



## Ara malları ithalatı, göreceli fiyat ve reel efektif döviz kuru ilişkisi: Türkiye örneği

Burcu Hiçyılmaz\*

\* Dr. Öğr. Üyesi, Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İsbeyli Yerleşkesi, Aydın, 09800 TÜRKİYE. E-posta: burcu.yilmaz@adu.edu.tr. ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-3501-2012x>

### MAKALE BİLGİSİ

Geliş tarihi: 06.05.2021  
Kabul tarihi: 28.06.2022  
Çevrimiçi kullanım tarihi: 30.10.2022  
Makale Türü: Araştırma makalesi

### Anahtar Kelimeler:

Ara malı ithalatı, reel efektif döviz kuru, nedensellik analizi, eşbütünleşme analizi

### ÖZ

Bu çalışmada göreceli fiyatlar ve reel efektif döviz kurunun ara malı ithalatı üzerine olan etkisi Türkiye kapsamında 2013M1-2020-M2 dönemi için araştırılmaktadır. Amaç doğrultusunda analizde Granger nedensellik, Toda ve Yamamoto nedensellik ve Johansen eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Nedensellik testlerine göre değişkenler arasında doğrudan bir nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. Bu durumun tersine, eşbütünleşme testi sonuçlarına göre ise hem uzun dönem hem de kısa dönemde ilişki bulunduğu saptanmıştır. Analizden elde edilen sonuçlara göre her iki dönem için de ara malı ithalatı ile göreceli fiyat arasında negatif, ara malı ithalatı ve reel efektif döviz kuru ile pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. İki bulgu da Türkiye'nin dış ticaret ve döviz kuru politikaları bağlamında önlemler alması gerektiğini göstermektedir.

## The imports of intermediate goods, relative price and real effective exchange rate relationship: The case of Turkey

### ARTICLE INFO

Received: 06.05.2021  
Accepted: 28.06.2022  
Available online: 30.10.2022  
Article type: Research article

### Keywords:

Imports of intermediate goods, reel effective exchange rate, causality analysis, cointegration analysis

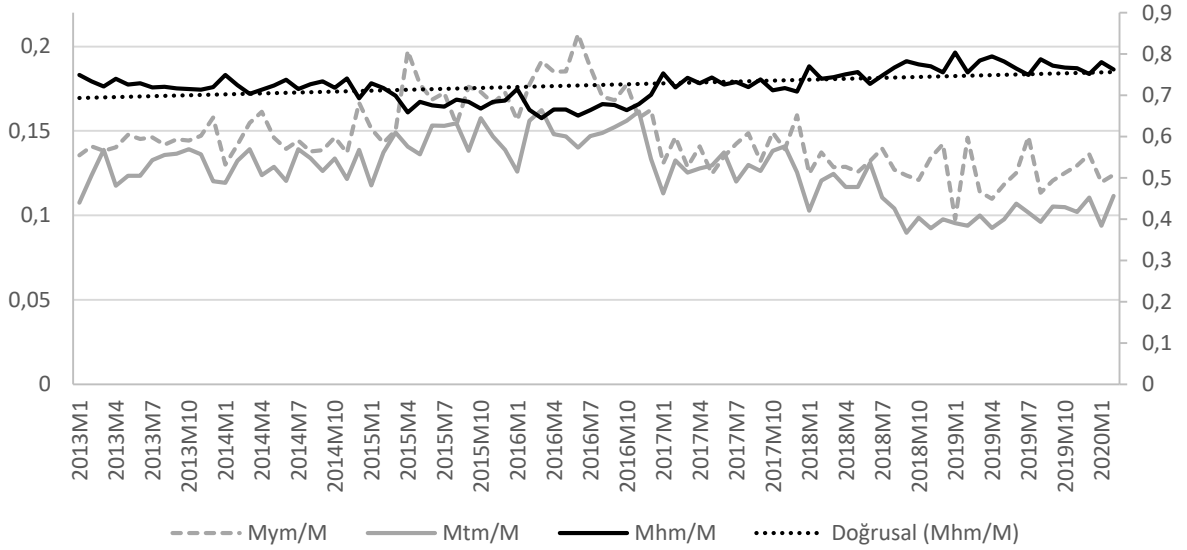
### ABSTRACT

In this study, the effect of relative prices and real effective exchange rate on imports of intermediate goods in Turkey is investigated for the period 2013M1-2020M2. Within the scope of the purpose, Granger causality, Toda and Yamamoto causality and Johansen cointegration tests are used in the analysis. According to the causality tests, no direct causality relationship is found between the variables. On the contrary, according to the cointegration test results, there is a relationship in both the long term and the short term. For both periods, a negative relationship was found between imports of intermediate goods and relative prices, and a positive relationship with the real effective exchange rate. Both findings show that Turkey should take measures in the context of foreign trade and exchange rate policies.

## 1. Giriş

Cari açık sorunu ile yıllardır mücadele etmeye çalışan bir ülke olan Türkiye için ihracat ve ithalat oldukça önemli unsurlardır. Bu sorunun ithalat ayağının temelinde hem artan ara malları ithalatı ve bu ithalata bağlılığı hem de döviz kurları bulunmaktadır.

Yıllar itibariyle tüketim malları, yatırım malları ve hammadde ve ara malları ithalatının toplam ithalat içerisindeki paylarının (sırasıyla Mtm/M, Mym/M, Mhm/M) izlediği seyir Grafik 1'de verilmiştir<sup>1</sup>. Bu üç alt ithalat bileşeninden ithalat içerisinde en büyük paya sahip olanın hammadde ve ara malı ithalatı olduğu görülmektedir. Verilere göre, hammadde ve ara malı ithalatının payı yıllar itibariyle ortalama olarak %60-%80 bandında hareket etmektedir ve trende (Doğrusal Mhm/M) göre artış eğiliminde olduğu açık bir şekilde görülmektedir. 2016 başında yaklaşık %65 seviyelerinde bulunan pay, 2020 başında yaklaşık %80 seviyelerine dört yılda hızla yükselmiştir.



*Grafik 1.* Yatırım malları, tüketim malları ve hammadde ve ara malı ithalatının toplam ithalat içerisindeki payları. (Veriler TÜİK resmi web sitesinden alınmış ve pay hesaplamaları ve grafik yazar tarafından oluşturulmuştur).

Türkiye'nin cari denge ve dış ticaret dengesi sorunlarının ana nedenlerinden biri olan ithalat kapsamında, Türkiye'de ithalatın bileşenlerinin seyrine bakarak, en büyük sorunun hammadde ve ara malları ithalatından kaynaklandığı söylemek yanlış olmayacaktır. Nitekim hammadde ve ara malları ithalatı 2020 başında yaklaşık %80 paya ulaşarak üç sacayağının içerisinde tek artış trendine sahip olan bileşendir. Bu anlamda da toplam ithalatı, cari dengeyi olumsuz etkilemek üzere bozan etkendir.

Artan ara malı ithalatı payının yanı sıra, bu dönemde döviz kurları da hızla artış göstermiştir. 2013 yılı başlarında 1,77 seviyelerinde bulunan Türk Lirası (TL)/Dolar (\$) kuru, 2020 yılının ikinci ayında 6,05 seviyelerine kadar yükselmiştir. Özellikle 2016 ortasında başlayan ara malı ithalatındaki artış eğiliminin, 2016 başında 3,01 seviyelerinde bulunan dolar kuru dikkate alındığında ne kadar büyük bir maliyet getirdiği ve cari dengeyi nasıl olumsuz etkilediği görülecektir. Bu dönemde, aynı zamanda 2015 ortalarında reel efektif döviz kuru endeksinin 100'ün altına düşmesi ve bir daha bu seviyeyi aşamaması da TL'nin olması gereken değerden çok daha düşük bir değerde olduğunun açık bir göstergesidir.

Tüm bu gelişmelerin ışığında, çalışmanın temel motivasyonunu, literatürde yer alan birçok çalışmanın toplam ithalat üzerine odaklanmış olması ancak ithalatın alt bileşenlerine aynı yoğunlukta odaklanılmaması oluşturmaktadır. Toplam ithalata odaklanmak, ithalatın temel bileşenleri açısından artışın temel olarak hangi bileşenden kaynaklandığının göz ardı edilmesine yol açmaktadır.

<sup>1</sup> Hammadde ve ara malları ithalatının payının iki ithalat bileşeninden de yüksek olması sebebiyle ve grafiğin daha anlaşılabilir kılınabilmesi için hammadde ve ara malı ithalatının toplam ithalat içerisindeki payı sağ eksene yerleştirilmiştir.

Bu bağlamda çalışmada Türkiye için ithalatta en yüksek paya sahip olan ve cari dengeyi bu anlamda olumsuz etkileyen en önemli bileşen olan ara malları ithalatına odaklanılarak, göreceli fiyat ve reel döviz kurunun bu alt ithalat bileşenine olan etkisi incelenmektedir. Hammadde ve ara malları ithalatının göreceli fiyat ve reel döviz kuru ile olan ilişkisinin tespit edilmesi sayesinde politika yapıcılara yol gösterici olması ve sorunun kaynağının doğru belirlenmesi hedeflenmektedir. İlerleyen bölümlerde sırasıyla literatür araştırması, kullanılan veri ve yöntem, elde edilen bulgular ve son olarak bulgulardan elde edilen çıkarımlar sunulmaktadır.

## 2. Literatür taraması

İthalatın açıklayıcısı olarak fiyatları ya da enflasyonu alan ve farklı ülkeler için farklı dönemlerde araştırmalar yapan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Fiyat ve enflasyonun yanı sıra ithalat talebi fonksiyonunu yani ithalatın belirleyicilerini araştıran birçok çalışma da mevcuttur. Bu çalışmalardan bazıları Türkiye dışı ülkeleri ele alırken bazıları ele aldıkları ülke grubu içerisine Türkiye'yi dahil etmiş, bazıları ise sadece Türkiye üzerine araştırmada bulunmuşlardır. Bu bölümde öncelikli olarak fiyat ya da enflasyon ile ithalat arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar, daha sonra ise ithalatın belirleyicilerini ele alan çalışmalar sırasıyla Türkiye dışı ülkeler ve Türkiye için verilmektedir. Bunun yanı sıra son olarak, henüz toplam ithalat kadar odaklanılmayan ithalatın alt bileşenlerine ilişkin Türkiye için yapılmış araştırmalar sunulmaktadır.

Cole (1986) ithalat ve yurt içi enflasyon arasındaki ilişkiyi En Küçük Kareler yöntemini kullanarak Latin Amerika için ele almaktadır. Analiz sonuçları, ithalat fiyatlarının yurtiçi enflasyon üzerine istatistiki olarak anlamlı etkisinin bulunmadığını ortaya koymaktadır.

Seçilmiş bir grup geliştirmekte olan ülkeyi ele alan Ashra (2002) çalışması 1980-1997 dönemi için panel veri analizi ile dışa açıklık derecesi ve yurt içi enflasyon süreci arasındaki ilişkiyi incelemektedir. İthalatın gayri safi yurt içi hasılaya oranının enflasyon baskısını düşürdüğünü; ancak, ihracatın gayri safi yurt içi hasılaya oranının tam tersi bir etkide bulunduğu raporlanmıştır. Mihaljek ve Klau (2001) çalışması da, 13 geliştirmekte olan ülkeyi ele alarak döviz kuru, ithalat fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ele almaktadır. Çalışmada ele alınan ülkelere bir tanesi de Türkiye'dir. Türkiye için elde edilen sonuçlara göre, enflasyon ithalat fiyatları ile yüksek korelasyon içerisindedir. Enflasyon ve döviz kurlarındaki aylık değişimler için Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise "döviz kurundan enflasyona nedensellik yoktur" boş hipotezi reddedilmiştir.

ABD için hazırlanan Dexter, Levi ve Nault (2005), çalışmada 1967-1999 çeyrek dönem verilerini kullanarak artan uluslararası ticaretin ve küreselleşmenin dolayısıyla tüketim bileşeninde artan ithalat payının ve gayri safi yurt içi hasıla içinde ihracatın artan payının, aşırı talep ile enflasyon arasındaki ilişkideki görünür bozulmanın nedeni olduğunu göstermektedir. Bu sonuca ulaşılırken analizden elde edilen bulgulara göre, ithalat ve enflasyon arasında negatif bir ilişki olduğu gösterilmektedir. ABD üzerine yapılan bir diğer çalışma olan Corrigan (2005), 1986 yılının birinci çeyreğinden 2004 yılının dördüncü çeyreğine kadar olan dönemde, ithalat fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi çalışmaktadır. Elde edilen sonuçlar ithalat fiyatlarının enflasyonu açıklamada önemli bir değişken olduğunu göstermiştir.

Odusanya ve Atanda (2010) çalışması, Nijerya için 1970-2007 dönemi arası enflasyon ve enflasyonun belirleyicileri arasındaki ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme testi ile analiz etmektedir. İthalatın gayri safi yurt içi hasıla içerisindeki payı ve enflasyon oranı arasında uzun dönemde istatistiki olarak anlamlı olmayan; kısa dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Elde edilen bir diğer sonuca göre ithalatın aksine döviz kuru kısa dönemli analizde enflasyonu negatif etkilemektedir.

Ogbokor ve Sunde (2011), 1990-2007 dönemi Namibya için "enflasyonun temel olarak ithalata dayalı olduğu" hipotezini test etmekte ve ithalat fiyat endeksinin, Namibya'daki enflasyonun önemli bir belirleyicisi olduğu tespit edilmiştir. İthalatın enflasyon üzerine etkisini araştıran bir diğer çalışma olan Munepapa ve Sheefeni (2017) 1991-2013 çeyrek dönemlerini ele alarak Namibya'yı incelemektedir. Araştırma sonucunda, modele dahil edilen değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu ve ithalatın enflasyon üzerine uzun dönemde pozitif etkide bulunduğu, kısa dönemde ise etkinin önemsiz olduğu tespit edilmiştir.

Muktadir-Al-Mukit, Shafiullah ve Ahmed (2013), enflasyon ve ithalat arasındaki ilişkiyi 2000-2011 dönemi verileri ile Bangladeş için incelemektedir. Çalışmada Johansen Eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuca göre enflasyondan ithalata doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Islam (2013) çalışması 2006 Ocak- 2010 Aralık dönemi için Bangladeş'te enflasyonun ithalata olan etkisini araştırmaktadır. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda yurt içi enflasyon ve ithalat arasında pozitif korelasyon olduğu ancak bu korelasyonun önemsiz seviyede olduğu ortaya konmuştur. Bu sonucun sebebinin, ithalatın tek belirleyicisinin enflasyon olmaması olduğu; ayrıca mevcut malların talebi üzerindeki büyük baskı, döviz kuru dalgalanması, büyük nüfus, Bangladeş'te sık görülen doğal afetler, farklı hükümet politikaları, ihracatçı ülke ile ilişkiler, ihracatçı ülkenin enflasyon oranı vb. gibi faktörlerin de bu sonucu etkilediği vurgulanmıştır.

Pakistan ekonomisi çerçevesinde Ahmed, Ghauri, Vveinhardt ve Streimikiene (2018) çalışması, Temmuz 2001- Haziran 2017 verilerini kullanarak enflasyon, ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi ve Toda ve Yamamoto nedensellik testi ekonometrik analiz araçları olarak kullanılmıştır. Uzun dönem analizinden elde edilen sonuçlara göre ithalattaki %1'lik artışın tüketici fiyat endeksinde (TÜFE ya da CPI) %0,57 bir artışa sebep olduğu ortaya konulmuştur. Nedensellik testi sonuçlarına göre ihracat ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisine rastlanmıştır olsa da, ithalat ve enflasyon arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Abumdallala (2019) Filistin için, 1996-2016 dönemi günlük verilerini kullanarak ithalat ve enflasyon arasındaki dinamik ilişkiyi analiz etmektedir. Araştırmada Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılmıştır. Çalışmada, ithalattan enflasyona doğru bir nedensellik bulunmuştur ve enflasyonun düşürülmesi için ithalatın düşürülmesi gerektiği vurgulanmıştır.

Bayraktutan ve Arslan (2003) çalışması, 1980-2000 dönemi yıllık verileri ile Türkiye için Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik yöntemlerini kullanarak döviz kuru, ithalat ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Elde edilen nedensellik sonuçlarına göre ithalat hacmi ve döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik, enflasyon ve ithalat hacmi arasında da çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Ayrıca serilerin eşbütünleşik olduğu ve uzun dönemli bir ilişkiye sahip oldukları görülmüştür. Ülke ve Ergün (2011), 1995-2010 dönemi aylık verilerini kullanarak Türkiye için enflasyon ve ithalat hacmi arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Bu amaçla çalışmada tek değişkenli eşbütünleşme (univariate cointegration) testi ve Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Analiz sonucunda seriler arasında uzun ve kısa dönemde eşbütünleşme ilişkisi ve ithalattan enflasyona doğru tek yönlü bir Granger nedensellik tespit edilmiştir. Türkiye üzerine yapılan bir başka çalışma olan Şahin (2018), 2005-2018 dönemi aylık verilerini kullanarak enflasyon ve dış ticaret ilişkisini irdelemektedir. Gregory-Hansen yapısal kırılmalı eşbütünleşme yöntemi ile elde ettikleri sonuçlara göre iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlanmamıştır. Çalışmada yöntem olarak Balcılar vd. Bootstrap kayan pencereler ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanılmıştır. Sonuç olarak ihracat, ithalat ve enflasyon değişkenleri arasında farklı aylar için nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. İthalat ve enflasyon arasındaki ilişki bağlamında elde ettikleri sonuçlar şu şekildedir: i) 2006 Nisan, Mayıs, Ekim, Aralık; 2007 Ocak-Aralık arası; 2008 Ocak-Nisan; 2012 Kasım, Aralık ayları; 2013 Mart-Haziran; 2017 Temmuz, Ağustos aylarında ithalattan enflasyona doğru; ii) 2010 Kasım-Aralık arası; 2011 Ocak-Mart arası ve Temmuz ayı; 2012 Temmuz-Aralık arası; 2013 Nisan-Temmuz arası; 2014 Mart-Mayıs arası; 2015 Kasım; 2017 Nisan-Aralık arası aylarda ise enflasyondan ithalata doğru bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.

Gedik (2020) çalışması, Türkiye için 2008-2016 dönemi aylık verilerini kullanarak ithalat, ihracat ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisini incelemektedir. Çalışmada yöntem olarak Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre ithalat ihracatın ve enflasyon ihracatın nedeni olarak tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmada enflasyonun ithalatın nedeni olmadığı bulunmuştur. Aksine ithalatın, enflasyonun nedeni olduğu ve ithalat ve enflasyon arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu raporlanmıştır.

İthalat ve enflasyon ilişkisini inceleyen bu çalışmaların yanı sıra ithalatın önemli belirleyicilerini ele alan çalışmalar bulunmaktadır. Bu çalışmalar ve bu çalışmalarda ele alınan açıklayıcı değişkenler sırasıyla öncelikle Türkiye dışı ülkeler için, ardından da Türkiye için özetlenmiştir.

Yaklaşık otuz ülke için analiz yapan Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) ithalat hacmini, ithalat fiyatlarının yurt içi fiyatlara oranı ve yurt içi gelir ile açıklamaktadır. Tang (2003), Çin için toplam ithalat talep fonksiyonu eşbütünleşme analizi ile araştırmaktadır. Analiz sonucuna göre ithalat talep fonksiyonunun geleneksel tanımlaması, talep edilen ithalat hacminin yurt içi faaliyetlerden ve göreceli fiyatlardan etkilendiğini ortaya koymaktadır. Dash (2005) çalışması, 1975-2003 dönemi Hindistan için ithalat performansını eşbütünleşme ve hata düzeltme yöntemlerini kullanarak araştırmaktadır. İthalat talep fonksiyonda açıklayıcı değişkenler olarak gayri safi yurt içi hasıla, ithal fiyatlarının birim değeri, yurt içi üretilen ürünlerin birim fiyat değerleri, döviz rezervleri alınmıştır. İthalat talebinin büyük oranda yurt içinde üretilen ürünlerin fiyatı, gayri safi yurt içi hasıla, ve ithalat ve döviz rezervlerinin gecikmeli değerleri tarafından açıklandığı sonucu elde edilmiştir. Narayan ve Narayan (2005) çalışması 1970-2000 dönemi Fiji için ithalat talep fonksiyonunu analiz etmektedir. Nispi fiyatlar, toplam tüketim, yatırım harcamaları ve ihracat harcaması değişkenlerini kullanarak ayrıştırılmış bir ithalat talep modeli tahmin edilmiştir. Wang ve Lee (2012) Çin için ithalat talep fonksiyonu tahmin etmektedir. Buna göre Çin'in ithalat talep fonksiyonu yurt içi gelir, reel efektif döviz kuru, volatilité endeksi (VIX) ile açıklanmaktadır. Chani ve Chaudhary (2012) ise Pakistan için ithalat talebi üzerine göreceli ithalat fiyatları ve nihai tüketim harcamalarının bileşenlerinin (tüketim harcamaları, yatırım, ihracat ve hükümet harcamaları) etkisini ARDL sınır testi ile analiz etmektedir.

Türkiye için yapılan çalışmalar incelenecek olursa, Erlat ve Erlat (1991) 1967-1987 dönemi için ihracat arzı ve ithalat talebini değerlendiren bir çalışma olarak ithalat üzerine yurt içi reel gelirin, ithalat fiyatının yurt içi fiyatlara oranının, reel uluslararası rezervlerin ve bağımsız değişkenlerin bir gecikmelerinin etkisine bakmaktadır. Bunların içerisinde göreceli fiyatın ithalat üzerinde önemli açıklayıcı bir gücü olmadığı tespit edilmiştir. Kotan ve Saygılı (1999), ithalat talep fonksiyonu tanımlamasında bulunmuştur. Buna göre gelir seviyesi, döviz kuru değer kayıpları, enflasyon oranı ve uluslararası rezervler ithalatın açıklayıcı değişkenleri olarak ele alınmıştır. Pamukçu ve De Boer (2000) yurtiçi nihai talep genişlemesi, ihracat büyümesi, nihai mallar için ithal ikamesi, ara mallar için ithal ikamesi ve teknoloji değişimini ithalatın büyümesinin temel kaynakları olarak kullanmıştır. Aydın, Çıplak ve Yücel (2004) çalışması ithalat üzerine reel gelir, reel döviz kuru ve kukla değişkenlerinin etkisini ölçmektedir. Kalyoncu (2006), 1994M1-2003M12 dönemi için toplam ithalat talep fonksiyonu tahmininde bulunmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre ithalat miktarı, göreceli ithalat fiyatları ve reel gayri safi milli hasıla arasında uzun dönem ilişkisi söz konusudur. Lokmanoğlu Aker (2008), ekonomik büyüme, sabit sermaye yatırımları, Avrupa Birliği ile Gümrük Birliği, reel efektif döviz kuruları ve ihracat unsurlarının ithalat üzerine etkisini ele almaktadır. Onwuka ve Zoral (2009) ise, ithalatın açıklayıcı değişkenleri olarak reel gayri safi yurt içi hasıla, reel efektif döviz kuru, doğrudan yabancı yatırımlar ve genel fiyat seviyesini ele almıştır. Saygılı, Cihan, Yalçın ve Hamsici (2010) ithal ara girdi kullanım sebeplerine odaklanarak, 145 firmaya uyguladıkları anket sonucunda, firmaların artan ithal ara girdi kullanım sebeplerinden bazılarının temel ara ve yatırım mallarının yurtiçi üretimlerinin yetersiz olmaları ve yurtdışından daha ucuza ithal edebilme imkanı, döviz kurunun gelişimi, kaliteli girdi kullanım ihtiyacı, küresel üretim ağları vb. olduğunu ortaya koymaktadır. Bunun yanı sıra hızlı büyüyen sektörlerde ithal ara girdi kullanımının yüksek olduğunu tespit etmiştir.

Türkiye için toplam ithalat yerine ithalatın alt bileşenleri üzerine araştırma yapan bazı çalışmalar ise şöyle özetlenebilir. Akal (2008) yatırım malları ve ara malları ithalatını ele almaktadır. Çalışma sonuçları ithalatın iki alt bileşenin de gayri safi milli hasıla, göreceli ithalat fiyatı, döviz kuru, ticaret hadleri, göreceli ithalat fiyatı ve dış ticaret hadlerine göre düzeltilmiş reel döviz kuru ile açıklanabileceğini göstermektedir. Türkiye'nin toplam ithalatının ve ithalatın alt bileşenlerinin kısa dönem dinamiklerini inceleyen Aldan, Bozok ve Gunay (2012) 2003-2011 dönemini ele almaktadır ve Kalman filtre yöntemi kullanmaktadır. Açıklayıcı değişkenler olarak ise gayri safi yurt içi hasıla, reel döviz kuru ve reel döviz kurunun bir dönem gecikmelisi alınmıştır. Elde edilen analiz sonuçları içinde, yatırım malları ithalatının döviz kuru hareketlerine karşı duyarlı olduğu çıkarımı da yer almaktadır. Oktay ve Gozgor (2013) 1989-2012 dönemi için ayrıştırılmış ithalat talep fonksiyonunu tahmin etmektedir. Gayri safi yurtiçi hasıla ve reel efektif döviz kurularının yanı sıra mevsimsellik etkileri, zaman eğilimi, dalgalı döviz rejimi dönemleri ve büyük küresel durgunluğun yatırım malları, ara malları ve tüketim malları ithalat taleplerine etkilerini incelemektedir. Elde edilen ampirik bulgular, Türk Lirası'nın olası değer kaybının, ayrıştırılmış tüm ithal mallar üzerinde sınırlı etkiye sahip

olduğunu göstermiştir. Ayrıca gayri safi yurt içi hasıla, kısa vadede yatırım malları üzerinde en büyük etkiye sahiptir çıkarımında bulunulmuştur. Çulha, Eren ve Ögünç (2019) çalışması, 2003-2018 dönemi için hem toplam reel ithalat hem de ara malları, yatırım malları ve tüketim malları ithalatlarını, ayrı ayrı olarak, üretici fiyat endeksinin (ÜFE) ilgili ithalat kaleminin birim değer endeksine bölünmesi ile elde edilen göreceli fiyat, gelir ve gelirin harcama bileşenleri ve esneklikler ile açıklamaktadır. Kalman filtre yöntemi kullanılan çalışmada, toplam ithalattaki artışın temel olarak gelir ve göreceli fiyat değişimleri tarafından açıklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Yatırım malı ithalatı söz konusu olduğunda ise, cari tüketim harcamalarının ve gecikmeli yatırım harcamalarının ithalattaki büyümenin ana itici güçleri olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca nispi fiyat esnekliğinin yatırım ve tüketim malları için zaman içinde sabit olduğu çıkarımında bulunulmuştur. Dineri ve Işık (2021) 2007-2018 dönemi aylık verileri ile Türkiye’de imalat sanayi ve ara malları ithalatı arasındaki ilişkiyi analiz etmektedir. Değişkenler arasında hem uzun dönemde eşbütünlük ilişkisi hem de değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Elde edilen bulgular, ara malı ithalatının artması sonucu imalat sanayinde üretimin artması ve aynı zamanda da imalat sanayinin ithalata bağımlı hale gelmesi şeklinde yorumlanmıştır.

Literatürde yabancı ülkeler için yapılan çalışmalar incelendiğinde genel olarak ithalattan enflasyona doğru bir ilişkinin tespit edildiği (Ogbokor ve Sunde, 2011; Munepapa ve Sheefeni, 2017; Ahmed vd., 2018; Abumdallala, 2019) görülmüştür. Türkiye için ise elde edilen sonuçlar genel olarak karışıktır. Ülke ve Ergün (2011) ve Gedik (2020) ithalattan enflasyona doğru bir nedensellik tespit ederken; Bayraktutan ve Arslan (2003) ve Şahin (2018) ithalat ve enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik tespit etmiştir.

Literatürde iki değişkenin de birbirleri üzerindeki etkisi çeşitli şekillerde araştırılmaktadır. Bu çalışmanın konusu gereği enflasyonun ithalata etkisini araştıran çalışmalara bakılacak olursa, genellikle çalışmaların göreceli fiyatları ya da ayrı ayrı ithalat fiyatları ve/veya iç fiyatları analizlerine dahil ettiği görülecektir. Ancak toplam ithalatın yanı sıra yatırım malı, tüketim malı ve hammadde ve ara malları gibi alt ithalat kalemlerinin enflasyon ile ilişkisi hem de ithal edilen malın yurt içi fiyatının o malın ithalatında etkili olup olmadığı konusunda literatürde kısıtlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu bağlamda, reel efektif döviz kuru ve yurt içi üretici fiyatları arasında bir ilişki bulunması sebebiyle, göreceli fiyatı ithalatın önemli bir açıklayıcısı kabul eden çalışmalar temelinde, çoklu doğrusal bağlantıyı da ortadan kaldırmak amacıyla göreceli fiyatlar ve reel efektif döviz kurunun ara malları ithalatı üzerine etkisi araştırılmaktadır. Türkiye için önem arz eden konulardan biri olan ara malları ithalatı ile ele alınan değişkenlerin ilişkisinin araştırılmasının literatürdeki eksikliğe önemli katkıda bulunacağı tahmin edilmektedir.

### 3. Veri ve yöntem

Çalışmanın araştırma sorusu olan hammadde ve ara malları ithalatının göreceli fiyat ve reel döviz kuru ile olan ilişkisinin analiz edilmesi bağlamında, sırasıyla, değişkenler için kullanılacak veriler ve yöntemler bu bölüm altında verilmektedir.

#### 3.1. Veri

Türkiye ekonomisi için 2013M1-2020M2<sup>2</sup> aylık verileri kullanılarak, ara malları ve hammadde ithalatı ( $M_{AH}$ ) üzerine ara malları ve hammadde ithalatının göreceli fiyatı (GF) ile birlikte reel efektif döviz kurunun (REDK) etkisini analiz etmeye yönelik yapılan bu çalışmada, çalışmanın amacı kapsamında kurulan model aşağıdaki gibidir:

$$M_{AH} = f(GF, REDK) \quad (1)$$

Modelde kullanılan tüm değişkenler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) resmi web sayfasından alınmıştır.  $M_{AH}$  için “Genel Ticaret Sistemine Göre Dış Ticaret Geniş Ekonomik Grupların Sınıflamasına (BEC) Göre İthalat (bin ABD doları)” genel başlığı altında yer alan “Hammadde (ara mallar)” kullanılmıştır. GF (ln alınmadan önce), Çulha vd. (2019, s. 10) çalışmasındaki hesaplama

<sup>2</sup> Dünya Sağlık Örgütü’nün 11.03.2020 tarihinde pandemi ilan etmesi ve uluslararası ticaretin yüksek oranda etkilenmesi sebebiyle 2020 yılı üçüncü ay ve sonraki dönemler analize dahil edilmemiştir ve 2020 ikinci ayına kadar alınmıştır.

dayanarak “ara malları yurt içi üretici fiyat endeksi (2003=100)”, “ara malı ithalatı birim değer endeksi (ABD doları)” ve “döviz kuru (TL/\$)” kullanılarak şu şekilde hesaplanmıştır:

$$GF = \frac{\text{Ara Malları Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi}}{\text{Ara Malları Birim Değer Endeksi} \times \text{Döviz Kuru}} \quad (2)$$

REDK için ise “Yİ-ÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (2003=100)” kullanılmıştır. Tüm bu değişkenlerin ln’leri alınmış halleri  $M_{AH}$ ,  $GF$  ve  $REDK$  olarak temsil edilmiştir.

### 3.2. Yöntem

Öncelikli olarak, verilerin aylık veriler olması sebebiyle, EViews 9 programı içerisinde yer alan Census X-12 kullanılarak seriler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Ardından ilk aşamada, serilerin hangi dereceden bütünlük olduklarını ve birim kök içerip içermediklerini araştırmak üzere Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP ve Ng ve Perron (2001) tarafından geliştirilen Ng-Perron birim kök testleri kullanılmıştır. İkinci aşamada, VAR modeli ile çeşitli bilgi kriterleri kullanılarak gecikme uzunluğu ( $p$ ) belirlenmiştir.

Üçüncü aşamada bir dizi içsel değişkenin ortak bir uzun vadeli stokastik trendi paylaşıp paylaşmadığını belirlemek için kullanılan eşbütünlük analizi yapılmıştır. Bu amaçla Johansen (1988; 1995) ve Johansen ve Juselius (1990) çalışmalarına dayanan eşbütünlük testi uygulanmıştır. Johansen eşbütünlük testinin boş hipotezi “ $H_0$ =değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur” şeklindedir. Johansen yöntemi başlangıcını bir VAR modelinden almaktadır.  $\Pi$  katsayılar matrisini,  $X$  birinci dereceden bütünlük  $I(1)$  olan içsel değişkenler vektörünü ve  $E$  sabit terim, trend, kuklalar gibi değişkenleri simgelemekte olsun.  $\Pi$  uzun dönem katsayı matrisini,  $\Gamma$  ise kısa dönem etkileri göstermektedir. VAR modeli ve vektör hata düzeltme modeli sırasıyla 1. ve 2. denklemlerdeki şekilde gösterilebilir:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_i X_{t-i} + \varphi E_t + v_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \partial E_t + v_{2t} \quad (2)$$

Johansen,  $\Pi$  matrisinin rank sayısını tespit etmek için iki farklı olasılık oranı testi önermektedir: İz (trace) testi ve özdeğer (maximum eigenvalue) testi. Denklem 3 ve 4 sırasıyla bu testleri göstermektedir.

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

Denklemlerde  $T$  örneklem büyüklüğünü,  $n$  değişken sayısını,  $r$  eşbütünlük vektör sayısını ve  $\hat{\lambda}_i$  en büyük özdeğeri simgelemektedir. Hesaplanan iki test istatistiği, 0,01, 0,05 ya da 0,10 anlamlılık düzeyi için hesaplanan kritik değerlerden büyük ise boş hipotez yani eşbütünlük olmadığı hipotezi reddedilebilir.

Dördüncü ve son aşamada ise üç serinin birim kök testinden elde edilen sonuçlar doğrultusunda aynı derecede durağan olması sebebiyle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger (1969) tarafından önerilen Granger nedensellik yöntemi ile incelenmiştir. Granger (1969)’a göre bir  $A$  değişkeninin geçmiş ve bugünkü değerleri bir başka  $B$  değişkeni tahmin etmeye yardımcı olursa,  $A$  değişkeninin  $B$ ’nin nedeni olduğu söylenebilir. Basit Granger nedensellik testi iki değişken arasında yapılmaktadır ve kullanılan sistem şu şekildedir:

$$M_{AHt} = \sum_{i=1}^p a_{1i} M_{AHt-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} GF_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$GF_t = \sum_{i=1}^p a_{3i} GF_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i} M_{AHt-i} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

Denklemlerde yer alan  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  modellerin hata terimlerini ifade etmektedir. Test edilen boş hipotezler sırasıyla şu şekildedir;  $H_0 = a_{2i} = 0, i = 1, 2, \dots, p$  “ $GF$ ,  $M_{AH}$ ’ın Granger nedeni değildir” ve  $H_0 = a_{4i} = 0, i = 1, 2, \dots, p$  “ $M_{AH}$ ,  $GF$ ’nin Granger nedeni değildir”. Bu sistem, bu çalışmada ele alınan üç değişken için de ikili şekilde yukarıdaki örnekte yer aldığı gibi uygulanmıştır.

$M_{AH}$ , GF ve REDK arasındaki nedensellik ilişkisi, serilerin durağanlık derecesine, bütünlük ya da eşbütünlük olması ya da olmamasına duyarlı olmayan Toda ve Yamamoto (1995) yöntemiyle de incelenmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi, orijinal VAR ( $p$ ) modelinin parametreleri üzerindeki sıfır kısıtlamalarını test etmek için değiştirilmiş bir Wald (MWALD) test istatistiği uygular. Test, k serbestlik derecesi ile asimptotik (ki-kare,  $\chi^2$ ) bir dağılıma sahiptir. VAR modeli ile çeşitli bilgi kriterleri kullanılarak tespit edilen gecikme uzunluğu ( $p$ ) burada da kullanılmıştır. Uygun gecikme uzunluğuna, ilk aşamada birim kök test sonuçlarından elde edilen en yüksek bütünlük seviyesi ( $d_{max}$ ) eklenerek ( $p + d_{max}$ ) gecikme ile VAR modeli tahmin edilmiştir. Üç değişkenli bir ilişki olması sebebiyle, Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi aşağıdaki gibi temsil edilmiştir:

$$\begin{pmatrix} M_{AHt} \\ GF_t \\ REDK_t \end{pmatrix} = A_0 + A_1 \begin{pmatrix} M_{AHt-1} \\ GF_{t-1} \\ REDK_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + A_p \begin{pmatrix} M_{AHt-p} \\ GF_{t-p} \\ REDK_{t-p} \end{pmatrix} + \dots + A_{p+d_{max}} \begin{pmatrix} M_{AHt-p-d_{max}} \\ GF_{t-p-d_{max}} \\ REDK_{t-p-d_{max}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{M_{AHt}} \\ e_{GF_t} \\ e_{REDK_t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Denklem 7’de yer alan  $e_{M_{AHt}}$ ,  $e_{GF_t}$  ve  $e_{REDK_t}$  modellerin hata terimleridir. Wald testleri, daha sonra standart  $\chi^2$  istatistikleri kullanılarak ilk  $p$  katsayı matrislerine uygulanmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testinde boş hipotezler, örneğin “GF, REDK’nın nedeni değildir” şeklindedir. Bu da matris sisteminde GF’nin  $i=1, 2, \dots, p + d_{max}$  için tahmin edilen tüm katsayılarının sıfıra eşit olduğu anlamına gelmektedir.

#### 4. Bulgular

Analizin ilk aşamasında serilerin cari dönemdeki değerinin, bir önceki dönemdeki değerlerinden ne kadar etkilendiğini analiz etmeye yarayan birim kök testleri uygulanmıştır. ADF, PP ve Ng-Perron test sonuçları Tablo 1 ve Tablo 2’de özetlenmiştir.

Tablo 1

Düzye değeri için ADF, PP, Ng-Perron birim kök testi sonuçları

Değiş.	K.D.	ADF			PP				
		Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli		
$M_{AH}$		-0,224173 (0,6026)	-1,702765 (0,4262)	-1,532262 (0,8106)	-0,174882 (0,6203)	-2,677841 (0,0821)	-2,614932 (0,2750)		
	% 1	-2,592782	-3,510259	-4,071006	-2,592452	-3,509281	-4,069631		
	% 5	-1,944713	-2,896346	-3,464198	-1,944666	-2,895924	-3,463547		
	% 10	-1,614233	-2,585396	-3,158586	-1,614261	-2,585172	-3,158207		
GF		-0,204682 (0,6096)	-2,213247 (0,2032)	-2,332784 (0,4117)	-0,289635 (0,5787)	-1,913826 (0,3246)	-1,995303 (0,5953)		
	% 1	-2,592782	-3,510259	-4,071006	-2,592452	-3,509281	-4,069631		
	% 5	-1,944713	-2,896346	-3,464198	-1,944666	-2,895924	-3,463547		
	% 10	-1,614233	-2,585396	-3,158586	-1,614261	-2,585172	-3,158207		
REDK		-1,184644 (0,2143)	-1,219872 (0,6626)	-3,048015 (0,1258)	-1,241208 (0,1957)	-1,284165 (0,6338)	-2,585852 (0,2878)		
	% 1	-2,593121	-3,511262	-4,071006	-2,592452	-3,509281	-4,069631		
	% 5	-1,944762	-2,896779	-3,464198	-1,944666	-2,895924	-3,463547		
	% 10	-1,614204	-2,585626	-3,158586	-1,614261	-2,585172	-3,158207		
<b>Ng-Perron</b>									
		<b>Sabitli</b>				<b>Sabitli ve Trendli</b>			
<b>Asimtotik Kritik Değer ve Değiş.</b>		<b>MZa</b>	<b>MZt</b>	<b>MSB</b>	<b>MPT</b>	<b>MZa</b>	<b>MZt</b>	<b>MSB</b>	<b>MPT</b>
$M_{AH}$		-3,21	-1,27	0,39	7,63	-4,08	-1,38	0,34	21,79
	% 1	-13,8	-2,58	0,174	1,78	-23,8	-3,42	0,143	4,03
	% 5	-8,1	-1,98	0,233	3,17	-17,3	-2,91	0,168	5,48
	% 10	-5,7	-1,62	0,275	4,45	-14,2	-2,62	0,185	6,67
GF		-10,10**	-2,22**	0,22**	2,52**	-10,43	-2,27	0,218	8,81
	% 1	-13,8	-2,58	0,174	1,78	-23,8	-3,42	0,143	4,03
	% 5	-8,1	-1,98	0,233	3,17	-17,3	-2,91	0,168	5,48



	%10	-5,7	-1,62	0,275	4,45	-14,2	-2,62	0,185	6,67
REDK		-0,42	-0,22	0,52	18,76	-18,43**	-3,03**	0,17**	4,96**
	%1	-13,8	-2,58	0,174	1,78	-23,8	-3,42	0,143	4,03
	%5	-8,1	-1,98	0,233	3,17	-17,3	-2,91	0,168	5,48
	%10	-5,7	-1,62	0,275	4,45	-14,2	-2,62	0,185	6,67

\*\* , %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Maksimum lag 11 olarak alınmış olup, optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmıştır. Not: Ondalık işareti nokta (.) ile gösterilmiştir.

Düzye değerleri için birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar  $M_{AH}$ , GF ve REDK'nın %1 önem seviyesinde düzye değerinde durağan olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 2

Birinci fark için ADF, PP, Ng-Perron birim kök testi sonuçları

Değiş.	K.D.	ADF		PP					
		Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli		
$M_{AH}$		-17,55802 (0,0000)*	-17,45777 (0,0001)*	-17,47661 (0,0000)*	-17,50283 (0,0000)*	-17,41565 (0,0001)*	-17,67119 (0,0000)*		
	%1	-2,592782	-3,510259	-4,071006	-2,592782	-3,510259	-4,071006		
	%5	-1,944713	-2,896346	-3,464198	-1,944713	-2,896346	-3,464198		
	%10	-1,614233	-2,585396	-3,158586	-1,614233	-2,585396	-3,158586		
GF		-7,141448 (0,0000)*	-7,098652 (0,0000)*	-7,085842 (0,0000)*	-7,177051 (0,0000)*	-7,135138 (0,0000)*	-7,122071 (0,0000)*		
	%1	-2,592782	-3,510259	-4,071006	-2,592782	-3,510259	-4,071006		
	%5	-1,944713	-2,896346	-3,464198	-1,944713	-2,896346	-3,464198		
	%10	-1,614233	-2,585396	-3,158586	-1,614233	-2,585396	-3,158586		
REDK		-7,055301 (0,0000)*	-7,164082 (0,0000)*	-7,119759 (0,0000)*	-7,037875 (0,0000)*	-7,108483 (0,0000)*	-7,041858 (0,0000)*		
	%1	-2,593121	-3,511262	-4,072415	-2,592782	-3,510259	-4,071006		
	%5	-1,944762	-2,896779	-3,464865	-1,944713	-2,896346	-3,464198		
	%10	-1,614204	-2,585626	-3,158974	-1,614233	-2,585396	-3,158586		
<b>Ng-Perron</b>									
		Sabitli				Sabitli ve Trendli			
<b>Asimtotik Kritik Değer ve Değişkenler</b>		<b>MZa</b>	<b>MZt</b>	<b>MSB</b>	<b>MPT</b>	<b>MZa</b>	<b>MZt</b>	<b>MSB</b>	<b>MPT</b>
$M_{AH}$		-31,08*	-3,94*	0,13*	0,81*	-29,56*	-3,84*	0,13*	3,09*
	%1	-13,8	-2,58	0,174	1,78	-23,8	-3,42	0,143	4,03
	%5	-8,1	-1,98	0,233	3,17	-17,3	-2,91	0,168	5,48
	%10	-5,7	-1,62	0,275	4,45	-14,2	-2,62	0,185	6,67
GF		-35,03*	-4,19*	0,12*	0,70*	-38,21*	-4,36*	0,11*	2,43*
	%1	-13,8	-2,58	0,174	1,78	-23,8	-3,42	0,143	4,03
	%5	-8,1	-1,98	0,233	3,17	-17,3	-2,91	0,168	5,48
	%10	-5,7	-1,62	0,275	4,45	-14,2	-2,62	0,185	6,67
REDK		-37,25*	-4,32*	0,12*	0,66*	-39,35*	-4,43*	0,11*	2,36*
	%1	-13,8	-2,58	0,174	1,78	-23,8	-3,42	0,143	4,03
	%5	-8,1	-1,98	0,233	3,17	-17,3	-2,91	0,168	5,48
	%10	-5,7	-1,62	0,275	4,45	-14,2	-2,62	0,185	6,67

\*, %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Maksimum lag 11 olarak alınmış olup, optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmıştır. Not: Ondalık işareti nokta (.) ile gösterilmiştir.

Düzye değerinde durağan olmayan serilerin, Tablo 2'den görülebileceği üzere, birinci farkı alındığında üç birim kök testine göre %1 anlamlılık düzeyinde birim kök içermediği ve I(1) olduğu

sonucuna ulaşılmıştır. Durağanlık testinden sonraki aşamada ise uygun gecikme uzunluğunu belirlemek üzere VAR modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 3

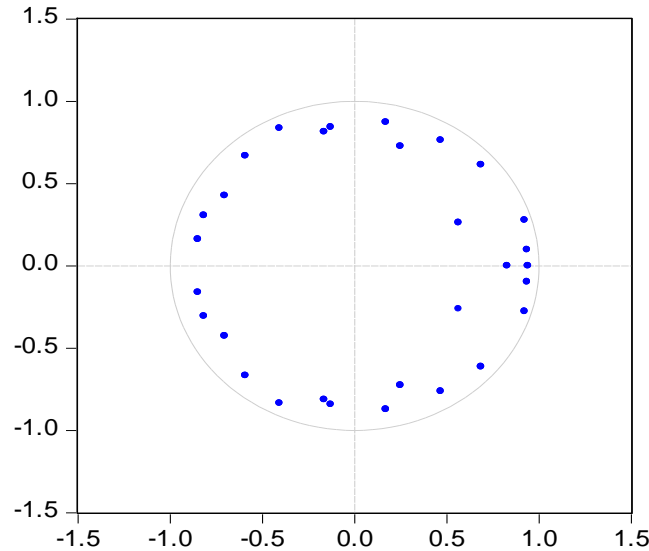
VAR gecikme uzunluğu seçim kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	255,4483	NA	2,18e-07	-6,822928	-6,729520	-6,785667
1	483,6329	431,7006	5,85e-10	-12,74684	-12,37320*	-12,59779
2	502,2367	33,68792*	4,52e-10*	-13,00640*	-12,35254	-12,74557*
3	507,9455	9,874661	4,95e-10	-12,91745	-11,98337	-12,54483
4	512,8895	8,150992	5,56e-10	-12,80783	-11,59352	-12,32342
5	519,6562	10,60713	5,96e-10	-12,74746	-11,25293	-12,15128
6	527,4765	11,62480	6,25e-10	-12,71558	-10,94083	-12,00761
7	533,4593	8,408231	6,92e-10	-12,63403	-10,57906	-11,81428
8	537,2358	5,001435	8,18e-10	-12,49286	-10,15766	-11,56132
9	545,7175	10,54471	8,60e-10	-12,47885	-9,863425	-11,43553
10	557,0547	13,17577	8,46e-10	-12,54202	-9,646371	-11,38691
11	562,3577	5,732912	9,91e-10	-12,44210	-9,266226	-11,17520
12	564,7316	2,373870	1,27e-09	-12,26302	-8,806918	-10,88434

\*, bilgi kriteri tarafından seçilen gecikmeyi ifade etmektedir. LR, FPE, AIC, SC ve HQ sırasıyla sıralı modifiye LR test istatistiği (her bir test %5 seviyesinde), son tahmin hatası, Akaike bilgi kriteri, Schwarz bilgi kriteri ve Hannan-Quinn bilgi kriterini temsil etmektedir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre bilgi kriterleri tarafından 2, uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. Ancak lag=2 için AR karakteristik polinomlarının ters kökleri 1'den küçük olması ve otokorelasyon sorununun bulunmamasına rağmen normallik varsayımı sağlanamamış ve değişen varyans sorununa rastlanmıştır. Bu sebeple aylık seri kullanılması gerekçesiyle 2'den 12'e kadar uygun gecikme aranmıştır. Sadece lag=10 için tüm varsayımların sağlandığı tespit edilmiştir.

Uygun gecikme uzunluğu lag=10 için durağanlık, otokorelasyon, normallik ve değişen varyans testleri de sırasıyla sunulmuştur.



Şekil 1. AR karakteristik polinomlarının ters kökleri.

Şekil 1'den elde edilen sonuca göre, AR karakteristik polinomlarının ters köklerinin çemberin içerisinde yer alması, yani 1'den küçük olması, sebebiyle lag=10 için VAR modelinin durağan olduğu görülmüştür.

Tablo 4.

*Otokorelasyon LM testi sonuçları*

<b>Lags</b>	<b>LM-Stat</b>	<b>Prob.</b>
1	6,225079	0,7172
2	2,689030	0,9754
3	10,73957	0,2940
4	9,449772	0,3968
5	11,97975	0,2145
6	12,98812	0,1631
7	11,84105	0,2224
8	3,313452	0,9506
9	12,11653	0,2068
10	13,80452	0,1295
11	6,714125	0,6669

Tablo 4 incelendiğinde uygun gecikme uzunluğu olarak tespit edilen 10'a ait olan LM istatistiğinin olasılık değerinin 0,01'den büyük olması sebebiyle "otokorelasyon yoktur" boş hipotezi reddedilememiştir ve uygun gecikme uzunluğunda otokorelasyon olmadığına karar verilmiştir.

Normallik testinden elde edilen sonuçlar ise Tablo 5'te raporlanmıştır. Jarque-Bera olasılık değeri 0,01'den büyük olduğu için boş hipotez reddedilememiş ve normal dağılım olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 5

*Normallik testi sonuçları*

<b>Bileşen</b>	<b>Çarpıklık</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>df</b>	<b>Prob.</b>
1	-0,432752	2,372144	1	0,1235
2	-0,465506	2,744809	1	0,0976
3	0,044208	0,024755	1	0,8750
Joint		5,141708	3	0,1617
<b>Bileşen</b>	<b>Basıklık</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>df</b>	<b>Prob.</b>
1	3,608890	1,174034	1	0,2786
2	3,509786	0,822958	1	0,3643
3	2,801080	0,125303	1	0,7234
Joint		2,122294	3	0,5474
<b>Bileşen</b>	<b>Jarque-Bera</b>	<b>df</b>	<b>Prob.</b>	
1	3,546178	2	0,1698	
2	3,567766	2	0,1680	
3	0,150058	2	0,9277	
Joint	7,264002	6	0,2971	

Tablo 6'da ise değişen varyans testi sonuçları gösterilmektedir. 0,6942 olasılık değerinin 0,01'den büyük olması nedeni ile boş hipotez reddedilememiş ve değişen varyans olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 6

## Değişen varyans testi sonuçları

$\chi^2$	df	Prob.			
345,8971	360	0,6942			
Bağımlı	$R^2$	F(16,23)	Prob.	$\chi^2$	Prob.
res1*res1	0,708517	0,607684	0,9116	53,84731	0,6987
res2*res2	0,726154	0,662923	0,8688	55,18773	0,6518
res3*res3	0,819900	1,138121	0,4098	62,31243	0,3939
res2*res1	0,783317	0,903762	0,6294	59,53213	0,4928
Res3*res1	0,766273	0,819625	0,7173	58,23677	0,5404
Res3*res2	0,790784	0,944938	0,5872	60,09960	0,4721

Sonuç olarak yapılan testler sonucunda otokorelasyon ve değişen varyans olmaması, durağan olması ve normallik varsayımını sağlaması sebebiyle optimum gecikme uzunluğunun 10 olarak alınabileceğine karar verilmiştir.

Analizin diğer aşamasında ise Johansen eşbütünleşme analizi uygulanmıştır. Tablo 7’de iz istatistiği ve maksimum özdeğer istatistiği raporlanmıştır.

Tablo 7

## Johansen eşbütünleşme testi sonuçları

İz (Trace) İstatistiği				
$H_0$	$H_1$	$J_{trace}$	%5 Kritik Değer	Prob.
$r = 0$	$r > 0$	41,48125**	29,79707	0,0015
$r \leq 1$	$r > 1$	13,98216	15,49471	0,0834
$r \leq 2$	$r > 2$	2,118662	3,841466	0,1455
Maksimum Özdeğer İstatistiği				
$H_0$	$H_1$	$J_{max}$	%5 Kritik Değer	Prob.
$r = 0$	$r = 1$	27,49910**	21,13162	0,0055
$r = 1$	$r = 2$	11,86349	14,26460	0,1159
$r = 2$	$r = 3$	2,118662	3,841466	0,1455

\*\* , %5 anlamlılık düzeyine göre 1 eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. MacKinnon, Haug ve Michelis (1999) olasılık değerleri (prob.) kullanılmıştır.

Johansen eşbütünleşme sonuçları,  $J_{trace}$  ve  $J_{max}$  değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden daha büyük oldukları için boş hipotezin reddedildiğini ve bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Ele alınan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkeni uzun dönemde etkilediğine ilişkin bir kanıt olarak yorumlanabilir. Saptanan uzun dönemli ilişki, normalleştirilmiş eşbütünleştirici vektör tahminleri aracılığıyla yorumlanmaktadır. Sonuçlar Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8

## Normalleştirilmiş eşbütünleşme katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
$M_{AH}$	1,0000	-
GF	2,5198*	9,5447
REDK	-0,5980*	-4,3523
MAH = -2,5198 GF + 0,5980 REDK		

\*, %1 düzeyinde katsayımın anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 8’de normalleştirilmiş eşbütünleşme katsayılarına bakıldığında, GF ve REDK değişkenlerinin uzun dönemde ara malı ithalatı üzerine anlamlı etkilerinin olduğu görülmektedir.

Göreceli fiyatların etkisinin negatif, reel efektif döviz kurunun etkisinin ise pozitif etkisi bulunmaktadır. Buna göre göreceli fiyatlardaki artış (azalış) ara malı ithalatını azaltmakta (artırmakta), reel efektif döviz kurundaki bir artış (azalış) ise ara malı ithalatını artırmaktadır (azaltmaktadır).

Uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilen değişkenler arasındaki kısa dönem dinamiklerinin açıklanması amacıyla hata düzeltme modeli (VEC) tahmin edilmiştir.

Tablo 9

## VEC katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
$\Delta M_{AH}$	1,0000	-
$\Delta GF$	2,6389*	9,1923
$\Delta REDK$	-0,6595*	-4,2436
$EC_{t-1}$	-0,4378*	-2,8452
$\Delta M_{AH} = -2,6389 \Delta GF + 0,6595 \Delta REDK - 0,4378 EC_{t-1}$		
$R^2=0,63$		
Düzeltilmiş $R^2=0,41$		

\*, %1 düzeyinde katsayının anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Kısa dönem ilişkilerine bakıldığında, ara malı ithalatı üzerine göreceli fiyatın etkisinin negatif, reel efektif döviz kurunun etkisinin pozitif olduğu saptanmıştır. Kısa dönemli etkilerin yönü uzun dönemli ilişkiler ile paralellik göstermektedir. Ayrıca hata düzeltme terimi ( $EC_{t-1}$ ) katsayısı negatif, 1'den küçük ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu katsayı kısa dönemde meydana gelecek sapmaların yaklaşık 2,27 ( $\cong 1/0,44$ ) dönem sonra ortadan kalktığını ve serilerin yeniden uzun dönem denge değerlerine yakınsadığını ortaya koymaktadır.

Eşbütünleşme analizinden sonra nedensellik tespitine geçilmiştir. Üç serinin birim kök testinden elde edilen sonuçlar doğrultusunda aynı derecede durağan olmaları sebebiyle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger (1969) tarafından önerilen Granger nedensellik yöntemi ile incelenmiştir.

Tablo 10

## Granger nedensellik testi sonuçları

Değişken	Nedensellik Yönü	Değişken	Gözlem	F istatistiği	Prob.
$M_{AH}$	→	GF	76	0,74822	0,6765
$M_{AH}$	←	GF	76	1,25632	0,2778
$M_{AH}$	→	REDK	76	0,56614	0,8342
$M_{AH}$	←	REDK	76	1,37079	0,2183
GF	→	REDK	76	1,68582	0,1076
GF	←	REDK	76	0,57788	0,8249

Granger nedensellik testi sonucuna göre %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Ayrıca nedensellik ilişkisi, serilerin durağanlık derecesine, bütünlük ya da eşbütünlük olması ya da olmamasına duyarlı olmayan Toda ve Yamamoto (1995) yöntemiyle de incelenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu olan 10'a, ilk aşamada birim kök test sonuçlarından elde edilen en yüksek bütünlük seviyesi olan 1 eklenerek  $p + d_{max} = 11$  kabul edilmiştir. Bu test, birden fazla açıklayıcı değişken bulunan modellerde, grup olarak nedensellik sonucunu vermesi nedeniyle de kullanışlıdır. Sonuçlar Tablo 11.'de raporlanmıştır.

Tablo 11

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları

Değişken	Nedensellik Yönü	Değişken	df	$\chi^2$	Prob.
M <sub>AH</sub>	←	REDK	10	12,85133	0,2321
M <sub>AH</sub>	←	GF	10	12,84124	0,2327
M <sub>AH</sub>	←	REDK ve GF	20	29,27006***	0,0826
GF	←	M <sub>AH</sub>	10	15,26497	0,1227
GF	←	REDK	10	5,508930	0,8547
GF	←	M <sub>AH</sub> ve REDK	20	19,68982	0,4775
REDK	←	M <sub>AH</sub>	10	11,57280	0,3147
REDK	←	GF	10	16,77896***	0,0794
REDK	←	M <sub>AH</sub> ve GF	20	22,99272	0,2892

\*\*\*, %10 anlam seviyesinde nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ifade etmektedir.

Granger nedensellik testinden farklı bir sonuç olarak, REDK ve GF'nin birlikte %10 önem seviyesinde M<sub>AH</sub>'nin nedeni olduğu tespit edilmiştir.

## 5. Sonuç

Çalışmada, 2013M1-2020M2 döneminde Türkiye için ara malları ithalatı üzerine göreceli fiyatlar ve reel efektif döviz kurunun etkisinin olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu sebeple öncelikle mevsimsellikten arındırılan aylık seriler için birim kök testi yapılmış; ardından kısa ve uzun dönem eşbütünlük ilişkisini incelemek için Johansen eşbütünlük testi uygulanmış ve değişkenler arasında hem kısa dönem hem de uzun dönem ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Son olarak ise elde edilen durağanlık seviyelerini gözeterek iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü ortaya koymak açısından hem Granger nedensellik hem de Toda-Yamamoto nedensellik testleri uygulanmıştır.

Göreceli fiyatta meydana gelen değişmelerin hammadde ve ara malı ithalatı üzerine hem kısa hem de uzun dönemde etkisinin negatif olduğu saptanmıştır. Göreceli fiyat denklemi göz önüne alındığında bu etkinin üç farklı kaynağının olabileceği açıktır: i) ara malı yurt içi üretici fiyat endeksi ii) ara malı ithalat birim endeksi, iii) döviz kuru. Ele alınan 2013 ilk ayı ve 2020 ikinci ayı arası dönemde, ara malları yurt içi üretici fiyat endeksinin yükseldiği, ara malı ithalat birim endeksinin düştüğü ve döviz kurlarının ise yükseldiği bilinmektedir. Ancak bu dönem içerisinde ara malı göreceli fiyatlarındaki azalan trend gerçeği, matematiksel olarak, döviz kurlarındaki artışın etkisinin ara malları yurt içi üretici fiyat endeksinin artış etkisinden daha büyük olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla göreceli fiyat ve ara malı ithalatı arasında saptanan negatif ilişki çerçevesinde, ele alınan dönemde göreceli fiyatlarda meydana gelen bir azalmanın bu süreçte ithalatı arttırdığı ortadadır. Bu durumun en temel nedeni Türkiye'nin ara malı ithalatına olan bağımlılığıdır. Ara malı ithalatına olan bağımlılığı neticesinde göreceli fiyatlarda azalış meydana gelmesine rağmen ithalat yükselmiştir.

Diğer önemli açıklayıcı değişken olan reel efektif döviz kurunun hem kısa hem de uzun dönemde etkisinin pozitif olduğu görülmüştür. Yani dış ticarete önemli paya sahip olan ülkelerin para birimlerinden oluşan sepetin nispi fiyat etkilerinden arındırılmış ortalaması yükseldikçe (TL değerlendirildiğinde), ithalat da yükselmektedir. Bu bulgu, toplam ithalata odaklanarak analiz yapan literatürdeki çalışmalardan genellikle elde edilen TL değer kaybının ithalatı daraltacağı bulgusuyla zıttır ki bu durum alt bileşenlere odaklanmanın doğru politikalar oluşturmak açısından önemini bir kez daha göstermiştir. Ele alınan dönemde Türkiye için reel efektif döviz kuru düşmekte, yani TL değer kaybetmektedir. Bu değer kaybı da, eşbütünlük neticesinde saptanan aynı yönlü etki gözetildiğinde, ara malı ithalatı üzerine azalış etkisinde bulunmaktadır.

Geçmişten beri enflasyonun ithalata etkisini çeşitli ülkeler ya da ülke grupları için araştıran çalışmaların, genellikle, toplam ithalata odaklandığı ya da ayrı ayrı ithalat fiyatları ve/veya iç fiyatları analizlerine dahil ettiği görülecektir. Ancak toplam ithalatın yanı sıra yatırım malı, tüketim malı ve hammadde ve ara malları gibi alt ithalat kalemlerinin enflasyon ile ilişkisi; bunun yanı sıra ithal edilen malın ya da mal grubunun yurt içi fiyatının, o malın ya da mal grubunun ithalatında etkili olup

olmadığı konusunda literatürde kısıtlı sayıda çalışma tespit edilmiştir. Literatürde elde edilen ithalattan enflasyona tek yönlü nedensellik ve çift yönlü nedensellik bulgularının aksine, bu çalışmada reel efektif döviz kuru ve göreceli fiyattan ara malı ve hammadde ithalatına doğru bir nedensellik tespit edilmiştir.

Ortaya konan sonuçlar neticesinde, TL'nin değer kazanmasının yani döviz kurunun düşürülmesinin göreceli fiyatlar üzerinden ithalatı azaltacağı ve Türkiye'nin en önemli sorunlarından olan cari dengeye büyük katkıda bulunacağı söylenebilir. Bunun yanı sıra ara malı ithalatı bağımlılığının, ara malları üretiminin katma değeri yüksek aşamalarının yurt içinde gerçekleştirilmesi suretiyle azaltılması da uygulanması gereken bir diğer önemli politikadır.

### **Yazar beyanı**

#### **Araştırma ve yayın etiği beyanı**

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

#### **Etik kurul onayı**

Bu çalışma için etik kurul onayı gerekmemektedir.

#### **Yazar katkıları**

Çalışma tek yazarlı olduğu için tüm katkı yazara aittir.

#### **Çıkar çatışması**

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

#### **Destek beyanı**

Bu çalışma için herhangi bir destek alınmamıştır.

### **Kaynakça**

- Abumdallala, S. M. (2019). The relationship between imports and inflation in Palestine: Toda and Yamamoto causality analysis. *International Journal of Business Administration*, 10(2), 17-21.
- Ahmed, R. R., Ghauri, S. P., Vveinhardt, J. ve Streimikiene, D. (2018). An empirical analysis of export, import, and inflation: a case of Pakistan. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 21(3), 117-130.
- Akal, M. (2008). Explaining investment and intermediate goods imports and estimating elasticities in Turkey. *Zagreb International Review of Economics ve Business*, 11(1), 111-123.
- Aldan, A., Bozok, İ. ve Gunay, M. (2012). Short run import dynamics in Turkey. *Working Paper No. 12/25*, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Ashra, S. (2002). Inflation and openness: a study of selected developing economies. *Indian Council for Research on International Economic Relations*. Working Paper, 84.
- Aydın, M. F., Çıplak, U. ve Yücel, M. E. (2004). Export supply and import demand models for the Turkish economy. *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, 4(09).
- Bahmani-Oskooee, M. ve Niroomand, F. (1998). Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. *Economics Letters*, 61(1), 101-109.
- Bayraktutan, Y. ve Arslan, İ. (2003). Türkiye'de döviz kuru, ithalat ve enflasyon ilişkisi: ekonometrik analiz (1980-2000). *Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 5(2), 89-104.
- Chani, M. I. ve Chaudhary, A. R. (2012). The role of expenditure components in determination of import demand: Empirical evidence from Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 6(1), 35-52.
- Cole, J. H. (1986). Imports and domestic inflation in Latin America. *Studies in Economics and Finance*.
- Corrigan, T. D. (2005). The relationship between import prices and inflation in the United States. WCOB Faculty Publications, Paper 18, [http://digitalcommons.sacredheart.edu/wcob\\_fac/18](http://digitalcommons.sacredheart.edu/wcob_fac/18).

- Çulha, O. Y., Eren, O. ve Ögünç, F. (2019). Import demand function for Turkey. *Central Bank Review*, 19(1), 9-19.
- Dash, A. K. (2005). An econometric estimation of the aggregate import demand function for India. In *International Business Research Conference* (pp. 1-19).
- Dexter, A. S., Levi, M. D. ve Nault, B. R. (2005). International trade and the connection between excess demand and inflation. *Review of International Economics*, 13(4), 699-708.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-72.
- Dineri, E., ve Nalan, I. (2021). İthalat bağımlılığı ve Türkiye ekonomisinde imalat sanayi: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 7(1), 68-82.
- Erlat, G. ve Erlat, H. (1991). An empirical study of Turkish export and import function. *CBRT and METU*, 2(1), 16-35.
- Gedik, A. (2020). Türkiye de ithalat ihracat ile enflasyon arasında nedensellik analizi. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, (19), 323-333.
- Granger C. J. (1969). Investigating causal relationships by econometrics models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37, 425-435.
- Islam, A. (2013). Impact of inflation on import: an empirical study. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 1(6), 299-309. doi: 10.11648/j.ijefm.20130106.16.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen S (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, New York
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kalyoncu, H. (2006). An aggregate import demand function for Turkey: a cointegration analysis. *MPRA Paper No. 4260*, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/4260/>.
- Kotan, Z. ve Saygılı, M. (1999). Estimating an import function for Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey*, Research Department.
- Lokmanoğlu Aker, Ş. (2008). Major determinants of imports in Turkey. *Turkish Studies*, 9(1), 131-145. Doi: 10.1080/14683840701814059.
- Mackinnon, J. G., Haug, A. A. ve Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, (14), 563-577.
- Mihaljek, D. ve Klau M. (2001). A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies, *Bank of International Settlements Papers*, (8), 69-108.
- Muktadir-Al-Mukit, D., Shafiullah, A. Z. M. ve Ahmed, M. R. (2013). Inflation led import or import led inflation: Evidence from Bangladesh. *Asian Business Review*, 2(2), 65-69.
- Munepapa, M. ve Sheefeni, J. P. (2017). The impact of import on inflation in Namibia. *European Journal of Business, Economics and Accountancy*, 5(2), 42-51.
- Narayan, S. ve Narayan, P. K. (2005). An empirical analysis of Fiji's import demand function. *Journal of Economic Studies*, 32(2), 158-168.
- Ng, S. ve Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69 (6), 1519-1554.
- Oduşanya, I. A. ve Atanda, A. A. (2010). Analysis of inflation and its determinants in Nigeria. *MPRA Paper No. 35837*. Erişim Adresi: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/35837/>.
- Ogbokor, C. A. ve Sunde, T. (2011). Is Namibia's inflation import-driven? An econometric investigation. *Journal of Development Alternatives and Area Studies*, 30(1ve2).
- Oktay, E. ve Gözgör, G. (2013). Estimation of disaggregated import demand functions for Turkey. *Economics Bulletin*, 33(1), 575-585.



- Onwuka, K. O. ve Zoral, K. Y. (2009). Foreign direct investment and imports growth in Turkey. *Journal of Yaşar University*, 4(15), 2357-2380.
- Pamukçu, T., ve De Boer, P. (2000). Determinants of imports of Turkey: an application of structural decomposition analysis (1968-1990). *Yapı Kredi Economic Review*, 11(1), 3-27.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in a time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Saygılı, Ş., Cihan, C., Yalçın, C., ve Hamsici, T. (2010). Türkiye imalat sanayiinin ithalat yapısı. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Çalışma Tebliği*, 10(2), 1-151.
- Şahin, D. (2018). Türkiye’de dış ticaret ve enflasyon arasındaki ilişkinin analizi. *Bartın Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(18), 125-146.
- Tang, T. C. (2003). An empirical analysis of China's aggregate import demand function. *China Economic Review*, 14(2), 142-163.
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Ulke, V. ve Ergun, U. (2011). Econometric analysis of import and inflation relationship in Turkey between 1995 and 2010. *Journal of Economic and Social Studies*, 1(2).
- Wang, Y. H. ve Lee, J. D. (2012). Estimating the import demand function for China. *Economic Modelling*, 29(6), 2591-2596.