

## **FARKLI İKTİSADİ FAALİYET GÖSTERGELERİ AÇISINDAN TOPLAM İTHALAT TALEP FONKSİYONU: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

Ahmet GÜNEY\*

### **Özet**

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için beş farklı toplam ithalat talep fonksiyonu ARDL sınır testi ve Hata Düzeltme Modeli (ECM) yaklaşımı ile 2003:Q1-2016:Q3 dönemi için tahmin edilmiştir. Wang ve Lee (2012) ve Guzgor (2014) çalışmalarının temel model olarak takip edildiği bu çalışmada, beş farklı “iktisadi faaliyet göstergesi”nin, küresel risk algısının, nispi fiyatların ve 2008-2009 küresel ekonomik bunalımın Türk ithalat talebine uzun ve kısa dönemde etkileri araştırılmıştır. Literatür taramamızda, özellikle “nihai satışlar”ın iktisadi faaliyetin bir göstergesi olarak kullanıldığı bir çalışmaya rastlanılmaması, bu anlamda çalışmamızın literatüre katkı sağlayacağını düşündürmektedir. Çalışmanın bulguları, Türkiye’de ithalat talebi ortalama gelir esnekliğinin uzun dönemde 0.84 ve kısa dönemde 0.96, fiyat esnekliğinin ise hem uzun hem de kısa dönemde 0.57 olduğu, 2008-2009 küresel krizin uzun dönemde ithalatı azaltıcı etkide bulunduğunu ancak küresel risk algısının veya belirsizliğinin ithalat talebi üzerinde her iki dönemde de her hangi bir etkide bulunmadığı gözlenmiştir.

Anahtar kelimeler: İthalat Talep Fonksiyonu, Gelir Esnekliği, Fiyat Esnekliği, İktisadi Faaliyet

Jel Kodları: C50, F10

### **AGGREGATE IMPORT DEMAND FUNCTION IN TERMS OF DIFFERENT ECONOMIC ACTIVITY INDICATORS: TURKEY SAMPLE**

#### **Abstract**

In this study, it is estimated that five different aggregate import demand functions by the autoregressive distributed lag (ARDL) bounds test and error correction model (ECM) approach for the period 2003:Q1 to 2016:Q3 in the Turkish Economy. In this study in which the papers of Wang-Lee (2012) and Guzgor (2014) are followed as fundamental model, it is investigated the effects of five different economic activity indicator, global risk perception, relative prices and the global economic depression of 2008-2009 on Turkish import demand in the short and long run. As far as we investigate, no study have been found that “final sales” are used as an indicator of economic activity and that is why it is conceived that this study makes contribution to the literature. The empirical findings of the study show that; firstly, income elasticity in the long-run is 0,84 and the short-run is 0,96, secondly, price elasticity both in the short and the long-run is 0,57, finally, The global crisis of 2008-2009 have effected to the import to decrease in the long-run, but the global risk perception or uncertainty of it has no effect on import demand both in the short-run and the long-run.

Keywords: Import Demand Function, Income Elasticity, Price Elasticity, Economic Activity.

### **GİRİŞ**

Teknolojik ilerlemelerle birlikte ülke ekonomilerinin giderek daha fazla birbirlerine yakınlaşmaları, ülkelerin daha fazla dış ticaret yapmalarına yol açmaktadır. Siyasi, kültürel, dini, jeopolitik açıdan aralarında sıkıntı olan ülkeler arasında bile, ticari ilişkiler varlığını neredeyse devamlı olarak

---

Yrd. Doç. Dr., Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, Erzurum/25240, Türkiye. (e-posta: guney@atauni.edu.tr)

sürdürmüştür. Dış ticareti zorunlu kılan sebeplerin varlığı ortadan kalkmadığı müddetçe de bu ilişki ağı derinlemesine devam edecektir.

Uluslararası ticaret politikalarının etkinliği önemli oranda; ülkelerin ithalatlarını ve ihracatlarının fiyat ve gelir esnekliklerine bağlı olduğu bir gerçektir (Murray ve Ginman,1976:75; Marquez,1990:76). Sinha (1997:81), ülkelerin dış ticaret politikalarının şekillenmesi sırasında, ithalatın ülkenin gelir seviyesine, iç fiyatları ve ithalat fiyatlarına hangi düzeyde duyarlı olduğunun önemini vurgulamaktadır. Yüksek bir gelir esnekliğinin, ekonomik büyüme ve ödemeler dengesi açığı arasında bir ödüleşmenin varlığına işaret edeceğini belirtmektedir. Emran ve Shilpi (2010), döviz kuru politikasının planlanmasında, ticari serbestleşme programlarının uygulandığı dönemlerde tarifelerin belirleniminde ve optimal vergi oranlarının tespitinde esneklik parametrelerinin güvenilirliğini ekonomi yönetimlerinin politika stratejilerine önemli katkılar sağlayacağını belirtmektedir.

Ülkelerin ithalat talep yapılarını, gelir ve fiyat esneklikleri belirlemek özellikle ileriye dönük sağlıklı ithalat tahminlerinde, uluslararası ticaret politikalarının oluşumunda önemli görülmektedir. Politika yapıcılara, ülkeler arası dış ticaret üzerinde ne düzeyde kısıtlamalar konulacağına hesaplanan bu fonksiyonlar önemli katkılar sunmaktadır (Santos-Paulino:2002:959).

Bu araştırma kapsamında cevaplanmasını amaçladığımız sorularımız ise; Türkiye'nin uzun dönem fiyat ve gelir esneklik değerleri kaçtır? Nispi fiyatlar ithalat üzerinde hangi yönde ve güçte bir etkiye sahip görünmektedir? İthalatın önemli belirleyicilerinden biri olan "iktisadi faaliyet hacmi" literatürde yer alan farklı ölçülerle hesaplandığında, modelin açıklayıcılık gücü nasıl değişiyor? Reel Gelir, modelde bileşenleri tarafından temsil edildiğinde (Nihai Tüketim Harcamaları, Yatırım Harcamaları ve Mal ve Hizmet Toplam İhracatına yapılan

harcamalar), ithalat talep fonksiyonunun tahmin gücü nasıl değişmekte ve yeni durumda hangi gelir bileşenin ithalat üzerinde daha etkin olduğunu tespit etmek? İthalatımızın fiyat esneklik değeri göz önünde bulundurulduğunda, Türkiye'nin ithalat politikası (gümrük tarifeleri) nasıl şekillenmelidir? İthalat talep fonksiyonunun kısa ve uzun dönem katsayı değerleri doğrultusunda, Türkiye'de kısa ve uzun dönem ithalatın belirleyicilerini ortaya koymak.

### 1.Literatür Taraması

Houthakker ve Magee (1969)'ın çalışmalarında, çoğu gelişmiş ülke olan 15 ülke ekonomisi için ihracat ve ithalat talep fonksiyonları OLS ile tahmin edilmektedir. 1951-1966 dönemine ait GNP indeksi, ithalat fiyatları ve yurt içi fiyatları kullanılarak geleneksel ithalat talep denklemi sonucunda gerek gelir gerekse de fiyat esnekliklerinin birkaç ülke dışında inelastik olduğu gözlenmiştir.

Khan (1974)'ın çalışmasında, Türkiye'nin de içinde bulunduğu 15 gelişmekte olan ülkenin ithalat ve ihracat fonksiyonlarının tahmini yapılmaktadır. Çalışmanın temel amacını, ticareti yapılan ve yapılmayan malların fiyatlarında meydana gelen değişimlerin bu ülkeler arasındaki ticaret akımı üzerinde etkisi olup olmadığının tespiti oluşturmaktadır. Nispi fiyatların ve reel GNP'nin bağımsız değişken olarak kullanıldığı geleneksel ithalat fonksiyonu 1951-1969 yıllık verileri 2SLS yaklaşımı ile tahmin edilmiştir. Bulgular fiyat esnekliklerinin genelde yüksek bir değere ve anlamlı olduğunu, gelir esnekliğinin ise birkaç ülke dışında çoğunda pozitif ve anlamlı olduğunu göstermiştir. Türkiye'nin ithalat talebinin gelir esnekliği 0.55 ve fiyat esnekliği ise -2.71 olarak hesaplanmıştır.

Murray ve Ginman (1976)'nın çalışmalarında, Kanada ekonomisinin 1950:Q3-1964:Q4 dönemi için geleneksel ithalat talep fonksiyonu tahmin edilmektedir. OLS ile yapılan tahmin sonucunda, incelenilen dönemde iç fiyat talep esnekliğinin 1.26,

ithalat fiyat talep esnekliğinin -0.72 ve gelir esnekliğinin 0.51 olduğu saptanmıştır. Ancak geleneksel ithalat talep fonksiyonunun nispi fiyatlar versiyonunun aslında toplam ithalat talep parametrelerinin tahmini için çok da uygun olmadığını ifade etmiştir. Fiyatların ayrıştırılması şeklinde yapılacak tahminin istatistiksel açıdan daha sağlıklı öngörülerde bulunacağını göstermiştir.

Wilson ve Takacs (1979)'nin çalışmalarında, 1957-1971 dönemi çeyrek veriler ile; Kanada, Fransa, Almanya, Japonya, UK ve UU ülkelerinin ihracat ve ithalat talep fonksiyonları tahmin edilmiştir. Geleneksel ithalat talebi fonksiyonuna ilave olarak çevrimsel (cyclic) ve trend değişkenler eklenmiştir. Gelir veya iktisadi faaliyet göstergesi olarak US dışında bütün ülkeler için sanayi üretim endeksi, iç fiyatlar için üretici fiyat endeksi, döviz kuru endeksi değerleri kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları, söz konusu ülkelerde genel itibariyle, ithalat talebinin gelir ve fiyat esneklikleri birden büyük çıkmıştır. Ayrıca, yurtiçi fiyatlardaki değişikliklerin uzun dönem ticaret akımları üzerinde ticareti yapılan malların fiyatındaki değişimden daha fazla etkide bulunduğu gözlenmiştir. Özetle ithalatın, iç fiyatlara daha duyarlı olduğu anlaşılmıştır.

Sinha (1997)'nin çalışmasında, ödemeler dengesi açığı ile karşı karşıya olan Tayland ekonomisi için toplam ithalat talep fonksiyonu tahmin edilmektedir. 1953-1990 dönemine ait 38 gözlem ile geleneksel ithalat talep fonksiyonunu (RGDP,  $P^d$ ,  $P^M$ ) OLS ile tahmin etmiştir. Sinha (1997), Hakkio ve Rush (1991)'in çalışmalarda aylık veya çeyrek dönem veriler kullanılarak gözlem sayısının artırmanın koentegrasyon analiz sonuçlarının sağlamlığını artırmadığını belirterek, 38 gözlem ile yapılan model tahmininin sağlamlılığı için yeterli olduğunu ifade etmiştir. Çalışmanın bulguları hem kısa hem de uzun dönemde iç fiyat esnekliğinin çapraz fiyat esnekliğinden büyük olduğunu, uzun dönem gelir, fiyat ve çapraz fiyat esnekliklerinin sırasıyla; 2.14, -0.76, 0.30 olduğunu saptamıştır. Yazar, gelir esnekliğinin yüksek

çıkmasının, ekonomik büyümenin ülkenin ödemeler dengesi daha da kötüleşirebileceğini ifade etmiştir.

Senhadji (1998)'nin çalışmasında, yapısal bir ithalat talebi denklemi türetmekte ve bu modeli gelişmiş ve gelişmekte olan 77 ülke için yakın zamana (1960-1993) ait zaman serileri ile tahmin etmektedir. Yazar diğer çalışmalardan farklı olarak, ithalat talebi modellerinde iktisadi aktivite değişkenini temsilen kullanılan GDP'nin doğru bir değişken olmadığını düşünmektedir. Bu doğrultuda geliştirdiği ithalat talebi modelinde iktisadi faaliyetleri daha doğru yansıttığını düşündüğü (GDP-EX) kullanmıştır. OLS ve FMOLS yöntemleri ile tahmin ettiği modellerin bulguları, ülkelerin önemli kısmında uzun dönem fiyat ve gelir esnekliklerinin anlamlı ve teorik beklentilerle uyumlu işaretlere sahip olduğunu, gelişmiş ülkelerin gelişmekte olan ülkelere oranla ithalatın gelire daha fazla fiyata ise daha az duyarlı olduğunu göstermiştir. Ortalama fiyat esnekliğinin kısa dönemde sifıra yakın ancak uzun dönemde birden büyük olduğu ve ortalama gelir esnekliğinin de kısa dönemde 0,5'den küçük ancak uzun dönemde 1.5'a yakın olduğu görülmüştür.

Tang (2003a)'nin çalışmasında, 1973-1997 dönemi boyunca Japonya toplam ithalat talebinin uzun dönem ilişkileri araştırılmaktadır. Verilerdeki mevsimsellikten kaçınmak amacıyla yıllık veriler ile analiz yapılmaktadır. Reel ithalat talebinin bağımlı, RDP ve nispi fiyatların bağımsız değişken olarak yer aldığı geleneksel ithalat talebi modeli; ARDL, OLS, DOLS, Johansen (1988) yaklaşımları ile uzun, ECM yaklaşımı ile kısa dönem gelir ve fiyat esneklikleri hesaplanmıştır. Yazar geleneksel ithalat talebi tercihinde Hong (1999)'un çalışmasından etkilenmiştir. Hong (1999:3) çalışmasında, "... Bir piyasa ekonomisinde ithalat talebi fonksiyonu, gelir ve nispi fiyatlar değişkenleri ile eksik olarak kurulabilir. İthalat talebine etkisi muhtemel bütün değişkenler bu iki faktör tarafından kapsamaktadır." olmak üzere 2 belirleyici ile Çalışmanın bulguları, uzun

dönem gelir esnekliğinin 0.99 (yaklaşık birim esnek) ve fiyat esnekliğinin -0.82 olduğunu göstermiştir.

Tang (2003b)'nin çalışmasında Çin ekonomisinin 1970-1999 dönemi için geleneksel ithalat talebi fonksiyonu tahmin edilmektedir. Geleneksel fonksiyonda ithalat hacminin nispi fiyatlara ve yurtiçi iktisadi faaliyetlere duyarlılıkları tespit edilmektedir. Bu çalışmada yurtiçi iktisadi faaliyet diğerlerinden farklı olarak, GDP, (GDP-ihracat), "ulusal nakit akımı" (GDP-I-G-EX)<sup>1</sup> ve harcama bileşenleri; nihai tüketim harcamaları (FCE), yatırım mallarına yapılan harcamalar (EIG) ve ihracat (EX) tarafından temsil edilmektedir. İthalat modelinde ilave olarak nispi fiyatlar, zevklerdeki bir değişimi tespit edebilmek için ise bir zaman değişkeni ve 1979 yılında Çin'de başlayan dış ticaret reformunun etkilerini yakalamak için kukla değişken eklemiştir. Çalışmada modeller temelde ARDL sınır testi ile tahmin edilmiştir. İlave olarak Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) koentegrasyon yaklaşımlarında kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları, Çin'in ithalat talebi ve yurtiçi iktisadi faaliyetler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Bulgular, ülkede fiyat esnekliğinin ortalama -0.51, gelir esnekliğinin inelastik ve ticaret reformunun ithalatı artırdığını göstermiştir.

Narayan ve Narayan (2005)'nin çalışmalarında, küçük bir ada ülkesi olan Fiji için bir ithalat talep denklemi tahmin edilmektedir. 1972-1999 dönemine ait RGDP ve nispi fiyatlar değişkenleri kullanılarak ARDL, FMOLS, DOLS koentegrasyon analizleri ile uzun, ECM ile kısa dönem geleneksel ithalat talep fonksiyonu tahmini gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın bulguları Fiji'de gelir esnekliğinin 1.5 ile 1.9 arasında olduğunu, fiyat esnekliğinin ise yaklaşık 1

olduğunu göstermiştir. Bu sonuçlar, gelir esnekliğinin esnek, fiyat esnekliğinin ise birim esnekliğe sahip olduğunu göstermiştir. Yazarlar özellikle çalışmalarının küçük bir ada ülkesi ithalat talebini araştıran ilk çalışma olması noktasında, literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olduğunu vurgulamaktadır.

Bahmani-Oskooee ve Kara (2005)'in çalışmasında 28 ülke için ithalat ve ihracat fonksiyonları ARDL yöntemi ile tahmin edilmiştir. 1973-1998 dönemine ait; ithalat fiyatları, iç fiyatlar, sanayi üretim ve nominal efektif döviz kuru endekslerinin kullanıldığı çalışmada, her ülkede ihracat ve ithalat fiyat esnekliklerinin toplamı birden büyük olduğu görülmüştür. Bu sonuç, Marshall-Lerner şartının ülkelerde geçerli olduğu anlamı taşımaktadır. Diğer bir ifadeyle, ulusal paranın değer kaybetmesi, ülkelerin dış dengelerini iyileştirici etkide bulunmaktadır.

Narayan ve Smyth (2005)'in çalışmalarında, Brunei Darussalam için toplam ithalat fonksiyonu üç farklı modelde doğrultusunda ARDL sınırı testi ve ECM yaklaşımı ile tahmin edilmiştir. İlk modeli olan geleneksel modelin tahmininde Brunei için ithalat fiyatlarına ait bir veri setinin olmaması, yazarın nispi fiyatlar yerine REER kullanımını zorunlu kılmıştır. İkinci modelinde ise, Anaman ve Buffong (2001) çalışmalarında kullandığı ve piyasa büyüklüğünün ithalat üzerindeki olası etkisini görebilmek için nüfus miktarını modeline ilave etmiştir. Son modelinde ise Melo ve Vogt (1984) çalışmasından hareketle dünya petrol fiyatlarını modeline eklemiştir. Çalışmada 1964-1997 dönemine ait yıllık veriler logaritmik formda kullanılmıştır. Bulgular, gelir esnekliğinin inelastik olduğunu (0.16-0.86), fiyat esnekliğinin elastik (-1.95- -6.88), piyasa payının etkisinin 1.91 ve petrol fiyatlarının 0.46 olduğunu göstermiştir.

Hye ve Mashkoor (2010)'in çalışmasında, 1980-2008 dönemi için Bangladeş'in ithalat talep fonksiyonu ARDL ve rollinwindow yaklaşımı ile tahmin

<sup>1</sup>Ulusal Nakit Akımı (National Cash Flow) 'nın yurtiçi iktisadi faaliyetleri yansıtan doğru bir gösterge olduğunu ilk kez Xu(2002:269) önermiştir. Bu değişken; Gayrisafi yurt içi hasıla- yatırım harcamaları-kamu harcamaları-ihracat (GDP-I-G-EX) şeklinde hesaplanmaktadır.



edilmiştir. GNP ve RP değişkenleri kullanılarak yapılan ARDL sonuçları, fiyat esnekliğinin -0.29 ve gelir esnekliğinin 0.93 olduğunu fakat Rolling Window sonuçları ise gelir esnekliğinin 0.81-0.96 arasında bir değere sahip olduğunu göstermiştir.

Modeste (2011)'nin çalışmasında küçük ve dışa açık ekonomilere sahip; Guyana, Jamaika, Trinidad ve Tobago için kısa ve uzun dönem ithalat talep fonksiyonu tahmin edilmektedir. Çalışmada, geleneksel ithalat fonksiyonuna ek olarak, tüketim, ihracat ve yatırım esnekliklerini hesaplamak için RGDP'nin ayrıştırıldığı ikinci bir model daha tahmin edilmiştir. Guyana, Trinidad ve Tobago için 1968-2006, Jamaika için ise 1970-2006 dönemi ithalat talep fonksiyonları ARDL ve ECM yöntemleri ile tahmin edilmiştir. Bulgular, harcamalarına ayrıştırılmış modelin ithalat değişimlerini daha iyi açıkladığını ve katsayıların teorik beklentilerle uyum içinde olduğunu göstermiştir.

Wang ve Lee (2012)'nin çalışmalarında, Çin ekonomisi için ithalat talebi fonksiyonu tahmin edilmektedir. Aslında bu çalışma Bahmani-Oskooee ve Harvey (2011)'in çalışmasından küresel risk algısını içermesi noktasında ayrılmaktadır. 1992 Ocak-2011 Temmuz dönemi ait; sanayi üretim endeksi, reel efektif döviz kuru ve oynaklık endeksi (VIX) aylık değerleri kullanılmaktadır. Çift logaritmik formda kurulan regresyon modeli, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Autoregressive Distributed Lag (ARDL) yaklaşımı ve Saikkonen (1992) ve Stock-Watson (1993) tarafından önerilen Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), Phillips-Hansen (1992)'nin Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Park'ın (1992) Canonical Cointegrating Regression (CCR) yaklaşımı ile tahmin edilmektedir. Çalışmanın bulguları, Çin ekonomisinde yurt içi gelir ithalat üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkide, REER ise teorinin aksine negatif ve anlamlı bir etkide, küresel risk algısı da negatif ve anlamlı bir etkide bulunduğunu göstermektedir.

Gozgor (2014)'un çalışmasında, Çin ekonomisinde 1993:Q1-2012:Q3 dönemi toplam ve bölüştürülmüş ithalat talebinin belirleyicileri araştırılmaktadır. Toplam ithalat fonksiyonu yanında 6 farklı mal ithalat fonksiyonu; DOLS, ARDL ve ECM modelleri ile tahmin edilmektedir. Temel İthalat fonksiyonunda açıklayıcı değişkenler olarak; reel GDP indeksi, reel efektif döviz kuru indeksi, SKEW indeksi, ve kontrol değişkenler yer almaktadır. Yazar özellikle belirsizlik göstergesi SKEW indeksin, 2008-2009 büyük küresel krizin (t=08:Q4, 09:Q1, 09:Q2), ülkede gerçekleşen döviz kuru reformunun (t≥2005:Q3 ve Çin'in dünya ticaret örgütüne katılımının (t≥2001:Q4) her iki ithalat talebi üzerindeki etkilerini incelemektedir. ARDL ve DOLS sonuçlarına göre, Çin ekonomisinde yurtiçi gelirin ithalat üzerinde pozitif etkide bulunduğu ancak teorinin aksine reel efektif döviz kurunun negatif etkide bulunduğu gözlenmiştir. Bununla birlikte, küresel krizin toplam ithalatı olumsuz, risk algısının ise gerek toplam gerekse 6 farklı ithalatı negatif etkilediği, döviz kuru reformunun ise toplam ithalatı pozitif yönde etkilediği anlaşılmıştır.

## 2. İthalat Talebi Modeli

Geleneksel ithalat talep fonksiyonu; yurt içi gelirin ( $Y_t$ ), yerli mal ve hizmetlerin fiyatlarının ( $P_t^d$ ) ve ithalat fiyatlarının ( $P_t^m$ ) bir fonksiyonu şeklindedir. Geleneksel model yurtiçi ve ithal malların tam ikame ve piyasanın rekabetçi olduğu varsayımlarına dayanmaktadır. Ancak Goldstein ve Khan (1985) söz konusu bu varsayımları hafifletmiş ve eksik ikame varsayımına dayalı ithalat talebi fonksiyonu nu geliştirmiş.

$$MD_t = f(Y_t, P_t^d, P_t^m)$$

Modelde M ithalat talep miktarını (nominal),  $Y_t$  ithalatçı ülkenin nominal geliri,  $P_t^d$  yerli malların fiyatlarını,  $P_t^m$  ise ithal malların fiyatlarını, t zamanı ifade etmektedir. Geleneksel ithalat talep teorisi, sıfırıncı dereceden homojen bir fonksiyon olduğu ve bu varsayımında modelde para hayalinin olmadığı anlamına gelmektedir (Narayan ve

Narayan,2005:427).Keynesyen yaklaşıma göre, ithalat miktarı yurtiçi gelir ve iç fiyatlar ile doğru orantılı, ithalat fiyatları ile ise ters orantılı bir etkileşim içindedir. Geleneksel ithalat talep fonksiyonunun sağ tarafı yerli malların fiyatlarına bölüldüğünde;

$$M_t = \frac{MD_t}{P_t^m}, \quad RP_t = \frac{P_t^m}{P_t^d}$$

$$M_t = f(Y_t^r, RP_t)$$

Reel ithalat talebinin( $M_t$ ), ithalatçı ülkenin reel gelir düzeyinin ( $Y_t^r$ ) ve nispi fiyatların( $RP_t$ ) bir fonksiyonu olmaktadır.Fonksiyon log-lineer regresyon forma dönüştürüldüğünde2,

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t^r + \beta_2 \ln RP_t + \varepsilon_t,$$

Şeklinde olmaktadır. Burada,  $\varepsilon_t$  hata terimini ve  $t$  zamanı göstermektedir.  $RP$ 'nin katsayı işaretinin ( $\beta_2 < 0$ ) teorik açıdan negatif olması beklenilmektedir. Gelir esnekliği teorik açıdan ise pozitif çıkması beklenir. Ancak negatif değer alması da teorik olarak mümkündür. Sinha (2001) yılında Hindistan ve Sri Lanka ülkeleri için gelir esnekliğini negatif hesaplamıştır. Sinha (2001) bu sonucun sürpriz olmadığını, Hindistan'ın uzun bir süredir ithal ikameci politikalara önem vermesinin doğal bir sonucu olarak değerlendirmiştir. Gelir esnekliğinin negatif çıkması, gelir düzeyindeki bir artışın ithal ikamesi talebinde bir artışa yol açtığı şeklinde yorumlanmaktadır (Narayan ve Narayan,2005:426-428).

Geleneksel ithalat fonksiyonunun sadece 2 bağımsız değişken tarafından oluşması iktisatçılar tarafından yetersiz görülebilmektedir. Bu eleştirel yaklaşıma, Hong (1999:3), “piyasa ekonomisinde ithalat talebi gelir düzeyi ve nispi fiyatlar tarafından belirlenmektedir. İthalat talebini etkilemesi mümkün olan; üretim faktörlerinin, zevklerin, piyasa yapısının, döviz kurlarının, ticaret engelleri gibi diğer faktörlerin  $RP$  içinde saklı olduğunu” ifade ederek, geleneksel ithalat talep fonksiyonu yapısal bir model olduğunu

belirtmiştir. Narayan ve Narayan (2005:427) fiyatların nispi fiyatlar cinsinden ifade edilmesi, yerli ve yabancı malların tam ikame olmadıklarını ve fiyatlar ile gelir arasında ortaya çıkabilecek olan doğrusal bağlantı sorunsalına engel olduğunu ifade etmektedir.

Fakat literatürde son zamanlarda yapılan çalışmalarda da görüldüğü üzere özellikle gelişmekte olan ülkelere ait ithalat fiyat endeksine ve zaman zaman yurtiçi fiyatlara ulaşmak pek mümkün görünmemektedir (Emran ve Shilpi,2010:307). Bu kısıt araştırmacıların nispi fiyatları temsil etmek üzere reel efektif döviz kurunun kullanılmasını yaygınlaştırmıştır. Reel efektif döviz kurunun kullanımının aslında satın alma gücü paritesi ile uyumlu olduğu ve bu nedenle analizlerde kullanılması önünde herhangi bir engel olmadığı anlaşılmaktadır3 (Adewuyi, 2016:78). İthalat talep fonksiyonunda REER yer alması durumunda,

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t^r + \beta_2 \ln REER_t + \varepsilon_t$$

katsayı işaretinin ( $\beta_2 < 0$ ) negatif olması beklenilmektedir. REER yükselmesi ulusal paranın reel kazanması anlamı taşıdığından, teorik açıdan daha değerli ulusal paranın ithalatı azaltıcı etkide bulunacağı beklenilmektedir.Bununla birlikte, iktisadi faaliyetlerin ithalat talebi üzerindeki etkisini farklı göstergelerin kullanıldığı çalışmalarda bulunmaktadır. Senhadji (1998), iktisadi faaliyetin göstergesi olarak reel (GDP-İhracat) değişkenini, Xu (2002) ise ulusal nakit akımını temsilen reel (GDP-T-G-EX) değişkenini kullanmıştır. Ayrıca Xu (2002) çalışmasında incelenilen dönemde zevklerdeki değişimi araştırmak için TIME değişkenini modeline eklemiştir.

İthalat talebinin gelir ve fiyat esneklikleri yanında, ihracat, tüketim ve yatırım esnekliklerinin de hesaplandığı çalışmalar yaygınlaşmaktadır4Bu çalışmalarda, RGDP;

<sup>2</sup>İthalat talep fonksiyonları genelde log-lineer formda kurulmaktadır. Buradaki amaç, hata terimlerinde yaşanabilecek değişen varyans, otokorelasyon ve çoklu doğrusal bağlantı sorunlarını minimize ettiği düşüncesidir.

<sup>3</sup>Literatürde nispi fiyatları temsilen REER kullanan; Narayan ve Smyth (2005), gibi bir çok çalışma bulunmaktadır.

<sup>4</sup>Modeste (2011), Giovannetti (1989), Mohammed ve Tang (2000), Tang (2003b)

nihai tüketim harcamaları (FCE), yatırım mallarına yapılan harcama (EIG) ve ihracat harcamaları (EX) şeklinde bileşenlerine ayrılmakta ve her bir harcama türünün ithalat talebi üzerindeki etkisi araştırılmaktadır (Tang,2003b).

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FCE_t + \beta_2 \ln EIG_t + \beta_3 \ln EX_t + \beta_4 RP_t + \beta_5 DUMMY + \beta_6 TIME + \varepsilon_t$$

Son zamanlarda yapılan çalışmalarda ise geleneksel ithalat talebi fonksiyonuna farklı makroekonomik değişkenler ilave edildiğini görmekteyiz. Ülkelerin iç piyasa büyüklüğünde meydana gelen değişimlerin etkisini görmek için nüfus veya nüfus artış oranının kullanıldığı (Anaman ve Buffong(2001), Narayan ve Smyth (2005),yurtiçi gelirlerinde petrol ihracatının önemli paya sahip olduğu ülkelerde petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların etkisi (Narayan ve Smyth (2005), küresel risk algısının veya belirsizliğin etkisi için VIX ve SKEW endeksleri, ülkenin ithalat yapabilme gücü için reel döviz rezervi (RFR), ülkelerin dış ticaretini etkilemesi muhtemel iç ve dış faktörler için kontrol değişkenler<sup>5</sup> kullanılmaktadır.

Tablo 1: Alternatif İthalat Talep Fonksiyonları

Modeller	$(M) = f(y(GDP, FCE, EIG, EX, (GDP - EX), (GDP - I - G - EX)), REER, VIX, VOIL, SKEW, Kontrol, TIME)$
Geleneksel	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP + \beta_2 \ln REER_t + \varepsilon_t$
Senhadji(1998)	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_t - EX_t) + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 DUMMY + \beta_4 TIME + \varepsilon_t$
Xu (2002)	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_t - I_t - G_t - EX_t) + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 DUMMY + \beta_4 TIME + \varepsilon_t$
Tang (2003b)	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FCE_t + \beta_2 \ln EIG_t + \beta_3 \ln EX_t + \beta_4 RP_t + \beta_5 DUMMY + \beta_6 TIME + \varepsilon_t$
Narayan ve Narayan (2005)	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln POP_t + \varepsilon_t$
	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln OIL_t + \varepsilon_t$
Wang ve Lee (2012)	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln VIX_t + \varepsilon_t$
Gozgor (2014)	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln SKEW_t + \beta_4 CONTROL_t + \varepsilon_t$

Küresel piyasalarda yaşanan dalgalanmaların neden olabileceği belirsizlik ve bu belirsizliğin bir sonucu olan risk algısındaki artışında ülkelerin ithalat taleplerini etkileyebileceği düşüncesi gerçekten uzak durmamaktadır. Belirsizlik ihracatçıları olduğu gibi ithalatçıları da olumsuz etkilemektedir. Türkiye'nin gelişmekte olan bir piyasa sahip olması ve giderek artan oranda uluslararası piyasalarla bütünleşme eğilimi göstermesi, küresel risk algısının ithalatı etkileyip etkilemediği önemli görülmektedir. Literatürde küresel risk algısının ölçüsü yaygın olarak VIX endeksi kullanılmaktadır.VIX katsayısının değeri negatif ve anlamlı olması, risk algısının negatif bir etkiye sahip olduğunu diğer bir ifadeyle ekonomide yaşanan belirsizlik artışlarının tüketimi ve dolayısıyla

<sup>5</sup> Dış ticaret politikasında ve tarifelerde değişim, ulusal veya küresel kriz, savaş, farklı bir para veya politikası stratejisi, ekonomik bir birlikteliğe katılım veya ayrılma, döviz kuru sisteminin değişmesi vb. durumların ithalat talebine etkisi için kukla değişkenler oluşturulmaktadır.

ithalatın azalmasına neden olduğunu göstermektedir. Küresel risklerden sakınmak için devletlerin; vadeli sözleşmelerin ve koruma (hedge) fonları gibi alternatif türev araçların sayılarını artırmaları gerekmektedir (Wang ve Lee, 2012:2596).

Bununla birlikte 2008 yılında ABD’de başlayan ve irili ufaklı neredeyse bütün ülkelerde etkisini hissettiren küresel finans krizinin de ithalat üzerindeki etkisinin de incelenilmesinin gerekli olduğu düşünülmüştür. Her ne kadar finansal bir kriz olarak değerlendirilse de literatürde bu küresel resesyon “küresel ticaretin çöküşü” olarak adlandırılmaktadır (Guzgor,2014:4).Bu noktada, ABD’nin Türkiye’nin önemli ticari partnerlerinden bir olması, bu resesyonun Türkiye’nin ticaretini etkileme potansiyeli olduğunu düşündürmektedir. Krizin ithalat üzerindeki etkisini görebilmek için,krizin somut etkilerinin hissedildiği 2008 yılının 3. Çeyreği itibariyle dört dönemlik; 2008:q3;2008:q4;2009:q1;2009:q2kukla değişken modele eklenmiştir.

Bu çalışmada temel model olarak Wang ve Lee (2012) ve Guzgor (2014) modelleri takip edilmektedir. Bu iki çalışmada kullanılan her iki ithalat fonksiyonu da neredeyse benzerdir. Ancak bu modellerde kullanılan “iktisadi faaliyetin göstergesi” olan GDP değişkeni yerine farklı göstergeler kullanılmıştır. Geleneksel fonksiyonda yer alan (GDP), Senhadji (1998)’nin kullandığı (GDP-EX), Xu (2002)’nin ulusal nakit akım (GDP-I-G-EX), Tang (2003b)’nin harcama bileşenleri (FCE,EIG,EX) göstergelerine ilave olarak ülkedeki nihai satışları ifade eden (GDP-Stok) göstergeleri kullanılmıştır.

Harcama yöntemine göre hesaplanan GDP rakamları içerisinde yer alan bir bileşende ülkede o yıl yapılan stok yatırımlarıdır. Bu mallar ihtiyat, üretimi sürekli kılma gibi amaçlar doğrultusunda özel sektör tarafından 1 Ocak-31 Aralık döneminde üretilmişancak satışı yapılmamış tüketim veya yatırım mallarıdır. Firmaların stok değerleri (envanterleri) arttığında pozitif, azaldığında ise negatif değeri almaktadır. Bu nedenle genel anlamda “stok değişmesi” olarak adlandırılmaktadır. Ülkelerin GDP değerlerinden stok yatırım rakamlarını çıkardığımızda, o yıl içerisinde piyasada satışı yapılan malların değerine ulaşılmış olunmaktadır. Nihai satışlar ülkelerin; yerleşiklerin tüketim harcamalarını, kamunun harcamaları, sabit sermaye yatırımlarını ve net ihracatının tamamını yansıtmaktadır. GDP ülkede bir takvim yılında üretilen mal ve hizmetleri gösterirken, nihai satışlar ise iş dünyasının, devletin, tüketicilerin ve dış dünyanın-yabancıların talebini yansıtmaktadır. Kısaca yurtiçinde üretilen mal ve hizmetlerin bir dönemde ne kadarının satıldığını göstermektedir. GDP’nin nihai satışlara eşit olması, bir yıl içerisinde üretilen bütün malların o yıl içerisinde satın alındığı anlamı taşımaktadır. Ülkemizde stok değişmeleri; üretim ve harcama yöntemleriyle hesaplanan GDP arasında oluşan fark olup istatistiki hatayı (veri ölçme hatası) da barındırmaktadır (www.tuik.gov.tr). Nihai satışlar değeri de bu anlamda bir “nihai harcama büyüklüğü” veya “nihai talep olarak” değerlendirilmektedir. Araştırdığımız kadarıyla, çalışmalarda iktisadi faaliyetin göstergesi olarak “nihai satışlar” değişkeninin kullanılmadığı görülmüştür. Bu anlamda, bu değişkenin kullanılmasının literatüre bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.



Tablo 2: Çalışmada Tahmin Edilen Regresyon Modelleri

Modeller	$(M) = f(y(GDP, FCE, EIG, EX, (GDP - EX), (GDP - I - G - EX), (GDP - I_s)), REER, VIX, DUMMY, )$
Model 1 “geleneksel”	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln VIX_t + \beta_4 D1 + \varepsilon_t$
Model 2 “Senhadji(1998)”	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP - EX)_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln VIX_t + \beta_4 D1 + \varepsilon_t$
Model 3 “nihai satışlar”	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP - I_s)_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln VIX_t + \beta_4 D1 + \varepsilon_t$
Model 4 “ulusal nakit akımı”	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_t - I_t - G_t - EX_t)_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln VIX_t + \beta_4 D1 + \varepsilon_t$
Model 5 “harcama bileşenleri”	$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FCE_t + \beta_2 \ln EIG_t + \beta_3 \ln EX_t + \beta_4 REER_t + \beta_5 \ln VIX + \beta_6 D1 + \varepsilon_t$

Çalışmada Tablo 2’de sunulan 5 farklı ithalat talebi modeli tahmin edilecektir. Modellerde harcama değişkenlerine ait katsayı işaretlerinin pozitif, nispi fiyat değişkeni, VIX belirsizlik değişkeni ve kukla değişkeninin negatif katsayı işaretine sahip olması beklenilmektedir.

### 3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada, 2003:Q1-2016Q3 dönemine ait<sup>6</sup>; ithalat hacmi(M), reel efektif döviz kuru(REER), Gayrisafi yurtiçi hasıla (GDP), nihai tüketim harcamaları(FCE), yatırım mallarına yapılan harcamalar(EIG), mal ve hizmet ihracatı, tüketici fiyat endeksi(cpi) ve oynaklık endeksi(VIX) değerleri kullanılmıştır. Ayrıca, ABD’de başlayan ve dünya üzerinde etkisini hissettiren 2008-2009 küresel krizin Türkiye’nin ithalat talebi üzerinde etkisi için D1 kukla değişkeni oluşturulmuştur. Modellerde gelir etkisi için oluşturulan iktisadi faaliyetlerin göstergeleri; GDP, (GDP-EX), ulusal nakit akımı (GDP-I-G-EX), nihai satışlar (GDP-I<sub>s</sub>), FCE, EIG ve EX,cpi (2003=100) ile reelleştirilmiştir.

Ayrıca, gerek ithalat hacmi gerekse iktisadi faaliyet göstergeleri mevsimsellik barındırdıkları için, söz konusu değişkenler hareketli ortalamalar yöntemiyle, mevsimsellikten arındırılmıştır. Diğer taraftan, geleneksel ithalat fonksiyonlarında kullanılan nispi fiyat değişkeni (RP), 2004 sonrası döneme ait ithalat fiyat endeksinin yokluğu nedeniyle modellerde kullanılamamıştır<sup>7</sup>. Literatürdeki çalışmalarda görüldüğü üzere fiyat etkisi için REER (2003=100)tercih edilmiştir. Küresel risk algısının veya belirsizliğin etkisi için VIX endeksinden yararlanılmıştır<sup>8</sup>. Modellerde kullanılan bütün

6 Belirtilen döneme ait 55 gözlem değeriyle yapılan tahminlerin sağlıklı olamayabileceği eleştirilerine karşın, Sinha (2005)’nin çalışmasına bakılabilir. Sinha (2005), Hakkio ve Rush (1991)’in çalışmalarda aylık veya çeyrek dönem veriler kullanılarak gözlem sayısının artırmanın koentegrasyon analiz sonuçlarının sağlamlığını artırmadığını belirterek, 38 gözlem ile yapılan model tahmininin sağlamlılığı için yeterli olduğunu ifade etmiştir. 7TCMB ithalat fiyat endeksi değerlerini 1994-2004 dönemi için yayınlamıştır.

8Hartelius vd. (2008) de VIX kullanmıştır. Wang ve Lee (2012) ilk kez Çin ekonomisi üzerine yapılan araştırmalarda, Küresel risk algısını para talebi ve belirleyicileri arasındaki bilgi aktarım mekanizması incelemelerine yerleştirilmiştir.

değişkenler(kukla değişken hariç) doğal logaritmik formda modellerde yer almıştır. Tablo 3’de değişkenler hakkında detaylı bilgi ve Ek:2’de ise değişkenlerin grafiği sunulmuştur.

Tablo 3:Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Açıklama	Kaynak
M	İthalat Hacmi	Üçer aylık ortalama USD satış döviz kuru kullanılarak TL dönüşümü gerçekleştirilmiştir./TCMB
REER	Reel Efektif Döviz Kuru İndeksi/Fiyat Esnekliği	TL’nin reel düzeyinin göstergesidir. TL.’nin değerlenip değerlenmediğinin takibi için bir ölçüdür./TCMB/ Türkiye’nin ticaretinde ciddi paya sahip ülke para birimlerinden oluşan sepete göre Türk lirasının ağırlıklandırılmış ortalama değerindeki (nominal efektif döviz kuru) görelî fiyat etkileri arındırılarak türetilmektedir. $REER = \prod_{i=1}^N \left[ \frac{P_{Tur}}{P_i * e_i^{Tur}} \right]^{w_i}$ TÜFE Bazlı (2003=100) /TCMB
GDP	Reel Gayrisafi Yurtiçi Hasıla /Yurtiçi İktisadi Faaliyetlerin-İç Talebin Göstergesi/ Gelir Esnekliği	Harcamalar Yöntemi ile hesaplanmış GDP, Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100) reelleştirilmiştir. /TÜİK
FCE	Reel Nihai Tüketim Harcamaları	(Reel Özel veya Hanehalkı Tüketim Harcamaları+ Reel Kamu Tüketim Harcamaları)(2003=100) /TÜİK
EIG	Yatırım Mallarına Yapılan Reel Harcamalar	(Gayrisafi Sabit Sermaye Oluşu+ Stok Değişimi ( $I_s$ )) (2003=100) /TÜİK
EX	Reel Mal ve Hizmet İhracat Harcamaları	(2003=100) /TÜİK
CPI	Tüketici Fiyat Endeksi	(2003=100)/TÜİK
VIX	Belirsizlik ve Küresel Risk Algısının Bir Göstergesi	Oynaklık İndeksi, Chicago Board of Options Exchange tarafından S&P 500 index kullanılarak yayınlanmaktadır. <a href="https://fred.stlouisfed.org/">https://fred.stlouisfed.org/</a>
D1	2008-2009 Büyük Küresel Resesyon	D1=1 t= 2008:Q3;2008:Q4;2009:Q1;2009:Q2

İthalat talebinin tahmini üzerine yapılan çalışmalarda kullanılan yöntemleri temelde 3 dönemde toplayabiliriz. İlk döneme ait çalışmalarda (1965-1990);ekonometrik yöntem olarak genellikle OLS ve 2SLS’nin<sup>9</sup>, ikinci dönemde (1990-2002) ise; Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) , Johansen-Juselius (1990), Saikkonen (1992) ve Stock-Watson (1993)’nınDynamicOrdinaryLeastSquares

<sup>9</sup>Houthakker ve Magee (1969), Murray ve Ginman (1976), Wilson ve Takacs (1979), Marquez (1990)

(DOLS), Phillips-Hansen (1992)'nin Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Park'ın (1992) Canonical Cointegrating Regression (CCR) koenteğrasyon yöntemlerinin kullanıldığı görülmüştür. Yakın zamanda (2003 yılı sonrası) yapılan çalışmalarda ise Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Autoregressive Distributed Lag (ARDL) yaklaşımının ağırlıklı tercih edildiği görülmüştür.

Bu çalışmada ithalat talebinin uzun dönem belirleyicileri için ARDL sınır testinden, kısa dönemli belirleyicileri için ise ECM modelinden yararlanılmıştır. ARDL sınır testi yöntemi, küçük gözlemlili analizlerde daha etkin sonuçlar vermesi ve değişkenlerin aynı dereceden durağan olma gibi ön şartları olmaması açısından geleneksel koenteğrasyon yöntemlerine üstünlük sağlamaktadır.

Koenteğrasyon analizlerinde değişkenlerin durağanlık dereceleri önemli görülmektedir. Çalışmada Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips (1987)'in önerdiği Perron (1988)'un geliştirdiği Phillips-Perron (1988) (PP) birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlık durumları araştırılmaktadır.

ADF birim kök testi için sabit terimli ve sabit terimli+trendli modeller (Lütkepohl ve Kratziç, 2004:54-55)

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta y_{t-j} + u_t$$

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 \text{trend} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta y_{t-j} + u_t$$

tahmin edilmiştir. Bu denklemlerde  $\phi_1 = -\alpha(1)$  ve  $\alpha_j^* = -(\sigma_{j+1} + \dots + \alpha_p)$  olup; ydurağanlık durumu araştırılan seriyi,  $\Delta$  fark operatörünü,  $p$  Schwarz bilgi kriterine göre modele eklenen bağımlı değişken gecikme sayısını,  $u_t$  hata terimini göstermektedir. Tahmin edilen modellerde  $H_n: \phi_1 = 0$  boş hipotezi ile  $H_1: \phi_1 < 0$  hipotezleri test edilmektedir. Hesaplanan  $t$  istatistik değerinin MacKinnon (1996) tablo kritik değerden büyük olması durumunda  $H_n$  reddedilmekte ve incelenen  $y_t$  değişkenin durağan olduğu kanısına varılır. Modellerde sabit terim veya trend olması durumuna göre kullanılan kritik değerler farklı olmaktadır.

Dickey-Fuller testlerinin önemli varsayımlarından biri olan; hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyansa sahip olması gerektiğidir. Ancak gerek ampirik çalışmalar gerekse iktisat teorileri bu varsayımın çok katı bir varsayım olduğu yönünden kanıtlar sunmaktadır. Phillips-Perron (1988) testi hata terimleri için belirtilen bu varsayımı esnetmekte ve hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyansa sahip olma şartlarına gerek olmadan serilerin durağanlığı araştırılmaktadır. Parametrik olmayan  $Z$  testine ait denklem (Harris ve Sollis, 2003:50);

$$Z(\tau_\mu) = \left( \frac{S_u}{S_{T1}} \right) \tau_\mu - 1/2 (S_{T1}^2 - S_u^2) \left\{ S_{T1} [T^2 \sum_{t=2}^T (y_{t-1} - y_{-1})^2]^{1/2} \right\}^{-1} \quad (3)$$

şekindedir. Burada da, hesaplanan  $Z$  istatistiğinin değerinin kritik değerden büyük olması durumunda,  $H_n =$  Birim Kök Vardır hipotezi reddedilmekte ve serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. PP birim kök testi karar aşamasında, MacKinnon (1996) kritik değerlerini kullanmaktadır. DF ve ADF testleri serilerin otoregresif (AR) bir sürece sahip olduklarını, PP testi ise serilerin ilave olarak hareketli ortalama (MA) sürecine sahip olduğu ve bu nedenle PP testinin otoregresif hareketli ortalamalar (ARMA veya ARIMA) sürecine sahip olduğunu varsaymaktadır. Özellikle varlık fiyatları, döviz kurları veya GDP gibi makro büyüklüklerin trend içermesi olasılıkları yüksek olduğu göz önünde bulundurulduğunda PP testinin uygulanmasını daha uygun olduğu ifade edilmektedir. Phillips-Perron (1988:345), pozitif hareketli ortalamalı modeller için PP testinin diğer testlerden daha güçlü sonuçlar verdiğini ancak negatif MA durumunda ise Dickey-Fuller testlerinin daha sağlıklı sonuçlar vereceğini belirtmektedir.

Değişkenlerin durağanlık testleri sonrasında, ithalat miktarı bağımsız değişkenler arasındaki koenteğrasyon ilişkisinin varlığı Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yöntemiyle araştırılacaktır. Bu yöntem, geleneksel koenteğrasyon yöntemlerinden farklı olarak değişkenlerin aynı dereceden durağan olma zorunluluğu taşımamaktadır. Bu özelliği nedeniyle değişkenlerin hangi dereceden bütünsel olduklarını önceden araştırma gibi bir problemi ortadan

kaldırmaktadır. Ayrıca, sınırsız hata düzeltme modeline dayalı bu yöntem özellikle küçük gözlemler için daha sağlıklı sonuçlar vermektedir (Narayan ve Narayan,2005:429). Koentegrasyon analizimiz 3 temel aşamadan oluşmaktadır (Modeste,2011:56).

İlk olarak, belirlenen 5 farklı ithalat talebi modeli için temelARDL denklemi;

$$\Delta \ln M_t = \mu_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta \ln M_{t-j} + \sum_{k=0}^n \delta_k \Delta \ln GDP_{t-k} + \sum_{m=0}^n \theta_m \Delta \ln REER_{t-m} + \sum_{p=0}^n \vartheta_p \Delta \ln VIX_{t-p} + \mu_1 \ln M_{t-1} + \mu_2 \ln GDP_{t-1} + \mu_3 \ln REER_{t-1} + \mu_4 \ln VIX_{t-1} + \mu_5 D1 + \varepsilon_t$$

Akaike bilgi kriterinin öngördüğü optimal gecikme uzunluğuna sahip model OLS ile tahmin edilmektedir. F (Wald) testine dayalı ARDL sınır testi analizinde hipotezler;

$H_n = \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = 0$ ; eş bütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_A = \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \mu_4 \neq \mu_5 \neq 0$

Hesaplanan F testi değerinin asimptotik kritik değerler ile karşılaştırılması şeklinde test edilmektedir. Eğer hesaplanan F test istatistiğinin değeri üst kritik değerden büyükse, boş hipotez reddedilmekte ve dolayısıyla değişkenlerin eş bütünleşik olduğu sonucuna varılmaktadır. Hesaplanan F istatistik değerinin alt sınırdan küçük olması durumunda eş bütünleşme ilişkisinin olmadığından, her iki sınırın arasında kalması durumunda ise her hangi bir karara varılamamaktadır.

İkinci aşamada, incelenen dönemde ithalat hacmi; GDP, REER, VIX ve D1'in uzun dönemde birlikte hareket ettiği tespit edilmesi durumunda ARDL uzun dönem ithalat talebi regresyon modeli;

$$\ln M_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^e \bar{U}_1 \ln M_{t-j} + \sum_{j=0}^r \bar{U}_2 \ln GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^t \bar{U}_3 \ln REER_{t-j} + \sum_{j=0}^y \bar{U}_4 \ln VIX_{t-j} + \sum_{j=0}^u \bar{U}_5 D1_{t-j} + \varepsilon_t$$

ile tahmin edilmektedir. Burada katsayılar ithalat talebinin esneklik değerlerini ifade etmektedir. Kısa dönemli dinamikler ise ECM yöntemi ile tahmin edilmektedir.

$$\Delta \ln M_t = \forall_0 + \sum_{j=1}^p \Omega_1 \Delta \ln M_{t-j} + \sum_{j=0}^p \Omega_2 \Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^p \Omega_3 \Delta \ln REER_{t-j} + \sum_{j=0}^p \Omega_4 \Delta \ln VIX_{t-j} + \sum_{j=0}^p \Omega_5 \Delta D1_{t-j} + \eta ECT_{t-1} + e_t$$

Hata düzeltme modeline dayalı tahminlerde en önemli katsayı, hata düzeltme terimi olan  $\eta$  katsayısıdır. Bulgularımızın desteklenmesi adına teorik açıdan; bu katsayı işaretinin negatif, istatistiksel olarak anlamlı ve değerinin yüksek olması beklenir. Katsayının negatif ve anlamlı olması; M, GDP, REER ve VIX'in eş bütünleşik olduğunu göstermektedir. Kısacası uzun dönemli bulguları destekler nitelikte görülmektedir. Ayrıca, negatif ve anlamlı bir ECT katsayısı; GDP, REER, VIX'den M'ye doğru nedenselliğe işaret etmektedir.  $\eta$  katsayısının değeri ise kısa dönemde gerçekleşen bir şok durumunda değişkenin uzun dönem denge değerine ne kadar sürede geleceğini göstermesi açısından "uyum hızı" olarak adlandırılmaktadır.  $\eta$  değerinin yüksekliği, kısa dönemli sapmaların ortadan kaldırılıp uzun dönem denge değerine hızlıca yakınlığı göstermesi açısından önemli görülmektedir. Uyum hızı katsayı değerinin sıfır olması, modelde değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisinin olmadığı diğer bir ifadeyle koentegrasyonun yokluğuna işaret eder (Enders,2015:354). Teorik açıdan bu katsayının bir değerine yakın olması, modeller açısından arzulanan bir durumdur.

Çalışmada, regresyon modellerinin sağlıklı öngörülerde bulunabilmesi açısından önemli görülen; hata terimlerinin değişen varyans (Breusch-Pagan-Godfrey), ve otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM) barındırmadığına, normal dağılım (Jarque-Bera) özelliği, spesifikasyon hata testi (RESET), düzeltilmiş determinasyon katsayısı ( $\bar{R}^2$ ), parametrelerin istikrarlılıklarına (CUSUMS ve CUSUMSQ) ilişkin diagnostic testlerde uzun dönem modeller için yapılmaktadır.



#### 4.Bulgular

Değişkenlere ait ADF ve PP birim kök test sonuçları tablo 4’de sunulmuştur. Bulgular gerek ADF gerekse PP testlerinin, lnREER değişkeni ve ln(GDP-I-G-EX) sabit terimli+trendli modelinin seviyesinde durağan olduklarını, diğer değişkenlerin ise seviyelerinde durağan olmadıklarını ancak birinci farklarında durağan olduklarını göstermiştir. Bu iki değişkenin I(0) ve diğerlerinin I(1) olması, ARDL yönteminin kullanılabilceğini göstermektedir.

Tablo 4: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

	ADF $H_n = \text{Birim Kök Vardır}$		Phillips-Perron $H_n = \text{Birim Kök Vardır}$		
	Sabit terimli	Sabit terimli ve Trendli	Sabit terimli	Sabit terimli ve Trendli	
Düzye					
lnM	-2.0077	-2.8456	-1.5256	-1.9962	
$\Delta$ lnM	-5.3276***	-5.5269***	-5.2900***	-5.4092***	
lnREER	-2.9578**	-3.4721**	-3.0971**	-3.4962**	
$\Delta$ lnREER	-7.3011***	-7.3444***	-7.4113***	-7.8521***	
lnGDP	-2.0548	-2.0526	-1.9915	-2.2297	
$\Delta$ lnGDP	-5.2332***	-5.4349***	-5.2332***	-5.4349***	
ln(GDP-EX)	-2.2714	-2.7755	-2.2260	-2.8818	
$\Delta$ ln(GDP-EX)	-5.9965***	-6.1236***	-5.9639***	-6.1051***	
ln(GDP-I-G-EX)	-0.1840	-4.4725***	-1.5665	-4.5834***	
$\Delta$ ln(GDP-I-G-EX)	-5.6692***	-5.6049***	-	-	
			12.0066***	11.7670***	
ln(GDP- $I_S$ )	-2.0757	-2.3931	-2.0038	-2.5017	
$\Delta$ ln(GDP- $I_S$ )	-7.1479***	-7.3519***	-7.2606***	-7.4512***	
lnFCE	-2.0167	-2.4419	-2.1041	-2.5135	
$\Delta$ lnFCE	-7.4621***	-7.7218***	-7.5318***	-7.7591***	
lnEIG	-2.0674	-2.3878	-2.0692	-2.5468	
$\Delta$ lnEIG	-6.0201***	-6.1087***	-5.9290***	-6.0190***	
lnEX	-1.3795	-2.9922	-1.3426	-3.0526	
$\Delta$ lnEX	-8.2556***	-8.2730***	-8.2470***	-8.2685***	
lnVIX	-2.7188*	-2.6901	-2.7631*	-2.7344	
$\Delta$ lnVIX	-7.7332***	-7.6427***	-8.2646***	-8.1609***	
Kritik Değerler	%1	-3.5600	-4.1408	-3.5574	-4.1372
	%5	-2.9176	-3.4969	-2.9165	-3.4952
	%10	-2.5966	-3.1775	-2.5961	-3.1766
Not: *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeylerivne $\Delta$ ise değişkenlerin birinci farkını göstermektedir.					

Durağanlık sınavasından sonra Akaike bilgi kriterinden yararlanarak optimal model seçimleri yapılmıştır. Akaike bilgi kriterine göre; model-1 için (4,3,2,4,1), model-2 için (3,3,3,1,2), model-3 için (3,3,0,3,1), model-4 için (1,2,0,2,1) ve model-5 için (2,2,0,5,5,3) gecikme sayıları optimal model olarak belirlenmiştir.

Tablo 5: Modellerin ARDL Sonuçları

ARDL Sınır Testi Sonuçları							
Modeller	Boş Hipotezler	Kritik Değer Sınırları					Karar
		Hesaplanan F-İstatistiği (Wald Test)	Asimptotik Alt Kritik Sınır Değeri (%99) I(0)	Asimptotik Üst Kritik Sınır Değeri (%99) I(1)	Asimptotik Alt Kritik Sınır değeri (%77.5) I(0)	Asimptotik Alt Kritik Sınır Değeri (%77..5) I(1)	
Model-1 ARDL(4,3,2,4,1)	$H_n =$ $\mu_1 =$ $\mu_2 =$ $\mu_3 =$ $\mu_4 =$ $\mu_4 =$ $\mu_5 = 0;$	6.0306	3.74	5.06	3.25	4.49	Eşbütünleşik
Model-2 ARDL(3,3,3,1,2)	$H_n =$ $\mu_1 =$ $\mu_2 =$ $\mu_3 =$ $\mu_4 =$ $\mu_4 =$ $\mu_5 = 0;$	10.1387	3.74	5.06	3.25	4.49	Eşbütünleşik
Model-3 ARDL(3,3,0,3,1)	$H_n =$ $\mu_1 =$ $\mu_2 =$ $\mu_3 =$ $\mu_4 =$ $\mu_4 =$ $\mu_5 = 0;$	9.7582	3.74	5.06	3.25	4.49	Eşbütünleşik
Model-4 ARDL(1,2,0,2,1)	$H_n =$ $\mu_1 =$ $\mu_2 =$ $\mu_3 =$ $\mu_4 =$ $\mu_4 =$ $\mu_5 = 0;$	9.6734	3.74	5.06	3.25	4.49	Eşbütünleşik
Model-5 ARDL(2,2,0,5,5,5,3)	$H_n =$ $\mu_1 =$ $\mu_2 =$ $\mu_3 =$ $\mu_4 =$ $\mu_4 =$ $\mu_5 = 0;$	5.0532	3.15	4.43	2.75	3.99	Eşbütünleşik

Not: ARDL için optimal model seçimi (gecikme sayısı) için Akaike bilgi kriterinden yararlanılmıştır.

Modellere ait F istatistik (Wald) değerleri ile asimptotik alt ve üst kritik sınır değerleri ve ARDL sınır testi sonuçları Tablo 5’de sunulmuştur. Model-1’in F istatistik değeri 6.03, model-2’nin F istatistik değeri 10.13, model-3’ün F istatistik değeri 9.75, model-4’ün F istatistik değeri 9.67, model-5’in F istatistik değeri 5.05 olduğu ve hesaplanan bütün F istatistik değerlerinin asimptotik üst kritik sınır değerlerden büyük çıkmıştır. Bu bulgular, bütün modellerde %1 anlamlılık düzeyinde boş hipotezlerin reddedildiğini göstermiştir. Tablo 5’in karar sütununda görüldüğü üzere modellerin tamamında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu gözlenmiştir.

Modellerin eşbütünleşik olduğu kesinleştikten sonra modellerin uzun ve kısa dönem tahminleri gerçekleştirilmiştir. Tablo 6’nın A panelinde modellerin uzun dönem, B panelinde kısa dönem katsayı değerleri ve uzun dönem model’e ait sağlamlık testleri verilmiştir.

Tablo 6: İthalat Talep Fonksiyonları

A) Uzun Dönem Katsayılar					
Modeller	Model-1 ARDL(4,3,2,4,1)	Model-2 ARDL(3, 3, 3, 1, 2)	Model-3 ARDL(3,3,0,3,1)	Model-4 ARDL(1, 2, 0, 2, 1)	Model-5 ARDL(2, 2, 0, 5, 5, 5, 3)
Sabit	-9.4116* (0.07)	-6.7547* (0.06)	-10.1111** (0.02)	-5.5683*** (0.01)	-7.4995* (0.10)
lnREER	-0.3066* (0.06)	-0.7023*** (0.00)	-0.4750*** (0.00)	-0.5536*** (0.00)	-0.8285*** (0.00)
lnGDP	1.2807*** (0.00)				
ln(GDP-EX)		0.9123*** (0.00)			
ln(GDP-I-G-EX)				0.2921*** (0.00)	
ln(GDP-STOK) Nihai satışlar			0.5253** (0.02)		
lnFCE					1.2164*** (0.00)
lnEIG					0.0695 (0.54)
lnEX					-0.0098 (0.92)

lnVIX	0.0067 (0.82)	0.0030 (0.91)	0.0027 (0.93)	0.0039 (0.89)	-0.0043 (0.83)
D1	-0.0612* (0.08)	-0.0642** (0.05)	-0.0978*** (0.01)	-0.1160** (0.02)	0.0545* (0.09)
B) Kısa Dönem Katsayılar					
Sabit	0.0111 (0.24)	0.0209 (0.11)	0.0129 (0.29)	0.0065 (0.59)	-0.0021 (0.87)
$\Delta \ln(\text{REER})$	-0.3034** (0.05)	-0.8207*** (0.00)	-0.6347*** (0.00)	-0.4808*** (0.0065)	-0.6364*** (0.00)
$\Delta \ln \text{GDP}$	1.6063*** (0.00)				
$\Delta \ln(\text{GDP-EX})$		1.0925*** (0.00)			
$\ln(\text{GDP-EIG-EX-FGE})$				0.0125 (0.96)	
$\ln(\text{GDP-STOK})$ Nihai satışlar			0.8683*** (0.00)		
$\Delta \ln \text{FCE}$					1.2221*** (0.00)
$\Delta \ln \text{EIG}$					0.2584* (0.09)
$\Delta \ln \text{EX}$					0.0599 (0.68)
$\Delta \ln \text{VIX}$	-0.0264 (0.39)	-0.0197 (0.55)	-0.0317 (0.37)	-0.0214 (0.4687)	-0.0257 (0.27)
D1	-0.0302 (0.30)	-0.0357 (0.44)	-0.06711 (0.12)	-0.1237*** (0.00)	0.0647 (0.12)



	)				
$\eta$	-0.6658** (0.02)	-0.6317*** (0.00)	-0.5725*** (0.00)	-0,7214*** (0.00)	-0.6711** (0.04)
C) Diagnostik Testler (Uzun Dönem Model)					
$\bar{R}^2$	0.9954	0.9969	0.9953	0.9938	0.9979
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM [2] Testi	3.8169 (0.14)	1.8674 (0.39)	3.7898 (0.15)	1.5494 (0.21)	2.1383 (0.34)
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans Testi	20.6411 (0.29)	19.70754 (0.23)	16.2478 (0.29)	14.1784 (0.16)	22.2003 (0.77)
Jarque-Bera Normallık Testi	1.8256 (0.40)	1.0576 (0.58)	1.6500 (0.43)	0.0112 (0.99)	0.2136 (0.8986)
RamseyRes et Testi	1.7737 (0.19)	0.0088 (0.92)	0.8017 (0.3765)	0.3645 (0.4512)	0.1380 (0.71)
Not: *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeylerini, parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.					

Model-1'in uzun dönem esneklik değerlerine bakıldığında, fiyat esnekliğinin -0.30 ve gelir esnekliğinin 1.28 olduğu anlaşılmıştır. Kukla değişken katsayısı ise negatif işaretli olduğu, küresel risk algısının ise ithalat talebi üzerinde ise herhangi bir etkisine rastlanılmamıştır. Kısa dönemli fiyat esnekliği -0.30, gelir esnekliğinin 1.60 olduğu gözlenmiştir. Küresel krizin ve belirsizliğin ithalat talebi üzerinde etkisinin olmadığı anlaşılmıştır. Bulgular fiyat esnekliklerinin kısa ve uzun dönemde de aynı olduğunu, gelir esnekliğinin ise kısa dönemde daha yüksek olduğunu, fiyat esnekliğinin inelastik ancak gelir esnekliğinin esnek olduğunu göstermiştir. Bu durum ithalat talebinin gelire aşırı duyarlı olduğunu ortaya koymuştur. Hata düzeltme terimi (uyum hızı) istatistiksel anlamlı ve negatif işaretli olması teorik beklentileri sağlamıştır. Uyum hızı değerinin -0.665 olması, ithalatın uzun dönem denge değerinden cari dönemde bir sapma yapması, bir sonraki dönemde bu sapmanın yaklaşık %66,5 düzeltilmektedir. Model-1' özetle, küresel krizin uzun dönem ithalatı azaltıcı etkide bulunduğunu, ithalatın küresel belirsizliklerden etkilenmediğini, ithalatın gelir düzeyine aşırı duyarlı olduğunu, fiyat etkisinin ise görece olarak düşük olduğunu ve kısa dönemli sapmaların hızlıca giderildiğini belirtmektedir.

Model-2'nin uzun dönem esneklik değerlerine bakıldığında ise ithalat talebinin fiyat esnekliğinin -0.70, gelir esnekliğinin ise 0.91, küresel belirsizliğin ithalatı etkilemediği ve 2008-2009 küresel krizin Türkiye'nin ithalatını olumsuz etkilediği görülmüştür. Model-2'de model-1'den farklı olarak fiyat etkisinin daha hissedilir ancak gelir etkisinin ise görece olarak daha az olduğu gözlenmiştir. Öyleki model-1'de esnek olan gelir esnekliği model-2'de inelastik görülmektedir. Bu farklılığa rağmen model-2'de de model-1'de olduğu üzere ithalat üzerinde gelir etkisinin daha baskın olduğu anlaşılmıştır. Kısa dönemli tahmin sonuçları fiyat esnekliğinin -0.82 ve gelir esnekliğinin 1.09 olduğu, küresel krizin ve belirsizliğin etkisiz olduğunu göstermiştir. Burada özellikle gelir esnekliğini kısa dönemde esnek olduğu, diğer bir ifadeyle kısa dönemde gelir etkisinin uzun dönemden daha baskın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu farklılık model-1'de gözlenmektedir. Ancak model-1'de kısa dönemde gelir esnekliği (1.60) model-2'nin gelir esnekliğinden (1.09) daha baskın olduğu, fiyat esnekliğinin ise model-2'de daha baskın olduğu anlaşılmıştır. Model-2'de hata düzeltme terim katsayısının (-0.6317) negatif işaretli ve istatistiksel anlamlı olduğu ve bu nedenle teorik beklentileri karşıladığı görülmüştür. Katsayı değerinin yüksek olması, koentegrasyon ilişkisini destekler niteliktedir.

Tablo:7 Türkiye'nin Uzun ve Kısa Dönem İthalat Talep Regresyon Denklemleri

Model 1 "geleneksel"	Uzun	$\ln M_t = -9.41^* + 1.2807^{***} \ln GDP_t$ $- 0.3066 \ln REER_t + 0.0067 \ln VIX_t$ $- 0.0612 D1 + \varepsilon_t$
	Kısa	$\ln M_t = 0.0111 + 1.6063^{***} \ln GDP_t$ $- 0.3034^{**} \ln REER_t - 0.0264 \ln VIX_t$ $- 0.0302 D1 + \varepsilon_t$
Model 2 "senhadji(1998)"	Uzun	$\ln M_t = -5.7547^* + 0.9123^{***} \ln (GDP - EX)_t$ $- 0.7023^{***} \ln REER_t + 0.0030 \ln VIX_t$ $- 0.0642^{**} D1 + \varepsilon_t$
	Kısa	$\ln M_t = 0.0209 + 1.0925^{***} \ln (GDP - EX)_t$ $- 0.8207^{***} \ln REER_t - 0.0197 \ln VIX_t$ $- 0.0357 D1 + \varepsilon_t$
Model 3 "nihai satışlar"	Uzun	$\ln M_t = -10.1111^{**} + 0.5253^{**} \ln (GDP - I_s)_t$ $- 0.4750^{***} \ln REER_t + 0.0027 \ln VIX_t$ $- 0.0978^{***} D1 + \varepsilon_t$
	Kısa	$\ln M_t = 0.0129 + 0.8683^{**} \ln (GDP - I_s)_t$ $- 0.6347^{***} \ln REER_t - 0.0317 \ln VIX_t$ $- 0.0671 D1 + \varepsilon_t$
Model 4 "ulusal nakit akımı" Xu (2002)	Uzun	$\ln M_t = 5.5683$ $+ 0.2921^{***} \ln (GDP_t - I_t - G_t - EX_t)_t$ $- 0.5536^{***} \ln REER_t + 0.0039 \ln VIX_t$ $- 0.1160^{**} \ln D1 + \varepsilon_t$
	Kısa	$\ln M_t = 0.0065 + 0.0125 \ln (GDP_t - I_t - G_t - EX_t)_t$ $- 0.4808^{***} \ln REER_t - 0.0214 \ln VIX_t$ $- 0.1237^{**} \ln D1 + \varepsilon_t$
Model 5 "harcama bileşenleri" Tang(2003b)	Uzun	$\ln M_t = -7.4995^* + 1.2164^{***} \ln FCE_t$ $+ 0.0695 \ln EIG_t - 0.0098 \ln EX_t$ $- 0.8285^{***} REER_t - 0.0043 \ln VIX$ $+ 0.0545^* D1 + \varepsilon_t$
	Kısa	$\ln M_t = -0.0021 + 1.2221^{***} \ln FCE_t$ $+ 0.2584^* \ln EIG_t + 0.0599 \ln EX_t$ $- 0.6364^{***} REER_t - 0.0257 \ln VIX$ $+ 0.0647 D1 + \varepsilon_t$
Not: *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeylerini, parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir.		

Model-3'te iktisadi faaliyetin ölçüsü olarak tarafımızca önerilen nihai satışlar değeri kullanılmıştır. Model-3'ün uzun dönem katsayıları ise, fiyat esnekliğinin -0.47 ve gelir esnekliğinin

0.52 olduğu görülmüştür. Model-3’de önceki modellerde olduğu üzere küresel krizin ithalatı azaltıcı yönde etkide bulunduğu ancak belirsizlik algısının ise ithalatı her hangi bir şekilde etkilemediği anlaşılmıştır. Model-3’de her iki esnekliğinde inelastik olduğu hatta gelir esnekliğinin önceki modellere oranla daha düşük bir değere sahip olduğu gözlenmiştir. Kısa dönemde ise gerek fiyat esnekliğinin (-0.63) gerekse gelir esnekliğinin (0.86) uzun döneme göre daha baskın olduğu ancak küresel belirsizlik ile küresel krizin kısa dönem ithalat talebi üzerinde etkisiz olduğu görülmüştür. Model-3’de de uyum katsayısı -0.5725 olup, negatif işaretli ve istatistiksel anlamlı olması açısından uzun dönemli denge ilişkisinin varlığını destekler görülmektedir. Model-3’de literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olarak iktisadi faaliyetin ölçüsü olarak ülkedeki “nihai satışlar” değeri kullanılmıştır. Model sonuçları gerek uzun gerekse kısa dönemde bu değişkenin ithalatın bir belirleyicisi olduğunu göstermiştir.

Model-4’te, iktisadi faaliyetin ölçüsü olarak Xu (2002)’nin önerdiği ulusal nakit akımı (GDP-EIG-EX-FGE) değişkeni kullanılmıştır. Xu (2002:269) ulusal nakit akımı değişkenin GDP’den daha doğru bir iktisadi faaliyetlerin ölçüsü olarak değerlendirmektedir. Model-4’te uzun dönem fiyat esnekliğinin -0.53, gelir esnekliğinin 0.29 olduğu ve küresel krizin negatif etkisi ve belirsizliğin ithalatın bir belirleyicisi olmadığı görülmüştür. Model-4’te diğer modellerden farklı olarak ilk defa fiyat esnekliğinin gelir esnekliğinden daha yüksek olduğu gözlenmiştir. Bu bulgu Tang(2003b)’in bulgularıyla örtüşmektedir. Ulusal nakit akımının kullanıldığı modelinde fiyat etkisinin daha baskın olduğu, Türkiye için de geçerli olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca ulusal nakit akımlı bu model, gerek kısa gerekse uzun dönemli sonuçlar arasında en düşük gelir esnekliğine sahip model olmuştur. Kısa dönemli sonuçlara bakıldığında is fiyat esnekliğinin -0.48 ve gelir esnekliğinin 0.01, belirsizliğin etkisiz olduğu anlaşılmıştır. Bu modelde diğerlerinden farklı olarak bir bulguya daha rastlanılmıştır. Bu modelde, 2008-2009 küresel finansal krizin kısa dönemde ithalatı azaltıcı etkisine rastlanılmıştır. Modele ait uyum katsayısı -0.7214 ve teorik beklentilerle uyumlu çıkmıştır. Uyum katsayısı değeri koentegrasyon ilişkisini destekler niteliktedir.

Model-5’te, geleneksel ithalat talebi modellerinde iktisadi faaliyetin ölçüsü olarak kullanılan GDP yerine harcama bileşenleri kullanılmaktadır. Modelin uzun dönemli katsayılarına bakıldığında, fiyat esnekliğinin -0.82, tüketim esnekliğinin 1.21 olduğu gözlemlenirken, istatistiksel anlamda ihracat ve yatırım harcamalarının ithalat talebi üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı anlaşılmıştır. Küresel belirsizliğin etkisiz, küresel krizin ise negatif etkisi bulguları ise diğer modellerle örtüşmektedir. Ancak bu model, görece olarak fiyat esnekliğinin en yüksek olduğu model olma özelliğiyle diğerlerinden ayrılmaktadır. Kısa dönemde ise, fiyat esnekliğinin -0.63, tüketim harcama esnekliğinin 1.22 ve yatırım harcama esnekliğinin 0.25 olduğu gözlenmiştir. Uzun dönemden farklı olarak kısa dönemde yatırım harcamalarının da ithalatı artırıcı etkide bulunduğu görülmüştür. Benzer şekilde kısa dönemde de küresel risk algısının ve küresel krizin herhangi bir etkisine rastlanılmamıştır. Hata düzeltme terim katsayısı ise -0.67 olup, teorik beklentileri karşılamaktadır.

Tablo 6’nın C panelinde uzun dönem modellerin sağlamlık test sonuçları verilmiştir. Modellere ait düzeltilmiş determinasyon katsayı değerlerinin en yüksek olduğu model-5’e (0.9979) ait görülmektedir. Breusch-Godfrey LM testi modellerde otokorelasyon sorununun olmadığını, Breusch-Pagan-Godfrey testi değişen modellerde değişen varyansın olmadığını, Jarque-Bera testi hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğunu, RamseyReset testi modellerin fonksiyonel olarak doğru kurulduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar, modellerin sağlıklı öngörülerde bulunduğu desteklemektedir. Ayrıca her bir modelin parametrelerinin istikrarlı oldukları ek:3’de sunulan CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri ile kanıtlanmıştır.



## SONUÇ

Dışa açık ekonomilere sahip bütün ülkelerde ithalat talebi ve ithalatın belirleyicileri araştırmacılar ve ekonomi yönetimleri tarafından merak konusu olmuştur. Ülkeler dış ticarete ilişkin politika geliştirme sırasında, ülkelerinde ithalat fonksiyonu ve özellikle ithalatın gelir ile fiyat esnekliklerini önceden bilmeleri gerekmektedir. Aksi halde atılan adımların istenilen hedefe ulaşmama hatta istenilmeyen sonuçlara yol açma durumları ortaya çıkabilmektedir. Bu çalışma da, dış ticaret açığı gibi sorunsal olan Türkiye’de ithalatın kısa ve uzun dönemli belirleyicileri araştırılmak istenilmiştir. Bu doğrultuda, Türkiye ekonomisinin 2005:Q1-2016:Q3 dönemi ithalat fonksiyonu beş farklı model çerçevesinde ARDL ve ECM yöntemleri ile tahmin edilmiştir. Çalışmanın temel amacı literatürde mevcut ithalat talebi modelleri kullanılarak, ithalatın gelir ve fiyat esnekliklerini belirlemenin yanında; 2008-2009 küresel krizin ve küresel piyasalarda yaşanan belirsizliklerin (risk algısının) Türkiye’nin ithalat talebini etkileyip etkilemediğini araştırmaktır. Ayrıca, yapılan literatür araştırması neticesinde, çalışmaların önemli kısmında iktisadi faaliyetin göstergesi olarak GDP değerinin kullanıldığı gözlenmiştir. Acaba iktisadi faaliyetin göstergesi olarak farklı değişkenlerin kullanılması durumunda nasıl sonuçlar çıkacağı merak konusu olmuştur. Bu amaçla, literatürdeki değişkenlere ilave olarak “nihai satışlar (final sales)” değişkeni modele eklenmiştir.

Çalışmanın bulguları, Türkiye’de ithalat talebi üzerinde en belirgin faktörün gelir düzeyi olduğunu ve ithalat talebinin ortalama gelir esnekliğinin uzun dönemde 0.84, kısa dönemde ise 0.96 olduğunu göstermiştir. Aralık olarak ise; uzun dönemde 0.29-1.28, kısa dönemde ise 0.01-1.60 arasında farklı değerler almaktadır. Gelir esnekliği inelastik yapıda görünmekte ancak bire yakın bir değer alması, Türkiye’de ithalatın gelir düzeyine veya yurtiçi iktisadi faaliyet hacmine duyarlı olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan ortalama fiyat esnekliğinin gerek uzun gerekse kısa dönemde 0.57 değerine sahip olduğu tespit edilmiştir. Burada, hem gelir esnekliği hem de fiyat esnekliğinin bütün modellerde teorik beklentilerle uyumlu çıktığı anlaşılmaktadır. Çalışmada, fiyat etkisi olarak kullanılan REER yükselmesinin (TL’nin değer kazanması) durumunda ithalatın azaldığı anlaşılmaktadır. Fiyat esnekliğinin görece olarak düşük olması, Türkiye’de ithalatın en temel belirleyicisinin gelir düzeyi olduğu göstermiştir. Bununla birlikte uzun dönemli modellerin tamamında ve kısa dönemli modellerden sadece model-4’te, 2008-2009 küresel krizin ithalatı negatif yönde etkilediği görülmüştür. Bu sonuç teorik beklentilerimizle uyumlu çıkmıştır. Türkiye’nin ithalatını küresel risk algısının veya belirsizliğin hiçbir şekilde etkilemediği de ayrıca belirlenmiştir. Uyum hızı katsayıları ise her modelde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmaları yanında yaklaşık %67 civarında değer alması, koentegrasyonun varlığını önemli ölçüde destekler niteliktedir. Diğer taraftan tahmin edilen her bir modelde iktisadi faaliyetin ölçüsü olarak kullanılan farklı değişkenlerin tamamı ithalatın bir belirleyicisi olma özelliği taşımaktadır. Bu anlamda, Xu (2002) geliştirdiği “ulusal nakit akımı” ve tarafımızdan önerilen “nihai satışlar” değişkenlerin de elde edilen sonuçlar doğrultusunda, Türkiye’de ithalat talebi fonksiyonlarında yer alması gerektiği düşünülmektedir.

Özetle, Türkiye’de ithalatın anahtar belirleyici ekonomik büyüme olduğu anlaşılmıştır. Ekonomik büyümenin ithalatı artırıcı etkisi, dış ticaret dengesini bozucu bir gelişme olarak değerlendirilebilir. Ancak, gelir esnekliğinin inelastik çıkması ekonomik büyüme ve dış denge arasında bir ödünleşme veya tercih yapmamızı zorunlu kılmamaktadır. Diğer taraftan TL’nin değerlendirilmesi ithalatı teşvik eden bir görünüme sahiptir. REER esnekliğinin de inelastik olması, TL’sinin değerlendirilmesinin ithalatı önemli ölçüde tetiklemeyeceği görülmüştür. Bununla birlikte, Türk ithalatını küresel finans piyasalarındaki dalgalanmalardan, belirsizliklerden etkilenmediği ancak 2008-2009 küresel krizinden ithalatın azalması yönünde etkilendiği de ayrıca önemli bir sonuçtur.

**Kaynakça**

Adewuyi, Adeolu O., (2016), “Determinants of Import Demand for Non-Renewable Energy (Petroleum) Products: Empirical Evidence From Nigeria”, *Energy Policy*, Vol.95, 73-93.

Anaman, Kwabena A. ve Buffong S. M., (2001), “Analysis of The Determinants of Aggregate Import Demand in Brunei Darussalam from 1964 to 1997”, *Asian Economic Journal*, Vol.15, 61-70

Bahmani-O. M. ve Kara, Orhan, (2005), “Income and Price Elasticities of Trade: Some New estimates”, *The International Trade Journal*, Vol.19, No.2, 165-178.

Chani, M. P., Z. ve Amatul. R. C., (2011), “Determination of Import Demand in Pakistan: The Role of Expenditure Components”, *Theoretical and Applied Economics*, Vol.18, No.8, 93-110.

Emran, M. S. ve Shilpi, F. (2010), “Estimating an Import Demand Function in Developing Countries: A Structural Econometric Approach with Applications to India and Sri Lanka”, *Review of International Economics*, Vol.18, No.2, 307-319.

Enders, W. (2015), *Applied Econometric Time Series*, Fourth Edition, Wiley, USA.

Gafar, J., (1995), “Some Estimates of The Price and Income Elasticities for Import Demand Three Caribbean Countries”, *Applied Economics*, Vol.27, No.11, 1045-1048.

Goldstein, M. ve MOHSİN, K. S, (1985), “Income and Price Effects in foreign Trade”, *Handbook of International Economics*, Vol.2, 1041-1105.

Gozgor, G., (2014), “Aggregated and Disaggregated Import Demand in China: An Empirical Study”, *Economic Modelling*, Vol.43, 1-8.

Harris, R. ve Sollis, R., (2003), *Applied Time Series Modelling And Forecasting*, Wiley, England.

Hong, P., (1999), “Import Elasticities Revisited”, Department of Economic and Social Affairs, Discussion Paper, No.10, United Nations, (Çevrimiçi)  
<http://www.un.org/esa/desa/papers/1999/esa99dp10.pdf>

Houthakker, H.S. ve Magee, S. P., (1969) “Income and Price Elasticities in World Trade”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.51, No.2, 111-125.

Hye, Q. A. ve Mashkoor, M., (2010), “Import Demand Function for Bangladesh: A Rolling Window Analysis”, *African Journal of Business Management*, Vol.4, No.9,

Lütkepohl, H. ve Kratzig, M. (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Marquez, J, (1990), “Bilateral Trade Elasticities”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.72, No.1, 70-77.

Melo, O. ve Vogt, M. G., (1984), “Determinants of The Demand for Imports of Venezuela”, *Journal of Development Economics*, Vol.14, 351-358.

Modeste, N. C., (2011), “An Empirical Analysis of The Demand for Imports in Three CARICOM Member Countries: An Application of The Bounds Test for Cointegration”, *Rev Black PolitEcon*, Vol.38, 53-62

Murray, T. ve Ginman, P., (1976), “An Empirical Examination of The Traditional Aggregate Import Demand Model”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.58, No.1, 75-80

Narayan, P. K., Narayan, S., (2005), “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”, *Economic Modelling*, Vol.22, 423-438.

Narayan, P. K. ve Smyth, R., (2005), “The Determinants of Aggregate Import Demand in Brunei Darussalam: An Empirical Assessment Using a Cointegration and Error Correction Approach”, *The Singapore Economic Review*, Vol.50, No.2, 197-210.

Perron, P., (1988), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence From a New Approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 297-332.

Phillips P. C. B. and PERRON P., "Testing for A Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 1988, Cilt 75, Sayı 2, s. 335-346.

Phillips, P., C. B., (1987), “Time Series Regression With a Unit Root”, *Econometrica*, Vol.55, No.2, 277-301.

Santos-Paulino, A. U., “The Effects of Trade Liberalization on Imports in Selected Developing Countries”, *World Development*, Vol.30, No.6, 959-974.

Senhadji, A., (1998), “Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis”, *IMF Staff Papers*, Vol.45, No.2, 236-268.

Sinha, D., (1997), “Determinants of Import Demand In Thailand”, *International Economic Journal*, Vol.11, No.4, 73-83.

Tang, T., (2003a), “Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment From The “bounds” Testing Approach”, *Japan and World Economy*, Vol.15, 419-436.

Tang, T., (2003b), “An Empirical Analysis of China’s Aggregate Import Demand Function”, *China Economic Review*, Vol.14, 142-163.

TÜİK, “Üretim ve Harcama Yöntemi ile Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Tahminleri; Kavram, Yöntem ve Kaynaklar” (Çevrimiçi) file:///C:/Users/HP/Downloads/-5468333415148362266.pdf

Wang, Yi-Hsien ve Lee, Jun-De, (2012),

“Estimating The Import Demand Function For China”, *Economic Modelling*, Vol.29, 2591-2596.

Wilson, J.F. ve Takacs, W. E., (1979), "Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in The Foreign Trade of Selected Industrial Countries", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.61, No.2, 267-279.

Xu, X., (2002), "The Dynamic-Optimizing Approach to Import Demand: A Structural Model", *Economics Letters*, Vol.74, 265-270.

**EKLER**

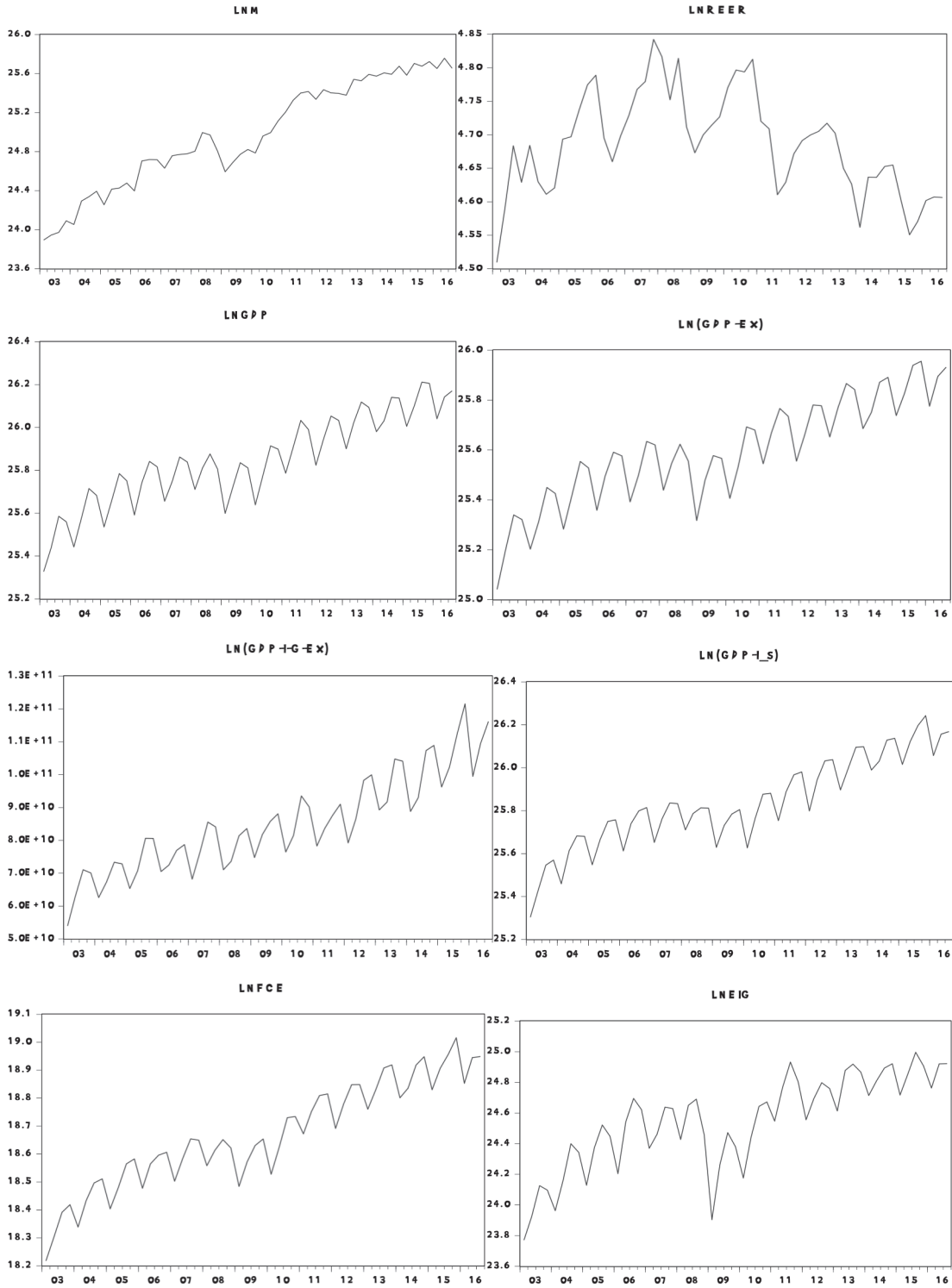
## EK:1 Literatür Özeti

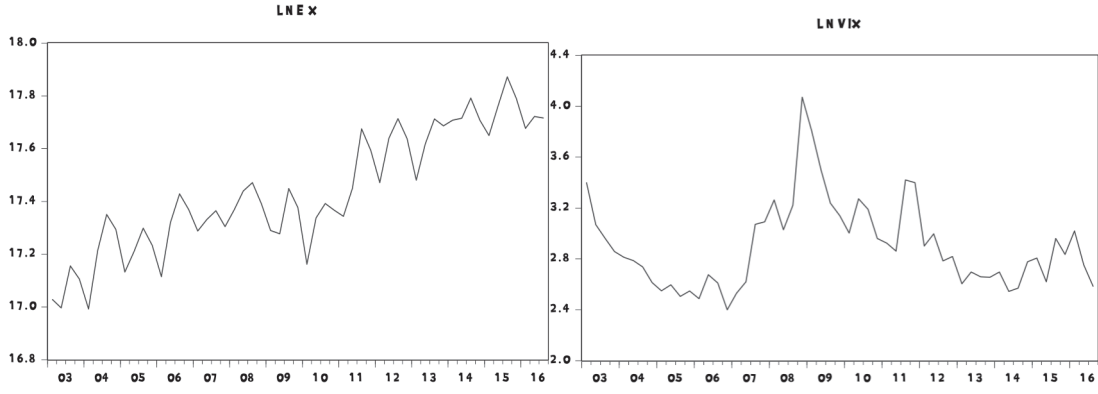
Yazar	Ülke ve Dönem	Değişkenler	Yöntem	Gelir Esnekliği ( $e_y$ )	Fiyat Esnekliği ( $e_p$ )
Houtker ve Magee (1969)	15 Gelişmiş ve 14 Diğer Ülkeden 1951-1966	GNP indeks, $P^M, P^d$ ,	OLS	0.52-2.01	-0.23- -0.83
Khan (1974)	15 Gelişmekte olan ülke 1951-1969	RGNP, RP	2OLS	0.55 (TR)	-2.71 (TR)
Murray ve Ginman (1976)	Kanada 1950:Q3-1964:Q4	RP, Y, $P^d, P^M$	OLS	0.51	İthalat fiyat=-0.72 İç fiyat=1.26
Mah (1994)	1974:1-1990:2	Gelir, nispi fiyatlar	OLS	0.78	-0.45
Gafar (1995)		RGDP,RP	OLS	1.29-2.29	-0.26- -0.34
Sihna (1997)	1953-1990	RGDP, $P^d, P^M$	OLS	2.14	Fiyat=-0.76 Çapraz fiyat:0.30
Bahmani-Oskooee ve Nirooman (1998)	1960-1992	Nispi fiyatlar, yurt içi gelir, nominal efektif döviz kuru	Johansen	0.46	-0.97
Senhadji (1998)	77 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	RP, (GDP-EX)	FMOLS, OLS	<1.5	>1
Rijal vd. (2000)	Nepal 1968-1997	Gelir, iç fiyatlar, ithalat fiyatları	Johansen ve Juselius (1990)	2.13	İç fiyat=0.95 İthalat fiyat=-0.75
Anaman ve Buffong (2001)	BruneiDarussalam 1964-1997	GDP, REER,POP	OLS	0.22	-0.67
Sinha (2001)	Hindistan, Japonya, Sri Lanka ve	Gelir, nispi fiyatlar	FMOLS	-0.39	-0.47

	Tayland.				
Tang (2002)	1970-199	Gelir, nispi fiyatlar	Johansen	1.4	-0.34
Tang ve Nair (2002)	Malezya	Gelir, nispi fiyatlar	ARDL	1.5	-1.3
Tang (2003a)	Japonya 1973-1997	RGDP, nispi fiyatlar	ARDL, OLS, DOLS, ECM, Johansen	0.99	-0.82
Tang (2003b)	Çin	RGDP,FCE,EI G,EX,(GDP-I-G-EX),GDP-EX),RP,Dum my, Time	ARDL, Johansen(1988), Johansen-Juselius(1990), ECM	GDP=0.73, EX=0.51	-0.51
Narayan ve Narayan (2005)	Fiji 1972-1999	RGDP, Nispi Fiyatlar	ARDL, DOLS,FMO LS	1.5-1.9	-1
Narayan ve Smyth (2005)	BruneiDarussalam 1964-1997	RGDP,REER, POP,OIL	ARDL, ECM	0.16-0.86	-1.95- -6.88
Bahmani-Oskooee ve Kara (2005)	28 ülke 1973-1998	Indx, $P^d$ , $P^M$ ,NEER	ARDL		-0.97
Hye ve Mashkoor (2010)	Bangladesh 1980-2008	GNP, RP	ARDL, Rolling Window	0.93	-0.29
Chani vd. (2011)	Pakistan 1972-2008	FCE, EIG, EX, RP	Johansen (1988)	Ex=0.26 FCE=2.67 EIG=0.58	-0.13
Wang ve Lee (2012)	Çin 1992:m1-2011:m7	Sanayi üretim endeksi, REER, VIX	ARDL, DOLS, FMOLS, CCR	1.374-1.392	
Gozgor (2014)	Çin 1993:q1-2012:q3	RGDP ve SKEW indeksi, REER, Kontrol Değişkenler	ARDL, DOLS, ECM	1.20 - 2.66	-1.29- -0.83



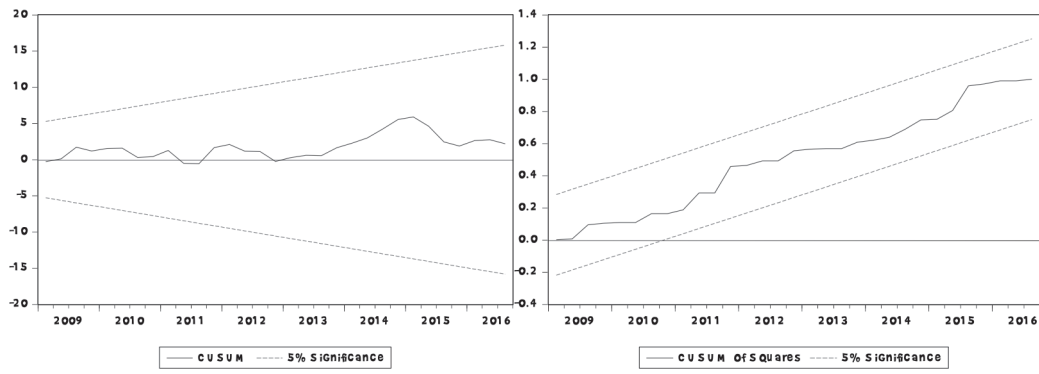
## Ek 2: Modelde Kullanılan Değişkenler



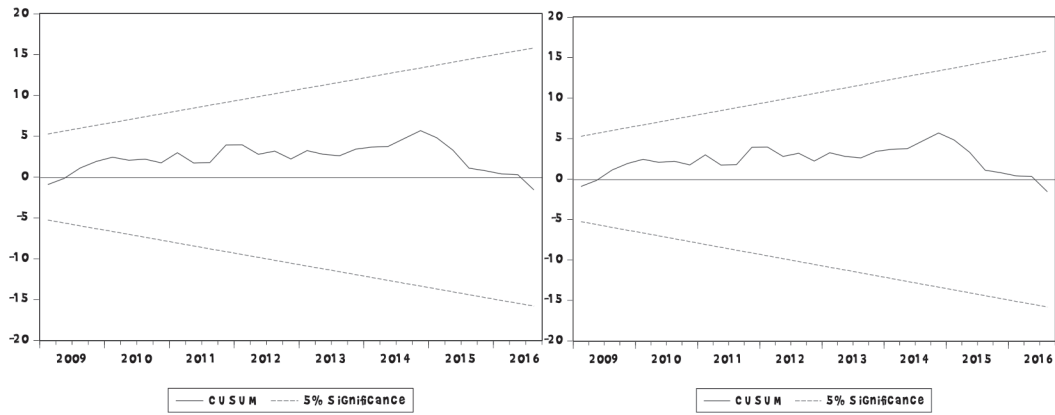


Ek:3 Uzun Dönem Model Parametre İstikrarlılık Test Sonuçları: CUSUM ve CUSUMSQ

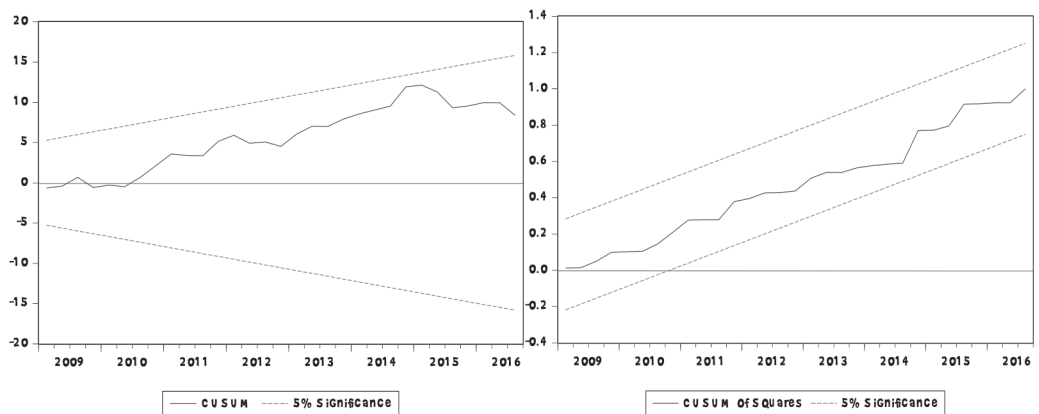
Model:1



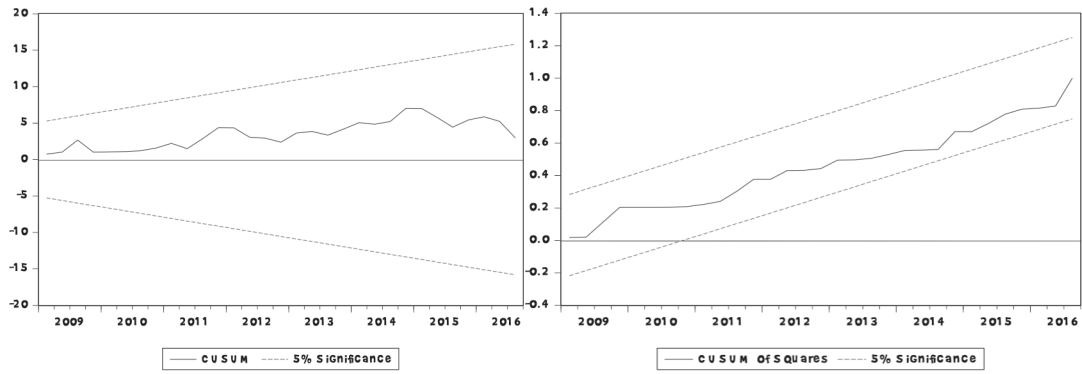
Model:2



Model:3



Model:4



Model:5

