



Dış Ticaret Hadlerinin Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Harberger-Laursen-Metzler Hipotezinin Türkiye Uygulaması

İsmail KÜÇÜKAKSOY*, İsmail ÇİFÇİ**

ÖZET

Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezi dış ticaret hadlerindeki şokların dış ticaret dengesini aynı yönde etkilemesi olarak bilinmektedir. Bu çalışma 2003:01 ve 2014:04 arasındaki yıllar için aylık veriler kullanılarak Türkiye için HLM Hipotezin geçerliliğini test etmeyi amaçlamaktadır. Aynı zamanda söz konusu hipoteze benzer bir etki de literatürde “S Eğrisi” olarak bilinmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesinde kullanılan yöntemler Johansen koentegrasyon testi, Granger nedensellik testi ve VAR modelidir. Elde edilen bulgular şöyle sıralanabilir: a) Johansen koentegrasyon yöntemine göre değişkenler arasında uzun dönemli bir koentegre ilişki söz konusudur; b) Granger nedensellik testi sonuçlarına göre dış ticaret dengesi dış ticaret hadlerinin nedenidir; c) VAR modeli sonuçlarına göre, dış ticaret hadlerinde meydana gelen bir şoka karşılık dış ticaret dengesi başlangıçta kötüleşirken dokuz dönem (ay) sonra iyileşmeler görülmekte olup, bu durum Türkiye için HLM Hipotezinin ve S Eğrisi Hipotezinin geçerliliğini ispatlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Dış ticaret hadleri, Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi, S-Eğrisi, Zivot-Andrews yaklaşımı, VAR (Vektör Otoregresif) Modeli.

JEL Sınıflandırması: F32, F14, F41

The Effect of Terms of Trade on Balance of Trade: Application of Harberger-Laursen-Metzler Hypothesis for Turkey

ABSTRACT

Harberger-Laursen-Metzler Hypothesis is known as in terms of trade shocks affect the balance of trade in the same direction. This paper aims to investigate validity of Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hypothesis for Turkey using monthly data in period from **2003:01** to **2014:04**. Also a similar effect to the hypothesis the point in question in the literature is known as S Curve. The method used to determine relationships between variables are Johansen cointegration test, Granger causality test and VAR model. The findings obtained in this study are listed as follows: a) According to the method of Johansen cointegration there is long run relationship between variables; b) According to Granger causality results the balance of trade cause terms of trade; c) According to the results of the VAR model, response to a shock in terms of trade, initially worsened the balance of trade, after nine months improvements are seen, this situation prove validity of the HLM hypothesis and the S Curve hypothesis.

Keywords: Terms of trade, Harberger-Laursen-Metzler Hypothesis, S-Curve, Zivot-Andrews approach, VAR (Vector Autoregressive) model.

JEL Classification: F32, F14, F41

Geliş Tarihi / Received: 06.05.2014 Kabul Tarihi / Accepted: 10.07.2014

*Doç. Dr. İsmail KÜÇÜKAKSOY, Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ismail.kucukaksoy@dpu.edu.tr

**Arş. Gör. İsmail ÇİFÇİ, Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ismail.cifci@dpu.edu.tr

1. GİRİŞ

Uluslararası iktisat literatüründe önemli bir yere sahip olan dış ticaret hadleri, Türkiye'nin 1980'den sonra ihracata yönelik büyüme ve rekabetçi politikalara ağırlık vermesiyle Türkiye için daha önemli hale gelmiştir. Dış ticaret hadleri, ülkelerin ticaret kazançlarını ve rekabet güçlerini yansıtmaları dolayısıyla gelişmekte olan ülkeler ve her dönem dış ticaret açığı veren Türkiye için büyük önem arz etmektedir. Dış ticaret hadlerinin farklı tanımları olsa da genel olarak ihracat fiyat endeksinin ithalat fiyat endeksine oranıdır. Bir ülkede dış ticaret hadlerinin iyileşmesi-ihracat fiyat endeksinin ithalat fiyat endeksine oranla daha fazla artması-bir birim ihraç mal karşılığında artık daha yüksek bir ithal malı ifade etmekte, ülke artık eski ihracat miktarıyla daha fazla ithalat imkânına kavuşmaktadır. Diğer bir deyişle dış ticaret hadleri yükselen ülkede satın alma gücü, tüketim dolayısıyla refah seviyesi yükselmekte, ülke artık daha yüksek bir toplumsal kayıtsızlık eğrisine ulaşmaktadır. Bu bağlamda dış ticaret hadlerindeki bir artış, söz konusu ülkenin refah seviyesini arttırdığını, bir düşüşün ise refah seviyesini azalttığını ifade eder (Krugman ve Obstfeld, 2003: 98).

Literatürde dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların başında Harberger (1950) ve Laursen-Metzler (1950)'in çalışmaları gelmektedir. Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezi dış ticaret hadlerindeki bir bozulmanın dış ticaret dengesinde bir bozulmaya neden olacağını ifade etmektedir (Vegh,2013:139). Türkiye'de HLM Hipotezini test eden çalışmaların az olması ve Türkiye için sürekli yeni dış ticaret istatistiklerinin açıklanıyor olması bu çalışmanın yapılmasını önemli hale getirmiştir. Öncelikle kavramların teorik çerçevesi oluşturularak çalışmaya başlanacaktır, daha sonra literatür araştırması yapılarak daha önce bu konuyla ilgili yapılan çalışmalar bir tablo halinde sunulacaktır. Çalışmanın sonraki bölümünde dış ticaret dengesi ile dış ticaret hadleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin tespiti Johansen koentegrasyon analiziyle yapıldıktan sonra VAR (Vector Autoregressive) modeli kullanılarak oluşturulacak etki-tepki ve varyans ayrıştırması sayesinde dış ticaret haddinin dış ticaret dengesine etkisi belirlenecektir. Çalışmanın sonuç kısmında, elde edilen bulgular sıralanacaktır. Bu bulgular, hem Türkiye'nin dış ticaret hadlerinin dış ticaret hacminden etkilenmesini açıklamakta etkisini göstererek dış ticaret politikası uygulayıcılarına yol göstermesi yönüyle hem de ileride yapılacak çalışmalara ışık tutması yönüyle önem taşımaktadır. Bu çalışmada, dış ticaret haddinin dış ticaret hacmini etkilemesiyle ilgili en son veriler olan Mart-Nisan 2014 verileri kullanılacak olup, yapısal kırılmaları içsel olarak dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi yapılacaktır. Çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran da bu özelliğidir. Daha önce 2003-2014 yıllarını kapsayan ve söz konusu testin uygulandığı bir çalışmanın iktisat yazınında mevcut olmaması yönüyle bu çalışma önem taşımaktadır.

2. TEORİ VE LİTERATÜR

Dış ticaret hadleri, bir ülkenin satın aldığı ve sattığı malların fiyatlarındaki değişimler sonucu, ülkenin dış ticarettten olumlu ya da olumsuz etkilendiğini göstermeye yarayan bir kavramdır. Ülkenin olumlu etkilenmesinden kasıt yapılan dış ticaretin ülke refahını arttırması (Pareto üstün koşulu yaratması), olumsuz etkilenmesinden kasıt ise dış ticaretin yarattığı refah kazancından mahrum olması kastedilmektedir. Dış ticaret kazançlarını farklı yönlerden ölçmek için geliştirilen farklı tanımlamalar vardır. Uygulamada çoğunlukla kullanılan tanımlama net değişim(mal) ticaret hadleridir ve ihracat fiyatlarının ithalat fiyatlarına oranlamayla elde edilir. Dış ticarete konu olan mallar çok sayıda olduğu için fiyatlarda bir endekslemeye ihtiyaç duyulmuştur. Buna göre net değişim ticaret hadleri(DTH), ihracat fiyat endeksinin (Px) ithalat

fiyat endeksine (Pm) oranının 100 ile çarpılması ile elde edilir ($DTH = P_x / P_m \cdot 100$). Formülden anlaşılacağı gibi ithalat fiyat endeksi (Pm) sabitken ihracat fiyat endeksinin (Px) yükselmesi durumunda net değişim ticaret hadleri ülke lehine döner böylece söz konusu ülke bir birim ihraç mal karşılığında artık daha fazla miktarda ithal mal elde eder, bu da ülkenin refahında bir artış olarak yorumlanabilir (Todaro ve Smith, 2012: 573).

Dış ticaret kazançları, net değişim (mal) ticaret hadlerinin yanında dış ticaret hacmine de bağlıdır, net değişim (mal) ticaret hadleri ile ticaret hacmi arasında bir birine zıt yönlü bir ilişki mevcuttur (talep kanunu), net değişim (mal) ticaret hadleri artarken ihracat hacmi azalmaktadır. Bu etkilerden birincisi refahı olumlu etkilerken, ihracat hacmindeki düşüş refahı olumsuz etkilemektedir, en son etki (net etki) bu iki değişimin hangisinin baskın geldiğine bağlıdır. Net değişim (mal) ticaret hadlerinin önemli eksikliklerinden biri ihracat hacmindeki değişimlere yer vermemesidir. Bu eksikliğı gidermek amacıyla gelir ticaret hadleri adı verilen ayrı bir tanımlama yapılmıştır. Gelir ticaret hadleri (GTH), net değişim ticaret hadleriyle (DTH) ihracat hacim endeksi (Qx) çarpımının 100'e bölünmesine eşittir ($GTH = (DTH \cdot Q_x) / 100 = P_x / P_m \cdot Q_x$). Gelir ticaret hadleri, bir ülkenin ihracattan kaynaklanan ithalat kapasitesindeki değişimleri gösterdiği için bu tanımlamaya aynı zamanda " ihracata dayalı ithalat kapasitesi endeksi" de denir. Gelir ticaret hadlerindeki değişim, söz konusu ülkenin dış ticarete söz sahibi olma durumuna (Büyük Ülke ya da Küçük Ülke varsayımlarına) göre ve yine benzer anlama gelmek üzere, dış dünyanın söz konusu ülke mallarına olan dış talep esnekliğine bağlı olarak değişir. Şayet dış talep inelastik ise ve net değişim ticaret hadleri yükselmişse ülke refahının mutlak olarak arttığı söylenir (Küçükaksoy, 2010: 154, Seyidoğlu, 2009: 564).

Bu noktada dış ticaret hadleri veya değişim (mal) ticaret hadlerinin nasıl elde edildiği önemlidir. Yukarıda ifade edildiği gibi dış ticaret hadleri ihracat fiyat endeksinin ithalat fiyat endeksine oranlanarak elde edilir, ihracat-ithalat fiyat endeksleri oluşturulurken ihracatçı ve ithalatçı firmalardan iyi tanımlanmış ürünlerin fiyatları alınarak endeksleme oluşturulmaktadır. Burada kullanılacak dış ticaret hadleri, ihracat birim değer endeksi ve ithalat birim değer endeksleri kullanılarak elde edilecektir. Birim değere endeksinde malların ithalat veya ihracat toplam değerlerinin toplam miktara bölünmesiyle elde edilen ortalama birim değer kullanılarak endeksler hesaplanmaktadır. Birim değer endekslerindeki değişim gerçek fiyat değişimlerinin yanında, aynı tarife numarası altında farklı özelliklerdeki ürünlerin yer almasından da kaynaklanabilmektedir (TÜİK, 2008: 28).¹

Dış ticaret hadlerinin dış ticaret dengesine etkisi ilk olarak Harberger (1950) ve Laursen-Metzler (1950) tarafından tartışılmaya başlanmıştır. Harberger, Keynesyen model çerçevesinde yapılan bir devalüasyonun dış ticaret dengesine etkisini tartışırken Laursen ve Metzler, Keynesyen modelde esnek kur rejiminin ülkeleri dışarıdan gelen şoklara karşı direncini iki ülkeli bir model çerçevesinde tartışmışlardır (Yamak ve Korkmaz, 2003: 58). Buna göre dış ticaret hadlerinde geçici bir düşüş yurtiçi tasarruf oranlarını düşürür bu da dış ticaret dengesinin bozulmasına yol açar. Dış ticaret hadlerindeki bir bozulma bir birim ithal mal karşılığında artık daha fazla mal ihracı anlamına geldiği için reel gelirin azalmasına yol açar, reel geliri azalan tüketiciler hayat standartlarını korumak için marjinal tüketim eğilimlerini artırırlar-bu da marjinal tasarruf eğiliminin azalmasını ifade eder- artan marjinal tüketim eğilimi ülkede ithalatın artmasına ihracatın azalmasına yol açar, bunun sonucunda ülkenin dış ticaret dengesinde bir açık-bozulma gerçekleşecektir. Aynı şekilde dış ticaret hadlerinde geçici bir artış reel geliri

¹ Türkiye İstatistik Kurumu 2004 yılından sonra ihracat ve ithalat fiyat endekslerini yayımlamamaktadır, ihracat ve ithalat fiyat endeksleri yerine birim değer endeksleri kullanılmaktadır.

arttırır dolayısıyla dış ticaret dengesinde bir iyileşme meydana gelir. 1950'lerden beri Uluslararası İktisat literatüründe geniş bir yer edinen bu konu Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi olarak bilinir.

Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi, gelirin harcanan kısmının yani marjinal tüketim eğiliminin reel gelirdeki artışla azaldığı, reel gelirdeki azalışla artma eğiliminde olduğu varsayımını yapar. Keynesyen mutlak gelir hipotezi olarak bilinen bu varsayım tasarruflar için yorumlanırsa; marjinal tasarruf eğilimi reel gelirdeki artışlarla artma, reel gelirdeki azalışlarla azalma eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılır. Burada ifade edilen reel gelir ve tasarruf ilişkisi ikiz açık özdeşliğine taşınırsa;

$$\text{Açık Ekonomi Milli Gelir Özdeşliği} \quad Y = C+I+G+(X-M) \quad (1)$$

$$\text{Harcanabilir Gelir} \quad Y_d = C+S \quad (2)$$

$$\text{Harcanabilir Gelir} \quad Y_d = Y-T \quad (3)$$

Y; Milli geliri, C; Özel tüketim harcamalarını, I; Özel yatırım harcamalarını, G; Kamu harcamalarını, X; İhracatı, M; ithalatı, T; Kamunun aldığı vergileri ve Y_d ; Harcanabilir geliri ifade etmektedir.

(1) nolu denklem (3) nolu denkleme yazılır ve (2) nolu denkleme eşitlenirse, (4) nolu denklem (ikiz açık) elde edilir.

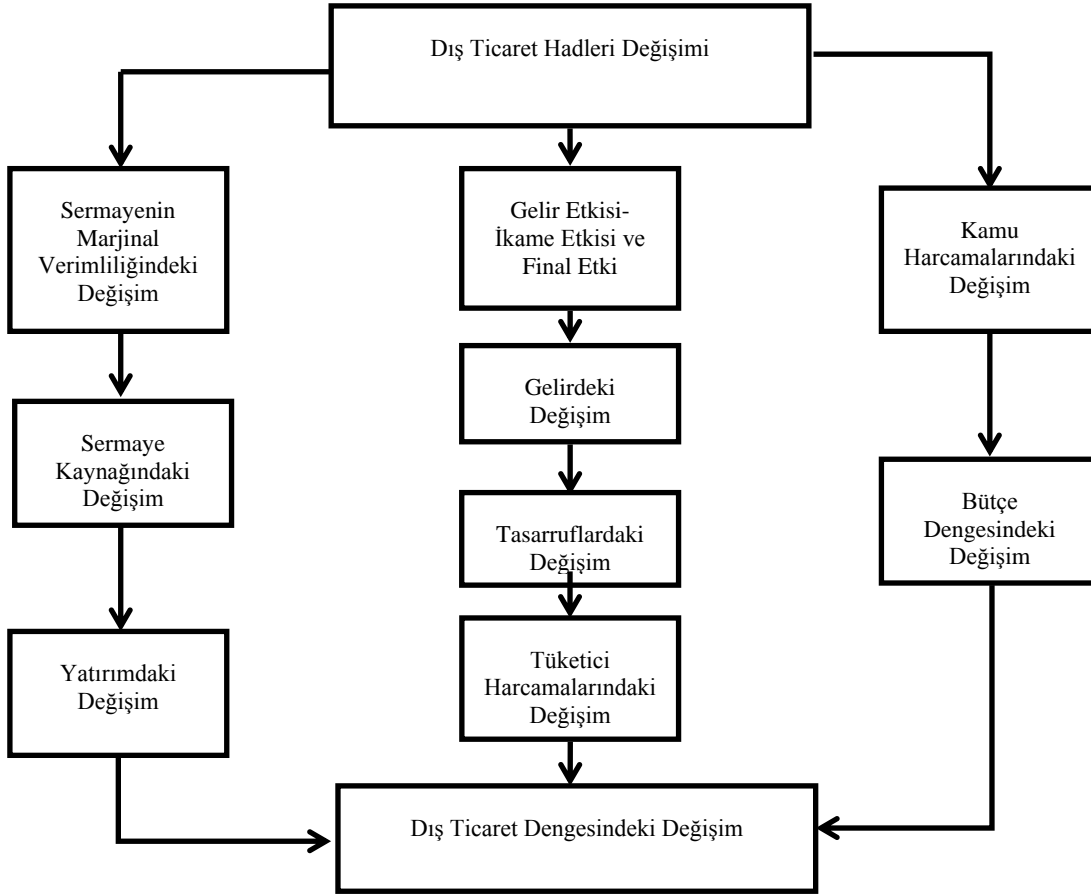
$$\begin{aligned} \text{İkiz Açıklar} \quad Y_d &= C+I+G+(X-M)-T = C+S \\ S-I &= (G-T) + (X-M) \end{aligned} \quad (4)$$

(4) nolu denklemde Bütçe Dengesi (G-T) ve yatırımların (I) sabit kaldığı varsayılırsa; (5) nolu denkleme ulaşılır.

$$S-\bar{I} = (\bar{G} - \bar{T}) + (X-M) \quad (5)$$

(5) nolu eşitlik özel tasarruflarda meydana gelen bir değişimin dış ticaret dengesinde aynı yönde bir değişmeye neden olacağını göstermektedir. Bu bilgiler ışığında dış ticaret hadlerinde meydana gelen negatif bir şok reel geliri azaltacağı için marjinal tüketim eğilimini arttıracak ve bu sürecin sonunda tasarruf düzeyinin azalacaktır, tasarruf düzeyinin azalması dış ticaret dengesinde bozulmalara neden olacaktır (Yamak ve Korkmaz, 2006: 58-59). Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezi, dış ticaret hadlerinde bir bozulma meydana geldiğinde, ceteris paribus, reel gelirin azalacağını, azalan reel gelire bağlı olarak marjinal tüketim eğiliminin artacağını, marjinal tasarruf eğiliminin ise azalmasına bağlı olarak dış ticaret dengesinde bozulmalara yol açması olarak ifade edilir.

Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezine göre dış ticaret hadlerinde meydana gelen bir bozulma sonucunda ulusal paranın değer kaybetmesiyle bir birine zıt iki etki meydana getirir: Gelir etkisi ve ikame etkisi. Gelir etkisine göre dış ticaret hadlerindeki bir bozulma ulusal gelirin azalmasına neden olurken ikame etkisiyle ithal malların fiyatlarındaki bir artış, talebin görece olarak daha ucuz hale gelen yurtiçi mallara yönelmesine neden olur, bu da ulusal gelirin artmasına yol açar. Bu bağlamda dış ticaret hadlerindeki değişimin dış ticaret dengesine net etkisi, bu iki etkinin-gelir ve ikame etkisi-gücüne bağlıdır. Gelir etkisi ikame etkisinden büyük ise dış ticaret hadlerindeki bozulma (ya da iyileşme) dış ticaret açığına (ya da dış ticaret fazlasına) neden olur, diğer taraftan ikame etkisi gelir etkisinden büyükse dış ticaret hadlerindeki bozulma (ya da iyileşme) dış ticaret fazlasına (ya da dış ticaret açığına) yol açacaktır (Misztal, 2010). Söz konusu etkiler, Şekil 1'de gözlenebilir.



ŞEKİL 1: DIŞ TİCARET HADLERİ AKTARIM MEKANİZMASI

Kaynak: Misztal, P. (2009). The Harberger-Laursen-Metzler Effect. Theory and Practice in Poland. The Romanian Economic Journal, 38, 129-146.

Şekil 1’de dış ticaret hadlerindeki değişimlerin dış dengeyi hangi kanallardan etkilediği gösterilmiştir. Şekle göre, dış ticaret hadleri dış ticaret dengesini üç aktarım kanalıyla etkilemektedir:

- Tasarruf kanalı
- Tasarruf-Yatırım Kanalı
- Kamu Harcamaları kanalı

Literatürde en çok test edilen Tasarruf Kanalına göre dış ticaret hadlerinde meydana gelen bir şok tasarrufları dolayısıyla da dış ticaret dengesini pozitif veya negatif bir şekilde etkileyebilmektedir. Etkinin yönü net-gelir ve ikame- etkiye ve şokların geçici ve kalıcı olmasına bağlıdır. Dış ticaret hadlerinde meydana gelen bir şokun dış ticaret dengesini etkilemesinin diğer bir yolu “Tasarruf-Yatırım Kanalı”dır. Bu kanal, dış ticaret hadlerindeki şokların sermayenin marjinal verimliliğini değiştirerek yatırımları ve dış ticaret dengesini etkilemesini ifade etmektedir. Diğer bir aktarım mekanizması Kamu Harcamaları Kanalıdır, buna göre dış ticaret dengesinde meydana gelen bir değişim kamu harcamalarında pozitif veya negatif bir değişmeye neden olur, gerçekleşen değişim sonrası bütçe açığı artar veya azalır sonuç olarak dış ticaret dengesinde iyileşme veya kötüleşme meydana gelir (Duncan, 2003: 3).

Teorik temelleri Keynesyen görüşe dayana Harberger-Laursen-Metzler önermesi 1982 yılında Neoklasik bakış açısı altında Obstfeld (Obstfeld, 1982: 1) tarafından eleştirilmiştir. Burada Obstfeld HLM hipotezindeki statik Keynesyen tasarruf-yatırım fonksiyonu yerine deterministik modeller çerçevesinde iki mallı (ihraç ve ithal edilebilir mallar) ve sonsuz ömre sahip ailelerden oluşan bir ekonomide zamanlar arası optimizasyon kurgusunu geliştirmiştir (Sen ve Turnovsky, 1989: 228). Obstfeld kurgusuna göre dış ticaret hadlerindeki şokların geçici ve kalıcı olması dış ticaret dengesinde farklı sonuçlara neden olmaktadır. Geçici şoklar HLM hipotezini destekler sonuçlar verirken kalıcı şokların herhangi bir etkisi olmamaktadır. Dış ticaret hadlerinde beklenmedik sürekli olumsuz bir şok, ulusal gelirin hem cari dönemde hem de gelecek dönemlerde azalmasına neden olacaktır, bu durum tasarrufları azaltmadan tüketimin azalmasına yol açacak sonuç olarak dış ticaret dengesinde bir değişme olmayacaktır. Aksine dış ticaret hadlerinde beklenmedik geçici olumsuz bir şok cari dönem gelirin sürekli gelire göre daha düşük olmasına neden olacak, tüketim düzeltirmesi yapan bireyler bugün gerçekleşen bir gelir kaybını gelecekte elde edecekleri gelire eşitlemek için tasarruf seviyelerini düşürürler. Bu durum, dış ticaret dengesinde bir bozulmaya yol açar (Kent ve Cashin, 2003:3).

Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezi, dış ticaret hadlerinde bir bozulma meydana geldiğinde dış ticaret dengesinde de bir bozulma meydana geleceğini ifade etmektedir, Backus, Kehoe ve Kydland (1994) ise yaptıkları bir çalışmalarında dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesi arasında yatay S harfi şeklinde bir ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Yapılan bu söz konusu çalışma akıllara “Asimetrik S Eğrisi” olarak bilinen kavramın da incelenmesi gerekliliğini getirmektedir. HLM Hipotezi literatürde aynı zamanda “Asimetrik S Eğrisi” olarak ta bilinmektedir.

Asimetrik S Eğrisi (Asymmetric S Curve):

1994 yılında Backus, Kehoe ve Kydland çalışmalarında 11 gelişmiş ülkenin çeşitli yıllardaki çeyreklik verilerini kullanarak 2 ülkeli stokastik büyüme model çerçevesinde kısa dönemli dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesindeki dalgalanmaları Asimetrik S Eğrisi ile tanıtmışlardır. Burada ifade edilen dış ticaret hadleri ithalatın ihracata göreceli fiyatı olarak ifade edilirken dış ticaret dengesi net ihracatın çıktıya oranı olarak ifade edilmiştir. Yazarlar çalışmalarında söz konusu ülkeler için 8 çeyreklik dönem öncesi ve 8 çeyreklik dönem sonrası için dış ticaret dengesi ile dış ticaret hadleri arasında bir korelasyon ilişkisi kurmuşlardır. Dış ticaret dengesinin konjonktür karşıtı (countercyclical) bir yapısının olduğunu ve genellikle dış ticaret dengesi ile cari ve gelecek dönem dış ticaret hadleri arasında negatif bir korelasyonun bulunmasına karşın geçmiş dönem dış ticaret hadleriyle pozitif bir korelasyonun olduğunu ifade etmektedirler (Backus, Kehoe ve Kydland, 1994: 84). Dış ticaret dengesi ile dış ticaret hadleri arasındaki çapraz korelasyon ilişkisi yatay S harfine benzetildiği için Asimetrik S Eğrisi olarak adlandırılmıştır.

Backus, Kehoe ve Kydland çalışmalarında kısa dönem dış ticaret dengesinin devalüasyon öncesi ve sonrasında dış ticaret hadlerindeki değişmelere verdiği tepkiler olarak ifade edilir (Akkay, 2012: 173). Buna göre dış ticaret hadlerinde meydana gelen bir şok başlangıçta dış ticaret dengesinde kötüleşmeye neden olurken sonrasında dış ticaret dengesinde iyileşmelere yol açmaktadır.

Senhadji (1998) , Backus, Kehoe ve Kydland (1994)’ın 11 gelişmiş ülke için yapmış oldukları çalışmayı 30 az gelişmiş ülkeye uyarlayarak çalışmanın temellerini iki soru üzerinde kurmuştur. İlk soru, az gelişmiş ülkeler için Backus, Kehoe ve Kydland (1994)’ın çalışmasında elde edilen bulgular geçerli midir (dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesi arasında Asimetrik S

Eğrisi söz konusu mudur)? İkinci soru, eğer birinci soru geçerliyse bu ilişki Backus, Kehoe ve Kydland (1994)'in teorik çerçevesiyle (2 ülkeli stokastik büyüme modeli) açıklanabilir mi? Her iki soru da yazarlar tarafından olumlu cevaplanarak 30 az gelişmiş ülke için geliştirilen modelde dış ticaret hadlerinin geçmiş ve gelecek gecikmeli değerleri ile dış ticaret dengesi arasında çapraz korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir (Senhadji, 1998: 106).

Bahmani-Oskooee ve Ratha (2009), Asimetrik S Eğrisinin ABD ve Kanada için geçerliliğini test etmek için toplulaştırılmış veriler yerine verileri 60 endüstri kolluna ayırarak analizler yapmışlardır. Yapılan analizler sonucunda 60 endüstri için Asimetrik S Eğrisinin ve Harberger-Laursen-Metzler Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Bahmani-Oskooee ve Ratha, 2009: 1-14).

Ekinci, Tüzün ve Kahyaoglu çalışmalarında Türkiye için dış ticaretin büyüme üzerine etkilerini HLM Hipotezi, Asimetrik S Eğrisi ve Obstfeld, Razin ve Svensson yaklaşımına dayandırarak analiz etmişlerdir. Bu kapsamda dış ticaret hadlerin ekonomik büyüme üzerindeki pozitif ve negatif etkisi Markov Değişim Tekniği yaklaşımıyla incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre dış ticaret hadlerindeki olumlu gelişmeler büyümede olumlu etkiler ortaya çıkaracaktır (Ekinci, Tüzün ve Kahyaoglu, 2012).

Literatürde dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma mevcuttur, bu çalışmalar stokastik ve deterministik modeller çerçevesinde dış ticaret hadlerindeki beklenen-beklenmeyen, geçici-kalıcı şokların dış ticaret dengesine etkisini incelemektedir. Tablo 1'de dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi inceleyen bazı ampirik çalışmalara yer verilmiştir.

Tablo 1: Literatürde Dış Ticaret Hadlerinin Dış Ticaret Dengesine Etkisi

Eserler	Yöntem	Sınırlar/Sınırlılıklar	Bulgu/Bulgular
Sen ve Turnovsky (1988)	Zamanlararası Optimizasyon Modeli	Dışa Açık Küçük Bir Ülke	Dış ticaret hadlerindeki geçici ve sürekli şokların dış ticaret dengesine etkisi belirsizdir.
Cashin ve McDermott (1998)	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi ve Koentegrasyon	Avustralya, Kanada, Yeni Zelanda, İngiltere, ABD 1970:Q1-1997:Q4	Dış ticaret hadlerinde geçici bir olumsuz şok sonucu, gelir etkisi dış ticaret dengesini kötüleştirirken ikame etkisi iyileştirir, sonuç bu iki etkinin büyüklüğüne bağlı olup belirsizdir.
Mendoza (1995)	Stokastik ve Deterministik Denge Modelleri	7 Gelişmiş Ülke, 23 Gelişmekte olan Ülke 1955-1990	Dış ticaret hadleri ile dış ticaret dengesi arasında zayıf pozitif korelasyon mevcuttur. Dış ticaret hadlerindeki iyileşmeler dış dengeyi iyileştirir.
Gökçalp (2000)	Nicholson Yöntemi ve Sachs-Dornbush Yöntemi	Türkiye 1980-1998	Dış ticaret hadlerinin gelir etkisi analiz edilmiş, Nicholson Yöntemine göre gelir etkisi pozitif iken Sachs-Dornbush Yöntemine göre gelir etkisi negatiftir.

Broda ve Tille (2003)	VAR	Gelişmekte olan 75 Ülke 1973-1998	Sabit ve esnek kur rejimini uygulayan ülkelerde dış ticaret hadlerindeki şokların büyüme etkileri incelenmiştir. Esnek kur rejimini uygulayan ülkelerde olumsuz etkiler absorbe edilirken, sabit kur sisteminde olumsuz etkiler daha büyüktür.
Kent ve Cashin (2003)	Panel Veri Analizi	128 Ülke 1960-1999	Dış ticaret hadlerindeki şokların kalıcılığı arttıkça dış ticaret dengesine etkisi de o derecede zıt olmaktadır.
Duncan (2003)	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi	Şili 1986:Q1-2002:Q4	Dış ticaret hadlerinde beklenmeyen sürekli bir şok dış ticaret dengesini olumlu etkiler.
Yamak ve Korkmaz (2006)	Granger Nedensellik Testi	Türkiye 1991:Q4-2003:Q3	Dış ticaret hadlerindeki pozitif bir şok dış ticaret dengesinde bozulmaya neden olmaktadır.
Paulino (2007)	Panel VAR	Karayıpler, Pasifik, Güney Afrika ve Hint Okyanusu, Kuzey Afrika, Güneydoğu Asya Bölgelerinden seçilmiş 14 Ülke 1980-2005	Dış ticaret hadlerinde geçici bir dışsal şokun dış ticaret dengesine kısa süreli etkisi negatiftir ve bu etki 2 yılda sönümlenmektedir.
Reinsdorf (2009)	Fisher Endeks Yöntemi	ABD 1973-2008	Dış ticaret hadlerindeki bir değişimin gayri safi yurtiçi hâsıla ve ticaret kazançları üzerindeki etkilerini incelenerek, her iki değişimde de etki yönünün aynı olduğu tespit edilmiştir.
Zortuk ve Durman (2008)	Johansen koentegrasyon testi	Türkiye 1989:Q1-2007:Q4	Gelir ticaret hadleri ile dış ticaret dengesi arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Dış ticaret hadleri ile dış ticaret dengesi arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur.
Misztal (2010)	VAR	Polonya 1995-2009	Geçici bir pozitif şok dış ticaret dengesini iyileştirirken, sürekli bir şokun dış dengeye etkisi negatiftir.

Oktar ve Dalyancı (2012)	VAR ve Koentegrasyon Analizi	Türkiye 2004:M1-2011:M11	Dış ticaret hadlerindeki pozitif bir şok cari işlemler dengesinde iyileşmeye neden olmaktadır.
-----------------------------	---------------------------------	-----------------------------	--

Kaynak: Tablodaki eserler kullanılarak, tarafımızca oluşturulmuştur.

Tablo 1’de görüldüğü gibi Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezi-dış ticaret hadlerindeki bir bozulmanın dış ticaret dengesinde bir bozulmaya neden olur- teorik arka plana ve analiz araçlarına bağlı olarak değişmektedir. Buna göre genel bir ifade olarak, Keynesyen teoriye dayanan analizlerde HLM Hipotezi geçerliken Neoklasik teoriye göre dış ticaret hadleriyle dış denge arasındaki ilişki ya belirsiz ya da geçici şoklara karşı duyarlıdır.

3. AMPİRİK ANALİZ

Bu kısımda dış ticaret hadlerinin (DTH) dış ticaret dengesi (DTD) üzerindeki etkileri zaman serisi yardımıyla incelenecektir. Analizde kullanılan veri seti 2003:01 ve 2014:04 dönemlerini kapsayan aylık verilerden oluşmaktadır. Veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden alınarak kullanılan endeks farklılığını gidermek için dış ticaret hadleri (DTH) 2010:01=100 ve dış ticaret dengesi (DTD) 2010:01=-100 olarak endeksleme işlemi yapılarak² zaman serileri mevsimsellikten arındırılmıştır.

Değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR (Vector Autoregressive) modeli kullanılmıştır. VAR analizinde değişkenler arasında içsellik dışsallık ayrımı yapılmamaktadır, burada bütün değişkenler içsel olarak kabul edilmektedir. Buna göre sisteme giren rassal bir şokun değişkenler üzerindeki dinamik etkileri incelenir. Bu çalışmada VAR modeline başvurulmasının nedeni, bir değişkenin, kendisinin ve modelde yer alan diğer değişkenin gecikmeli değerleriyle ifade edilerek her iki değişkenin de (dış ticaret dengesi ve dış ticaret hadleri) içsel kabul edildiği eşanlı bir denklem sistemi oluşturmak istenmesinden kaynaklanmaktadır. VAR modelinin tercih edilmesinin diğer bir nedeni, modelin değişkenler arasında parametre tahmini yapmak yerine değişkenler arasında şok tipi ilişkileri göstermesidir, bu ilişkiler de Etki-Tepki (Impulse-Response) ve Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition) analizleriyle yapılır (Tarı, 2012: 455).

Burada dış ticaret dengesi (DTD) ve dış ticaret hadleri (DTH) için iki boyutlu-değişkenli VAR modeli şöyle ifade edilir (Tarı, 2012: 452).

$$DTD_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p (a_{11i} DTD_{t-1}) + \sum_{i=1}^p (a_{12i} DTH_{t-1}) + u_{1t} \quad (6)$$

$$DTH_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p (a_{21i} DTD_{t-1}) + \sum_{i=1}^p (a_{22i} DTH_{t-1}) + u_{2t} \quad (7)$$

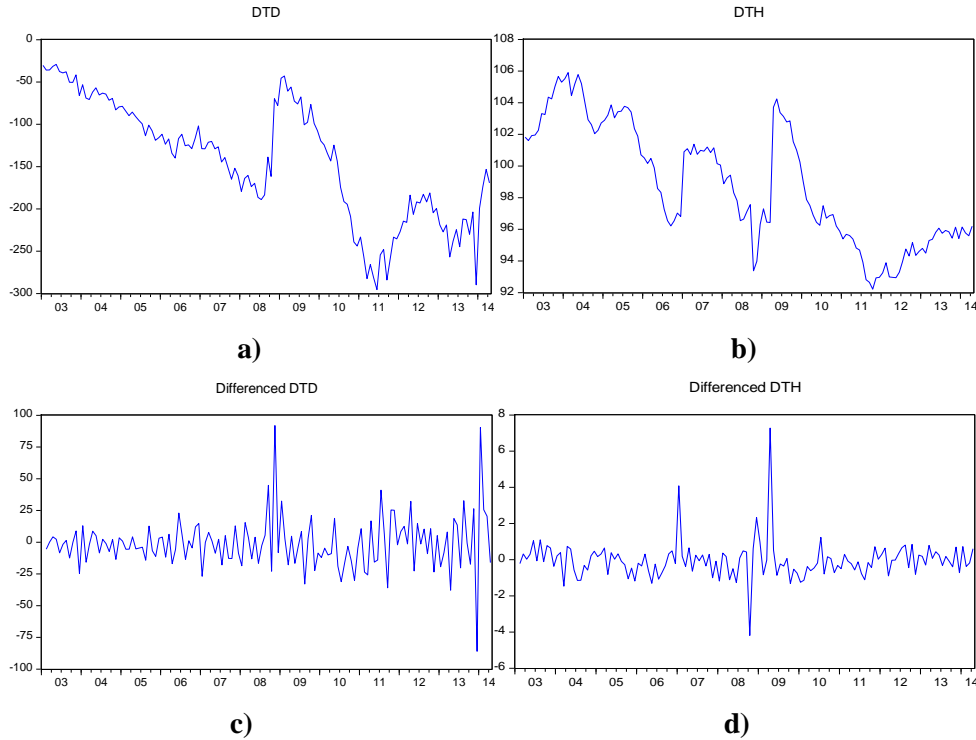
² Veri setinin belirlenmesi ve endeksleme işleminde seçilen dönemler 2001 ve 2008 krizindeki şokların etkilerinin azaldığı-ortalamaya döndüğü-dikkate alınarak belirlenmiştir.

Burada a_{i0} sabit terimi, a_{ik} i'nci denklemdeki j'nci değişkenin k gecikmesine ait parametre, uit beyaz gürültü varsayımına dayalı hata terimini (şok-buluş-dürtü) ve p gecikme sayısını ifade eder. 6. ve 7. denklemde görüldüğü bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak alınmış, ancak gecikme uzunluğu VAR analizinde uygulamalı bir sorundur. Gecikme uzunluğunu büyük tutmak çoklu doğrusallık sorununu ortaya çıkarabileceği gibi serbestlik derecesini düşürür, gecikme uzunluğunun küçük olması ise model kurma hatasına yol açabilir, bu sorunun üstesinden gelmek için Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn ve son hata tahmini gibi bilgi kriterleri kullanılır (Gujarati, 2012: 785).

VAR modelinde parametrelerin yorumu anlamlı değildir, bu nedenle Etki-Tepki ve Varyans Ayırıştırması analizi yapılarak bir takım sonuçlara ulaşılır.

Değişkenler arasındaki ilişkilerin analizi için öncelikle zaman serilerinin durağanlığı Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılarak araştırılmış, ardından yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi yapılarak yapısal kırılmaların birim köke neden olup olmadığı araştırılmıştır. Değişkenlerin Granger nedensellikleri sonraki aşamalarda ise Johansen koentegrasyon ve VAR analizleri yapılmıştır.

VAR modelinin uygulanabilir olması için zaman serilerinin düzey değerlerde durağan olmaması ancak serilerin farkları alındığında aynı seviyede durağan olması gerekmektedir. Grafik 1-a'da dış ticaret dengesi (DTD) Grafik 1-b'de dış ticaret hadleri (DTH) düzey grafikleri Grafik 1-c ve 1-d'de ise sırasıyla 1-a ve 1-b Grafiklerin birinci fark grafikleri verilmiştir.



GRAFİK 1: DIŞ TİCARET DENGESİ VE DIŞ TİCARET HADLERİ DÜZEY VE 1. FARK GRAFİKLERİ

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Görüldüğü üzere DTD ve DTH grafiklerinin 2008 küresel krizi dışında sürekli birlikte düştüğü- hareket ettiği görülmektedir. 2008 krizi dışında dış ticaret hadleri ve dış ticaret

dengezinin sürekli düşüş eğiliminde olması dünya petrol fiyatlarındaki sürekli artışlar, Avrupa Birliğindeki talep düşüşleri ve Türkiye’de tüketim ve büyümenin sürekli artışı gösterilebilir. Seçilen dönemler arasında DTD ve DTH arasında yüksek bir pozitif korelasyon (0,7975) tespit edilmiştir. Yüksek dereceli pozitif korelasyon her iki serinin birlikte hareket ettiğinin bu da Türkiye’de HLM hipotezinin geçerliliğinin önemli bir göstergesidir. Durağanlık analizine dönecek olursak, makroekonomik zaman serileri genellikle durağanlıktan yoksundurlar. 1. Grafiğin a) ve b) panelinde serilerin durağan olmadığı-zaman içinde serilerin ortalamalarının, değiştiği-görülmektedir. Durağan olmayan zaman serileri farkları alınarak durağan hale getirilmektedir. 1. Grafiğin c) ve d) panelinde farkı alınan DTD ve DTH serilerinin durağanlaştığı-zaman içinde serilerin ortalamalarının sabit kaldığı (değişmediği)- görülmektedir. Görsel tespit durağanlıkla ilgili yeterli fikir vermeyeceği için otokorelasyon sorununu dikkate alan ADF ve değişen varyans sorununu dikkate alan PP birim kök testlerine başvurulmuştur. Ancak geleneksel birim kök testlerinde ortaya çıkan sakıncalardan biri deterministik trend fonksiyonunun doğru bir şekilde zımnen varsayılmış olmasıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2007: 398). Bu nedenle deterministik trend fonksiyonunda bir kırılmanın varlığının birim köke neden olup olmadığı, yapısal kırılmayı içsel olarak dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testine de başvurulacaktır.

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi						
	Düzyey Sabitli τ (tau) istatistiği	% 5 Önem seviyesinde MacKinnon Kritik Değeri	Düzyey, sabit ve trendli τ (tau) istatistiği	% 5 Önem seviyesinde MacKinnon Kritik Değeri	Birinci Fark, sabit ve trendli τ (tau) istatistiği	Birinci Fark MacKinnon Kritik Değeri
Dış Ticaret Dengesi(DTD)	-1.7239 (1)	-2.8830	-1.7554 (1)	-3.4437	-15.8547 (0)	-3.4437
Dış Ticaret Hadleri(DTH)	-1.5924 (0)	-2.8829	-2.7519 (0)	-3.4434	-10.8903 (0)	-3.4437

Not: Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenen gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 3: Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

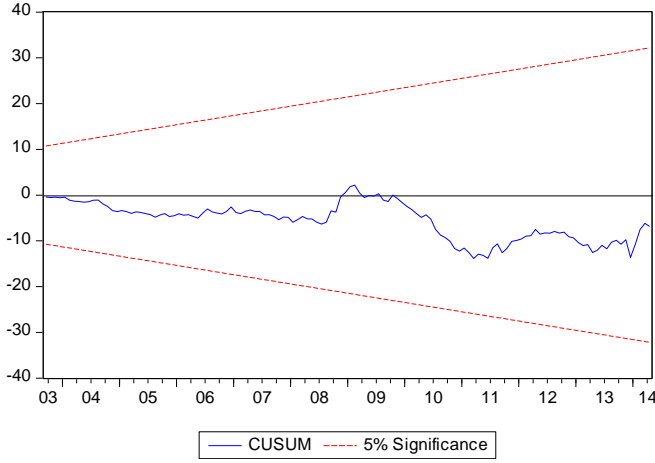
Phillips-Perron Birim Kök Testi						
	Düzyey Sabitli PP test istatistiği	% 5 Önem seviyesinde MacKinnon Kritik Değeri	Düzyey, sabit ve trendli PP Test istatistiği	% 5 Önem seviyesinde MacKinnon Kritik Değeri	Birinci Fark, sabit ve trendli PP Test istatistiği	Birinci Fark MacKinnon Kritik Değeri
Dış Ticaret Dengesi(DTD)	-1.9385 (4)	-2.8829	-2.6591 (5)	-3.4434	-15.3805 (5)	-3.4437
Dış Ticaret Hadleri(DTH)	-1.7807 (6)	-2.8829	-3.2190 (6)	-3.4434	-10.9236 (6)	-3.4437

Not: : Parantez içindeki değerler Newey-West kriterine bant genişliğini belirtmektedir.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 2’de otokorelasyon sorununu dikkate alan ADF birim kök verilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen gecikme uzunlukları dikkate alındığında (parantez içinde belirtilmiştir) dış ticaret dengesi ve dış ticaret hadlerinin düzey değerlerinde sabitli ve sabitli-trendli T (tau) istatistikleri % 5 önem seviyesinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğundan serilerde birim kök olduğu yani serilerin durağan olmadıkları anlaşılır. Serilerin birinci farkları alındığında ise % 5 önem seviyesinde T (tau) istatistiklerinin MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak daha büyük olduğu görülmektedir, bu durum zaman serilerinin birinci farkları alındığında serilerin aynı dereceden I(1) durağanlaştığını ifade eder. Tablo 3’te değişen varyans sorununu dikkate alan Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları verilmiştir. Burada da ADF birim kök test sonuçlarına benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Zaman serilerinin düzey değerlerinde sabitli ve sabitli-trendli PP test istatistikleri % 5 önem seviyesinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğundan serilerde birim kök olduğu yani serilerin durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin birinci farkları alındığında % 5 önem seviyesinde PP test istatistikleri MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak daha büyük olduğu görülmektedir, bu durum ADF testinde olduğu gibi zaman serilerinin birinci farkları alındığında serilerin aynı dereceden I(1) durağanlaştığını ifade etmektedir.

Zaman serilerinin düzey değerlerde durağan olmamasının nedeni ekonomideki yapısal kırılmalar olabilir. Grafik 1, a) ve b) panelinde serilerin zaman yolu grafiği incelendiğinde serilerde yapısal kırılmanın varlığından şüphelenilebilir. Ekonomideki yapısal kırılmaların, uzun dönemli katsayıların istikrar üzerindeki etkisi Brown, Durbin ve Evans’ın (1975) CUSUM testine göre incelenecektir. CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanır, Grafik 2’de ardışık hataların kümülatif toplamı (sürekli çizgilerle gösterilen) % 95 güven aralığında alt ve üst güven sınırlarının (kesikli çizgilerle gösterilen) dışına taşmamıştır bu durumda yapısal kırılmanın olmadığı diğer bir değişle modelin katsayılarının istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılır. Yapısal kırılma olması durumunda, kırılmanın etkileri dikkate alınmadan yapılan tahminler sapmalı ve tutarsız olacaktır, yapısal kırılmaların katsayılar üzerindeki etkileri kukla değişkenler kullanılarak giderilebilir (Güriş ve Çağlayan, 2005: 758).



GRAFİK 2: YAPISAL KIRILMANIN BELİRLENMESİ: CUSUM TESTİ

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

CUSUM testine göre ekonomide yapısal kırılmaların (değişmeler) olmadığı katsayıların kararlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ekonomideki yapısal kırılmaların katsayılar üzerindeki etkilerini (serilerin durağanlıklarını) inceleyen başka yöntemler de mevcuttur.

Zaman serilerinin birim kök içermesinin-durağan olmamasının bir nedeni ekonomideki yapısal kırılmalar olabilir. Perron (1989) ekonomideki yapısal kırılmaların zaman serilerinin ortalamasının, trendinin veya her ikisinin birden değiştirebileceğini ve bunun sahte birim köke neden olabileceğini ifade etmiştir. Yani seriler ADF veya PP birim kök testlerine göre durağan olsalar dahi durağan değilmiş gibi sonuçlar verir. Yapısal kırılma olan bir seride yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testi uygulanmaması durumunda durağanlık dereceleri yanlış belirlenebilir bu da sonuçların sapmalı tahminler vermesine neden olur. Bu nedenden ötürü aşağıda yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews (1992) birim kök testi yapılacaktır.

Zivot-Andrews (1992) birim kök testinde yapısal kırılma endojen (içsel) olarak tahmin edilmektedir. Zivot-Andrews birim kök testinde üç model kullanılmaktadır:

Model A:

$$Y_t = \mu + \theta \cdot DU_t(\lambda) + \beta \cdot t + \alpha \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Model B:

$$Y_t = \mu + \gamma \cdot DT_t(\lambda) + \beta \cdot t + \alpha \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Model C:

$$Y_t = \mu + \theta \cdot DU_t(\lambda) + \gamma \cdot DT_t(\lambda) + \beta \cdot t + \alpha \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada $t=1,2,3,\dots,T$ olmak üzere trend değişkenini, $\lambda=Tb/T$ görelî kırılma zamanını ve Tb kırılma yılını göstermektedir. Model A ortalamada görülen olası bir kırılmayı, Model B eğimde görülen olası bir kırılmayı, Model C hem ortalamada hem de eğimde görülen yapısal kırılmayı göstermektedir. λ kukla değişkeni, $J=2/T$ ile $J=T-1/T$ arasında olmak üzere her yıl için belirlenir ve her bir model, kukla değişken için En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin edilir. Daha sonra $\alpha_j=1$ hipotezini test etmek üzere kullanılacak t-istatistik değerleri hesaplanır. Modeller tahmin edilirken ilave bağımsız değişken sayısı olan k , her λ değeri için model seçim kriteri kullanılarak ayrı ayrı belirlenir. Çünkü Zivot-Andrews birim kök testinin sonuçları k sayısına duyarlıdır. Kırılma yılı saptandıktan sonra hesaplanan t-istatistiği Zivot-Andrews'un (1992) çalışmalarındaki tablo değerleriyle karşılaştırılarak birim kökün varlığına ilişkin boş hipotez test edilir. Test istatistiğinin Zivot-Andrews'un kritik değerlerinden küçük çıkması durumunda boş hipotez reddedilir (Önel, 2004: 86. Akt. Bektaş, 2007: 63).

Tablo 4: Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Model	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kritik Değerler*		
					% 1	% 5	% 10
Dış Ticaret Dengesi(DTD)	A	4	2010:07	-3,3850	-5,34	-4,80	-4,58
	B	4	2012:08	-2,7956	-4,93	-4,42	-4,11
	C	4	2010:07	-3,3818	-5,57	-5,08	-4,82
Dış Ticaret Hadleri(DTH)	A	6	2005:10	-3,7537	-5,34	-4,80	-4,58
	B	6	2012:06	-3,8702	-4,93	-4,42	-4,11
	C	6	2011:05	-4,1579	-5,57	-5,08	-4,82

*Kritik değerler Zivot ve Andrews'un (1992) çalışmasından alınmıştır.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 4'te Zivot-Andrews birim kök testine ait sonuçlar gecikme uzunluğu ve kırılma dönemleriyle birlikte verilmiştir. Dış ticaret dengesi ve dış ticaret hadleri için her üç modelde de (ortalamada kırılma (A), eğimde kırılma (B) ve her ikisinde kırılma (C)) test istatistikleri, % 1, % 5 ve % 10 kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük olduğundan serilerin söz konusu kırılma dönemlerinde, yapısal kırılmayla durağan olduğu hipotez reddedilir, yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığı kabul edilir. Buna göre yapısal kırılmalar sahte birim köke neden olmamıştır.

Durağan olmayan zaman serileri aynı dereceden entegre iseler, seriler arasında bir koentegrasyonun varlığı söz konusu olabilir ve aralarındaki regresyon yanıltıcı (sahte) olmaz (Tarı, 2012). Yukarıda zaman serilerine ADF ve PP birim kök testi yapılarak serilerin aynı dereceden I(1) entegre oldukları tespit edilmiştir. Ardından yapısal kırılmaların, sahte birim köke neden olup olmadığını, serilerin gerçekten aynı mertebeden entegre olduklarını test etmek için yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği Zivot-Andrews birim kök testi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre yapısal kırılmalar sahte birim köke neden olmamış ve serilerin entegre dereceleri bozulmamıştır. Böylece değişkenler arasında koentegrasyon ve nedensellik analizi yapmak mümkündür.

Bu çalışmada zaman serileri arasında koentegrasyon (eşbütünleşme) varlığının testi için Johansen Koentegrasyon analizi yapılmıştır. Koentegrasyon testi düzeyde durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde optimal gecikme uzunluklarının aynı olmasına, zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkinin modellemesine ve tahmin edilmesine yöneliktir. Değişkenler arasında koentegrasyonun bulunması değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu anlamına gelir.

Koentegrasyon kavramı Engle-Granger tarafından geliştirilmiştir. Engle-Granger Koentegrasyon testi tek denkleme dayalı ve En küçük Kareler yöntemini kullanan bir testtir. Bu yöntem pratik olmasına rağmen bazı eksiklikleri barındırmaktadır; örneğin değişkenlerin birine ait eşitlikte koentegre ilişki söz konusu iken diğer değişkene ait eşitlikte böyle bir ilişki olmayabilir. Engle-Granger testinde bir veya birden fazla koentegre vektörün varlığı arasında fark gözetilmez, yapılan farklı normalleştirmeler Engle-Granger test sonucunu değiştirebilir. Bu durum değişkenler arasındaki ilişkilerde belirsizliklere neden olur. Bu eksikliğin üstesinden Johansen, koentegrasyonu sağlayan vektörlerin tahmininde En Çok Benzerlik Yöntemiyle hesaplayarak gelmiştir. Johansen testi, zaman serileri seti arasında çıkan bütün koentegre vektörlerin hepsinin tahminlerini sağlama avantajına sahiptir (Yavuz, 2005: 275). Bu çalışmada ifade edilen nedenlerden ötürü Engle-Granger Koentegrasyon testi yerine Johansen Koentegrasyon testi tercih edilmiştir.

Johansen yaklaşımı değişkenler seti arasında ortaya çıkabilecek olan koentegre bileşenin sayısının 1'den çok olması durumunda kullanılmaktadır. İki değişken için her iki değişkenin de I(1) olması durumunda sadece bir tane " α " koentegre parametresi olduğu ve bu nedenle bir tek koentegre vektörünün olduğu ispatlanır. " n " değişken olması durumunda " $n-1$ " sayıda koentegre vektörü söz konusu olabilir. Johansen, koentegrasyon yöntemi değişkenlerin I(0) ve I(1) olmasına dayanır. Yapılan birim kök testlerinde değişkenlerin mertebeleri I(1) olarak belirlenmişti (Tarı, 2012: 426).

$$Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

Burada $\Gamma_i = 1 - \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, $i = 1, \dots, k-1$, $\Pi = 1 - \Pi_1 - \dots + \Pi_k$, Δ birinci fark işlemcisini, μ sabit terim ve ε_t otokorelasyonsuz normal dağılımlı hata terimi vektörünü ifade eder. Yukarıdaki denklemde $\Pi \Delta Y_{t-k}$ terimi dikkate alınmadığı takdirde, değişkenlerin birinci dereceden farklarının kullanıldığı geleneksel vektör otoregresif modelidir. Bu çalışmada Y vektörü iki değişkenlidir. Johansen koentegrasyon testi uygulamasında ilgilenilen, uzun dönem katsayılar matrisinin (Π) rankının tespiti, diğer bir deyişle bu matristeki lineer bağımsız kolonların maksimum sayısının belirlenmesidir. Buna göre (Π) katsayılar matrisi, veri vektöründe (Y) yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup olmadığı bilgisini

verecektir. $0 < \text{rank}(\Pi) = r > p$ olduğu durumda, Y vektöründeki değişkenler arasında r sayıda koentegrasyon ilişkisi vardır. $\Pi = \alpha\beta'$ olup, α ve β matrisleri $p \times r$ boyutlu matrislerdir. α hata düzeltme parametrelerinin matrisi β ise koentegre vektörlerin matrisidir.

Johansen-Juselius Π matrisinin rankının yani koentegre vektörlerinin (r) sayısı için “iz” ve “özdeğer” istatistiklerini önermişlerdir. İz testi r sayıda koentegre vektörden daha fazla olduğu alternatifine karşı en fazla r sayıda koentegre vektör olduğu temel hipotezine dayanmaktadır ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\text{İz Testi: } \lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i^*)$$

Burada $\lambda_{r+1}^* \dots \lambda_p^*$ tahmin edilmiş en küçük özdeğerdir. Maksimum özdeğer istatistiğinde, $r+1$ koentegre vektör olduğu alternatifine karşı r sayıda koentegre vektör olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Maksimum özdeğer istatistiği aşağıdaki gibidir (Yavuz, 2005: 276).

$$\text{Maksimum Özdeğer: } \lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_i^*)$$

Johansen yönteminin sonucu gecikme uzunluğuna dayanmaktadır. Bu nedenle Johansen koentegrasyon testinin ilk aşaması vektör hata düzeltmedeki kalıntıların arasında otokorelasyonun ve değişen varyans sorununun olmadığı ve hata terimlerinin normal dağıldığı gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Bilgi Kriteri, Hannan- Quinn Bilgi Kriteri, Son Hata Tahminine (FPE) ve Logaritmik En çok benzerlik test istatistiğine göre 2 olarak belirlenmiştir.

Dış ticaret dengesi (DTD) ile dış ticaret hadleri (DTH) arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını Tablo 5’te Johansen koentegrasyon testi ile gösterilmiştir. En çok benzerlik yöntemine dayanan test sonuçları Tablo 5 ve Tablo 6 te de görülebilmektedir.

Tablo 5: Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları (İz Testi)

Kısıtsız Koentegrasyon İz Testi				
Ho	özdeğer	İz istatistiği	% 1 kritik değer	Olasılık**
Koentegre Vektör Yoktur * ($r=0$)	0,1746	29,2544	19,9371	0,0002
En çok 1 Koentegre Vektör vardır ($r \leq 1$)	0,0276	3,7261	6,6348	0,0536

*İz istatistiği % 1 anlam düzeyinde 1 koentegre denklem göstermektedir.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerleri.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 6: Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları (Maksimum Özdeğer Testi)

Kısıtsız Koentegrasyon Maksimum Özdeğer Testi				
Ho	özdeğer	Maksimum özdeğer istatistiği	% 1 kritik değer	Olasılık**
Koentegre Vektör Yoktur *** (r=0)	0,1746	25,5283	18,5200	0,0006
En çok 1 Koentegre Vektör vardır (r≤1)	0,0276	3,7261	6,6348	0,0536

***Maksimum özdeğer istatistiği % 1 anlam düzeyinde 1 koentegre denklem göstermektedir.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerleri.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 5’te Johansen koentegrasyon test sonuçlarına göre iz istatistiği % 1 kritik değerden büyük olduğundan ‘‘koentegre vektör yoktur’’ yönündeki boş hipotez ret edilir. Buna göre dış ticaret dengesiyle dış ticaret hadleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme (koentegre) ilişki vardır. Yukarıda yapılan açıklamaların benzeri Tablo 6 için de yapılır, maksimum özdeğer istatistiği % 1 kritik değerden büyük olduğundan ‘‘koentegre vektör yoktur’’ yönündeki boş hipotez ret edilir. Buna göre dış ticaret dengesiyle dış ticaret hadleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme (koentegre) ilişki söz konusudur.

Kısa dönem etkilerin belirlenmesinde kullanılan bir yöntem olan Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) uygulandığında % 10 önem seviyesinde uzun dönemle kısa dönem arasındaki dengeden sapmaların % 13’ü bir dönemde (bir ayda) kapanmaktadır.

Tablo 7’de DTD ve DTH arasında Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Granger nedensellik analizini yapmamızdaki amaç dış ticaret dengesi mi dış ticaret hadlerini nedenidir? Yoksa dış ticaret hadleri mi dış ticaret dengesine yol açmaktadır? Gecikme uzunluğuna duyarlı olan Granger nedensellik testi sonuçları aşağıda verilmiştir. Gecikme uzunluğu modelin istikrar koşulunu sağlayan Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Bilgi Kriteri, Hannan- Quinn Bilgi Kriterine göre 2 olarak belirlenmiştir.

Tablo 7: Granger Nedensellik Test Sonuçları

Ho	Gecikme uzunluğu	F istatistiği	Olasılık değeri
Dış ticaret haddi (DTH) dış ticaret dengesinin (DTD) nedeni değildir	2	2,500	0.0860
Dış ticaret dengesi (DTD) dış ticaret haddinin (DTH) nedeni değildir	2	12,3106	0.0000

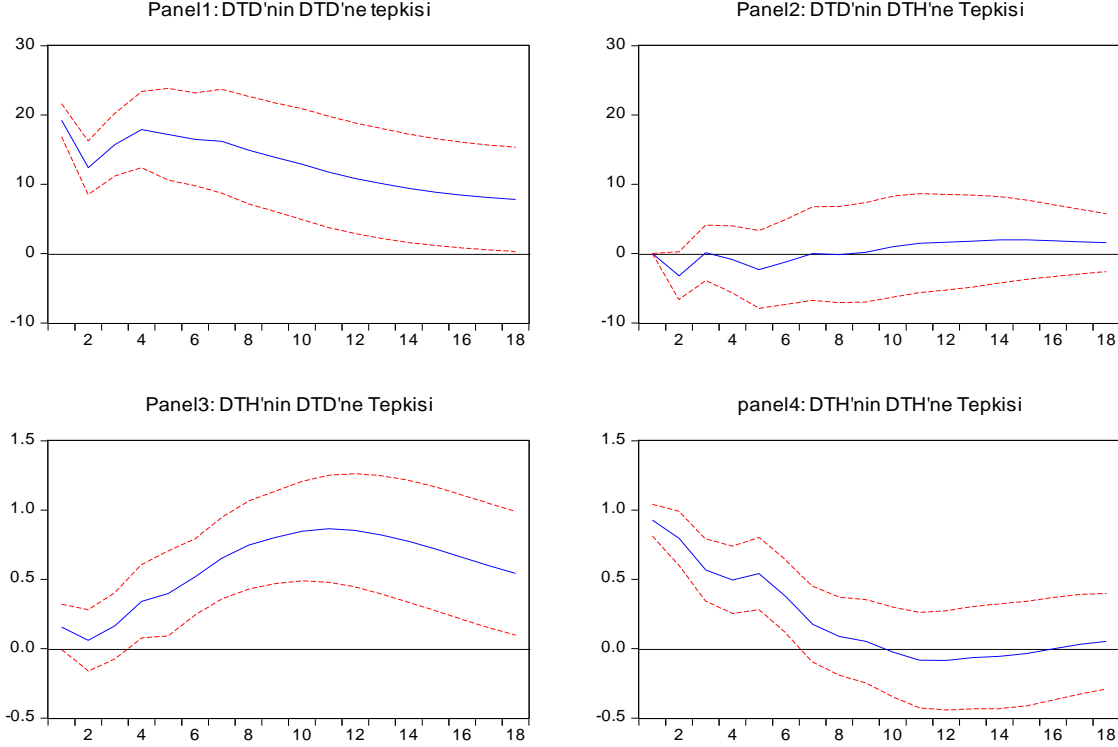
Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Granger nedensellik testi sonuçlarına göre birinci hipotezin olasılık değeri % 5'ten büyük olduğundan hipotez kabul edilir: Dış ticaret hadlerinden dış ticaret dengesine doğru % 5 önem seviyesinde bir Granger nedensellik yoktur önermesi kabul edilir, ancak ikinci hipotezin olasılık değeri % 5'ten küçük olduğundan Ho reddedilir: "Dış ticaret dengesi dış ticaret hadlerinin nedeni değildir" hipotezi reddedilir. Diğer bir deyişle dış ticaret dengesinden dış ticaret hadlerine tek yönlü bir nedensellik vardır. Nedenselliğin beklenilen aksine sonuçlar vermesi, Oktar ve Dalyancı'nın (2012: 12) çalışmalarında ifade ettiği gibi, dış dengedeki bozulmalar döviz kurunun yükselmesine bunun da ithalat ve ihracat mal fiyatlarını değiştirerek dış ticaret hadlerinin değişmesine yol açmasından kaynaklanmaktadır. Granger nedensellik ilişkisinin belirlenmesinden sonra değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi için VAR modeline başvurulacaktır. VAR Modeline başvurulmasının nedeni daha öncede ifade edildiği gibi VAR Modelinin değişkenler arasında eşanlı denklem sistemi kurmasının yanında etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizine olanak vermesidir.

VAR modeli ile elde edilen katsayıların yorumu anlamlı değildir. Bu nedenle dış ticaret dengesiyle dış ticaret hadleri arasında dinamik ilişkiyi yorumlamak için Etki-Tepki Fonksiyonları (Impulse-Response Function) ve Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition) analizleri yapılacaktır. Etki-Tepki fonksiyonlarında dışsal değişkendeki bir birimlik standart sapmalık şoka karşı içsel değişkenin hangi dönemlerde nasıl tepkiler vereceği ölçülür, yatay eksen aylık dönemlere ayrılmış tepkinin süresini, dikey eksen ise standart hata cinsinden tepkinin derecesini göstermektedir (Tarı, 2012: 453). Grafiklerdeki sürekli çizgiler modelin hata teriminde meydana gelen 1 standart sapmalık şoka karşılık içsel değişkenin zaman içinde verdiği tepkileri göstermektedir. Kesikli çizgiler ise ± 2 standart sapma için elde edilen güven aralıklarını ifade etmektedir (Yamak ve Korkmaz, 2005: 26). Grafik 3'te değişkenlerin 18 aylık etki-tepki grafikleri gösterilmiştir.³

³ Etki-Tepki analizi Cholesky ayrıştırmasına göre yapılmıştır. Bu analiz, değişkenlerin sıralamasına duyarlı olup, sıralamada birinci değişken DTD, ikinci değişken DTH'dir.

Bir Standart Hatalık Şoka Karşı Değişkenlerin Tepkisi



GRAFİK 3: ETKİ TEPKİ FONKSİYONLARI

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Grafik 3'te, etki tepki fonksiyonlarında dışsal değişkende bir standart sapmalı şoka karşı içsel değişkenin vereceği tepkiler görülmektedir. Buna göre Panel 2'de, dış ticaret hadlerinde beklenmeyen bir birimlik standart hatalık şok karşısında dış ticaret dengesini ilk dönem (birinci ayda) tepki vermezken dokuzuncu aya kadar tepkiler sürekli negatif seyir izlemektedir. Ancak dokuzuncu aydan sonra dış ticaret dengesinin dış ticaret hadlerine verdiği tepkilerin sürekli pozitif bir seyir izlediği görülmektedir. Dış ticaret dengesinin verdiği tepkiler üç yıl sonra sönümlenmektedir. Bu durum, dış ticarete konu olan mallara karşı dış dünyadaki tüketicilerin talep alışkanlıklarını hemen değiştirememeleri sebebiyle ani (birinci ayda) tepki veremediklerini göstermektedir. Talep alışkanlıklarının değişmesi zaman almaktadır. Bu durumun iyi anlaşılabilmesi için "Devalüasyonun J-Etkisi" hatırlanmalıdır. Bilindiği gibi, kurda yaratılan ani bir değişim dış ticaret bilançosunu hemen iyileştirmeyip bir süre bilançoda bozulma devam etmektedir. Bu bozulmanın sebebini açıklayan görüşlerden bir tanesi de "talep alışkanlıklarının birden değiştirilememesi" görüşüdür. O halde buradan çıkarılacak genel bir yargı dış ticaret hacminin dış ticarete konu olan malların fiyatındaki değişime pozitif veya negatif ani (çalışmadaki ilk ay için) bir tepki veremeyeceğidir. Backus, Kehoe ve Kydland'ın (1994) çalışmalarında daha önce buldukları gibi dış ticaret dengesinin dış ticaret hadlerine verdiği tepkiler (aralarındaki çapraz korelasyon) yatay bir "S Eğrisi" şeklinde olmaktadır. "S Eğrisi" tarafımızca Türkiye için tespit edilmiş olup Panel 2'de görülmektedir. Panel 2,

Türkiye’de S Eğrisi Hipotezinin ve Harberger-Laursen-Metzler-HLM Hipotezinin geçerliliğini kanıtlamaktadır.

Panel 3’te ise dış ticaret dengesinde beklenmeyen bir birimlik standart hatalık şok karşısında dış ticaret hadlerindeki tepki görülmektedir. Buradaki tepkiler her zaman pozitif olup (panel 3’te tepkinin gösterildiği dikey eksenindeki değer sıfırın üzerinde olduğundan) on bir ay sonra maksimum olmaktadır. Dış ticaret hadlerinin dış ticaret dengesine verdiği tepkiler yaklaşık olarak altı yıl sonra sistem üzerinden kalkmaktadır. Dış ticaret hadlerinin sürekli pozitif tepkiler vermesinin nedeni, dış ticaret hacmindeki değişmelerin uluslararası piyasadaki arz talep koşullarını etkilemesinden dolayı ülke ticaret hadlerini de değiştirmesidir. Başka bir ifadeyle dış ticaret hacmindeki değişiklikler ülkelerin “Teklif Eğrileri” ni etkilemektedir. Teklif eğrilerini etkileyen her durum dış ticaret hadlerini de etkilemektedir (Seyidoğlu, 2013: 63-64). Çalışmada daha evvelde vurgulandığı gibi, dış ticaret dengesinden döviz kuruna, döviz kurundan da dış ticaret hadlerine doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusudur.

Grafik 3’teki Panel 1 ve Panel 4’de değişkenlerin kendilerine verdikleri tepkiler görülmektedir.

Değişkenlerin birinde bir şok meydana geldiğinde diğer değişkenin vereceği tepkiler yukarıda analiz edildi. Analizin varılmak istenen son aşaması ise, varyans ayrıştırması yapılmasıdır. Tablo 8’de ve Tablo 9’da, bu analiz sonuçları gözlenebilir.

Tablo 8: DTD'nin Varyans Ayrıştırması

Dönem	St. Hata	DTD	DTH
1	19.254	100	0.000000
2	23.445	97.620	2.375
3	28.004	97.182	2.817
4	31.330	96.595	3.404
5	34.283	96.285	3.714
6	36.788	96.023	3.976
7	38.997	95.831	4.168
8	40.945	95.674	4.325
9	42.682	95.546	4.453
10	44.237	95.439	4.560
11	45.637	95.349	4.650
12	46.901	95.272	4.727
13	48.046	95.205	4.794
14	49.085	95.148	4.851
15	50.032	95.097	4.902
16	50.895	95.053	4.946
17	51.684	95.014	4.985
18	52.405	94.980	5.019

Tablo 9: DTH'nin Varyans Ayrıştırması

Dönem	St. Hata	DTD	DTH
1	0.951236	1.479	98.520
2	1.275	1.104	98.895
3	1.468	3.866	96.133
4	1.588	8.117	91.882
5	1.686	14.090	85.902
6	1.776	20.732	79.267
7	1.865	27.450	72.549
8	1.954	33.737	66.262
9	2.043	39.358	60.641
10	2.130	44.236	55.763
11	2.215	48.397	51.602
12	2.297	51.915	48.084
13	2.374	54.883	45.116
14	2.448	57.386	42.613
15	2.516	59.506	40.494
16	2.580	61.307	38.692
17	2.640	62.846	37.153
18	2.695	64.168	35.831

19	53.060	94.949	5.050	19	2.746	65.310	34.689
20	53.671	94.922	5.077	20	2.794	66.302	33.697
21	54.228	94.897	5.102	21	2.837	67.168	32.831
22	54.739	94.875	5.124	22	2.877	67.927	32.072
23	55.209	94.856	5.143	23	2.915	68.596	31.403
24	55.641	94.838	5.161	24	2.949	69.189	30.810

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 8’deki varyans ayrıştırması incelendiğinde, bir değişkendeki değişimin yüzde kaçının kendisi ve diğer değişkenden kaynaklandığı gözlenmektedir. Buna göre 1. dönemde dış ticaret dengesindeki değişimin tamamı (% 100) kendi dinamikleri tarafından açıklanırken bu oran dönem arttıkça azalmakta ve 7. dönemde uzun dönem denge değerine ulaşmaktadır, 7. dönemde dış ticaret dengesindeki değişimlerin % 95.8’i kendisi tarafından açıklanırken % 4.16’sı dış ticaret hadleri tarafından açıklanmakta ve değerler bu düzeyde durağanlaşmaktadır. Tablo 9’da ise, DTH’nin varyans ayrıştırması gösterilmiştir, 1. dönemde dış ticaret hadlerindeki değişimin büyük bir bölümü (% 98.5) kendisi tarafından çok küçük bir bölümü (% 1.47)’de dış ticaret dengesi tarafından açıklanırken, bu oranlar dönemler arttıkça tersine dönmektedir. Yaklaşık 24 dönem sonra dış ticaret hadlerindeki değişimin % 69’u dış ticaret dengesi tarafından açıklanırken %30’ü kendisi tarafından açıklanmaktadır. Buna göre dış ticaret hadlerindeki değişimler üzerinde dış ticaret dengesinin etkisinin daha fazla olduğu görülmektedir.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Çalışmada, dış ticaret hadlerindeki bir bozulmanın (iyileşmenin) dış ticaret dengesinde bir bozulmaya (iyileşmeye) neden olacağı hipotezi (“Harberger-Laursen-Metzler-HLM Hipotezi”), 2003: 1 ve 2014: 4 dönemleri arasında Türkiye için test edilmiştir. Dış ticaret dengesi ve dış ticaret hadleri zaman serilerinin mevsimsel etkilerden arındırıldıktan sonra birim kök içerip içermediği Augmented Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testlerinin yanında yapısal kırılmaları içsel olarak dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi yapılmış, yapısal kırılmaların seriler üzerinde sahte birim köke neden olmadığı ve serilerin aynı mertebeden entegre I(1) oldukları tespit edilmiştir. Bu tespit koentegrasyon analizi yapmamıza olanak vermektedir.

Dış ticaret dengesiyle dış ticaret hadleri arasındaki dinamik ilişkinin varlığı Johansen Koentegrasyon analiziyle test edilmiş ve % 1 önem seviyesinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki (eşbütünlük) tespit edilmiştir. Yapılan korelasyon analizinde de dış ticaret dengesiyle dış ticaret hadleri arasında güçlü korelasyon (korelasyon katsayısı -1 ile +1 arasında değerler alan bir katsayı olup bu çalışmada söz konusu katsayı 0,7975 olarak tespit edildiği için değişkenlerin birlikte hareketliliğin güçlü olduğu) görülmüştür. Bu tespit, Türkiye’de HLM Hipotezinin geçerliliğinin önemli bir göstergesidir. Dış ticaret dengesiyle dış ticaret hadleri arasında dinamik ilişkiyi yorumlamak için Etki-Tepki Fonksiyonları oluşturulmuştur. Dış ticaret hadlerinde beklenmeyen bir birimlik standart hatalık şok karşısında, ilk dokuz dönem (ay) dış ticaret dengesindeki tepkiler negatif bir seyir izlerken dokuzuncu dönemden sonraki tepkiler yaklaşık olarak üç yıl pozitif seyir izleyip sönümlenmektedir (etkiler kaybolmaktadır). Bu durum dış ticaret hadlerinde bir bozulma (iyileşme) meydana geldiği takdirde gelir etkisinin ikame

etkisinden büyük olacağını ve dış ticaret dengesinde de bozulma (iyileşme) olacağını ifade etmektedir. Ancak bu tepkiler dokuz ay gecikmeli gerçekleşmektedir, ilk dokuz ay, ticaret hadlerindeki iyileşmeler dış ticaret dengesinde bozulmalara neden olurken dokuz aydan sonra dış ticaret dengesinde olumlu etkiler görülmektedir. Söz konusu etki dış ticaret hadleriyle dış ticaret dengesi arasında cari ve gelecek dönemlerde negatif, geçmiş dönemlerle pozitif bir korelasyonun varlığına işaret etmektedir. Grafik 3-Panel 2 böyle bir ilişkiyi göstermektedir. Dış ticaret dengesi ile dış ticaret hadleri arasındaki bu ilişkiler Türkiye’de HLM Hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymakla birlikte Türkiye’de Asimetrik S Eğrisi Hipotezinin geçerliliğini de kanıtlamaktadır.

Çalışmada ulaşılan diğer bulgu ise; dış ticaret dengesinde beklenmeyen bir birimlik standart hatalık şok karşısında, dış ticaret hadlerindeki tepki her dönem pozitif olup on bir dönem sonra maksimum değerine ulaşır azalma eğilimine girmekte ve dış ticaret hadlerinin dış ticaret dengesine verdiği tepkiler yaklaşık olarak altı yıl sonra sönümlenmektedir. Bu bulgu, Türkiye’nin ticaret ortakları ile yaptığı dış ticarete, etkili bir ülke olduğunu (küçük ülke konumunda olmadığını) göstermesi yönüyle önemlidir. Bilindiği üzere, dış ticarete söz sahibi ülkeler (-ki bu tip ülkelere uluslararası iktisat literatüründe “Büyük Ülke” ismi verilmektedir) dış ticaret hadlerini lehte değiştirebilirler. Türkiye’nin de konumu bu doğrultuda değerlendirildiğinde, bazı mallarda dış ticaret hadlerini uzun dönemde etkilemesinin söz konusu olabileceği düşünülmelidir. Dolayısıyla, Türkiye’nin uygulayacağı Dış Ticaret Politikaları (Tarifeler ve Tarife Dışı Araçlar), ülke dış ticaret hadlerini ve ülke refahını etkileyebilecektir. Bu öneri, yeni yapılacak çalışmalara yol gösterici olabilir.

Son olarak dış ticaret dengesi ve dış ticaret hadlerindeki değişmelerin kaynağının tespiti için Varyans Ayrıştırması Analizi yapılmıştır. Buna göre ilk ayda dış ticaret dengesindeki değişmelerin tamamı kendi dinamikleri tarafından açıklanırken, dönemler arttıkça dış ticaret hadlerinin dış ticaret dengesi değişimindeki payı artmakta ve yaklaşık yedi ay sonra denge değerine (% 4,1) ulaşmaktadır. Bu bulgulardan hareketle fiyat değişmelerine karşı tüketici davranışlarının anında karşılıklar vermediği, talep alışkanlıklarını değiştirmenin zaman aldığı, ekonomik yorumunu çıkarmak mümkündür. Ocak 2003- Nisan 2014 tarihleri arasında, gerek HLM Hipotezinin gerek S Eğrisi Hipotezinin Türkiye için geçerli olduğu tespit edilmiştir. Bu tespit daha açık ifade edilirse, Türkiye’nin dış ticaret hadlerindeki bir değişim, dış ticaret dengesini önce bozmakta daha sonra ise (gecikmeli olarak ise) iyileştirmektedir.

KAYNAKÇA

- Akkay, R. C. (2012). Reel Kur Değişmelerinin Dış Ticaret Dengesine Olan Etkisinin Değerlendirmede Güncel Bir Yaklaşım: S Eğrisi Hipotezi, *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 62/1, 173-190.
- Backus, D. K. and Kehoe, P. J. and Kydland, F. E. (1994, March) Dynamics of Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve? *The American Economic Review*, 84/1, 84-103.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2009). S-Curve Dynamics of Trade: Evidence from US-Canada Commodity Trade. *Economic issues*, 14/1, [<http://www.economicissues.org.uk/Files/109Bahmani-Oskooee.pdf>], Erişim tarihi: 21.06.2014.
- Bektaş, V. (2007). Cari İşlemler Dengesi Ve Cari Açıkların Sürdürülebilirliği: Türkiye Uygulaması, ÇU Sosyal Bilimler Enstitüsü yüksek lisans tezi, Adana.
- Broda, C. ve Tille, C. (2003, 11 November). Coping with Terms-of-Trade Shocks in Developing Countries. *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance*, 11/9, [http://www.newyorkfed.org/research/current_issues/ci9-11.pdf], Erişim tarihi: 10.03.2014.
- Brown, R. L. and Durbin, J. and Evans, J. M. (1975, 4th December). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37/2, 149-192. [http://ftp.uic.edu/pub/depts/econ/hhstokes/e535/Brown_Durbin_evans_1975.pdf], Erişim tarihi: 04.07.2014.
- Cashin, P. ve McDermott, C. J. (1998, 1 December). Terms of Trade Shocks and Current Account. *IMF Working Paper*, WP/98/177, [<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp98177.pdf>], Erişim tarihi: 12.03.2014.
- Duncan, R. (2003). The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited: An Indirect-Utility-Function Approach. *Central Bank of Chile Working Papers*. 250, [<http://www.bcentral.cl/eng/studies/working-papers/pdf/dtbc250.pdf>], Erişim tarihi: 10.03.2014.
- Ekinci, R. ve Tüzün, O. Ve Kahyaoğlu, H. (2012). Dış Ticaret Hadleri Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama, *Türkiye Ekonomi Kurumu III. Uluslararası İktisat Kongresinde Sunulan Bildiri*, İzmir, 1-3 Kasım.
- Gökalp, M. F. (2000). Liberalizasyon Sürecinde Türkiye’de Dış Ticaret Hadleri Trendi ve Dış Ticaret Hadlerindeki Değişmelerin Gelir Etkisi. *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 15/1, 49-65.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. Çeviren. Şenesen, Ü. ve Şenesen, G. G. (2012). *Temel ekonometri* (5. basım). İstanbul: Literatür yayıncılık.
- Güriş, S. ve Çağlayan, E. (2005). *Ekonometri* (2. Basım). İstanbul: Der Yayınları.
- Harberger, A. (1950). Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade, *The Journal of Political Economy*, 58, 47-60.
- Kent, C. ve Cashin, P. (2003, July). The Response of the Current Account to Terms of the Trade Shocks: Persistence Matters, *IMF Working Paper*, WP/03/143, [<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03143.pdf>], Erişim tarihi: 18.03.2014.
- Krugman, P. R. & Obstfeld, M. (2003). *International economics theory and policy* (6th ed.). Boston: Pearson Education Inc.
- Küçükaksoy, İ. (2010). Deregülasyon, Dış Ticaret Hadleri ve Refah İlişkileri. *e-Journal of New World Sciences Academy*, 5/2, 133-157.
- Laursen, S. ve Metzler, L.A. (1950). Flexible Exchange Rate and The Theory of Employment. *The Review of Economics and Statistics*, 32/4, 281-299.
- Mendoza, E. G. (1995). The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations, *International Economic Review*, 36, 101-137.
- Miształ, P. (2009). The Harberger-Laursen-Metzler Effect. Theory and Practice in Poland. *The Romanian Economic Journal*, 38, 129-146.
- Obstfeld, M. (1981, June). Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect? *The National Bureau of Economic Research*, WP 686, [http://www.nber.org/papers/w0686.pdf?new_window=1], Erişim tarihi: 05.03.2014.

Oktar, S. ve Dalyancı, L. (2012). Dış Ticaret Hadlerinin Cari İşlemler Dengesi Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi*, 32/2, 1-18.

Perron, P. (1989, November). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57/6, 1361-1401. [<http://links.jstor.org/sici?sici=0012-9682%28198911%2957%3A6%3C1361%3ATGCTOP%3E2.0.CO%3B2-W>], Erişim tarihi: 20.06.2014.

Paulino, A. U. S. (2007, April). Terms of Trade Shocks and the Current Account in Small Island States. *United Nations University The World Institute for Development Economics Research*, [http://www.wider.unu.edu/publications/working-papers/research-papers/2007/en_GB/tp2007-20/], Erişim tarihi: 12.03.2014.

Reinsdorf, M. B. (2009, October). Terms of Trade Effects: Theory and Measurement. *Bureau of Economic Analysis US Department of Commerce*, WP2009-01, [http://www.bea.gov/papers/pdf/measuring_the_effects_of_terms_of_trade_reinsdorf.pdf], Erişim tarihi: 12.03.2014.

Sen, P. ve Turnovsky, S. J. (1988, June). Deterioration of The Terms of Trade and Capital Accumulation: A Re-Examination of The Laursen- Metzler Effect. *Journal of International Economics*, WP/2616, [http://www.nber.org/papers/w2616.pdf?new_window=1], Erişim tarihi: 15.03.2014

Senhadji, A. S. (1998). Dynamics Of The Trade Balance And The Terms Of Trade In Ldcs: The S-Curve. *Journal of International Economics*, 46, 105-131.

Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2007). *Ekonometrik zaman serileri analizi* (2. baskı). Ankara: Nobel Basımevi.

Seyidoğlu, H. (2009). *Uluslararası iktisat* (17. baskı). İstanbul: Gizem Can Yayınları.

Seyidoğlu, H. (2013). *Uluslararası iktisat* (19. baskı). İstanbul: Gizem Can Yayınları.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48/1, 1-48.

Tarı, R. (2012). *Ekonometri* (8. Basım). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2012). *Economic development* (11th Ed.). Boston: Pearson Education Inc.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası-TCMB (2014). Elektronik veri dağıtım sistemi. [<http://evds.tcmb.gov.tr/>], Erişim tarihi: 25.04.2014.

Türkiye İstatistik Kurumu-TÜİK (2008). *Dış Ticaret İstatistikleri ve Endeksleri Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi-2*. Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu.

Vegh, C. A. (2013). *Open economy macroeconomics in developing countries*. Cambridge: MIT Press.

Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2005). Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2, 16-38.

Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2006). Harberger-Laursen-Metzler Etkisi: Literatür ve Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20/1, 57-69.

Yavuz, N. Ç. (2005). Türkiye'de Kamu Harcamalarının Özel Sektör Yatırım Harcamalarını Dışlama Etkisinin Testi. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 10/1, 269-284.

Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992, July). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Journal of business & economic statistics*, 10/3, 251-270. [<http://links.jstor.org/sici?sici=0735-0015%28199207%2910%3A3%3C251%3AFEOTGC%3E2.0.CO%3B2-7>], Erişim tarihi: 20.06.2014.

Zortuk, D. Ve Durman, M. (2008). Testing The Relationship Between Trade Balance And Terms Of Trade: The Case Of Turkey. *Problems and Perspectives in Management*, 6, 39-43.

EKLER:**Ek 1: Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi**

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	23676.63	15.748	15.793	15.766
1	4.872.853	450.170	11.785	11.921	11.840
2	20.86820*	402.964*	11.674*	11.901*	11.766*
3	4.141.303	414.934	11.703	12.022	11.832
4	7.145.722	416.036	11.706	12.115	11.872
5	8.792.382	410.716	11.692	12.193	11.895
6	7.465.138	409.844	11.689	12.281	11.930
7	8.039.867	406.412	11.680	12.363	11.957
8	2.416.832	424.278	11.722	12.495	12.036

*Bilgi kriterlerine göre optimum gecikme uzunluğunu belirtir, Lag: Gecikme uzunluğu, LR: Logaritmik en çok benzerlik test istatistiği, FPE: Son hata tahmini, AIC: Akaike bilgi kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri, HQ: Hannan-Quinn bilgi kriterini ifade eder.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Ek 2: Veri Seti

Dönem	DTD	DTH	Dönem	DTD	DTH	Dönem	DTD	DTH
Oca.03	-14,5804	102,5066	Şub.05	-66,2162	103,9905	Mar.07	-109,886	100,8758
Şub.03	-25,9602	102,2396	Mar.05	-91,7496	104,2038	Nis.07	-120,875	100,8544
Mar.03	-42,3542	101,6599	Nis.05	-89,4737	102,1418	May.07	-149,609	100,8303
Nis.03	-32,0413	100,6782	May.05	-105,477	103,7647	Haz.07	-138,3	101,5279
May.03	-31,0455	102,7352	Haz.05	-107,397	104,9227	Tem.07	-174,502	101,3695
Haz.03	-44,9147	105,1524	Tem.05	-111,38	104,3524	Ağu.07	-163,051	100,9281
Tem.03	-48,8976	103,6536	Ağu.05	-137,269	103,5179	Eyl.07	-143,243	100,6187
Ağu.03	-46,8706	103,9447	Eyl.05	-91,2518	102,8439	Eki.07	-152,027	100,2582
Eyl.03	-43,4566	103,1854	Eki.05	-86,771	100,91	Kas.07	-134,211	99,97969
Eki.03	-29,3385	103,4844	Kas.05	-104,303	101,6656	Ara.07	-171,835	100,4637
Kas.03	-19,4168	105,867	Ara.05	-127,489	100,6518	Oca.08	-163,442	99,40424
Ara.03	-100,818	105,2886	Oca.06	-89,2959	100,8518	Şub.08	-122,048	99,56987

Oca.04	-32,7169	106,3907	Şub.06	-103,805	100,6686	Mar.08	-146,124	99,83224
Şub.04	-63,7624	106,8962	Mar.06	-113,905	101,0238	Nis.08	-179,694	97,75938
Mar.04	-79,4097	103,9035	Nis.06	-146,444	99,40096	May.08	-191,607	97,71124
Nis.04	-66,9275	104,0133	May.06	-166,892	98,73151	Haz.08	-224,253	96,45464
May.04	-62,1977	106,9622	Haz.06	-130,121	99,42782	Tem.08	-226,671	96,69623
Haz.04	-74,9644	107,3377	Tem.06	-130,654	97,6799	Ağu.08	-226,316	96,98871
Tem.04	-72,5818	104,3697	Ağu.06	-149,431	95,84829	Eyl.08	-122,44	97,82176
Ağu.04	-76,138	102,2064	Eyl.06	-116,643	95,29759	Eki.08	-143,812	92,32311
Eyl.04	-64,8293	101,5456	Eki.06	-111,842	95,23822	Kas.08	-45,3414	93,08349
Eki.04	-43,4211	100,1631	Kas.06	-98,7198	97,05029	Ara.08	-93,7767	97,14609
Kas.04	-70,2347	101,9276	Ara.06	-102,347	97,16371	Oca.09	-13,4068	98,98827
Ara.04	-101,351	102,7769	Oca.07	-113,265	101,495	Şub.09	12,33997	96,54953
Oca.05	-57,6102	103,4325	Şub.07	-95,3414	101,4309	Mar.09	-43,5633	95,85076
Nis.09	-52,1337	102,9166	Ara.10	-258,037	96,00362	Ağu.12	-158,926	95,16046
May.09	-86,6999	104,4623	Oca.11	-214,794	96,29768	Eyl.12	-192,39	94,24239
Haz.09	-103,307	103,6062	Şub.11	-220,306	95,87694	Eki.12	-136,593	94,329
Tem.09	-98,4708	103,6045	Mar.11	-295,27	95,39048	Kas.12	-187,482	93,89052
Ağu.09	-137,589	102,8058	Nis.11	-279,09	94,53543	Ara.12	-191,287	94,43347
Eyl.09	-98,3997	103,1691	May.11	-316,927	94,60409	Oca.13	-208,713	95,97482
Eki.09	-46,4794	100,6371	Haz.11	-326,671	95,26647	Şub.13	-195,164	94,37693
Kas.09	-92,5676	100,618	Tem.11	-283,606	95,10348	Mar.13	-207,859	94,59105
Ara.09	-123,435	100,9214	Ağu.11	-245,697	92,68148	Nis.13	-295,839	94,57206
Oca.10	-100	100	Eyl.11	-299,04	92,26043	May.13	-285,562	95,8635
Şub.10	-84,175	97,72052	Eki.11	-227,312	91,09364	Haz.13	-249,253	96,7495
Mar.10	-130,583	97,1245	Kas.11	-221,871	92,53335	Tem.13	96,92762	-296,728
Nis.10	-145,661	95,96514	Ara.11	-239,296	92,97841	Ağu.13	96,30462	-203,734

May.10	-129,303	95,85067	Oca.12	-208,855	94,48267	Eyl.13	95,68044	-214,545
Haz.10	-156,401	96,32623	Şub.12	-168,954	94,34747	Eki.13	94,38155	-207,681
Tem.10	-189,972	98,72631	Mar.12	-216,11	92,44499	Kas.13	95,76952	-189,723
Ağu.10	-201,245	96,73064	Nis.12	-186,024	91,87937	Ara.13	95,16857	-285,135
Eyl.10	-200,64	96,83028	May.12	-246,479	92,62357	Oca.14	97,46269	-186,309
Eki.10	-178,485	96,2777	Haz.12	-203,77	93,58829	Şub.14	95,69065	-125,853
Kas.10	-231,65	95,91416	Tem.12	-226,422	95,23503	Mar.14	94,6245	-120,519
						Nis.14	95,5046	-192,5320

Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi ve kendi hesaplamalarımız (baz dönemine endeksleme hesaplamaları) kullanılarak oluşturulmuştur.