

Geliş Tarihi: 27.07.2017
Kabul Tarihi: 14.11.2017
DOI : 10.21180/kuiibf.2017434554

ULUSLARARASI REZERVLER VE İTHALAT İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Gökhan KONAT*
Fatma ZEREN**
Suzan ERGÜN***

ÖZ: Geleneksel modeller ithalat talep fonksiyonunu reel gelir ve nispi ithalat fiyatları ile ilişkilendirilirken uluslararası rezervleri göz ardı etmiştir. Ancak sonraki dönemde yapılan çalışmalarda uluslararası rezervlerin ithalat talebinin önemli bir belirleyicisi olduğu tespit edilmiştir. Bu kapsamda bu çalışmada Türkiye’deki ithalat talebi ile uluslararası rezerv miktarı arasındaki ilişki 2010 Ocak – 2017 Ocak dönemi için incelemiştir. Hacker-Hatemi J(2012) nedensellik analizinin yanı sıra Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre uluslararası rezervlerden ithalata doğru nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Pozitif şoklarda herhangi bir nedensellik bulgusuna ulaşılamazken, negatif şoklarda ise çift yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: İthalat Miktarı, Uluslararası Rezervler, Döviz Rezervleri, Reel Gelir, Nispi İthalat Fiyatları, Hacker-Hatemi J(2012) Nedensellik Analizi ve Hatemi J(2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Jel Kodu: O24, F31, E64, C5, C58

INTERNATIONAL RESERVES AND IMPORT RELATION: THE CASE OF TURKEY

Abstract: Traditional models ignore international reserves, while the import demand function is associated with real income and relative import prices. However, it has been determined that international reserves are an important determinant of import demand during the studies carried out in the following period. In this context, the relationship between the import demand in Turkey and the amount of international reserve in this study was examined for January 2010 - January 2017 period. In addition to the Hacker-Hatemi J (2012) causality analysis, the Hatemi-J (2012) asymmetric causality test was used. According to the findings, the causality relation to imports from international reserves was obtained. In the case of positive shocks, any causality finding could not be reached, while in negative shocks it was a result of bi-directional relationship.

Key words: Import Quantity, International Reserves, Foreign Exchange Reserves, Real Income, Relative Import Prices, Hacker-Hatemi J (2012) Causality Analysis and Hatemi J (2012) Asymmetric Causality Test

Jel Codes: O24, F31, E64, C5, C58

* Arş. Gör., İnönü Üniversitesi, İ.İ.B.F., S. yazar, gokhan.konat@inonu.edu.tr

** Doç. Dr., İnönü Üniversitesi, İ.İ.B.F.

*** Doç. Dr., İnönü Üniversitesi, İ.İ.B.F.

1. GİRİŞ

Son yıllarda Asya ekonomileri başta olmak üzere pek çok ülkede ithalat miktarındaki artışla birlikte uluslararası rezerv miktarında da anlamlı artışlar meydana gelmiştir. Dünya uluslararası rezerv miktarı 1995'de 1,2 trilyon\$ iken, Haziran 2011'de yaklaşık 10 trilyon\$'a çıkmıştır. Bu rezervlerin büyük kısmı Asya'da birkaç ülkede tutulmaktadır. Yaklaşık yedi Asya merkez bankası Haziran 2011'de yaklaşık 5,89 trilyon dolar rezerv bulundurmaktadır. Çin listenin başında yer almaktadır. 2015'de Çin'in tuttuğu rezerv miktarı 3,345 trilyon\$'dır. Afrika'da ve Orta Doğu'da petrol ihraç eden ülkelerde bu eğilimdedir. Afrika'da en fazla rezerv tutan ülke Cezayir'dir. Cezayir dışında Libya, Nijerya, Fas, Mısır ve Güney Afrika'dır (Irefin and Yaaba, 2011:63; Dünya Bankası).

Ülkelerin tuttuğu uluslararası rezerv miktarının artması araştırmacıların bu konu üzerinde yoğunlaşmasına neden olmuştur. Bu noktada fazla miktarda uluslararası rezerv tutmanın faydalı olduğu veya olmadığı yönünde tartışmalar mevcuttur. Fazla miktarda rezerv tutmayı eleştirenlerin temel düşüncesi bu kaynakların ekonomik kalkınmayı sağlayacak daha verimli yatırımlarda kullanılabilmesidir. Diğer yandan fazla rezerv tutulmasını destekleyenlerin görüşü ise, tutulan rezervlerin fırsat maliyetinin paranın hızlı bir devalüasyonunun ekonomik sonuçlarıyla kıyaslandığında çok daha düşük olmasıdır (Romero, 2005:79).

Uluslararası rezervler dış ticaret dengesini sağlamak için, paranın değerini ve gelecek makro iktisadi politikaları dizayn etmek açısından önemli bir araçtır. Bu açıdan sabit veya kısmen esnek döviz kuruna sahip ülkelerde uluslararası rezervler çoğunlukla ticari sektörlerin uluslararası piyasalarda rekabet edebilirliğini sürdürmede kullanılmaktadır. Sabit döviz kuru sistemine sahip bir ekonominin döviz kuru istikrarını sürdürebilmesi için daha fazla rezerv tutması beklenir. Bunun nedeni nominal döviz kuru sabit olmasına rağmen piyasanın reel döviz kurunu etkileyebilecek olması ve bu durumda merkez bankasının döviz kurunu istenilen seviyede tutmak için rezervleri kullanmaya ihtiyaç duyabilmesidir. Esnek döviz kuruna sahip ülkelerde ise, kısmen daha az rezerv tutulması beklenir. Bu ülkelerde rezervler özellikle önemli bir parasal araç olarak ve finansal krizlere karşı bir sigorta olarak tutulmaktadır. Döviz kuru istikrarının ötesinde uluslararası rezervlere özellikle ihracatçı endüstrilerde ekonominin gücünün göstergesi olarak da bakılmaktadır (Arize and Malindretos, 2012:21; Romero, 2005:80).

Uluslararası rezervler ticaret politikalarını da etkilemektedir. Uluslararası rezervlerin yüksek seviyesi daha az kısıtlayıcı politikalara neden olur. Bu bağlamda uluslararası rezervlerin artması ithalat talebi üzerinde pozitif bir etki meydana getirir (Arize and Osang, 2007:1477). Ayrıca uluslararası rezervler özellikle gelişmekte olan ülkeler için ithalat talebinin önemli bir belirleyicisi olarak düşünülmektedir. Çünkü uluslararası piyasalarda döviz, mal ve hizmetlerin ithalatı için bir kısıt olarak rol oynar. Bu yüzden uluslararası rezervlerde her artışa mal ve hizmet ithalatında artışın da eşlik etmesi beklenir. Yani marjinal ithalat eğilimi ile rezerv seviyesi arasında pozitif bir ilişki mevcuttur (Sultan, 2011:69; Romero, 2005:82).

2. LİTERATÜR TARAMASI

İthalat talep fonksiyonunu açıklamak için önceki literatürde, ithalat talep fonksiyonunun ampirik tahmini genellikle reel ulusal gelir ve nispi ithalat fiyatlarıyla ilişkilendirilmiştir. Sonraki literatürde ise, tutulan uluslararası rezerv miktarı fonksiyona dahil edilmiştir. Bir çok çalışmada uluslararası rezervler ithalat talebini etkileyen önemli bir değişken olarak tanımlanmaktadır (Arize and Malindretos, 2012:22).

Yazarlar	Sonuçlar
Dutta and Ahmed (1999)	1974-1944 dönemi üç aylık verileri kullanılarak Bangladeş için toplam mal ithalatı fonksiyonu tahmin edilmiştir. Çalışmada Engle-Granger ve Johansen Eşbütünleşme yöntemleri kullanılmıştır. Araştırma sonuçları reel ithalat miktarı, reel ithalat fiyatları, reel GSYH ve reel döviz rezervleri arasında tek bir uzun vadeli ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca ithalat miktarı ithalat fiyat değişmelerine duyarlı olduğu ve ithalat talebinin büyük ölçüde reel GSYH tarafından açıklandığı sonucuna ulaşılmıştır.
Kotan ve Saygılı (1999)	1987:1-1999:1 dönemi üç aylık verileri kullanılarak Türkiye için ithalat talebi fonksiyonu tahmin edilmiştir. Bu amaçla iki farklı model kullanılmıştır (Engle-Granger Modeli ve Bernanke-Sims Yapısal Var Modeli). Çalışmada uluslararası rezervler bağımsız değişken olarak modele dahil edilmiştir. Uzun vadede ithalat talebinin en temel belirleyicileri ulusal talep ve uluslararası rezervler iken, kısa vadede döviz kuru ithalat talebinin en önemli belirleyicisi olarak elde edilmiştir.
Arize and Osang (2007)	1973:2-1999:1 dönemi üç aylık verileri kullanılarak yedi Latin Amerika ülkesi için (Arjantin, Brezilya, Kolombiya, Kosta Rika, Ekvador, Venezuela ve Trinidad&Tobago) ulusal gelirin, ithalat fiyatlarının ve döviz rezervlerinin reel ithalat üzerindeki etkisi incelenmiş ve reel ithalat, reel gelir, nispi fiyatlar ve reel döviz rezervlerinin uzun vadeli denge ilişkisi sergilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca ithalatın esnekliği gelire ve nispi fiyatlara göre daha büyük iken, döviz rezervine göre daha küçük olduğu görülmüştür.
Sultan (2011)	Johansen Eşbütünleşme Testi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli kullanılarak Hindistan için toplam ithalat talep fonksiyonu incelenmiştir. 1970-2008 dönemi yıllık verileri kullanılan çalışmada reel ithalat, reel gelir, ithalatın nispi fiyatı ve reel döviz rezervleri arasında uzun vadeli denge ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca uzun vadede ithalatın gelire göre elastik, nispi fiyatlara ve döviz rezervlerine göre inelastik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Kısa vade de ise ithalat, nispi fiyatlar ve döviz rezervleri arasında anlamlı ilişki olduğu, ayrıca ithalatın tüm değişkenlere göre inelastik olduğu görülmüştür.
Osei (2012)	Çalışmada 1991:1-2011:4 üç aylık verileri kullanılarak Gana için ithalat talebi ve ekonomik büyüme ilişkisi ele alınmıştır. Johansen Eşbütünleşme Testi kullanılarak ithalat miktarı, gelir, döviz rezervi, döviz kuru ve ulusal fiyatlar arasında uzun vadeli denge ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca ithalatın ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Arize and Malindretos (2012)	<p>Beş Asya ülkesi için (Hindistan, Kore, Singapur, Japonya ve Tayland) kısa vadede ve uzun vadede ulusal gelirin, nispi ithalat fiyatlarının ve döviz rezervlerinin reel ithalat üzerindeki etkisi incelenmiştir. Araştırmada pek çok metot (Johansen, Harris-İnder Eşbütünleşme Analizi, Tam Değiştirilmiş EKK, Dinamik EKK ve ARDL) kullanılmıştır. Çalışmada ilk olarak döviz rezervlerinin artmasının ithalat talebini pozitif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. İkinci olarak döviz rezervlerinin katsayısı beklentilere uygun şekilde pozitif olarak tespit edilmiştir. Beklentilere uygun şekilde döviz rezervlerinin istatistiksel etkisi anlamlı iken, ekonomik etkisinin reel gelire ve nispi fiyatlara kıyasla daha küçük olduğu görülmüştür. Üçüncü olarak reel gelirin ithalat talebi için anlamlı bir değişken olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Gelir esnekliği Hindistan, Kore ve Tayland'da elastik iken , Japonya ve Singapur'da inelastiktir. Son olarak nispi fiyatlar için uzun vadeli esneklik katsayısı tüm ülkeler için birden küçük tespit edilmiştir.</p>
Thaver (2012)	<p>1980-2010 dönemi verileri kullanılarak Güney Afrika'nın Tanzanya ile kısa ve uzun vadeli toplam ithalat talep fonksiyonu tahmin edilmiştir. Çalışmada eşbütünleşme analizi için sınır testi yaklaşımı ve hata düzeltme modeli uygulanmıştır. Araştırma sonuçları ithalat ile nispi fiyatlar, döviz rezervleri, döviz kurunun değişkenliği, tüketim, yatırım ve ihracat arasında uzun vadeli denge ilişkisi olduğunu göstermiştir. Ayrıca kısa ve uzun vadeli tahmini esneklik katsayıları teorik beklentilere uygun olarak anlamlı çıkmıştır.</p>
Hibbert et al. (2012)	<p>1996:1-2010:3 dönemi üç aylık verileri kullanılarak Jamaika'nın ABD ve Birleşik Krallık ile toplam ithalat talebi fonksiyonunu eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli teknikleri uygulanarak incelenmiştir. Araştırma sonuçları hem ABD modelinde hem de Birleşik Krallık modelinde ithalat miktarı ile reel GSYH, nispi ithalat fiyatları, reel döviz rezervleri ve nispi döviz kuru değişkenleri arasında tek eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Jamaika-ABD ithalatı modelinde gelir esnekliğinin uzun döneme kıyasla kısa dönemde daha düşük ve negatif esnekliğe sahip olduğu, nispi fiyatların ise uzun dönemden ziyade kısa dönemde üç kat daha esnek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenlik uzun dönemde negatif iken kısa dönemde pozitif olarak tespit edilmiştir. Jamaika-Birleşik Krallık ithalatı modeli ise GSYH ve değişkenliğin uzun dönemden ziyade kısa dönemde daha az esnek fakat reel döviz rezervleri ve nispi fiyat düzenlemelerinin daha hızlı olduğunu göstermiştir. Bunun ötesinde uzun dönemin aksine kısa dönemde reel döviz rezervleri ve değişkenlik negatif olarak tespit edilmiştir.</p>

Aziz (2013)

1978-2008 dönemi yıllık verileri kullanılarak gelişmekte olan ülkeler için ithalat talep fonksiyonu incelenmiştir. Araştırmada Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Peron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) teknikleri kullanılmıştır. Çalışmada reel gelire ve nispi ithalat fiyatlarına ilave olarak döviz rezervlerinin gelişmekte olan ülkeler için ithalat talebinin anlamlı bir belirleyicisi olduğu tespit edilmiştir. Tahmin sonuçları ithalat hacmi, reel gelir, nispi fiyatlar ve döviz rezervleri arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Çalışmada döviz rezervleri, reel GSYH ithalat talebi ile pozitif olarak ilişkili iken, nispi fiyatlar negatif ve anlamlı ilişkilidir. Nispi fiyatlar, ihracat talebi hem kısa dönemde hem de uzun dönemde anlamlı bulunmuştur.

İbrahim (2017)

1970-2014 dönemi verilerini kullanarak Mısır için mal ithalatı talep fonksiyonunu tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar hem kısa vadede hem de uzun vadede ithalat talebi ile reel GSYH arasında pozitif ve anlamlı ilişki olduğunu, ithalat talebi ile reel efektif döviz kuru arasında da negatif ve anlamlı ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca uzun vadede ithalat talebi ile hem enflasyon hem de uluslararası rezervler arasında pozitif ve anlamlı ilişki tespit edilirken, kısa vadede anlamsız ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

İktisadi değişkenler arasındaki ilişkinin istatistiksel olarak anlamı, bir birlikteliğin ifadesidir. Nedensellik analizi ile bu birlikteliğin yönü belirlenerek sebep-sonuç ilişkisi ortaya çıkarılmaktadır. Granger (1969), ekonometrik bir modeldeki değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisiyi araştıran test geliştirmiştir. Bu teste göre x değişkeni y 'nin nedeni ise, y değişkeninin öngörülmesinde x ve y 'nin geçmiş değerleri kullanılarak elde edilen tahminlerin, yalnızca y 'nin geçmiş değerlerinin kullanılması sonucu elde edilen tahminlerden daha iyi olduğunu vurgulamıştır. Bu test nedensellik analizi için kullanılan değişkenlerin durağan olmasını gerektirmektedir. Fakat aynı mertebeden durağan olma zorunluluğu bulunmamaktadır. İktisadi değişkenler birbirleriyle etkileşim içerisinde bulunduğundan dolayı, nedensellik ilişkisi çift yönlü araştırılır: x , y 'nin nedeni mi? ve y , x 'in nedenimidir? ve vektör otoregresif model VAR(p) aracılığı ile bu test gerçekleştirilir. Bu test için önceden değişkenlerin entegrasyon ve koentegrasyon mertebelerini bilmek gerekmektedir. Böylece ön testler ile ilgili olası sapmalara maruz kalmaktadır. Bu gibi sorunların üstesinden gelebilmek amacıyla Toda-Yamamoto (1995), düzey değerlerle formüle edilen artırılmış VAR(p+d) modeline dayalı nedensellik testi geliştirmişlerdir. d, VAR sürecindeki değişkenlere ait maksimum gecikme uzunluğudur. Bu test standart asimptotik ki-kare dağılımına bağlıdır ve değişkenlerin entegrasyon yada koentegrasyon mertebeleri ile ilgili ön bilgi gerekli değildir. Bu yöntem, VAR(p) model parametrelerinin anlamlılıklarını test etmeye yarayan modifiye edilmiş Wald(MWALD) test istatistiğini kullanır. Hacker-Hatemi (2006), MWALD test istatistiğinin küçük örneklem özelliklerinin zayıf olduğunu ortaya koymuştur ve asimptotik dağılım yerine bootstrap dağılımı kullanımını önermiştir. Bu dağılım farklı örneklem hacmi,

entegrasyon dereceleri ve ARCH veya sabit varyans gibi hata süreçleri için bootstrap dağılımının daha güçlü olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Toda-Yamamoto(1995)'nin önerdiği $VAR(p + d)$ modeli şöyledir.

$$Y_t = \hat{\nu} + \hat{A}_1 Y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p Y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} Y_{t-p-d} + \hat{\varepsilon}_t \quad (1)$$

A_i , i .gecikme için $(n \times n)$ boyutlu parametre matrisidir. \hat{A}_i , En Küçük Kareler (EKK) parametre tahminidir. n , VAR modelinde kullanılan değişken sayısıdır. Daha önceden açıklandığı üzere d , değişkenlerin maksimum entegrasyon derecesini göstermektedir. Bu ekstra gecikme d , asimptotik dağılım teorisinin kullanımını garanti etmektedir. Y_t vektörünü oluşturan k .eleman, j .elemanın Granger nedeni olmadığını varsayan sıfır hipotezi şöyledir.

$H_0: A_i$ 'yi oluşturan j .sattır, k . sütunundaki elemanları sıfıra eşittir ($i = 1, 2, \dots, p$)

(1) ifadesini matris yaklaşımıyla aşağıdaki gibi göstermiştir.

$$Y = \hat{D}Z + \varepsilon \quad (2)$$

Burada $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_T)$, $(n \times T)$ boyutlu bir matristir.

$\hat{D} = (\hat{\nu}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d})$, $\{n \times [1 + n(p + d)]\}$ boyutlu bir matristir

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p-d+1} \end{bmatrix} \text{ ve böylece } Z = [Z_0, \dots, Z_{T-1}] \text{ 'dir.}$$

$\varepsilon = (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T)$ 'dir.

Y_t 'deki bir değişkenin diğer bir değişkenin granger nedenseli olmadığını test eden modifiye edilmiş WALT test istatistiği şöyledir.

$$MWALT = (C\hat{\beta})'[C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1}(C\hat{\beta}) \quad (3)$$

(2) ifadesindeki C , kısıt matrisidir; S_U , kısıtsız modelden elde edilen kalıntılara ait varyans-kovaryans matrisidir ve $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{D})$ 'dir. Sıfır hipotezi altında β ile ilişkili parametreler sıfır ise, C 'nin her bir satırındaki karşı gelen değerler 1'dir. Sıfır hipotezi altında β 'nin ilgili elemanlarına kısıt koyulmadığında ise C 'nin karşı gelen elemanları sıfır değerini alır. Matris yaklaşımı ile sıfır hipotezi şöyledir

$$H_0: C\beta = 0 \quad (4)$$

Hacker-Hatemi-J(2006)'da (3) deki test istatistiğinin bootstrap dağılımı aracılığı ile kritik değerlerini elde etmiştir. Çünkü hata terimi normal dağılmadığında veya ARCH yapısına sahip olduğunda bu dağılımın daha güçlü olduğunu ortaya koymuştur.

Hacker –Hatemi J (2012), $VAR(p)$ modeline ait optimal gecikme uzunluğu p 'nin ön bilgiye dayalı olarak seçilmesinin test istatistiğinin dağılımına etki edeceğini vurgulamışlardır. Böylece Hacker-Hatemi-J(2006)'deki çalışmasını geliştirerek optimal gecikme uzunluğunu da bootstrap simülasyonları ile elde etmişlerdir.

Ekonomik aktörlerin değişkenlerin pozitif değişimlerine tepkileri ile negatif değişimlerine tepkileri arasında fark olduğu bilinmektedir. Bu nedenle asimetrik etkinin nedensellik ilişkilerinde ele alınması önemlidir. Hatemi-J (2012), değişkenler arasında ilişki olmadığında bile bu bileşenler arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisi olabileceğini vurgulamışlardır.

Granger ve Yoon (2002), verilerin birikimli pozitif ve negatif değişimlerini içeren bileşenlere dönüştürme fikrini ortaya koymuşlardır. Granger ve Yoon, y_j , $j \in (1,2)$ serisini aşağıdaki gibi rassal yürüyüş süreci ile tanımlamıştır

$$y_{jt} = y_{j,t-1} + \varepsilon_{jt} = y_{j0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{ji} \quad (5)$$

(5) ifadesindeki $t=1,2,\dots,T$ 'dir, $y_{j,0}$ başlangıç değerleridir ve ε_{ij} beyaz gürültü hata terimidir. Serilere ait pozitif ve negatif şoklar ise şöyle tanımlanmıştır.

$$\varepsilon_{ji}^+ = \max(\varepsilon_{ji}, 0) \text{ ve } \varepsilon_{ji}^- = \min(\varepsilon_{ji}, 0)$$

ε_{ij} hata terimi pozitif ve negatif şokların toplamı ile şöyle ifade edilmektedir: $\varepsilon_{ji} = \varepsilon_{ji}^+ + \varepsilon_{ji}^-$. Bu tanıma bağlı olarak (1) ifadesi aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$y_{jt} = y_{j,t-1} + \varepsilon_{jt} = y_{j,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{ji}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{ji}^- \quad (6)$$

Birikimli pozitif ve negatif şoklarla bir seri ise şöyle ifade edilir.

$$y_{jt}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{ji}^+ \text{ ve } y_{jt}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{ji}^-$$

Daha önce vurgulandığı üzere, Hatemi-J(2012) çalışmasında değişkenlerin bu bileşenleri arasındaki nedensellik ilişkisini ele almıştır. Bileşenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin değişkenlik arz edilme olasılığı nedeniyle bu teste asimetrik nedensellik testi adı verilmektedir.

4. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Uluslararası rezerv (REZ) ve ithalat (İTH) ilişkisi Türkiye için 2010 Ocak - 2017 Ocak aralığı için araştırılmıştır. 2010 sabit fiyatlarla elde edilen veriler, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sitesinden (EVDS) elde edilmiştir. REZ ve İTH ilişkisi Hacker-Hatemi J(2012) nedensellik analizi ve Hatemi J(2012) asimetrik nedensellik testi ile araştırılmıştır. Bu testlerden ilki serilerin düzey değerleri arasındaki ilişkiyi ortaya koyarken, ikincisi ise serilerin pozitif ve negatif değişimleri arasındaki nedensellik ilişkisini ortaya koymaktadır. Her iki test için ön bilgi olarak yalnızca serilerin bütünleşme mertebeleri gereklidir. Bütünleşme mertebeleri Phillips-Perron birim kök testi ile araştırılmıştır ve bulgular Tablo 1'deki gibidir.

Tablo 1: Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

İthalat ve Bileşenleri	Phillips-Perron İstatistiği	Uluslararası Rezerv ve Bileşenleri	Phillips-Perron İstatistiği
$\dot{I}TH$	-2.220 (0.471)	REZ	-1.208 (0.902)
$\Delta\dot{I}TH$	-5.343 (0.000)	ΔREZ	-6.945 (0.000)
$\dot{I}TH^-$	0.952 (0.995)	REZ^+	-1.053 (0.730)
$\Delta\dot{I}TH^-$	-4.731 (0.000)	ΔREZ^+	-7.034 (0.000)
$\dot{I}TH^+$	-3.747 (0.005)	REZ^-	-0.245 (0.927)
		ΔREZ^-	-9.178 (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 1’de görüldüğü üzere değişkenlerin düzeyi için bütünleşme mertebesi 1’dir. Aynı şekilde pozitif ve negatif şoklar için ise bütünleşme mertebesi 1’dir. İTH ve REZ arasındaki nedensellik ilişkisi ve bu değişkenlerin bileşenlerine ait nedensellik test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: Nedensellik Test Sonuçları

İlişkinin Yönü	MWALD istatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
$\dot{I}TH \rightarrow REZ$	4.876	12.870	8.640	6.911
$\dot{I}TH^+ \rightarrow REZ^+$	0.451	10.050	6.269	4.674
$\dot{I}TH^- \rightarrow REZ^-$	9.102*	12.928	8.579	6.917
$REZ \rightarrow \dot{I}TH$	11.543*	13.090	8.581	6.815
$REZ^+ \rightarrow \dot{I}TH^+$	2.744	10.235	6.497	4.907
$REZ^- \rightarrow \dot{I}TH^-$	11.543*	13.090	8.581	6.815

Tablo 2’de ise deęişkenlerin düzey deęerleri, pozitif deęişimleri ve negatif deęişimleri arasındaki nedensellik ilişkisi verilmiştir. Ampirik bulgulara göre, serilerin düzey deęerleri açısından bakıldığında uluslararası rezervlerden ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. İthalat ile uluslararası rezervler arasında negatif şoklar açısından ise çift yönlü nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır. Pozitif şoklar bağlamında ise herhangi bir nedensellik bulgusuna ulaşılamamıştır.

SONUÇ

Son dönemde pek çok ülkede tutulan uluslararası rezerv miktarı artış göstermiştir. Bunun temel nedenlerinden biri artan finansal küreselleşme ile birlikte daha sık ortaya çıkan finansal krizleri daha düşük maliyetle atlatma düşüncesidir. Özellikle döviz rezervi az olan ülkeler finans piyasalarında ortaya çıkan istikrarsızlıklar ve ani sermaye çıkışları karşısında çok zor durumda kalmaktadırlar. Çünkü uluslararası rezervler dış ticaret dengesini sağlamak, paranın deęerini ve gelecek makro iktisadi politikaları dizayn etmek açısından önemli bir araçtır. Ayrıca uluslararası rezervler ticaret politikalarını da etkilemektedir. Uluslararası rezervlerin yüksek seviyesi daha az kısıtlayıcı politikalara neden olur. Bu bağlamda uluslararası rezervlerin artması ithalat talebi üzerinde pozitif bir etki meydana getirir. Çünkü uluslararası piyasalarda döviz, mal ve hizmetlerin ithalatı için bir kısıt olarak rol oynar. Özellikle ithalatçı ülke az gelişmiş bir ülke ise, ihracatçı ülke ödemenin güvenliği konusunda şüphe duymak istemez. Bu yüzden uluslararası rezervlerde her artışa mal ve hizmet ithalatında artışın da eşlik etmesi beklenir.

Geleneksel modeller ithalat miktarının en önemli belirleyicileri olarak reel geliri ve nispi ithalat fiyatlarını görürken, son dönemde yapılan çalışmalarda uluslararası rezervlerin de ithalat talebinin önemli bir belirleyicisi olduğu anlaşılmış ve son dönemdeki ithalat fonksiyonlarına uluslararası rezervlerde dahil edilmiştir. Bu çalışmada uluslararası rezervler ile ithalat miktarı arasındaki ilişki ampirik olarak incelenmiştir. 2010 Ocak - 2017 Ocak dönemini kapsayan veriler yardımıyla yapılan analizler neticesinde ithalattan uluslararası rezervlere doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığı uluslararası rezervlerden ithalata doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Negatif şoklarda ise ithalat ile uluslararası rezervler arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Pozitif şoklar açısından herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Sonuç olarak özellikle gelişmekte olan ülke ekonomileri açısından uluslararası rezerv miktarı diğer pek çok ekonomik deęişkende olduğu gibi ithalat talebi açısından da önemli bir belirleyicidir. Çünkü bu ülkeler bu yolla hem döviz kısıtını aşacak, ulusal parasının deęerini koruyarak ithalat maliyetinin artmasını engelleyecektir. Bunun sonucunda uluslararası rezerv miktarında meydana gelen artış ithalat miktarını da arttıracaktır.

KAYNAKÇA

- Arize, A.C., Osang, T., & Slottje, D. J. (2000). Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDCs. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, 10-17.
- Arize, A.C., Malindretos, J., & Grivoyannis, E. C. (2004). Foreign Exchange Reserves and Import Demand in a Developing Country: The Case of Pakistan. *International Economic Journal*, 18(2), 259-74.
- Arize, A.C., Osang, T. (2007). "Foreign Exchange Reserves and Import Demand: Evidence from Latin America", *The World Economy*, 30, pp.1477-1489.
- Arize, A.C., Malindretos, J. (2012). "Foreign Exchange Reserves in Asia and Its Impact on Import Demand", *International Impact on Import Demand*, Vol.4, No.3, pp.21-32.
- Aziz, M. N. (2013). "Modelling of Import Demand Function for a Developing Country: An Empirical Approach", *Asian-African Journal of Economics and Econometrics*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-15.
- Dutta, D., & Ahmed, N. (1999). An Aggregate Import Demand Function for Bangladesh: A Cointegration Approach', *Applied Economics*, 31(4), 465-472.
- Faini, R., Pritchett, L., & Clavijo, F. (1992). Import Demand in Developing Countries, in M.G. Dagenais and P.A. Muet (eds), *International Trade Modelling*, (New York: Chapman & Kegan Paul).
- Hacker S and Hatemi-J A, (2012). A Bootstrap causality Test with Endogenous Lag Order: Theory and Application in Finance," *Journal of Economic Studies*, 39(2), 144-160.
- Hatemi-J, A. (2012), *Asymmetric Causality Tests with an Application*. *Empirical Economics*, 43, 447-456.
- Hibbert, K., Thaver, R. and Hutchinson, M. (2012). "An Econometric Analysis of Jamaica's Import Demand Function with the US and UK", *The International Journal of Business and Finance Research*, 6(1), pp.109-120.
- Irefin and Yaaba (2011). "Determinants of Foreign Reserves in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach", *CBN Journal of Applied Statistics*, Vol.2, No.2, pp.63-82.
- İbrahim, M. A. (2017). "An Examination of the Merchandise Imports Demand Function for Egypt", *Applied Economics and Finance*, 4(2), pp. 101-112.
- Kotan, Z and Saygili, M. (1999). Estimating an Import Function for Turkey. Discussion Paper No. 9909, The Central Bank of the Republic of Turkey.
- Moran, C. (1989). Imports under a Foreign Exchange Constraint. *The World Bank Economic Review*, 3(2), 279-95.
- Osei, V. (2012). "Import Demand and Economic Growth Analysis", *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol.3, No.14, pp.73-90.
- R. Scott Hacker & Abdunasser Hatemi-J (2006) Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application, *Applied Economics*, 38:13, 1489-1500.
- Romero, Ana Maria (2005). "Comparative Study: Factors that Affect Foreign Currency Reserves in China and India", *The Park Place Economist*, Vol.13, pp.79-88.
- Sultan, Z.A. (2011). "Foreign Exchange Reserves and India's Import Demand: A Cointegration and Vector Error Correction Analysis", *International Journal of Business and Management*, Vol.6, No.7, pp.69-76.
- Thaver, R. (2012). "What Drives South Africa's Disaggregated Import Demand Function with Tanzania? An Empirical Analysis", *International Business: Research, Teaching and Practice*, 6(1), pp.60-75.