

Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Romer Hipotezi Çerçevesinde Türkiye İçin Bir Analiz¹

Mustafa ÖZÇAĞ*
Mehmet BÖLÜKBAŞ**

Öz

Bu çalışmanın amacı ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi için 1980-2015 dönemini dikkate alarak araştırmaktır. Diğer çalışmalardan farklı olarak değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için simetrik ve asimetrik analizler kullanılmıştır. Ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki simetrik ilişki Johansen eşbütünleşme testi ve Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi ile incelenmiş, ancak bir nedensellik ilişkisi ya da eşbütünleşme ilişkisine rastlanmadığı görülmüştür. Asimetrik ilişki için ise Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testi ile Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre; Türkiye’de ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Ticari Dışa Açıklık, Enflasyon, Türkiye

***The Relationship between Trade Openness and Inflation:
An Analysis for Turkey within the Frame of Romer Hypothesis***

Abstract

The aim of the study is to investigate the relationship between trade openness and inflation in Turkey economy for the period of 1980-2015.

¹Bu çalışma yazarların EUREFE 2017 Kongresinde sözlü olarak sundukları “Türkiye’de Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisinin Simetrik ve Asimetrik Yaklaşımlar ile Analizi: 1980-2015 Dönemi” başlıklı bildirinin genişletilmiş ve tam metine dönüştürülmüş biçimidir.

*Doç.Dr., Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, mozcag@adu.edu.tr

**Dr.Öğr.Üyesi, Gümüşhane Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, mbolukbas927@gmail.com

Makalenin Gönderilme Tarihi: 01.05.2018

Kabul Tarihi: 29.06.2018

Unlike the other studies, symmetrical and asymmetrical analyses were used to examine the relationship between variables. The symmetric relationship between variables was analysed with Johansen cointegration and Hacker and Hatemi-J (2006) causality tests. The findings of symmetric analyses show that there is no cointegration or causality relationship. Whereas Hatemi-J and Irandoust (2012) hidden cointegration test and Hatemi-J (2012) causality tests were used for asymmetric analyses. According to the results of Hatemi-J and Irandoust (2012) hidden cointegration test, a cointegration relationship between trade openness and inflation in Turkey has been proved.

Keywords: Trade Openness, Inflation, Turkey

JEL Classification Codes: F41, E31, O53, B23

Giriş

Ticari dışa açıklık ülkelerin diğer dünya ekonomileriyle olan ekonomik ilişkilerini gösteren önemli bir kavramdır. Bir ülkenin belli bir dönemde sahip olduğu ihracat ve ithalat toplamının aynı dönemdeki gayrisafi yurtiçi hasılasına bölünmesiyle elde edilen ticari dışa açıklık ülkelerin dünya ekonomisine entegrasyonu konusunda da önemli bir çerçeve sunmaktadır. Dışa açıklık kavramına olumlu ya da olumsuz bakış açısına sahip teorilerin varlığının yanı sıra bir taraftan dünya genelinde ticari ilişkilerin arttırılmasını amaç edinen uluslararası kuruluşlar tesis edilirken diğer taraftan ticareti sınırlayıcı çeşitli uygulamalar da gerçekleştirilmiştir.

Ticari dışa açıklık ülkedeki pek çok makroekonomik değişken ile de yakından ilgili görünmektedir. Özellikle ülkelerin ekonomik büyüme süreçleri ve ticari dışa açıklık ilişkisi günümüze kadar farklı açılardan değerlendirilmiştir. Bu çalışmada ise ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişki Türkiye ekonomisi açısından incelenmek istenmiştir. Bu konunun seçilme nedeni David Romer'in 1993 yılında ortaya koyduğu "küçük ve dışa açık ekonomilerde enflasyonun daha düşük olacağı" hipotezini Türkiye için araştırmaktır. Bu bağlamda çalışmada ilk olarak konunun kavramsal çerçevesine yer verilmiş ve Romer hipotezi teorik olarak tartışılmıştır. Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde ise konuya ilişkin literatür taraması yapılmış, ardından ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki eşbütünlük ve nedensellik ilişkisi simetrik ve asimetrik analizlerle tespit edilmiştir. Literatürde yer alan çalışmaların geneli ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkiyi simetrik analizlerle ele almıştır. Diğer çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada değişkenler arasındaki ilişki hem simetrik hem de asimetrik analizlerle incelenmiştir. Böylelikle ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında görünmeyen (saklı) ilişkilerin de tespit edilmesi amaçlanmıştır.

1. Teorik Çerçeve ve Romer Hipotezi

Mal ve hizmet ticareti üzerindeki devlet kontrollerinin kaldırılması ve uluslararası ticaretin serbest bir yapıya kavuşturulması temelinde şekillenen ticari açıklık konusu, II. Dünya Savaşı sonrası oluşan özellikle de 1980’li yıllardan sonraki dönemde hız kazanan neo-liberal politikalar ekseninde oluşan yeni dünya düzeninin temel yapı taşlarından biri haline gelmiştir. Bu bağlamda ticari açıklık, mal ve hizmetlerin ülkeler arasında serbestçe dolaşımını engelleyici nitelik taşıyan ve rekabeti olumsuz yönde etkileyen uluslararası kısıtlamaların kaldırılması olarak nitelendirilmektedir (Yapraklı, 2007:68).

Ulusların ekonomik çıkarları arasında sürekli olarak bir çatışmanın varlığını savunan merkantilizm; korumacı, müdahaleci ve devletçi bir ekonomi politikasının varlığını savunmuştur. Yurt içinde üretimi yapılan hiçbir malın ithalatına izin verilmeyen ve 1776 yılına kadar varlığını devam ettiren, ithalata karşı korumacı politikaların uygulandığı bu ekolde yüksek gümrük resimleri de uygulanmıştır (Adaçay ve İslatince, 2013:34). Klasik iktisatın kurucusu olan Adam Smith ise; dış ticaretin, sermayenin verimli kullanımı bakımından tarım sektöründen bile geride olduğunu belirtmekte ve dış ticareti yararı düşük bir yatırım alanı olarak değerlendirmektedir. Ancak yine de; uluslararası ticaretin milli geliri arttırdığı, böylelikle de işgücünün daha fazla uzmanlaşmasına yol açarak piyasayı genişleteceğini ileri sürmüştür. Klasik büyüme teorisinin bir diğer önemli ismi David Ricardo’ya göre ise; iç piyasaları sınırlı olan ekonomilerin karşılaştırmalı üstünlüklere göre üretim yapmaları büyüme süreçleri açısından faydalı olacaktır (Bocutoğlu, 2016:74). Gıda ithalatının serbest bırakılması sonucunda ucuz gıda girişinin sağlanabileceğini ve bu yolla da toprak sahipleri sınıfının elde edecekleri diferansiyel rantın engellenebileceğini savunan David Ricardo, sınırlı iç piyasaların varlığı durumunda dış piyasalardan gelecek talebin, büyüme üzerinde temel bir belirleyici olacağını söylemektedir.

Merkantilizm ve klasik iktisat ekolleri içerisindeki farklı görüşler çerçevesinde temellenen, 1970 Petrol Krizi ve 1980 dönemi ile birlikte çok daha yoğun bir gündem oluşturmaya başlayan dışa açıklık, ülkelerin uluslararası ticarete sahip oldukları rekabet yeteneklerinin büyüklüğüne göre birçok ekonomik etkiler de ortaya çıkarmaktadır. Dışa açıklık, bir taraftan da uluslararası piyasalarda ortaya çıkabilecek olumsuz etkilerden daha az etkilenmeyi sağlayan bir unsur olabilmektedir. Nitekim uluslararası ticarete bazı bölgelerde oluşan pazar paylarındaki daralmaların negatif etkileri diğer pazarlara ağırlık verilmesiyle giderilmeye çalışılabilir. Bunun yanında, dışa açıklık ile birlikte artan döviz gelirleri ülkenin döviz rezervleri için olumlu etkiler yaratabilir. Dışa açıklığın artması ile birlikte oluşan serbest ticaret ülkenin toplam hasılasının da yükselmesine temel teşkil edebilmektedir. Ek olarak dışa açıklık ile birlikte yeni üretim tekniklerinin transferlerinin de kolaylaşması beklenir. Bu olumlu etkilerin yanında, özellikle uluslararası para piyasalarında oluşabilecek kur değişimleri gibi

unsurların, dışa açıklığın yüksek boyutlarda olduğu ekonomilerde çok daha fazla etkiler yaratması da olasıdır. Hiç kuşkusuz, döviz kurlarında oluşan değişmelerin, makroekonomik değişkenlerden ilk olarak dış ticaret dengesini etkilemesi beklenir. Nitekim döviz kurlarında meydana gelen bir artış, ithal malların yerli para cinsinden daha pahalı hale gelmesine ve ihraç mallarının da yabancı para cinsinden ucuzlamasına neden olmaktadır.

Dışa açıklık, ülkelerin ekonomik büyüme süreçleri için bir itici güç olarak görünse de, dünya genelinde 1960-1980 döneminde dalgalanmalar ortaya çıkmasına rağmen, ticari serbestleşme ve dışa açıklığın artmaya başladığı 1980'li yıllar sonrasında negatif büyümelerin yaşandığı da gözlenmektedir. Dünya genelinde sermaye hareketlerinin artması ve büyük bir ivme kazanmaya başlamasıyla birlikte ekonomik büyüme alanında önemli krizlerin ortaya çıktığı ve bu krizlerin Türkiye'deki ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği de birçok çevre tarafından kabul edilen bir durumdur (Utkulu ve Kahyaoğlu, 2005:2).

Ticari dışa açıklık derecesindeki artışın ortalama enflasyon üzerindeki etkileri ise para politikasının duruma bağlı politika uygulamaları çerçevesinde değerlendirilmektedir. Duruma bağlı politika ortamı, politika yapıcının öngörülme enflasyonu kısa dönemli üretim kazançları oluşturabilmek amacıyla kullanmasının engellenmediği bir ortam olarak tanımlanmaktadır. Ticari dışa açıklık derecesi yükseldikçe öngörülme enflasyonu genişlemelerin enflasyon maliyetlerinin yükselmesiyle birlikte üretim kazançlarının düşmesi, duruma bağlı para politikası ortamında, politika otoritesinin öngörülme enflasyon yoluyla genişleme yaratma yönünde daha az istekli olmasına neden olmaktadır. Bu bakımdan, bir ekonomide dışa açıklık derecesi yükseldikçe ortalama enflasyon oranının düşmesi beklenmektedir (Araç, 2013:28).

Dışa açıklık ve enflasyon ilişkisinin teorik karşılığı iktisat literatüründe Romer hipotezi olarak bilinmektedir. David Romer, 1993 yılında yayınlamış olduğu çalışmada, küçük ve dışa açık ülkelerde enflasyon oranlarının daha düşük olacağını ileri sürmektedir. Romer'e göre, uluslararası uzmanlaşma ve ölçek ekonomileri maliyetleri düşürerek ülkeler arası ticaretin anti-enflasyonist etkiler yaratmasına yol açmaktadır. Ayrıca ülkenin dışa açıklık derecesi arttıkça genişletici para politikası uygulaması da giderek daha zor hale gelecektir. Bu sebeplerle de ülke daha düşük enflasyon değerlerine sahip olacaktır. Dolayısıyla Romer hipotezinin temel vurgusu ülkelerin dışa açılmalarının enflasyon rakamlarında iyileşmeye yol açtığı yönündedir. Buradan hareketle çalışmada bu hipotezin Türkiye ekonomisi için geçerli olup olmadığı araştırılmaktadır. 1980-2015 döneminin dikkate alındığı bu çalışmada ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin ekonometrik analizine geçmeden önce literatür taramasına yer verilmiştir.

2. Literatür Taraması

Alana ilişkin literatür incelendiğinde, ticari açıklık derecesi ile enflasyon arasında negatif ilişkilerin varlığını gösteren çalışmalarla birlikte bu iki değişken arasında pozitif yönlü ilişkilerin bulunduğunu ortaya koyan çalışmalara da rastlanmaktadır.

Duruma bağlı politika ortamında enflasyon sapsmasının dışa açıklıktan ne derece etkileneceğini ele alan ilk çalışma Romer tarafından hazırlanmıştır. Romer'in 1993 yılında yayımlanan makalesi, eksik rekabet koşullarının varlığı durumunda, büyük ülke varsayımından uzaklaşarak dünya fiyatları üzerinde etkisi olmayacak boyuttaki küçük ülkelerde dışa açıklık dereceleri ile enflasyon oranları arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir (Romer, 1993). Neiss ise, eksik rekabet koşullarının geçerli olduğu ekonomilerde, dışa açıklığın uluslararası rekabeti arttırarak duruma bağlı enflasyon oranlarında azalmalara yol açtığını ileri sürmektedir (Neiss, 2001). Joshi ve Acharya'nın 2010 yılında Hindistan ekonomisi üzerine hazırladıkları çalışma 1984-2004 yılları arasını kapsamaktadır. Elde edilen bulgulara göre, ilgili dönemde Hindistan ekonomisinde ticari dışa açıklığın dezenflasyon sürecine önemli katkılar yaptığı ifade edilmektedir (Joshi ve Acharya, 2010:113). Hanif ve Batool'un 2006 yılında yaptıkları çalışma, 1973-2005 yılını kapsayan dönemde, Pakistan ekonomisinde ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında, Romer'in hipotezini destekleyici nitelikte, istatistiksel olarak anlamlı ve negatif ilişkilerin bulunduğunu ileri sürmektedir (Hanif ve Batool, 2006:1). Daniels vd.'nin 1970-1999 yıllarını kapsayan ve on yedi ülke üzerine gerçekleştirdikleri çalışmaları, ticari açıklık, merkezi ücret pazarlığı ve enflasyon arasındaki ilişkileri incelemektedir. Çalışmada elde edilen bulgular, merkezi ücret pazarlıklarının düşük olduğu ekonomilerde, artan ticari açıklığın enflasyonu düşürme olasılığının daha yüksek olduğunu göstermektedir (Daniels vd., 2006:969). Bowdler ve Nunziata'nın 2006 tarihli çalışmaları OECD ülkelerinde ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin yönünü ortaya koymaya çalışmaktadır. Elde edilen bulgular, OECD ülkelerinde artan ticari açıklığın varlığının enflasyonist bir sürecin başlaması olasılığını azalttığını göstermektedir (Bowdler ve Nunziata, 2006:553). Pang'ın 2011 yılındaki çalışması da ticari açıklık ve enflasyon arasında negatif etkilerin varlığından bahseden çalışmalardan bir diğeridir. Çin ekonomisi üzerine hazırlanan çalışmanın sonuçları, ticari dışa açıklık derecesindeki artışların enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkilerinin varlığına işaret etmektedir (Pang, 2011). Mukhtar'ın Pakistan ekonomisi üzerine hazırlanmış olduğu çalışma ise ticari dışa açıklığın enflasyon üzerindeki etkilerini tartışmaya açmaktadır. 1960-2007 yıllarını kapsayan dönem için Romer'in 1993 yılında ortaya koyduğu "küçük ve dışa açık ekonomilerde enflasyonun daha düşük olacağı" hipotezini test etmeye çalışmaktadır. Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, ticari dışa açıklık ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli negatif ilişkilerin bulunduğu ortaya konmuştur (Mukhtar, 2010:35).

Lin'in 2010 yılında yayımladığı ve 1970-2007 yıllarını kapsayan dönem için panel veri analiziyle hazırladığı çalışmada elde edilen bulgular; enflasyon oranının yüksek olduğu zamanlarda ticari dışa açıklığın enflasyon üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu gösterirken enflasyon oranının düşük olduğu dönemlerde ise herhangi bir etkiye sahip olmadığını ortaya koymaktadır (Lin, 2010:40). Jafari vd.'nin İran ekonomisi üzerine 2011 yılında tamamladıkları çalışma 1973-2007 dönemi için ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak hazırlanmıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlar değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koyarken kısa dönemde ticari dışa açıklık değişkeninin enflasyon üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğunu, uzun dönemde ise istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir (Jafari vd., 2011:42). Bowdler ve Malik'in 2005 yılında yayımladıkları çalışma, 1961-2000 yıllarını kapsayan dönem için gelişmekte olan ve gelişmiş ülkeler üzerine hazırlanmıştır. Panel veri analizinin kullanıldığı çalışma sonuçlarına göre; ticari açıklığın enflasyon oynaklığı üzerinde negatif etkisinin olduğu görülmektedir (Bowdler ve Malik, 2005). Granato vd.'nin 2007 yılında Romer'in hipotezini test etmek üzere hazırlamış oldukları çalışma, ticari açıklık ve enflasyon ilişkisinin neden belirsiz olabileceği üzerinde durmaktadır. Çalışma sonunda elde edilen bulgular, incelenen on beş gelişmiş ülkede ticari açıklık ve enflasyon arasında negatif bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur (Granato vd., 2007:191). Güneş ve Konur'un 2013 yılında Türkiye ekonomisinde dışa açıklık ve enflasyon ilişkisini inceledikleri çalışmada ise 2000-2011 yılları arasındaki dönemde, uluslararası ticarete açıklık derecesi ile enflasyon arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu ifade edilmektedir. Çalışmada elde edilen bulgular, kısa dönemde dışa açıklığın enflasyonu negatif yönde, enflasyonun ise dışa açıklığı pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. Uzun dönemde ise, enflasyon ve dışa açıklığın birbirlerini aynı yönde etkilediğini ortaya koymuştur (Güneş ve Konur, 2013:7-16).

Literatürde, Romer'in 1993 yılında ortaya koyduğu hipotez çalışmalarının geçerli olmadığı yönünde bulgulara ulaşan çalışmalar da bulunmaktadır. Pakistan ekonomisi üzerine Zakaria'nın yaptığı ve 1947-2007 yıllarını inceleyen zaman serisi analizi çalışması, esnek kur rejimi ve artan kalkınma göstergelerinin, ticari açıklık ve enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koyduğunu ifade etmektedir (Zakaria, 2010:313). Jafari vd.'nin 2012 yılı çalışması da Romer'in 1993 yılında ortaya koyduğu küçük ve dışa açık ekonomilerde enflasyonun daha düşük olacağı hipotezini test etmektedir. Panel veri yöntemiyle gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan analizler, Romer'in hipotezinin aksine, ticari açıklık ile enflasyon arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır (Jafari vd., 2012:573). Alfaro'nun 1973-1998 yılları arasında inceleyen ve 2005 yılında yayımlanan çalışması da Romer'in hipotezini test etmek üzerine hazırlanmıştır. Gelişmekte olan ve gelişmiş

ülke ekonomileri üzerine panel veri analizi yardımıyla hazırlanan makalede elde edilen bulgular, ticari açıklığın kısa vadede enflasyonu sınırlandırıcı bir rolü olmadığını diğer taraftan sabit kur rejiminin önemli bir rol oynadığını göstermektedir (Alfaro, 2005:229). Evans'ın 2012 yılı çalışması, ticari açıklığın enflasyonist olup olmadığı sorusu üzerine kurgulanmıştır. Uluslararası ticarete giderek artan bir dışa açıklık ölçüsünün uzun vadede enflasyon yaratmada teşvik olabileceğini öngören çalışma, dışa açıklığın artmasının enflasyon artışına yol açabileceğini vurgulamaktadır (Evans, 2012:1095).

Literatür taramasından anlaşılabileceği gibi yapılan çalışmaların pek çoğu Romer hipotezinin geçerliliği ile ilgili ampirik kanıtlar sunarak dışa açıklık ve enflasyon arasında negatif ve anlamlı ilişkiler tespit etmiştir. Bu çalışmalardan bazıları Neiss (2001), Hanif ve Batool (2006), Mukhtar (2010), Pang (2011) ile Güneş ve Konur (2013) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmalardan farklı olarak Zakaria (2010), Evans (2012) ile Jafari vd. (2012) tarafından yapılan çalışmalarda ise Romer hipotezinin geçerli olmadığı vurgulanmıştır. Çalışmalarda farklı sonuçların elde edilmesinin nedeninin kullanılan yöntemlerden ve ele alınan ülke gruplarından kaynaklandığı düşünülmektedir. Literatürde yer alan çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada ise ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında saklı bir ilişkinin olup olmadığı araştırılmak istenmiştir. Bu bağlamda simetrik analizin yanısıra asimetrik analiz de yapılmıştır. Pozitif ve negatif şoklar arasındaki ilişkilerin farklı olacağı öngörüsünden hareketle ortaya çıkan asimetrik analizlerde, simetrik analizde görünmeyen, değişkenler arasındaki saklı ilişkiler de tespit edilebilmektedir. Bu nedenle asimetrik analiz sonuçlarının önemli olabileceği düşünülmektedir. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde simetrik ve asimetrik analizlere yer verilerek bu analizlerden elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmiştir.

3. Ekonometrik Analiz ve Bulgular

Çalışmanın bu kısmında ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişki ekonometrik olarak analiz edilmiştir. Literatürde yer alan çalışmalara bakıldığında genellikle bu iki değişken arasındaki ilişki simetrik olarak incelenmektedir. Diğer çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişki hem simetrik hem de asimetrik olarak analiz edilmiştir. Bu bağlamda çalışmada yöntem olarak simetrik analiz için Johansen eşbütünleşme testi ve Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi, asimetrik analiz için ise Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testi ile Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi uygulanmıştır. Bu analizlere ve analizden elde edilen bulgulara geçmeden önce ilk olarak çalışmanın veri seti, modeli ve yöntemi tanımlanmıştır.

3.1. Veri Seti, Model ve Yöntem

Bu çalışmada ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesi için 1980-2015 dönemi yıllık verileri kullanılmış olup, veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından sunulan Elektronik

Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) ve Birleşmiş Milletler Ticaret ve Kalkınma Konferansından (UNCTAD) yararlanılarak oluşturulmuştur. Çalışmanın modelleri aşağıda yer alan (1), (2) ve (3) numaralı denklemdeki gibi iki değişkenli bir modeldir. Bu model oluşturulurken ilgili literatürden yararlanılmıştır.

$$ENF = \beta_0 + \beta_1 TDA + u_t \quad (1)$$

$$ENF_{(+)} = \alpha_0 + \beta_1 TDA_{(+)} + u_t \quad (2)$$

$$ENF_{(-)} = \delta_0 + \beta_1 TDA_{(-)} + u_t \quad (3)$$

Bu denklikte yer alan *ENF* enflasyonu temsil eden toptan eşya fiyat endeksini, *TDA* ise ihracat ve ithalat toplamının GSYİH'ye bölünerek elde edilen ticari dışa açıklık oranını ifade etmektedir. β_0 , α_0 , ve δ_0 sabit terimleri, u_t ise hata terimini temsil etmektedir. Bu çalışmanın ekonometrik analizi yapılırken daha önce de değinildiği gibi hem simetrik hem de asimetrik analiz yapılmıştır. Simetrik analizlerde pozitif ve negatif şokların etkisinin benzer olduğu kabul edilmektedir. Asimetrik analizde ise pozitif ve negatif şokların etkisinin benzer olmadığı düşüncesinden hareketle tahminler yapılmakta ve şokların etkisinin benzer olacağının varsayılmasının yanıltıcı sonuçlara yol açacağı ileri sürülmektedir. Yılancı ve Bozoklu'ya (2014:214) göre, pozitif ve negatif şoklar arasındaki ilişkinin, değişkenler arasındaki ilişkiyle benzer olmayacağı ilk kez Granger ve Yoon (2002) tarafından ifade edilmiştir. İktisadi serilerin şoklarla beraber tepki verdiklerinde eşbütünleşik olduklarını, ayrı ayrı tepki verdiklerinde ise eşbütünleşik olmadıklarını ileri süren Granger ve Yoon (2002) serilerin belli bir türdeki şoka birlikte karşılık vereceğini belirterek, veriyi pozitif ve negatif bileşenlerine ayırarak, bu bileşenlerdeki uzun dönem tahminini gerçekleştirmiştir. Hatemi-J (2012) ise bu yaklaşımı nedensellik analizi için geliştirmiş ve değişkenler arasındaki saklı yapıyı bulmaya çalışmıştır. Bu çalışmada da ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki saklı eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin araştırılması amacıyla asimetrik analize yer verilmiştir. Ancak saklı bir eşbütünleşme ya da nedensellik ilişkisinin tespitini sağlayan asimetrik analiz ile birlikte simetrik analize de yer verilerek değişkenler arasında saklı olmayan bir ilişkinin olup olmadığı da araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem Tablo 1'deki gibidir.

Tablo 1: Çalışmanın Veri Seti ve Yöntemi

Çalışmanın Veri Seti		
Değişkenler	Değişkenin Açıklaması	Kaynak
ENF	Toptan eşya fiyat endeksi (1968=100, İTO)	TCMB
TDA	Ticari dışa açıklık oranı (ihracat + ithalat /GDP)	UNCTAD
Çalışmada Kullanılan Yöntemler		
Simetrik Analiz	Johansen Eşbütünleşme Testi Hacker ve Hatemi-J (2006) Nedensellik Analizi (Bootstrap) Temelli Toda-Yamamoto)	
Asimetrik Analiz	Hatemi-J ve Irandoust (2012) Saklı Eşbütünleşme Testi Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi	

3.2. Ön Testler

Bu bölümde ilk olarak analizde kullanılan değişkenlere birim kök testi uygulanarak durağanlık sınaması gerçekleştirilmiş, ardından eşbütünleşme tahmini için gerekli olan uygun gecikme uzunluğu araştırılarak elde edilen uygun gecikme uzunluğu model doğrulama testleri ile incelenmiştir.

3.2.1. Birim Kök Testi

VAR temelli Johansen eşbütünleşme testine ya da Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testine başlamadan önce (benzer şekilde nedensellik ilişkisinin tahmininden önce) değişkenlerin durağan olup olmadığının araştırılması gerekir. Çünkü eşbütünleşme yönteminin uygulanabilmesi için düzeyde durağan olmayan serilerin durağanlaştırılması ve durağanlık düzeylerinin belirlenmesi gerekir. Bu kapsamda Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanarak durağanlık araştırması yapılmıştır. Hem simetrik analizde hem de asimetrik analizde kullanılan değişkenler için uygulanan birim kök test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Simetrik Analiz				
Değişkenler	Test İstatistikleri	Kritik Değerler		
		ADF Testi	%1	%5
TA	-1,080(0)	-3,632	-2,948	-2,612
ΔTA	-5,437(1)	-3,646	-2,954	-2,615
ENF	-2,250(0)	-3,632	-2,948	-2,612
ΔENF	-8,050(0)	-3,639	-2,951	-2,614
PP Testi				
TA	-1,064	-3,632	-2,948	-2,612
ΔTA	-5,886	-3,639	-2,951	-2,614
ENF	-8,583	-3,632	-2,948	-2,612
ΔENF	-7,545	-3,639	-2,951	-2,614
Asimetrik Analiz (Pozitif)				
Değişkenler	Test İstatistikleri	Kritik Değerler		
		ADF Testi	%1	%5
TA+	-0,742(0)	-3,632	-2,948	-2,612
ΔTA+	-5,886(0)	-3,639	-2,951	-2,614
ENF+	-1,790(0)	-3,632	-2,948	-2,612
ΔENF+	-6,166(0)	-3,639	-2,951	-2,614
PP Testi				
TA+	-0,745	-3,632	-2,948	-2,612
ΔTA+	-5,919	-3,639	-2,951	-2,614
ENF+	-1,942	-3,632	-2,948	-2,612
ΔENF+	-6,168	-3,639	-2,951	-2,614

Asimetrik Analiz (Negatif)				
Değişkenler	Test İstatistikleri		Kritik Değerler	
	ADF Testi	%1	%5	%10
TA-	-0,223(0)	-3,632	-2,948	-2,612
ΔTA-	-5,480(1)	-3,646	-2,954	-2,615
ENF-	-0,934(2)	-3,646	-2,954	-2,615
ΔENF-	-4,700(1)	-3,646	-2,954	-2,615
	PP Testi			
TA-	0,151	-3,632	-2,948	-2,612
ΔTA-	-8,016	-3,639	-2,951	-2,614
ENF-	-2,606	-3,632	-2,948	-2,612
ΔENF-	-11,652	-3,639	-2,951	-2,614

Not: Parantez içindeki değerler Akaike bilgi kriterine göre belirlenen uygun gecikme uzunluklarını gösterir. Test biçimi olarak sabitli regresyon denklem modeli kullanılmıştır.

Tablo 2'den izlenebileceği gibi, simetrik analizde ve pozitif-negatif bileşen ayrımının yapıldığı asimetrik analizde ADF ve PP birim kök test sonuçları ticari dışa açıklık ve enflasyon serilerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birim kök içerdiğini göstermektedir. Ancak birim kök içeren serilerin birinci farkları alındığında durağan olduğu yani $I(1)$ olduğu anlaşılmıştır. Birim kök testlerinin sonuçlarının bu yönde çıkması değişkenler arasında eşbütünleşme testinin yapılabileceğini göstermektedir. Bu nedenle bundan sonraki aşamada eşbütünleşme yöntemine geçiş için gerekli olan ön testler gerçekleştirilecektir.

3.2.2. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Birim kök testinin ardından yapılması gereken bir diğer aşama uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Simetrik analizlerde uygun gecikme uzunluğu belirlenirken Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SC), Hannan-Quin Bilgi Kriteri (HQ) ve Son Tahmin Hatası Bilgi Kriteri (FPE) kullanılmaktadır. Asimetrik analizde ise Schwarz Bilgi Kriteri ve Hannan-Quin Bilgi Kriteri toplamının ikiye bölünmesiyle elde edilen Hatemi-J Bilgi Kriteri kullanılmaktadır. Bu çalışma için tespit edilen uygun gecikme uzunluğu simetrik ve asimetrik analiz için ayrı ayrı tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 3'deki gibi çıkmıştır.

Tablo 3: Uygun Gecikme Uzunluğu Sonuçları

Simetrik Analiz						
Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-262,5951	NA	88870,92	17,07065	17,16316	17,10081
1	-194,2719	123,4226*	1402,801*	12,92076*	13,19831*	13,01124*
2	-191,7247	4,272673	1547,545	13,01450	13,47707	13,16528
3	-188,7023	4,679768	1665,124	13,07757	13,72518	13,28867
4	-187,7393	1,366830	2063,452	13,27351	14,10614	13,54493
5	-183,7035	5,207563	2121,668	13,27119	14,28886	13,60293
Asimetrik Analiz (Pozitif)						
0	-267,2704	NA	120159,4	17,37228	17,46480	17,40244
1	-174,8922	166,8767*	401,7891*	11,67047*	11,94801*	11,76094*
2	-173,6929	2,011798	483,5154	11,85115	12,31373	12,00194
3	-171,3905	3,565049	544,9855	11,96067	12,60828	12,17178
4	-170,1828	1,714082	664,7798	12,14083	12,97346	12,41225
5	-168,8512	1,718183	813,8266	12,31298	13,33065	12,64472
Asimetrik Analiz (Negatif)						
0	-229,5653	NA	10551,10	14,93969	15,03221	14,96985
1	-148,3562	146,7003*	72,52444*	9,958463*	10,23601*	10,04894*
2	-145,5871	4,644905	78,87042	10,03788	10,50045	10,18867
3	-143,0224	3,971059	87,40612	10,13048	10,77809	10,34158
4	-141,4427	2,242240	104,0899	10,28663	11,11926	10,55804
5	-135,2844	7,946204	93,33033	10,14738	11,16505	10,47911

Tablo 3'e göre simetrik analiz için gerekli olan uygun gecikme uzunluğu bir olarak görülmektedir. Ancak bir gecikme uzunluğunda değişen varyans sorunu ile karşılaşıldığı için bire en yakın olan iki gecikme uzunluğu dikkate alınmıştır. Asimetrik analizde ise pozitif ve negatif bileşenlerin her ikisi için uygun gecikme uzunluğu yine bir olarak çıkmıştır. Ancak negatif bileşenlerde bir gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorununa rastlandığı için iki gecikme uzunluğu dikkate alınmıştır. Uygun gecikme uzunluklarının değişen varyans ve otokorelasyon içerip içermediği ise model doğrulama testleri ile kontrol edilmiştir.

3.2.3. Model Doğrulama Testleri

Ekonometrik tahminlerde kullanılacak uygun gecikme uzunluğunun değişen varyans ve otokorelasyon gibi sorunlar içermemesi ampirik bulgular açısından önem taşımaktadır. Bu nedenle elde edilen uygun gecikme uzunlukları model doğrulama testleri ile sınanmıştır ve sonuçlar Tablo 4 ve Tablo 5'de sunulmuştur.

Tablo 4: Değişen Varyans Testi

Simetrik Analiz		
Joint Testi		
Ki-kare:	Df.	Olasılık
17,26529	24	0,8371
Asimetrik Analiz (Pozitif)		
Joint Testi		
Ki-kare:	Df.	Olasılık
10,04057	12	0,6124
Asimetrik Analiz (Negatif)		
Joint Testi		
Ki-kare:	Df.	Olasılık
25,30286	24	0,3895

Tablo 5: Otokorelasyon Testi

Gecikme	LM-İstatistiği	Olasılık	Gecikme	LM-İstatistiği	Olasılık
1	2,501053	0,6444	6	3,898915	0,4199
2	3,728496	0,4440	7	1,557771	0,8164
3	3,048959	0,5497	8	6,480827	0,1660
4	2,442821	0,6549	9	4,684792	0,3212
5	3,988999	0,4075	10	0,656011	0,9566
Asimetrik Analiz (Pozitif)					
Gecikme	LM-İstatistiği	Olasılık	Gecikme	LM-İstatistiği	Olasılık
1	1,852241	0,7629	6	7,081743	0,1316
2	2,105433	0,7164	7	3,698335	0,4484
3	2,089005	0,7194	8	1,617381	0,8057
4	1,222001	0,8745	9	5,583697	0,2325
5	2,875430	0,5789	10	2,290666	0,6825
Asimetrik Analiz (Negatif)					
Gecikme	LM-İstatistiği	Olasılık	Gecikme	LM-İstatistiği	Olasılık
1	5,977510	0,2008	6	3,450677	0,4854
2	4,230388	0,3757	7	0,143794	0,9975
3	0,333282	0,9876	8	4,331490	0,3630
4	8,514099	0,0745	9	4,808143	0,3076
5	2,535394	0,6383	10	4,776213	0,3110

Tablo 4 ve Tablo 5’den görüldüğü üzere simetrik analizde kullanılacak olan iki gecikme uzunluğunda ve asimetrik analizlerde (pozitif ve negatif) kullanılacak olan bir ve iki gecikme uzunluklarında değişen varyans ve otokorelasyon sorununa rastlanmamaktadır. Model doğrulama testlerinin ardından ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki saklı olmayan ve saklı olan eşbütünleşme ilişkisinin tespiti için simetrik ve asimetrik eşbütünleşme testlerine geçilebilir.

3.3. Simetrik ve Asimetrik Eşbütünleşme Testleri

Bu çalışmanın simetrik analizinde eşbütünleşme araştırması Johansen eşbütünleşme testi ile gerçekleştirilmiştir. İlk kez Engle-Granger (1987) tarafından önerilen ve sonraları Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius

(1990) tarafından geliştirilen bu yöntemin en önemli avantajı uzun dönem analizlerinde serilerin düzey değerleriyle kullanılıyor olması ve bu yüzden serilerin çok fazla bilgi içermesidir. Ancak analize dahil edilen serilerin aynı dereceden durağan olması zorunluluğu da bu yöntemin önemli bir kısıtı olarak düşünülebilir. Bu yöntemde kısıtlanmamış bir VAR modelinden π matrisi elde edilir ve π 'nin indirgenmiş rankıyla mevcut koşulların geçerli olup olmadığı test edilir. Johansen eşbütünleşme yönteminde π matrisinde kaç rankın olduğu iz (λ trace) ve maksimum öz (λ mak) değerleri dikkate alınarak tespit edilmektedir. Bu hususlar doğrultusunda oluşturulan uzun dönem eşbütünleşme modeli Tablo 6'da verilmiştir.

Asimetrik analizde ise eşbütünleşme sınaması Hatemi-J ve Irandoost (2012) tarafından önerilen saklı eşbütünleşme testi ile yapılmıştır. Hatemi-J ve Irandoost (2012:373) pozitif ve negatif bileşenleri dikkate alan asimetrik analizin işleyişini (4) ve (5) no'lu denklemler aracılığıyla açıklamıştır:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i \quad (5)$$

Burada yer alan $t = 1, 2, \dots, T$ dönemleri, X_t ve Y_t ise başlangıç değerlerini göstermektedir. Normal şartlarda eğer X_t ve Y_t bir eşbütünleşme vektörü tarafından eşbütünleşik hale gelirse standart bir eşbütünleşme gerçekleşir. Ancak X_t ve Y_t 'nin hareketleri asimetrik ise bu iki değişken arasındaki saklı eşbütünleşmeyi tespit etmek de mümkündür. Bu konuda Granger ve Yoon (2002) pozitif ve negatif şokları aşağıda yer alan (6) ve (7) no'lu denklemler ile tanımlamaktadır (Granger ve Yoon, 2002:6):

$$\begin{aligned} \varepsilon_i^+ &= \max(\varepsilon_i, 0) \\ \varepsilon_i^- &= \max(\varepsilon_i, 0) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \eta_i^+ &= \max(\eta_i, 0) \\ \eta_i^- &= \max(\eta_i, 0) \end{aligned} \quad (7)$$

Elde edilen bu pozitif ve negatif şoklardan da aşağıda yer alan (8) no'lu denklem elde edilmiş olur:

$$\begin{aligned} \varepsilon_i &= \varepsilon_i^+ + \varepsilon_i^- \\ \eta_i &= \eta_i^+ + \eta_i^- \end{aligned} \quad (8)$$

Bu pozitif ve negatif şokları dikkate alan denklemlerden sonra ise (4) ve (5) no'lu denklemler yeniden (9) ve (10) no'lu denklemlerdeki gibi şu şekilde yazılır:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_i^t \varepsilon_i^+ + \sum_i^t \varepsilon_i^- \quad (9)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i^+ + \sum_{i=1}^t \eta_i^- \quad (10)$$

Denkliklerden izlenebileceği gibi pozitif ve negatif bileşenlere ayrılan seriler asimetrik analizde önemli bir yer tutar. Bu çalışmada pozitif ve negatif bileşenlerine ayrılan ticari dışa açıklık ve enflasyon serileri ayrı ayrı eşbütünleşme testine tabi tutulmuş ve sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Simetrik ve Asimetrik Eşbütünleşme Test Sonuçları

Simetrik Analiz: Johansen Eşbütünleşme Testi					
Boş Hipotez (H₀)	Alternatif Hipotez (H₁)	Özdeğer		Kritik Değer (%5)	Olasılık
λ_{trace} testi			λ_{trace} değeri		
$r=0$	$r>0$	0,346348	19,65556	25,87211	0,2439
$r \leq 1$	$r>1$	0,141806	5,199438	12,51798	0,5680
λ_{mak} testi			λ_{mak} değeri		
$r=0$	$r=1$	0,346348	14,45613	19,38704	0,2250
$r=1$	$r=2$	0,141806	5,199438	12,51798	0,5680
Asimetrik Analiz: Hatemi-J ve Irandoost (2012) Saklı Eşbütünleşme Testi (Pozitif)					
Boş Hipotez (H₀)	Alternatif Hipotez (H₁)	Özdeğer		Kritik Değer (%5)	Olasılık
λ_{trace} testi			λ_{trace} değeri		
$r=0$	$r>0$	0,373836	20,20635	20,26184	0,0509
$r \leq 1$	$r>1$	0,118527	4,289471	9,164546	0,3707
λ_{mak} testi			λ_{mak} değeri		
$r=0$	$r=1$	0,373836	15,91687	15,89210	0,0496
$r=1$	$r=2$	0,118527	4,289471	9,164546	0,3707
Asimetrik Analiz: Hatemi-J ve Irandoost (2012) Saklı Eşbütünleşme Testi (Negatif)					
Boş Hipotez (H₀)	Alternatif Hipotez (H₁)	Özdeğer		Kritik Değer (%5)	Olasılık
λ_{trace} testi			λ_{trace} değeri		
$r=0$	$r>0$	0,354950	15,10775	12,32090	0,0166
$r \leq 1$	$r>1$	0,005901	0,201222	4,129906	0,7095
λ_{mak} testi			λ_{mak} değeri		
$r=0$	$r=1$	0,354950	14,90653	11,22480	0,2250
$r=1$	$r=2$	0,005901	0,201222	4,129906	0,7095

Simetrik analiz sonuçlarına bakıldığında ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememektedir. Çünkü λ_{trace} ve λ_{mak} değerleri, %5 anlamlılık düzeyinde olan kritik değerlerden küçük kalmakta, dolayısıyla değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını içeren boş hipotez kabul edilmektedir. Ancak asimetrik analiz sonuçlarına bakıldığında hem pozitif hem de negatif şoklar arasında uzun

dönemli bir ilişki olduğu söylenebilmektedir. Burada λ trace ve λ mak değerleri %5 anlamlılık düzeyinde olan kritik değerlerden büyük olduğu için en az bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu içeren alternatif hipotez kabul edilmektedir. Bu nedenle Türkiye ekonomisinde ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin saklı bir özellik gösterdiği söylenebilmektedir. Çalışmanın önemli bir sonucu olarak değerlendirilebilecek olan bu bulgu aynı zamanda Türkiye ekonomisinde enflasyon probleminin dışa açıklıktan bağımsız olarak düşünülmemesi gerektiği konusunda fikir vermektedir. Değişkenler arasında saklı bir eşbütünleşme ilişkinin çıkmış olması saklı bir nedensellik ilişkisi olabileceği ihtimalini de düşündürmüş ve bu amaçla saklı nedenselliğin olup olmadığının araştırılması amacıyla bir sonraki bölümde simetrik nedensellik testinin yanında asimetrik nedensellik testine de yer verilmiştir.

3.4. Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testleri

Çalışmanın simetrik analizinde değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Hacker ve Hatemi-J (2006) tarafından önerilen ve Bootstrap Temelli Toda-Yamamoto nedensellik olarak da bilinen test ile araştırılmıştır. Hacker ve Hatemi-J'ye (2006:1489) göre, ampirik analizlerde Granger nedensellik testi sıklıkla uygulanmaktadır. Bununla birlikte Toda-Yamamoto (1995) tarafından önerilen normal dağılıma sahip, birim kökleri ve eşbütünleşmeyi dikkate almayan MWALD (Modified Wald) testi de literatürde oldukça geniş bir yere sahiptir. Ancak VAR modeline dayanan MWALD testi özellikle küçük örneklemelerde normal dağılım göstermemekte ve bu nedenle yanıltıcı sonuçlar içerebilmektedir. Bu açıdan Hacker ve Hatemi-J (2006) Bootstrap Monte Carlo simülasyonunun kullanılmasını önermektedir. Bu kapsamda çalışmada Hacker ve Hatemi-J'nin (2006) bu önerisi dikkate alınarak Bootstrap Simülasyonu ile düzeltilen MWALD testi kullanılmış, gecikme uzunluğunun tespitinde de Hatemi-J bilgi kriteri dikkate alınmıştır.

Ticari dışa açıklık ve enflasyon değişkenlerinin asimetrik analizi için ise pozitif ve negatif şokları ayırarak analiz gerçekleştiren Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi kullanılmıştır. Yukarıda bahsedilen Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi her ne kadar Toda-Yamamoto nedensellik testinin geliştirilmiş hali olarak bilinse de bu testte pozitif ve negatif şoklar ayrımının olmaması sadece simetrik analizin yapılmasını mümkün kılmaktadır. Bu bağlamda Hatemi-J (2012:447) asimetrik etkilerin literatürde ihmal edildiğini vurgulayarak pozitif ve negatif şok ayrımını dikkate alan asimetrik nedensellik testini önermektedir. Dolayısıyla bu test için "Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testinin pozitif ve negatif şokları dikkate almış versiyonu" denilmesi uygun olacaktır. Hem simetrik hem de asimetrik analizde nedensellik ilişkisinin kararını vermek için nedensellik ilişkisinin olmadığını kabul eden H_0 hipotezi sınanmaktadır. Bunun için elde edilen W istatistik değerleri W kritik değerleri ile karşılaştırılır, W istatistik değerinin W kritik değerlerden büyük olması halinde H_0 hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında nedensellik ilişkisi

olduğu kabul edilir. Simetrik analizde kullanılan Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi ve asimetrik analizde kullanılan Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik test sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7: Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Test Sonuçları

Simetrik Analiz: Hacker ve Hatemi-J (2006) Nedensellik Testi (Bootstrap Temelli Toda-Yamamoto Nedensellik Testi)				
Boş hipotez	W istatistik	W Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
TA→ENF	0.018	7.478	4.195	2.952
ENF→TA	1.791	7.861	4.496	3.164
Asimetrik Analiz: Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi (Pozitif)				
Boş hipotez	W istatistik	W Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
TA(+)->ENF(+)	0.017	8.346	4.304	2.808
ENF(+)->TA(+)	0.410	10.026	4.463	2.890
Asimetrik Analiz: Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi (Negatif)				
Boş hipotez	W istatistik	W Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
TA(-)->ENF(-)	0.036	8.057	4.182	2.902
ENF(-)->TA(-)	0.199	10.243	4.787	3.134

Tablo 7’de gösterilen simetrik analiz sonuçlarına bakıldığında ticari dışa açıklıktan enflasyona doğru ya da enflasyondan ticari dışa açıklığa doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi görülmemektedir. Çünkü W istatistik değeri, W kritik değerlerden küçük çıkmış ve H_0 hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi sonuçları değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olmadığını göstermektedir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçlarına bakıldığında ise yine ele alınan dönemde hem pozitif hem de negatif şoklar arasında ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında yine herhangi bir nedensellik olmadığı görülmektedir. Burada da yine W istatistik değeri, W kritik değerlerden küçük çıkmış ve H_0 hipotezi reddedilememiştir. Elde edilen bu bulgu, literatürde yer alan Güneş ve Konur’un (2013) Türkiye için yaptıkları çalışmanın bulguları ile benzerlik göstermezken Alforo’nun (2005) 130 ülke için yaptığı çalışmanın sonucu ile paralellik göstermektedir.

Sonuç ve Değerlendirme

Küçük ve dışa açık ülkelerde enflasyon oranlarının daha düşük olacağını ileri süren Romer hipotezinin Türkiye için analizi bu çalışmanın konusunu oluşturmaktadır. Bu bağlamda çalışmada ilk olarak teorik çerçeveden bahsedilerek ticari dışa açıklığın enflasyon başta olmak üzere diğer makroekonomik değişkenlere etkisi iktisadi yaklaşımlar bağlamında

tartışılmış, ardından konuyla ilgili geniş bir ampirik literatür taraması yapılarak Romer hipotezinin geçerliliğini test eden çalışmalara yer verilmiştir.

Çalışmanın ekonometrik analiz kısmında ise Türkiye ekonomisinde 1980-2015 yıllarını kapsayan dönem için ticari dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişki hem simetrik hem de asimetrik eşbütünleşme ve nedensellik testleriyle incelenmiştir. Bu iki değişken arasındaki simetrik ilişkilerin ortaya konabilmesi için uygulanan Johansen eşbütünleşme testi ve Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi sonuçlarına göre, seriler arasında herhangi bir eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Söz konusu değişkenler arasında asimetrik ilişkilerin varlığını belirlemek için ise Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testi ile Hatemi-J (2012) saklı nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Bu test sonuçlarına göre de seriler arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmamış, fakat Türkiye’de 1980-2015 döneminde ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında uzun dönemli “saklı” bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu görülmüştür. Asimetrik test sonuçlarından elde edilen bu bulgu diğer çalışmalardan farklı olarak ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin Türkiye’de saklı bir özellik gösterdiğini ifade etmektedir. Bu sonuç Türkiye’de fiyat düzeyinde yaşanan gelişmelerin ülkenin dışa açıklığından bağımsız olmadığını göstermektedir. Bu bulgudan hareketle ithalata dayalı bir büyüme modelinin ya da ithalata dayalı ihracat stratejisinin sürdürülmesi halinde ülkede enflasyonist gelişmelerin kaçınılmaz olacağı anlaşılmaktadır.

Kaynakça

- Adaçay, F.R. ve Islatince, H. (2013), *İktisadi Düşünceler Tarihi*, Ekin Yayınevi, 3. Baskı, Bursa.
- Alfaro, L. (2005), “Inflation, Openness, and Exchange-Rate Regimes: The Quest For Short-Term Commitment”, *Journal of Development Economics*, 77(1), 229-249.
- Araç, A. (2013), “Ekonominin Dış Ticarete Açıklık Derecesi ve Üretim/Enflasyon Ödünleme İlişkisi”, *Sosyoekonomi*, (1), 26-44.
- Bocutoğlu, E. (2016), *İktisadi Düşünceler Tarihi*, Ekin Yayınevi, 3. Baskı, Bursa.
- Bowdler, C. ve Malik, A. (2005), “Openness and Inflation Volatility: Cross-Country Evidence”, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford, *CSAE Working Paper Series*, (8).
- Bowdler, C. ve Nunziata, L. (2006), “Trade Openness and Inflation Episodes in the OECD”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(2), 553-563.
- Daniels, J., Nourzad, F. ve VanHoose, D. (2006), “Openness, Centralized Wage Bargaining and Inflation”, *European Journal of Political Economy*, 22(4), 969-988.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987), “Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.

- Evans, R. (2012), "Is Openness Inflationary? Policy Commitment and Imperfect Competitition", *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 1095-1110.
- Granato, J., Lo, M. ve Wong, M. (2007), "A Note on Romer's Openness-Inflation Relation: The Responsiveness of AS and AD to Economic Openness and Monetary Policy", *Journal of Applied Economics*, 39(2), 191-197.
- Granger, C.W.J. ve Yoon, G. (2002), "Hidden Cointegration", University of California at San Diego, *Economics Working Paper Series*, Department of Economics, UC San Diego.
- Güneş, Ş. ve Konur, M. (2013), "Türkiye Ekonomisinde Dışa açıklık ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Analiz", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Ekim, 7-20.
- Hacker, R.S. ve Hatemi-J, A. (2006), "Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application", *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Hanif, M. ve Batool, I. (2006), "Openness and Inflation: A Case Study of Pakistan", *MPRA Paper*, 10214.
- Hatemi-J, A. (2012), "Asymmetric Causality Tests with an Application", *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Hatemi-J, A. ve Irandoust, M. (2012), Asymmetric Interaction between Government Spending and Terms of Trade Volatility New Evidence from Hidden Cointegration Technique, *Journal of Economic Studies*, 39(3), 368-378.
- Jafari S.A., Ghaderi, S. ve Sanginabadi, B. (2011), "Openness and Inflation in Iran", *Munich Personal RePec Archive*, 52408, 42-49.
- Jafari, S.A., Ghaderi, S., Hosseinzadeh, R. ve Nademi, Y. (2012), "Openness and Inflation: New Empirical Panel Data Evidence", *Economic Letters*, 117(3), 573-577.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52, 169-210.
- Joshi, A. ve Acharya, D. (2010), "Inflation and Trade Openness: Empirical Investigation for India", *IUP Journal of Monetary Economics*, 8(1/2), 113-127.
- Lin, H. (2010), "Openness and Inflation Revisited", *International Research Journal of Finance and Economics*, 37, 40-45.
- Mukhtar, T. (2010), "Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan", *The Lahore Journal of Economics*, 15(2), 35-50.
- Neiss, K. (2001), "The Markup and Inflation: Evidence in OECD Countries", *The Canadian Journal of Economics*, 34(2), 570-587.

- Pang, L. (2011), “The Relationship between Trade Openness and Inflation Persistence in China”, *Economic Theory and Business Management*, 6.
- Romer, D. (1993), “Openness and Inflation: Theory and Evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 649-652.
- TCMB (2017), Elektronik Veri Dağıtım Sistemi <https://evds2.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 05.06.2017)
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- UNCTAD (2017), Unctad Statistics <http://unctadstat.unctad.org/EN/> (Erişim Tarihi: 05.06.2017)
- Utkulu, U. ve Kahyaoğlu, H. (2005), “Ticari ve Finansal Açıklık Türkiye’de Büyümeyi Ne Yönde Etkiledi?”, *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni*, 13.
- Yapraklı, S. (2007), “Ticari ve Finansal Dışa Açıklık ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki”, *Ekonometri ve İstatistik*, 5, 67-89.
- Yılcı, V. ve Bozoklu, Ş. (2014), “Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 14(2), 211-220.
- Zakaria, M. (2010), “Openness and Inflation: Evidence from Time Series Data”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 313-322.