



The Relationship Between Exchange Market Pressure Index and Dolarization: The Case of Turkey

Gökhan Konat^{1,a,*}, Şebnem Taş^{2,b}, Tayfur Bayat^{3,c}

¹Department of Econometrics, FEAS, Bolu Abant İzzet Baysal University

²Department of Economics, FEAS, Firat University

³Department of Economics, FEAS, İnönü University

*Corresponding author

Research Article

History

Received: 30/01/2022

Accepted: 08/02/2022

ABSTRACT

Any prolonged pressure on the national currency can have serious consequences, especially for emerging economies that are prone to external shocks. It is important to know the timing and intensity of such pressures in order to avoid any crisis. In this context, especially in economies that follow the managed floating exchange rate system, the foreign exchange market pressure index is used in the literature in order to accurately determine the level of pressure on the national currency which is measured by the weighted sum of changes in exchange rates, foreign exchange reserves and/or interest rates. In this study, the relationship between the foreign exchange market pressure index, which signals a possible currency crisis in the Turkish economy in the period of 2005:12-2021:5, and dollarization, which is expressed as the intensive use of foreign currency as both a payment instrument and a store of value, is examined in the Fourier field. For the dollarization variable, the ratio of exchange deposit accounts to the M2 money supply is taken as a basis, and for the exchange market pressure index, in parallel with the studies in the literature, the weighted sum of the change in the nominal exchange rate (USD/Turkish Lira) and the CBRT gross foreign exchange reserves (Million USD) is used. The monthly data of the said variables were obtained from the CBRT official database. As a result of the empirical analysis, it has been concluded that there is a process that feeds each other between the foreign exchange market pressure index and dollarization.

Keywords: Exchange rate pressure index, Dollarization, Fourier causality

Döviz Piyasası Baskı Endeksi ve Dolarizasyon Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği

Süreç

Geliş: 30/01/2022

Kabul: 08/02/2022

Öz

Ulusal para birimi üzerindeki herhangi bir uzun süreli baskı durumu, özellikle dış şoklara eğilimli gelişmekte olan ülke ekonomileri için ciddi sonuçlar doğurabilmektedir. Herhangi bir kriz durumundan kaçınabilmek için bu tür baskıların zamanlamasını ve yoğunluğunu bilmek önem arz etmektedir. Bu kapsamda literatürde özellikle yönetilen dalgalı döviz kuru sistemini takip eden ekonomilerde ulusal para birimi üzerindeki baskıların seviyesini doğru bir şekilde tespit edebilmek amacıyla döviz kurlarındaki, döviz rezervlerindeki ve/veya faiz oranlarındaki değişikliklerin ağırlıklı toplamı ile ölçülen döviz piyasası baskı endeksi kullanılmaktadır. Bu çalışmada ise Türkiye ekonomisinde 2005:12-2021:5 döneminde olası bir döviz krizinin işaretini veren döviz piyasası baskı endeksi ile yabancı paranın hem ödeme aracı hem de değer saklama aracı şeklinde yoğun kullanımı olarak ifade edilen dolarizasyon arasındaki ilişki fourier alanda ile incelenmektedir. Dolarizasyon değişkeni için döviz tevdiat hesaplarının M2 para arzına oranı esas alınmakta, döviz piyasası baskı endeksi için ise literatürde yer alan çalışmalara paralel olarak nominal döviz kuru (Amerikan Doları/Türk Lirası) ve TCMB brüt döviz rezervlerindeki (Milyon Amerikan Doları) değişimin ağırlıklandırılmış toplamı kullanılmaktadır. Söz konusu değişkenlere ait aylık veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası resmi veri tabanından elde edilmiştir. Ampirik analizler neticesinde döviz piyasası baskı endeksi ile dolarizasyon arasında birbirini besleyen bir süreç olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Copyright



This work is licensed under
Creative Commons Attribution 4.0
International License

Anahtar Kelimeler: Döviz kuru baskı endeksi, Dolarizasyon, Fourier nedensellik

^a gokhan.konat@inonu.edu.tr
^c tayfur.bayat@inonu.edu.tr

^{ID} <https://orcid.org/0000-0002-0964-7893>
^{ID} <https://orcid.org/0000-0002-4427-0999>

^b stas@firat.edu.tr

^{ID} <https://orcid.org/0000-0002-7303-3407>

How to Cite: Konat, G., Taş Ş., Bayat T. (2022) The Relationship Between Exchange Market Pressure Index and Dolarization: The Case of Turkey, Journal of Economics and Administrative Sciences, 23(2): 575-584

Giriş

Gelişmekte olan piyasaların finansal krizlere ve bunların yıkıcı sonuçlarına karşı duyarlılığı göz önüne alındığında, iktisatçılar ve politika yapıcılar, bu tür krizleri önleyebilecek politikalar geliştirmeyi bir öncelik haline getirmişlerdir (Honig, 2009: 198). Artan finansal entegrasyon ve bunun sonucunda ortaya çıkan uluslararası yayılmalar nedeni ile yayılma kanallarının belirlenmesi ve sonuçları, uygun politika tasarımları için önemli hale gelmiştir.

Bu bağlamda Takats ve Vela (2014), Mohanty (2014) ve Caruana (2012) yayılma kanallarını döviz kuru, politika faiz oranı, uzun vadeli faiz oranları, uluslararası banka kredileri ve portföy akışları olmak üzere beş kategoride sınıflandırmıştır. Bunlar arasında dış ekonomik koşulların ve yerel makroekonomik faktörlerin ilk ve en belirgin kanalı döviz kurudur (Aizenman ve Binici, 2016: 66).

Ulusal para birimi üzerindeki herhangi bir uzun süreli baskı durumu, özellikle dış şoklara eğilimli gelişmekte olan ülke ekonomileri için ciddi sonuçlar doğurabilmektedir. Herhangi bir kriz durumundan kaçınabilmek için politika yapıcılarının bu tür baskıların zamanlamasını ve yoğunluğunu bilmeleri, altta yatan ekonomik temelleri araştırabilmeleri ve proaktif bir şekilde tepki verebilmeleri açısından önem teşkil etmektedir (Rao, 2013: 102).

Tam dalgalı döviz kuru rejimleri izleyen ekonomiler için döviz kurundaki değişiklikler, yerel para birimi üzerindeki temel baskıları tam olarak yansıttığından bu tür baskıların ölçümü çok daha kolaydır. Ancak Bretton Woods sabit döviz kuru sisteminin çöküşünden bu yana, uygulamada sadece birkaç ülkenin tam dalgalı bir döviz kuru rejimi benimsediği geri kalan ülkelerin çoğunun yönetilen dalgalı döviz kuru sistemini takip ettiği görülmektedir. Bu nedenle söz konusu bu ülkelerde para otoriteleri döviz kurlarında istenmeyen dalgalanmaları önlemek için döviz piyasalarına müdahale etmekte ve döviz kurundaki değişiklikler sadece spekülasyon saldırıları yansıtmakta, tek başına döviz kurlarında meydana gelen değişiklik, yerel para birimi üzerindeki temel baskıların doğru bir ölçütünü oluşturamamaktadır (Rao, 2013: 102).

Özellikle yönetilen dalgalı döviz kuru sistemini takip eden ekonomilerde ulusal para birimi üzerindeki baskıların seviyesini doğru bir şekilde tespit edebilmek amacıyla literatürde döviz piyasası baskı endeksi (Exchange Market Pressure Index, EMPI) kullanılmaktadır. Döviz piyasası baskı endeksi (EMPI) genel olarak döviz kurlarındaki, döviz rezervlerindeki ve/veya faiz oranlarındaki değişikliklerin ağırlıklı toplamı ile ifade edilmektedir (Akram ve Byrne 2015: 43).

Merkez bankalarının döviz kuru piyasasına müdahaleleri nedeniyle, fiili döviz kuru hareketleri döviz piyasası baskılarının boyutunu tam olarak yansıtamamaktadır. EMPI ile ulusal para birimine yönelik değer kazanma ve kaybetme sonucunu doğuran ulusal ve uluslararası aşırı talep veya yerel para birimi arzından kaynaklı döviz piyasasındaki dengesizliğin büyüklüğü belirlenebilmekte ve bu sayede döviz piyasasının mevcut durumu tespit edilerek, döviz kurunun gelecekteki değeri

öngörülebilmektedir. Bu kapsamda EMPI hem döviz kuru değişikliklerinin hem de merkez bankasının doğrudan ve dolaylı müdahalelerinin etkisini yakalayabilmektedir (Özçelebi 2019: 498, Rao, 2013: 102-103).

EMPI'nin bahsedilen öneminden yola çıkılarak bu çalışmada, Türkiye'de EMPI ile dolarizasyon arasındaki ilişki incelenmektedir. Ticari bankalardaki döviz (veya dolar) mevduat oranının %20'yi aşması olarak tanımlanabilen dolarizasyon olgusu (Park ve Soon, 2020: 1) ilk olarak 1990'ların sonlarında dünya genelinde enflasyonun düşmesi ve ani döviz kuru hareketlerinin görülme sıklığının azalmasının ardından bankalardaki mudilerin düşük enflasyona rağmen yabancı para cinsinden mevduat tutmakta ısrar etme derecesi nedeni ile önemli ölçüde ilgi çekmeye başlamış ve birçok merkez bankası için endişe yaratmıştır.

Bu bağlamda yüksek enflasyon sırasındaki düzensiz parasal koşulların bir yansıması olmaktan ziyade politika yapıcıların dolarizasyon olarak adlandırılan kalıcı bir çift para birimi bankacılığı olgusuyla karşı karşıya olduğu görülmeye başlanmıştır (Honohan, 2007: 1).

Artan dolarizasyon, bir ülke ekonomisinin dünya pazarına artan entegrasyonunun bir işareti olabileceği ve çeşitli faydalar sağlayabileceği gibi ekonomi ve özellikle döviz kurları üzerinde istenmeyen etkilere de neden olabilmektedir. Bu kapsamda bu çalışmada Türkiye'de dolarizasyon (CS) ve döviz piyasası baskı endeksi (Exchange Market Pressure Index, EMPI) arasındaki ilişki 2005:12-2021:5 dönemini için Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası resmi veri tabanından elde edilen veriler kullanılarak incelenmektedir.

Değişkenlere yönelik ampirik analizde öncelikle Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) ve Bozoklu ve ark. (2020) kesirli frekanslı Fourer birim kök sınaması gerçekleştirilmekte ardından seriler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak için Pata ve Yılandı (2020) kesirli frekanslı esnek fourier formunda Toda-Yamamoto (FFFF-TY) nedensellik analizi uygulanmaktadır.

Literatürde dolarizasyon ve döviz piyasası baskı endeksi arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalara bakıldığında Türkiye örneğine yönelik çalışmaların son derece az olduğu dikkati çekmekte bu nedenle bu çalışma literatürdeki boşluğu gidermeye katkıda bulunmaktadır. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde teorik altyapı ve literatürde yer alan çalışmalar ele alınacak ardından veri seti ve ekonometrik yöntem üzerinde durulacak son olarak ampirik analiz sonuçları ve politika önerileri yer alacaktır.

Teorik Altyapı ve Literatür

2008–2009 küresel finansal krizinin dünya ekonomisi üzerindeki olumsuz etkileri göz önüne alındığında, küresel ölçekte finansal istikrarın sağlanması önem kazanmış ve olası bir finansal krizin işaretlerini veren göstergelerin üretilmesi gerekliliği ön plana çıkmıştır. Bu noktada döviz krizinin bir göstergesi olarak kabul edilen döviz piyasası

baskısı (Exchange Market Pressure, EMP) birçok bilimsel çalışmanın odak noktası olmuştur (Akram ve Byrne, 2015; Aizenman ve Binici, 2016; Patnaik ve ark., 2017; Soe ve Kakinaka, 2018; Ozcelebi, 2019).

Kriz sonrası dönemde gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerde ekonomi politikaları, bozulan makroekonomik ekonomik koşulların iyileştirilmesine odaklanmıştır. İç ve dış makroekonomik faktörlerin yanı sıra, özellikle gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru dalgalanmalarının analizinin özünü, dış kaynak ihtiyacı ve uluslararası sermaye akımlarının oluşturduğu görülmektedir. Döviz kurlarındaki oynaklığın azaltılmasında döviz kuru üzerinde baskı oluşturan faktörlerin kontrolü önem arz etmektedir. Bu açıdan merkez bankalarının müdahalelerini döviz kurları, faiz oranları ve uluslararası rezervlerdeki değişimlerden oluşan ağırlıklı bir endeks ile temsil eden döviz piyasası baskı endeksi (EMPI) tarafından doğrudan yansıtılmakta (Eichengreen ve ark., 1995) ve döviz kuru değişimlerinin gelecek dönemlerdeki etkileri hakkında daha kesin açıklamalar yapabilmek adına döviz piyasası dinamiklerinin tespitinde, döviz piyasasının mevcut durumunun ve döviz kurunun gelecekteki değerinin tahmin edilebilmesinde öncü bir gösterge olarak kabul edilmektedir (Özcelebi, 2019: 498-499).

Bir ülke olası dört yolla uluslararası şoklara uyum sağlar: döviz kurundaki değişiklik, merkez bankasının müdahalesi, döviz kurunu etkilemek amacıyla faiz oranını yükseltme veya düşürme, sermaye kontrollerini değiştirme. İktisatçılar EMP'yi ölçebilmek için bu dört değişkeni tek ölçüye indirgeyen bir mekanizma bulma konusunda farklı yöntemler izlemişlerdir. Ancak EMP fikrinin tamamı, gerçek döviz kuru değişiklikleri ve merkez bankası tarafından doğrudan veya dolaylı müdahaleler yoluyla savuşturulan potansiyel değişiklikler etrafında şekil aldığından literatürde yer alan ampirik çalışmaların çoğu, merkez bankasının doğrudan müdahalelerinin göstergesi olarak rezervlerdeki değişiklikleri ve döviz kurlarındaki değişiklikleri kullanmışlardır (Rao, 2013: 106).

EMP'nin tanımlanması ve EMPI'nin hesaplanmasına yönelik literatürde yer alan çalışmalar, modele bağlı [Girton ve Roper (1977), Roper ve Turnovsky (1980) ve Weymark (1995)] ve modelden bağımsız [Eichengreen ve ark., (1995), Kaminsky ve Reinhart (1999) ve Pontines ve Siregar (2007)] yaklaşımlar olmak üzere iki ana gruba ayrılabilir. Modele bağlı yaklaşımda, EMP bileşenlerini veya bunlara atanan ağırlıkları türetmek için stokastik bir makro model kullanılırken, modelden bağımsız yaklaşımda döviz piyasası baskısının bileşenlerini veya bunlara atanan ağırlıkları türetmek için herhangi bir model kullanılmamaktadır.

EMP literatürü bu tür bir baskının parasal modelini ortaya koyan ve bunu savaş sonrası Kanada dolarına uygulayan Girton ve Roper'a (1977) dayanmaktadır. Girton ve Roper (1977) parasal bir döviz kuru belirleme modeli kullanarak, döviz kuru ve döviz rezervi değişimlerinin basit bir toplamı olan bir döviz piyasası baskı endeksi türetmiştir. Endekste hem döviz kuru hem de döviz rezervi değişikliklerine eşit ağırlıklar verilmiştir.

Endeksin ağırlıklarını türetmek için herhangi bir model parametresinin tahminini gerek duyulmamıştır. Ardından Weymark (1995) çalışmasında EMPI tanımını, fiilen uygulanan döviz kuru politikasının yarattığı beklentiler göz önüne alındığında ve döviz piyasası müdahalesinin yokluğunda, uluslararası piyasalarda yerli para birimine yönelik fazla talebi ortadan kaldırmak için gerekli olacak döviz kuru değişikliğini ölçen endeks olarak yapmıştır. Roper ve Turnovsky (1980) ise para otoritelerinin yurtiçi çıktıyı istikrara kavuştururken yurtiçi krediyi hedefleme ile döviz kuru arasında karşı karşıya kaldıkları değiş-tokuş durumunu gösterebilmek adına makroekonomik model kullanmış ve türettikleri döviz piyasası baskı endeksi, döviz kuru ve döviz rezervleri değişimlerinin toplamından oluşmuştur.

Eichengreen ve ark. (1995)'nin yirmi sanayi ülkesinin 1959-1993 arası çeyreklik dönem verilerini kullanarak döviz krizlerini inceledikleri çalışmalarında, EMPI'nin istatistiksel ölçümü için döviz kurları ve uluslararası rezervlere ek olarak faiz oranı değişikliklerini de hesaba katmış ve endeksin her bir bileşenini ayrı ayrı ağırlıklandırarak standartlaştırmışlardır. Pontines ve Siregar (2007)'de Doğu Asya ve Latin Amerika'da yer alan bazı ülkelerde döviz krizlerinin belirlenmesine yönelik döviz piyasası baskısına dayalı yaklaşımları inceledikleri çalışmalarında döviz kurundaki, döviz rezervlerindeki ve faiz oranlarındaki değişikliklerin ağırlıklı ortalamasından oluşan EMPI kullanmışlardır.

EMPI'ya yönelik literatür, EMP belirleyicileri olarak makroekonomik değişkenlere de odaklanmıştır. Bu kapsamda daha önce bahsedilen ve konu ile ilgili öncü çalışma olan Girton ve Roper (1977) döviz piyasası baskısının belirleyicilerini incelerken, tahmini denklem ve döviz piyasası baskısı açıklayıcıları olarak yerli ve yabancı parasal büyüklükler ile yerli ve yabancı geliri kullanmıştır. Connolly ve Da Silveira (1979), Girton ve Roper (1977) döviz piyasası baskısı (GR) modelini savaş sonrası Brezilya para deneyimine uygulamışlardır. Tek denklemlilikli yaklaşımlarında, döviz piyasası baskısı belirleyicileri olarak yurtiçi kredi, yabancı fiyatları ve yurtiçi gelir kullanılmıştır. Burdekin ve Burkett (1990) 1963:1-1988:1 dönemi için Kanada'ya dinamik bir GR modeli uygulamışlar ve EMP belirleyicileri olarak ABD ve Kanada GSYİH deflatörü ve hazine bonosu oranını esas almışlardır. Bunlarla birlikte Kim (1985), Thornton (1995) ve Bahmani-Oskooee ve Bernstein (1999), GR'nin Connolly ve Da Silveira (1979) versiyonunun bir kısmını değiştirerek, para çarpanını ek bir bağımsız değişken olarak kullanmışlardır.

EMP ve EMPI ile ilgili literatür bir bütün olarak değerlendirildiğinde, EMP'yi ölçmeye yönelik ilk çalışmalarda doğrudan parasal modeller kullanıldığı daha yakın tarihli çalışmalarda ise rezervlerdeki, döviz kurlarındaki ve faiz oranlarındaki değişiklikleri birleştiren endekslerden yararlanıldığı görülmektedir. EMP'nin doğrudan ölçümleri modele bağlıdır ve öncelikle herhangi bir istenen döviz kuru hedefi altında rezerv veya döviz kuru değişiklikleri yoluyla ortadan kaldırılması gereken para piyasası dengesizliğinin büyüklüğünü bulmaya yöneliktir. EMPI ise krizleri yakalamak ve tahmin etmek için tasarlanmıştır. Doğrudan ölçümler genellikle tutarlı

birimlerden yoksundur ancak endekslerde bu sorun yoktur ve kriz koşullarına daha uygundur (Patnaik, 2017: 60).

Yabancı paranın hem ödeme aracı hem de değer saklama aracı şeklinde yoğun kullanımı olarak ifade edilen dolarizasyon, az gelişmiş ekonomilerde zaman içerisinde politika yapımcılar ve iktisatçılar için büyük ilgi uyandırmıştır (Ortiz, 1983; Melvin, 1985; Reinhart ve ark., 2003). Genel olarak yüksek enflasyon, yapışkan döviz kuru dalgalanmaları, durgun bir reel ekonomi ve piyasa kurumlarının niteliksel bozulması, dolarizasyon üzerinde olumlu yani arttırıcı etkiye sahip iken yerel para biriminin reel olarak değer kazanması dolarizasyon derecesini azaltmada önemli bir faktördür. Ancak özellikle, enflasyon veya enflasyona bağlı dalgalanma, ülkeler arasında dolarizasyonun derinleşmesinde ortak bir faktör olarak görülmektedir. (Park ve Soon, 2020:2-3)

Dolarizasyon ekonomilerde hem faydaya hem de maliyete sebep olan bir olgu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bennett ve ark. (1999) ve Kokenyene, Ley ve Veyrunne'ye (2010) göre artan dolarizasyon, bir ülkenin ekonomisinin dünya pazarına artan entegrasyonunun bir işaretidir ve bu durum ona ilk olarak dünya ekonomisine daha yakın entegrasyon, yerel mali piyasaların gelişiminin hızlanması, yabancı yatırımcıların yerli yatırımlara yönelik döviz kuru riskinin azalması ve son olarak düşük kredi maliyeti ile döviz cinsinden kredi verilmesi nedeniyle iç tüketim ve yatırım üzerinde olumlu etki yaratması yönünde faydalar sağlayabilir.

Bu çalışmaların aksine Ize ve Yeyati'ye (2005) göre dolarizasyon, para politikasının etkinliğini sınırlandıracaktır çünkü dolarizasyon ile birlikte yerel para biriminin kontrolü zayıflayacak, finans veya döviz piyasası için bağımsız ve etkili politikalar kısıtlanacaktır. Rennhack ve Nozaki (2006) ise çalışmalarında aşırı dolarizasyonun, kronik enflasyon, döviz kurlarında volatilité ile yakından ilişkili olduğunu vurgulamaktadır. Ayrıca yüksek derecede dolarizasyon bir ülkeyi ekonomik krizlere karşı daha savunmasız hale getirebilmektedir (De Nicolo, Honohan ve Ize (2005), Fischer, Lundgren ve Jahjah (2013).

Pinshi (2020) çalışmasında yüksek derecede dolarizasyonun, para arzının kontrolünü, dezenflasyon ve fiyat istikrarı girişimlerini ciddi şekilde engellediğini, para arzına bir yabancı para bileşeni ekleyerek para politikası rejimi seçimini karmaşıklatabileceğini belirtmektedir. Çalışmasında ayrıca gelişmekte olan ekonomilerde para politikasının etkisizliğini karakterize eden döviz rezervlerindeki düşüş, döviz kurlarındaki değer kaybı, dolarizasyon, yüksek ve değişken enflasyon arasındaki ilişkiye dikkat çekmektedir. Merkez bankalarının parasal ve finansal sistemin istikrarını korumada dolarizasyon ve düşük uluslararası rezervlerden endişe duyduklarını ve bu endişenin temel nedenlerinin ise likidite riski, ödeme gücü riski, parasal risk ve merkez bankası politika faizlerinin etkisiz geçişkenliği riski olduğunu belirtmektedir.

Feridun (2012) ise 1991:12'den 2006:08'e kadar aylık veriler kullanılarak ARDL ve Granger nedensellik çerçevesinde Türkiye'de borç dolarizasyonu ve döviz piyasası baskısını inceleyerek döviz piyasası baskısı ile dolarizasyon arasında uzun vadeli ilişki olduğu ve borç dolarizasyonunun döviz piyasası baskısının Granger nedenseli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu durumun ise, Türkiye'de bankaların bilançolarında yabancı para cinsinden yükümlülüklerin ağırlığının döviz piyasasında satış baskısı ve

dalgalanma korkusu yarattığını belirtmiştir. Ayrıca EMPI'da artış döviz kuru krizi olasılığının arttığını gösterebilir bu durumda da bankalar risklerini sınırlamak için yabancı para cinsinden yükümlülüklerini azaltmaya yönelebilir. Öte yandan, borç dolarizasyonu bankaların pozisyonlarını bozabilir ve bu da döviz piyasasında kendi kendini gerçekleştiren bir satış baskısına neden olabilir. Benzer şekilde, EMP endeksi doğrudan müdahaleleri yansıttığı için merkez bankasının dalgalanma korkusundan kaynaklanması durumunda, borç dolarizasyonundan EMP'ye daha fazla nedensellik olabilmektedir.

Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada 2005:12-2021:5 dönemi için aylık veriler kullanılarak Türkiye'de dolarizasyon (CS) ve döviz piyasası baskı endeksi (EMPI) arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır. Dolarizasyon değişkeni için döviz tevdiat hesapları/M2 para arzı baz alınmaktadır. EMPI endeksi ise literatürde yer alan çalışmalara paralel olarak nominal döviz kuru (Amerikan Doları/Türk Lirası) ve TCMB brüt döviz rezervlerindeki (Milyon Amerikan Doları) değişimin ağırlıklandırılmış toplamından oluşmaktadır. Söz konusu değişkenlere ait aylık veriler TCMB resmi veri tabanından elde edilmiştir.

Değişkenler için öncelikle Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) ve Bozoklu ve ark. (2020) kesirli frekanslı Fourier birim kök sınaması gerçekleştirilmiştir. Ardından seriler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak için kesirli frekanslı Fourier temelli nedensellik analizi uygulanmıştır. Çalışmada Türkiye'de CS ile EMPI değişkenleri için tanımlayıcı istatistikler Çizelge 1'de yer almaktadır.

Çizelge 1'de yer alan sonuçlara göre iki değişkenin de normal bir dağılım sergilemediği görülmektedir. Dolarizasyon (CS) ve döviz piyasası baskı endeksi (EMPI) arasındaki ilişkiyi analiz için oluşturulan model (1) nolu eşitlikte yer almaktadır:

$$CS_t = \beta_0 + \beta_1 EMPI_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Bu çalışma için T=2005:12,2006:01,2006:02, ...,2021:05 olup ε_{it} modele dahil edilemeyen değişkenleri temsil eden hata terimini ifade etmektedir.

Bozoklu ve ark. (2020) Kesirli Frekanslı Fourier ADF Birim Kök Testi

Bozoklu ve ark. (2020) tarafından önerilen bu test Enders ve Lee (2012) testine dayanmaktadır. Bu testin Enders ve Lee (2012) testinden farkı frekans sayılarının tamsayı değil de kesirli olmasıdır. Perron (1989), serilerde yapısal kırılmalar olduğunda bunları göz ardı etmenin birim kökün reddedilmesine yol açabileceğini vurgulamış ve yapısal değişimleri dikkate alan birim kök testlerinin öncüsü olmuştur. Fakat bu tip geleneksel yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testler kukla değişkenler aracılığıyla yapısal kırılmalara izin vermekte ve bu nedenle yalnızca ani değişikliklerin dinamiklerini yakalamaktadırlar. Dolayısıyla ani değil de yumuşak geçişlerin ve değişimlerin tespit edilebilmesi için literatüre bilinmeyen fonksiyonel formda yapısal kırılma sayısının bilinmediği duruma olanak veren

Fourier birim kök testleri literatüre kazandırılmıştır (Enders ve Lee, (2004), Becker ve ark. (2006), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010, 2011), Enders ve Lee (2012), Omay (2015)). Modele dâhil edilen Fourier fonksiyonlar sayıları, konumu ve biçimi testin gücü üzerinde bir etkiye sahip olmayan çok sayıda yumuşak değişime izin vermektedir. Bozoklu ve ark. (2020) Fourier ADF birim kök testini uygulamak için aşağıdaki model tahmin etmektedirler:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Burada t trend terimini, T gözlem sayısını, $\pi = 3.1416$, k belirli bir frekansı ve p uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. Bozoklu ve ark. (2020) uygun gecikme uzunluğunu belirlemek için Akaike bilgi kriterini kullanmaktadır. Ayrıca Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) ve Omay (2015) birim kök sınamalarındaki gibi frekans sayısını tamsayı değil de kesirli olarak dikkate almışlardır. Burada k frekans sayısı $[0.1, 0.2, 0.3, \dots, 5]$ aralığında olmakta ve en küçük kareler toplamını (SSR) veren uygun k frekans (\tilde{k}) değeri seçilmektedir. Önceki Fourier temelli testlerdeki gibi bu testte de doğrusal olmama durumlarının sınaması için F sınaması kullanılarak $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ temel hipotezi test edilmektedir. Yine diğer Fourier temelli birim kök testlerinde ki gibi birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotezi sınamak için, ρ katsayısının istatistiksel anlamlılığı test edilmektedir. $[0.1, 0.2, \dots, 5]$ Aralığında k frekans değerleri için kritik değerler Bozoklu ve ark. (2020) tarafından Monte Carlo simülasyonları ile hesaplanmış ve çalışmalarında raporlanmıştır. Elde edilen test istatistikleri bu kritik değerler ile karşılaştırılarak analizi gerçekleştirilen serinin birim kök içerip içermediğine karar verilmektedir.

Pata ve Yılcı (2020) Kesirli Frekanslı Esnek Fourier Formunda Toda-Yamamoto (FFFF-TY) Nedensellik Testi

Enders ve Jones (2016) nedensellik test literatüründe yapısal değişimleri göz önünde bulunduran alan bir test prosedürü önermişlerdir. Bu prosedür vektör otoregresif (VAR) modelinde çoklu düzgün kırılma olasılığını dikkate alan ilk çalışma olup esnek Fourier formunun bir varyasyonu olan yeni bir nedensellik testi sunmaktadır. Enders ve Jones'un (2016) nedensellik testini kullanmak için, değişkenlerin durağanlık özelliklerinin test edilmesi ve seriler birim köklü ise değişkenlerin farkının alınması gerekmektedir. Bu işlem uzun dönemde bilgi kaybına neden olabileceğinden Nazlıoğlu ve ark. (2016), VAR modelinin değişkenlerin maksimum bütünleşme mertebesi ile artırıldığı Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi çerçevesinde Fourier nedensellik testi kullanmayı önermişlerdir. Fourier fonksiyonları ile gecikmesi artırılmış (Lag Augmented) VAR (LA-VAR) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{1+d_{\max}} \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{1+d_{\max}} \vartheta_i X_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{1+d_{\max}} \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{1+d_{\max}} \theta_i X_{t-i} + v_t \quad (4)$$

Burada l ve d_{\max} sırasıyla VAR modelinin uygun gecikme uzunluğunu ve değişkenlerin maksimum bütünleşme mertebesini göstermektedir. LA-VAR sisteminde, k belirli bir frekans sayısını, t trend terimini ve T gözlem sayısını ifade etmektedir. Nazlıoğlu ve ark. (2016), kalıntı kareler toplamının minimum olduğu uygun frekans değerini yani k 'yı tamsayı değeri olarak $1 \leq k \leq 5$ için tahmin etmeyi önermiştir. Bununla birlikte, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) frekans değeri tamsayı ise geçici kırılmaları, kesirli ise kalıcı kırılmaları yakalayabileceği fikrinden hareketle, Pata ve Yılcı (2020) frekansın tamsayı değil de kesirli olarak modele dâhil etmişlerdir. Yani tamsayı frekanslar aralığında uygun frekans yerine nedensellik sınamasında kalıcı kırılmalara izin vermek için kesirli frekansları da dikkate almışlardır ve $[0.1, 0.2, 0.3, \dots, 5]$ aralığında uygun frekansın seçilmesine izin vermişlerdir. Bu testin adını da kesirli frekanslı esnek Fourier formunda Toda-Yamamoto (FFFF-TY) nedensellik testi olarak isimlendirmişlerdir. Burada $i=1, 2, \dots, l$ için Wald istatistiği kullanarak $\vartheta_i=0$ temel hipotezi test edilmektedir ve bootstrap simülasyonları ile kritik değerler elde edilerek hesaplanan test istatistiği ile karşılaştırılarak değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığına karar verilmektedir.

Ampirik Bulgular

Dolarizasyon (CS) ve döviz piyasası baskı endeksi (EMPI) arasındaki ilişkinin incelenirken ilk olarak iki değişkenin bütünleşme mertebesi araştırılmış ve bu amaçla hem CS hem de EMPI değişkeni için Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) ve Bozoklu ve ark. (2020) Fourier temelli birim kök analizleri gerçekleştirilmiştir. Düzeyde durağan bulunan iki değişken için Pata ve Yılcı (2020) tarafından önerilen ve Nazlıoğlu ve ark. (2016) testinin kesirli frekanslı hali olan FFFF-TY testi uygulanmıştır. Sonuçlar aşağıdaki Çizelge 2, Çizelge 3 ve Çizelge 4'de yer almaktadır.

Çizelge 2'den elde edilen Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) birim kök analiz sonuçlarına göre CS değişkeni için Fourier terimlerin anlamlı olduğu ve hesaplanan test istatistiğine göre temel hipotezin reddedildiği ve serinin durağan yani $I(0)$ olduğu görülmektedir. EMPI Değişkeninin birim kök test sonuçlarına göre ise Fourier terimlerin anlamlı olmadığı için geleneksel ADF testi raporlanmıştır ve bu sonuçlara göre yine bu değişkenin $I(0)$ olduğu görülmektedir.

Çizelge 3'ten elde edilen Bozoklu ve ark. (2020) kesirli frekanslı Fourier birim kök test sonuçlarına göre ise yine iki değişkenin düzeyde durağan olduğu görülmektedir. Ayrıca EMPI değişkeninin Fourier terimlerinin yine anlamlı çıkmadığı görülmektedir ve Çizelge 2'de geleneksel ADF test sonuçları raporlandığı için ayrıca burada yer verilmemiştir.

FFFF-TY kesirli frekanslı Fourier Toda-Yamamoto nedensellik analiz sonuçlarına göre ise nedensellik ilişkisinin mevcut ve çift yönlü olduğu görülmektedir. Ayrıca iki nedensellik hipotezi için de uygun frekans değerinin 0.5 ve kesirli olduğu dolayısıyla kalıcı yapısal kırılmaları yakaladığı sonucuna varılmaktadır. Değişkenlere ait zaman yolu grafiği aşağıda Şekil 1'de sunulmaktadır. Değişkenlere ait zaman yolu grafiklerinden elde edilen sonuçlara göre; dolarizasyon (CS) değişkeni Fourier fonksiyonlara uygun iken, döviz

piyasası baskı endeksi (EMPI) değişkeni fourier fonksiyonlara uygun olmamaktadır.

Çizelge 1. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Table 1. Descriptive Statistics of Variables

	CS	EMPI
Ortalama	0,356	0,009
Medyan	0,342	0,002
Maksimum	0,534	0,304
Minimum	0,259	-0,219
Standart Sapma	0,070	0,087
Çarpıklık	0,867	0,570
Basıklık	2,845	4,163
Jarque-Bera	23,511 (0,000)	20,594 (0,000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Çizelge 2. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) Kesirli Frekanslı FADF Birim Kök Test Sonuçları

Table 2. Christopoulos and Leon-Ledesma (2011) Fractional Frequency FADF Unit Root Test Results

	Min. KKT	0.065		
CS	Kesirli Frekanslı FADF	-3,953**		
	Frekans	0,5		
	Uygun Gecikme Uzunluğu	7		
	Min. AIC	-5,078		
	F test İstatistiği	1171,126***		
	Kritik Değer FADF	%1	%5	%10
		-4,47	-3,93	-3,64
		Kritik Değer $F_{\mu}(k)$	%1	%5
	6,730		4,929	4,133
	EMPI		ADF Test İst.	-3,691***
Min. KKT		1,372		
Kesirli Frekanslı FADF		-4,161**		
Frekans		0,5		
Uygun Gecikme Uzunluğu		11		
Min. AIC		-2,039		
F test İstatistiği		2,638		
Kritik Değer FADF		%1	%5	%10
		-4,47	-3,93	-3,64
		Kritik Değer $F_{\mu}(k)$	%1	%5
6,730	4,929		4,133	

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. EMSI Değişkeni için F test istatistiği sonucuna göre temel hipotez reddedilemediği için ADF test istatistiği sunulmaktadır ve ADF test istatistiği için kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırasıyla -3,468, -2,878 ve -2,575'dir.

Çizelge 3.Bozoklu ve ark. (2020) Kesirli Frekanslı FADF Birim Kök Test Sonuçları

Table 3. Bozoklu et al. (2020) Fractional Frequency FADF Unit Root Test Results

Model	Frekans	Min. KKT	FADF	Kritik Değerler			F test istatistiği	
				%1	%5	%10		
Sabitli	CS	0,5	0,014	-3,993**	-4,456	-3,899	-3,598	10,566***
	EMPI	0,7	1,351	-6,930	-4,450	-3,899	-3,607	1,324
Sabitli ve Trendli	CS	0,3	0,014	-4,057	-4,803	-4,243	-3,951	7,714
	EMPI	2	1,322	-7,072	-4,616	-4,009	-3,679	1,311

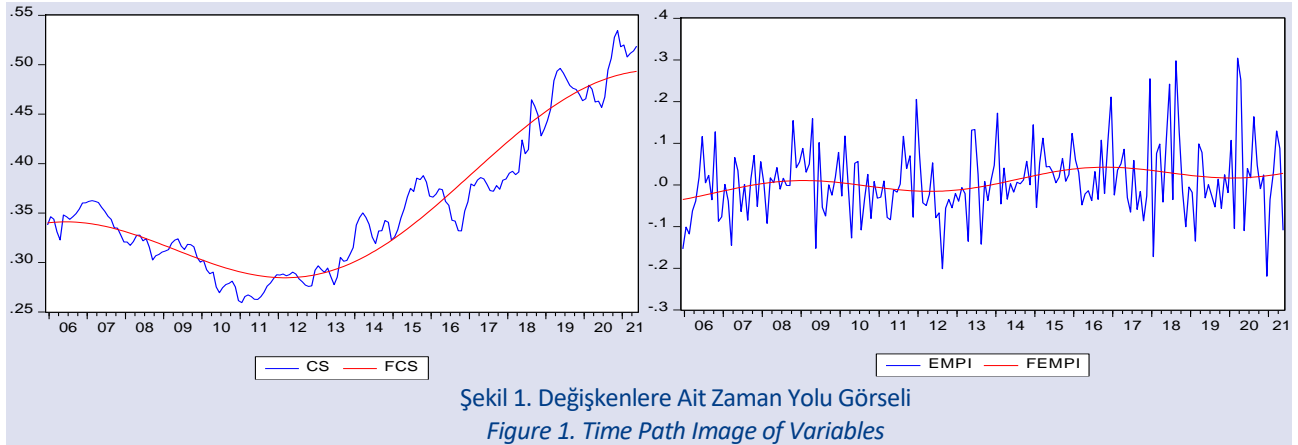
Not: *** ve ** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. F test istatistiği için kritik değerler %10, %5 ve %1 düzeyinde sabitli ve sabitli ve trendli modeller için sırasıyla 6,35, 7,58, 10,35 ve 7,78, 9,14, 12,21'dir. Bkz. Enders ve Lee (2012).

Çizelge 4. Kesirli Frekanslı Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Analiz Sonuçları

Table 4. Fractional Frequency Fourier Toda-Yamamoto Causality Analysis Results

H_0 Hipotezi	Uygun Gecikme	Frekans	Wald İst.	Asimptotik Olasılık Değ.	Bootstrap Olasılık Değ.
CS, EMPI'nin nedeni değildir	2	0,5	9,779	0,008***	0,007***
EMPI, CS'nin nedeni değildir	2	0,5	8,680	0,013**	0,013**

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. 2000 bootstrap simülasyonu ile analizler gerçekleştirilmiştir.



Sonuç ve Politika Önerileri

Ulusal para birimi üzerindeki herhangi bir uzun süreli baskı durumu, özellikle dış şoklara karşı daha kırılgan olan az gelişmiş ülke ekonomileri için ciddi sonuçlar doğurabilmektedir. Herhangi bir olası krize karşı hızlı bir şekilde aksiyon olarak gerekli hamleleri yapabilmek için bu tür baskıların hem zamanını hem de yoğunluğunu bilmek büyük önem arz etmektedir. Son yıllarda birçok ülkenin esnek kur sistemini benimsemiş olmalarına rağmen merkez bankalarının döviz kuru piyasasına sıklıkla müdahale etmesi nedeniyle, fiili döviz kuru hareketleri döviz piyasası baskılarının boyutunu tam olarak yansıtamamaktadır.

Döviz krizinin bir göstergesi olarak kabul edilen döviz piyasası baskısı (Exchange Market Pressure, EMP) birçok bilimsel çalışmanın odak noktası olmuştur (Akram ve Byrne, 2015; Aizenman ve Binici, 2016; Patnaik ve ark., 2017; Soe ve Kakinaka, 2018; Ozcelebi, 2019). Ve söz konusu baskının ölçümlenebilmesi için merkez bankalarının müdahalelerini döviz kurları, faiz oranları ve uluslararası rezervlerdeki değişimlerden oluşan ağırlıklı bir endeks ile temsil eden döviz piyasası baskı endeksi (EMPI) (Eichengreen ve ark., 1995) esas alınmıştır. EMPI ile döviz kuru değişimlerinin gelecek dönemlerdeki etkileri hakkında daha kesin açıklamalar yapılabilmekte, döviz piyasası dinamiklerinin tespit edilebilmekte, döviz piyasasının mevcut durumunun ve döviz kurunun gelecekteki değerinin tahmin edilebilmektedir.

Diğer taraftan yabancı paranın hem ödeme aracı hem de değer saklama aracı şeklinde yoğun kullanımı olarak ifade edilen dolarizasyon olgusu az gelişmiş ekonomilerde zaman içerisinde büyük ilgi uyandırmıştır (Ortiz, 1983; Melvin, 1985; Reinhart ve ark., 2003). Ancak ülke ekonomilerinin zaman içerisindeki seyri incelendiğinde, dolarizasyonun bir ülkenin ekonomisine dünya pazarına artan entegrasyon ve yerel mali piyasaların gelişiminin hızlanması gibi faydalarının yanında yerel para biriminin kontrolünü zorlaştırarak etkin bir para politikasının izlenememesi ve ülkenin finansal krizlere karşı daha savunmasız hale gelmesi gibi zararlarının da olduğu görülmektedir.

Bu kapsamda bu çalışmada Türkiye’de 2005:12-2021:5 dönemi için aylık veriler kullanılarak Türkiye’de dolarizasyon ve döviz piyasası baskı endeksi arasındaki

nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır. Bu amaçla yapısal değişimleri dikkate alan Fourier temelli testlerden faydalanılmıştır. Öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadıklarını sınamak adına kesirli frekanslı Fourier birim kök sınamaları gerçekleştirilmiş ve iki değişkenin de düzey durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Ardından kesirli frekanslı Fourier formunda olan nedensellik analiz sonucuna göre iki değişken arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin olduğu bulunmuştur.

Elde ettiğimiz sonuca paralellik gösteren çalışmalar da esas alındığında CS ve EMPI arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisi; dolarizasyonun yerel para biriminin kontrolü zayıflatarak para politikasının etkinliğini sınırlaması, finans veya döviz piyasası için bağımsız ve etkili politikaların kısıtlanması (Ize ve Yeyati, 2005) ve aşırı dolarizasyonun bir ülkeyi ekonomik krizlere karşı daha savunmasız hale getirmesi (De Nicolo, Honohan ve Ize 2005, Fischer, Lundgren ve Jahjah, 2013) ile açıklanabilmektedir. Ayrıca EMPI’deki artış ve azalışta, EMPI’nin bileşenlerini oluşturan döviz kurlarındaki ve döviz rezervlerindeki değişiklikler nedeni dolarizasyon düzeyi üzerinde etkiye sahip olmaktadır. EMPI’de bir artış döviz kurlarında artış ve/veya döviz rezervlerinde azalıştan kaynaklanacağı (ve tam tersi durum) için bu durum dolarizasyon düzeyi üzerinde etkili olacaktır. Ayrıca Feridun (2012)’in Türkiye’de borç dolarizasyonu ve döviz piyasası baskısını incelediği döviz piyasası baskısı ile dolarizasyon arasında uzun vadeli ilişki olduğu ve borç dolarizasyonun döviz piyasası baskısının Granger nedenseli olduğu sonucu da çalışmamızla örtüşmektedir.

Son olarak; dolarizasyon düzeyi yüksek olan ekonomilerde ulusal para birimi ve döviz rezervleri üzerindeki baskı fazla olacağından ekonomik birimlerin yerel para birimini ellerinde tutma teşviklerini artırmak için enflasyonun satın alma gücünü düşürmesinin önüne geçilerek fiyat istikrarının sağlanması, ekonomiye duyulan güvenin artırılması ve uzun vadeli perspektifte ekonomik ve finansal kurumların kalitesinin artırılması önem arz etmektedir. Ayrıca EMPI’nin etkin bir şekilde kullanılması, oluşabilecek döviz krizlerinin önceden tahmin edilerek zamanında önlem alınmasını ve döviz piyasası baskısı

altında yatan temel sebeplerin analiz edilmesini sağlayacak ve ekonominin dolarize olmasının önüne geçilecektir.

Extended Abstract

Given the vulnerability of emerging markets to financial crises and their devastating consequences, economists and policymakers have made it a priority to develop policies that can prevent such crises. With increased financial integration and the resulting international spillovers, the identification of diffusion channels and their consequences has become important for appropriate policy design.

Any prolonged pressure on the national currency can have serious consequences, especially for emerging economies that are prone to external shocks. In order to avoid any crisis, it is important for policymakers to know the timing and intensity of such pressures so they can investigate the underlying economic fundamentals and react proactively (Rao, 2013:102). In order to accurately determine the level of pressure on the national currency, especially in economies that follow the managed floating exchange rate system, the Exchange Market Pressure Index (EMPI) is used in the literature. The foreign exchange market pressure index (EMPI) is generally expressed as the weighted sum of changes in exchange rates, foreign exchange reserves and/or interest rates (Akram and Byrne 2015:43).

Due to the intervention of central banks in the foreign exchange market, actual exchange rate movements do not fully reflect the extent of foreign exchange market pressures. With EMPI, the magnitude of the imbalance in the foreign exchange market due to national and international excessive demand or local currency supply, which results in the appreciation and depreciation of the national currency, can be determined. In this context, EMPI can capture the effects of both exchange rate changes and the direct and indirect interventions of the central bank (Özçelebi 2019:498, Rao, 2013:102-103).

Based on the mentioned importance of EMPI, this study examines the relationship between EMPI and dollarization in Turkey. Dollarization phenomenon, which can be defined as the foreign exchange (or dollar) deposit rate in commercial banks exceeding 20% (Park and Soon, 2020:1). In the late 1990s, after the decline in inflation worldwide and the decrease in the incidence of sudden exchange rate movements, it started to attract significant attention due to the degree of the insistence of depositors in banks to keep foreign currency deposits despite low inflation, and caused concern for many central banks. In this context, rather than being a reflection of the erratic monetary conditions during high inflation, it has been seen that policymakers are faced with a permanent dual-currency banking phenomenon called dollarization (Honohan, 2006:1).

Increasing dollarization can be a sign of the increasing integration of a country's economy into the world market. It can provide various benefits, as well as cause undesirable effects on the economy and especially on exchange rates. In this context, in this study, the relationship between dollarization (CS) and the foreign

exchange market pressure index (Exchange Market Pressure Index, EMPI) in Turkey is examined using the data obtained from the official database of the Central Bank of the Republic of Turkey for the period 2005:12-2021:5.

For the dollarization variable, the ratio of foreign currency deposit accounts to the M2 money supply is taken as a basis. Foreign currency deposit accounts consist of foreign currency held by real and legal persons residing in Turkey and real and legal persons residing abroad with the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) and banks. In this context, the ratio of foreign currency deposit accounts to M2 money supply clearly reveals the level of dollarization in the country. The EMPI index, on the other hand, consists of the weighted sum of the changes in the Nominal Exchange Rate (USD/Turkish Lira) and the CBRT's gross foreign exchange reserves (Million USD) in parallel with the studies in the literature. The monthly data of the said variables were obtained from the CBRT official database.

In the study, firstly, the degree of integration of the two variables was investigated. For this purpose, Christopoulos and Leon-Ledesma (2011) and Bozoklu et al. (2020) Fourier-based unit root analyzes were performed. Then, for the two variables that are stationary at the level, Pata and Yılanç (2020) suggested and Nazlıoğlu et al. The FFFF-TY test, which is the fractional frequency version of the (2016) test, was applied.

According to Christopoulos and Leon-Ledesma (2011) unit root analysis results, it is seen that the Fourier terms for the variable are significant and according to the calculated test statistics, the basic hypothesis is rejected and the series is stationary, that is, $I(0)$. According to the unit root test results of the variable, the traditional ADF test was reported because the Fourier terms were not significant, and according to these results, it is seen that this variable is $I(0)$. Bozoklu et al. According to the (2020) fractional frequency Fourier unit root test results, it is seen that the two variables are stationary at the level. In addition, it is seen that the Fourier terms of the EMPI variable are not significant again. According to the FFFF-TY fractional frequency Fourier Toda-Yamamoto causality analysis results, it is seen that the causality relationship is present and bidirectional. In addition, it is concluded that the appropriate frequency value for the two causality hypotheses is 0.5 and fractional, thus capturing permanent structural breaks.

Bidirectional causality relationship between CS and EMPI; dollarization weakens the control of the local currency and limits the effectiveness of the monetary policy, restricts independent and effective policies for finance or foreign exchange market (Ize and Yeyati, 2005). In addition, the increase and decrease in EMPI, the changes in exchange rates and foreign exchange reserves, which are the components of EMPI, have an effect on the dollarization level. This will have an impact on the

dollarization level, as an increase in EMPI will result from an increase in exchange rates and/or a decrease in foreign exchange reserves (and vice versa). In addition, the conclusion that Feridun (2012) examines debt dollarization and foreign exchange market pressure in Turkey, that there is a long-term relationship between foreign exchange market pressure and dollarization, and that debt dollarization is Granger causal of foreign exchange market pressure also overlaps with our study.

Since the pressure on the national currency and foreign exchange reserves will be high in economies with high dollarization levels, in order to increase the incentives of economic units to hold the local currency, ensuring price stability by preventing inflation from reducing purchasing power, increasing confidence in the economy and increasing the quality of economic and financial institutions in a long-term perspective is important. In addition, the effective use of EMPI will enable timely measures to be taken by predicting currency crises that may occur. The analysis of the main reasons underlying the foreign exchange market pressure and the dollarization of the economy will be prevented.

Kaynaklar

- Akram, G.M., Byrne, J.P. (2015). Foreign Exchange Market Pressure and Capital Controls. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 37: 42-53.
- Aizenman, J., Binici, M. (2016). Exchange Market Pressure in OECD and Emerging Economies: Domestic vs. External Factors and Capital Flows in the Old and New Normal. *Journal of International Money and Finance*, 66: 65-87.
- Bahmani-Oskooee, M., Bernstein, D.J. (1999). Exchange Market Pressure During the Current Managed Float. *Applied Economics Letters*, 6(9): 585-588.
- Becker, R., Enders, W., Lee, J. (2006). A Stationary Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3): 381-409.
- Bennett, M.A., Borensztein, M.E., Baliño, M.T.J. (1999). Monetary Policy in Dollarized Economies. *International Monetary Fund*.
- Bozoklu, S., Yilanci, V., Gorus, M.S. (2020). Persistence in per Capita Energy Consumption: A Fractional Integration Approach with a Fourier Function. *Energy Economics*, 91: 104926.
- Burdekin, R.C., Burkett, P. (1990). A Re-Examination of the Monetary Model of Exchange Market Pressure: Canada, 1963-1988. *The Review of Economics and Statistics*, 677-681.
- Caruana, J., (2012). International Monetary Policy Interactions: Challenges and Prospects, *Speech to the CEMLA-SEACEN Conference*, 16 November.
- Christopoulos, D.K., León-Ledesma, M.A. (2010). Smooth Breaks and Non-Linear Mean Reversion: Post-Bretton Woods Real Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6): 1076-1093.
- Christopoulos, D.K., Leon-Ledesma, M.A. (2011). International Output Convergence, Breaks, and Asymmetric Adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 15(3).
- Connolly, M., Da Silveira, J.D. (1979). Exchange Market Pressure in Postwar Brazil: An Application of the Girton-Roper Monetary Model. *The American Economic Review*, 69(3): 448-454.
- De Nicoló, G., Honohan, P., Ize, A. (2005). Dollarization of Bank Deposits: Causes and Consequences. *Journal of banking and finance*, 29(7): 1697-1727.
- Eichengreen, B., Rose, A.K., Wyplosz, C. (1995). Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks. *Economic policy*, 10(21): 249-312.
- Enders, W., Lee, J. (2004). Testing for a Unit Root with a Nonlinear Fourier Function. *In Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings* (Vol: 457).
- Enders, W., Lee, J. (2012). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4): 574-599.
- Enders, W., Jones, P. (2016). Grain Prices, Oil Prices and Multiple Smooth Breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 20(4): 399-419.
- Feridun, M. (2012). Liability Dollarization, Exchange Market Pressure and Fear of Floating: Empirical Evidence for Turkey. *Applied Economics*, 44(8): 1041-1056.
- Fischer, M.F., Lundgren, C.J., Jahjah, M.S. (2013). Making Monetary Policy More Affective: The case of the Democratic Republic of the Congo. *International Monetary Fund*.
- Girton, L., Roper, D. (1977). A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience. *The American Economic Review*, 67(4): 537-548.
- Honig, A. (2009). Dollarization, Exchange Rate Regimes and Government Quality. *Journal of International Money and Finance*, 28(2): 198-214.
- Honohan, P. (2007). Dollarization and Exchange Rate Fluctuations. *IIIS Discussion Paper No. 201*.
- Ize, A., Yeyati, E. (2005). Financial Dollarization: Is it for real? *IMF Working Paper*, No. 187.
- Kaminsky, G.L., Reinhart, C.M. (1999). The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems. *American Economic Review*, 89(3): 473-500.
- Kim, I. (1985). Exchange Market Pressure in Korea: An Application of the Girton-Roper Monetary Model: note. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2): 258-263.
- Kokenyne, A., Ley, J., Veyrune, R. (2010). De-dollarization. *IMF Working Paper*, No: 188.
- Melvin, M. (1985). The Choice of an Exchange Rate System and Macroeconomic Stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(4): 467-478.
- Mohanty, M.S. (2014). The Transmission of Unconventional Monetary Policy to the Emerging Markets- An Overview. *BIS Paper*, (78a).
- Nazlioglu, S., Gormus, N.A., Soytaş, U. (2016). Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis. *Energy Economics*, 60: 168-175.
- Omay, T. (2015). Fractional Frequency Flexible Fourier form to Approximate Smooth Breaks in Unit Root Testing. *Econ. Letters*. (134): 123-126.
- Ortiz, G. (1983). Currency Substitution in Mexico: The Dollarization Problem. *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(2): 174-185.
- Ozcebe, O. (2019). Assessment of Asymmetric Effects on Exchange Market Pressure: Empirical Evidence from Emerging Countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48: 498-513.
- Park, H., Son, J.C. (2020). Dollarization, Inflation and Foreign Exchange Markets: A Cross-Country Analysis. *International Journal of Finance & Economics*.

33. Pata, U.K., Yilanci, V. (2020). Financial Development, Globalization and Ecological Footprint in G7: Further Evidence from Threshold Cointegration and Fractional Frequency Causality tests. *Environmental and Ecological Statistics*, 27(4): 803-825.
34. Patnaik, I., Felman, J., Shah, A. (2017). An Exchange Market Pressure Measure for Cross Country Analysis. *Journal of International Money and Finance*, 73: 62-77.
35. Pinshi, C.P. (2021). Dollarization and Foreign Exchange Reserve: Debate on the Effectiveness of Monetary Policy in Democratic Republic of Congo. *Journal of Applied Economic Sciences (JAES)*, 16(72): 222-227.
36. Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
37. Pontines, V., Siregar, R. (2007). The Yen, the US dollar, and the Trade Weighted Basket of Currencies: Does the Choice of Anchor Currencies Matter in Identifying Incidences of Speculative attacks? *Japan and the World Economy*, 19(2): 214-235.
38. Rao, N.H. (2013). Reconsidering Exchange Market Pressure Index in Pakistan. *SBP Research Bulletin*, 9(1): 102-112.
39. Reinhart, C., Rogoff, K., Savastano, M. (2003). Addicted to Dollars", *NBER Working Paper*, 10015.
40. Rennhack, R., Nozaki, M. (2006). Financial Dollarization in Latin America. In *Financial Dollarization*, (pp.: 64-96). Palgrave Macmillan, London.
41. Roper, D.E., Turnovsky, S.J. (1980). Optimal Exchange Market Intervention in a Simple Stochastic Macro Model. *Canadian Journal of Economics*, 296-309.
42. Soe, T.T., Kakinaka, M. (2018). Inflation Targeting and Exchange Market Pressure in Developing Economies: Some International Evidence. *Finance Research Letters*, 24: 263-272.
43. Takáts, E., Vela, A. (2014). International Monetary Policy Transmission. *BIS paper*, (78b).
44. Thornton, J. (1995). Exchange Market Pressure in Costa Rica, 1986-92: An Application of the Girton-Roper model. *International Economic Journal*, 9(1): 67-72.
45. Toda, H.Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.
46. Weymark, D.N. (1995). Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada. *Journal of International Economics*, 39(3-4): 273-295.