

# İHRACAT-İTHALAT VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİLERİN BİLGİ YAYILMALARI ÇERÇEVESİNDE ANALİZİ: JOHANSEN VE PESARAN SINIR TESTİ UYGULAMASI\*

Pınar YARDIMCI\*\*

Doğan UYSAL\*\*\*

## Özet

Uluslararası mal ticaretinden kaynaklanan bilgi yayılmaları, gelişmekte olan ülkeler için ekonomik büyümenin kaynakları arasında görülmektedir. Modern büyüme teorileri ihracat ve ithalat yoluyla ortaya çıkan bilgi taşınmalarının ev sahibi ülkede teknolojik gelişme hızını artırarak ekonomik büyüme performansını olumlu yönde etkileyeceğini öne sürmektedir. Bu kuramsal çerçeveye dayalı olarak, çalışmada 1968-2002 döneminde dış ticaret ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiler eşbütünleşme analizine dayalı olarak incelenmektedir. Yıllık verilerin kullanılacağı bu çalışmada eş-bütünleşme için Johansen (maximum likelihood estimation) ve Pesaran sınır testi (bound test) tekniklerine başvurulmaktadır.

Johansen testinde bütün değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmalarına dikkat edilmesi gerekirken, sınır testinde açıklayıcı değişkenlerin I (1) ya da I (0) olup olmadıkları önemsenmeksizin eşbütünleşme testi yapılabilmektedir. Çalışmanın amacı, her iki yöntemle de uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak ve söz konusu eşbütünleşme teknikleri arasındaki benzerlik ve farklılıkları ortaya koymaktır. Johansen metodundan elde edilen hata düzeltme modeli analiz edilerek, açıklayıcı değişkenlerin zayıf dışsallık (weak exogeneity) durumları ortaya konacak ve buna göre sınır testi sonuçlarının değerlendirmeye alınıp alınmaması konusu tartışılacaktır.

**Anahtar Kelimeler:** Eş-bütünleşme, Johansen, Pesaran, Sınır Testi, Ekonomik Büyüme, Türkiye.

\* Bu çalışma 24-25 Mayıs 2007 tarihinde Malatya İnönü Üniversitesi, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresinde Bildiri olarak sunulmuştur.

\*\* Yrd.Doç.Dr., S.Ü. Taşucu Meslek Yüksek Okulu

\*\*\* Doç.Dr., S.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

### Abstract

Knowledge spillovers arise from foreign trade are assumed to be sources of economic growth of developing countries. New growth theories suggest that knowledge spillovers through export and import have positive impact on economic growth of home country accelerating technological progress. According to this theoretical framework, in this paper long-run relations between foreign trade and economic growth are analyzed in the form of cointegration method with the data covering the period from 1968 to 2002. This work uses annual data and Johansen (maximum likelihood estimation) and Pesaran's bound test techniques for cointegration based on time series econometrics.

Whereas in Johansen cointegration test it is required that all variables are I (1), bound test can be applied irrespective of the regressors are I (0) or I (1). The aim the paper is to investigate long-run relations of variables including analysis with each techniques and determine similarity and diversity of these cointegration methods. This analysis will be proceeded by, firstly formulating Vector Error Correction models from Johansen method, second testing weak exogeneity status of regressors and finally discussing bound test results comparing with Johansen results in terms of which method are applicable in such cases.

**Keywords:** Coentegration, Johansen, Pesaran, Bound Test, Economic Growth, Turkey.

### 1. Giriş

Dışa açık ekonomiler, teknolojik gelişmenin ortaya çıkmasında ülke içi kaynakların yetersizliği durumunda yabancı bilgi stoklarından sağlanacak akımlardan faydalanabilirler. Yeni (içsel) büyüme teorisinin açık ekonomi varsayımı altında geliştirdiği modeller, dış ticaretten doğan yayılmaları ele almaktadır. Dış ticaretin sağladığı üretim ve tüketim kazançlarının yanı sıra, yayılmaların varlığı durumunda ilave getiriler üretim sürecinde toplam faktör verimliliğini arttırmaktadır.

Bu yüzden, ülkelerin teknolojik gelişmişlik farklarının açıklanmasında dış ticaret hacmi ve dış ticaret politikalarının önemli rolü bulunmaktadır. Yeni büyüme yaklaşımının ileri sürdüğü temel fikir, ülkelerin dış ticaret yoluyla dünya bilgi stokundan faydalanmalarının mümkün olmasıdır. Çünkü, yüksek toplam faktör verimliliğini gerçekleştirme yeteneğini elde edebilmek, sermaye malları ve bilgiye harcama yapmayı gerektirmektedir. Her ikisi de maliyetli faaliyetlerdir. Teknolojik bilginin ülke içine getirilmesi (emilmesi) doğrudan yabancı yatırımlar, lisans, istişareler ve informal bilgi transferleri ile meydana gelmektedir. Uluslararası ticaret bu tür transferlerin hepsini kolaylaştırmaktadır (Howard, 1994). Dış ticaretin ekonomik büyümeye doğrudan katkısı bulunmakla birlikte; yeni büyüme modellerinin özellikle vurguladığı husus, yayılmaların ortaya çıkardığı dolaylı etkilerin verimlilik ve

büyüme oranlarında uzun dönem değişmelere neden olabileceğidir. Bu yayılmaların yenilikleri teşvik etmesi, bilginin emilimini ve yaparak öğrenme mekanizmalarını geliştirmesi beklenmektedir.

Yeni büyüme teorisi dış ticarete ilişkin modelleme yaparken, dış ticaretin benzer ya da farklı faktör donanımına sahip ülkeler arasında ayrıma giderek değişik sonuçlara ulaşmaktadır. Klasik üretim kaynakları yanında beşeri sermaye ve fiziksel sermayenin teknoloji üretimine tahsis edilen kısmı açısından, arz yönlü faktörler ülkelerin ihraç malları bileşim ve miktarını belirlemektedir. Gelişmekte olan ülkeler (GOÜ) işgücü-yoğun hizmetler, tarım ve imalat yönlü bir üretim yapısına sahiptirler. Karşılaştırmalı üstünlükler doğrultusunda, daha sermaye-yoğun mal ve hizmetleri ithal etmektedirler. Son grup mallar daha çok yatırım ve ara mallarını içerdiği için, gelişmekte olan ülkelerin büyümesi bu tür mal ve hizmetleri ithal etme imkanlarına bağlı olmaktadır (Krueger, 1998). Dolayısıyla GOÜ ve gelişmiş ülkeler (GÜ) arasındaki ticaret mekanizmaları ile benzer yapıda ülkeler arasındaki ticaret koşulları değişmektedir. Bu yönüyle teknolojik bilginin yayılma şekli, refah etkileri büyüme oranları açısından dış ticaretin ekonomik büyümeyi belirleme esasları farklılaşmaktadır.

Dış ticaretin ekonomik büyümenin açıklayıcısı olarak işlev görmesi politikaları önemli hale getirmektedir. Genel olarak bu politikalar, korumacı ve serbest nitelikteki stratejiler çerçevesinde uygun araçlar kullanılarak gerçekleştirilmektedir. İçsel büyümede korumacı politikaların seçici olması gerekmektedir. Çünkü piyasa bu tür teşviklere cevap vermektedir. Sektörler arası kaynak tahsisi değişmektedir. Diğer taraftan teoriden çıkarılan sonuçlar, ülkelerin dış ticaretten sağlayacağı yararların faktör donanımlarıyla ilgili olduğunu göstermektedir. Yayılmaların boyutları, ulusal düzeyde dış kaynaklı teknolojik bilgiyi kullanabilecek bilgi ve beşeri sermaye birikimine bağlı olmaktadır. AR-GE temelli içsel büyüme modellerinin büyük bölümünde yayılmaların otomatik olarak üretim sürecine yansıdığı varsayılmaktadır. Gerçekte GOÜ için yayılma mekanizmalarının yetersizliği en önemli sorundur. Teorinin test edildiği çalışmalarda da bu hususa dikkat çekilmektedir. İçsel büyüme teorisinin gündeme getirdiği uluslararası ekonomik ilişkiler ve büyüme performansları arasındaki bu olgular şöyle sıralanabilir (Grossman ve Helpman, 1990).

- Karşılaştırmalı üstünlükler, belirli ülkelerin bilgi üretiminde ve teknoloji-yoğun mal üretiminde ne çapta uzmanlaşacağını belirleyebilir.

- Büyük ölçekli bir dünya ekonomisi, araştırma başarılarından faydalanma fırsatları sağlayarak firmaların yeni teknoloji üretimine yatırım teşviklerini genişletebilir.

- İletişimin hızlı ve ucuz olduğu bir dünyada fikirler ve bilgi uluslararası sınırlar arasında çabukça yayılmaktadır. Ülkeler ticaret ortaklarından yayılan bu bilgilerden faydalanırken, diğer taraftan yatırımlarının bütün getirilerini alamayabilirler.

- Uluslararası sermaye piyasalarına girmek, bilgi sermayesi de dahil olmak üzere her türlü sermaye yatırımlarının finansmanı için fırsatları artırabilir.

Çalışmanın ilk bölümünde yeni büyüme modellerinde dış ticaret, dış ticaret politikaları, teknolojik gelişme ve GOÜ için teknolojik bilginin yayılma sürecinde dış ticaretin önemi gibi konulara ilişkin kısa bir literatür verilecektir. Devam eden kısımda ekonometrik analize geçilmektedir. İlk olarak Johansen ardından sınır testi yaklaşımına göre eşbütünleşme analizi yapılarak, sonuçlar karşılaştırılmaktadır. Sonuç bölümünde hem Türkiye’de ekonomik büyümenin söz konusu dönemde dış ticaret ve bilgi yayılmaları çerçevesinde değerlendirmesi yapılmakta hem de iki eşbütünleşme yönteminin uygulanmasında sonuçların değerlendirilebilirliğinin tartışması yapılmaktadır.

## 2. Yeni Büyüme Modellerinde Dış Ticarete İlişkin Literatür

Yeni büyüme yaklaşımının temelleri modern iktisat biliminin kurucusu olarak kabul edilen Adam Smith’e kadar uzanmaktadır. İçsel büyüme teorisi, A. Marshall (1890), A.Young (1928), Joseph Schumpeter (1934) ve K. Arrow’un (1962) katkılarından yararlanmıştır. Modern içsel büyüme teorisi ise, 1980’li yılların ortalarından itibaren neoklasik Solow büyüme modelinin sermayenin azalan getirisi ve dışsal teknolojik gelişme varsayımlarını ortadan kaldırarak, politikaların ekonomik büyüme üzerinde etkili olabileceği fikrini ortaya atmıştır. Zaman içerisinde teoriye çok sayıda kuramsal ve uygulamalı çalışma ile katkılar yapılmıştır. Romer (1986), Lucas (1988), Rebelo (1991) ve Barro’nun (1990) büyüme modellerinden oluşan birinci grup modellerde teknolojik gelişme dolaylı olarak, onun dışındaki bazı faktörlere ilişkin ekonomik faaliyetler sonucu ortaya çıkmaktadır. İkinci grup modellerin temel özelliği ise, teknolojik gelişmenin ayrı bir sektör tarafından doğrudan bu tür faaliyetlere yapılacak yatırımlarla sağlanabileceği fikrinin modelde yer alması ve bunların rekabetçi olmayan piyasalara dayalı işleme-

leridir. Bu grupta Romer (1990b), Grossman ve Helpman (1989) ve Aghion ve Howitt'in (1992) modelleri literatüre öncülük yapmışlardır (Ay ve Yardımcı, 2007).

Dış ticaretin yayılmalar (dışsalılıklar) yoluyla ekonomik performans üzerine etkisi, ticaretin aynı ve farklı faktör donanımına sahip ülkeler arasında yapılmasına bağlı olarak değişmektedir. Yeni büyüme teorisinde temelde sermaye-yoğun ve teknolojik gelişmeyi içselleştiren ülkelerin dış ticarete ilişkin politikalarının, ekonomik refahı nasıl etkileyeceği konusu üzerinde durulmaktadır. Ancak teorisinin ortaya atılmasından sonra GOÜ için dış ticaretin sağlayacağı ekonomik faydalar, özellikle yaparak öğrenme ve yayılmalar şeklinde modellenmiştir.

Rivera-Batiz ve Romer (1991a) benzer yapıda iki gelişmiş ekonominin, mal ve bilgi akımları ticareti yoluyla daha fazla ekonomik bütünleşmeye gitmelerinin, dünya çapında ekonomik büyüme oranında artışa neden olabileceğini belirtmiştir. Rivera-Batiz ve Romer'in (1991) modeli, teknolojik üretim donanımı benzer olan ülkelerin mal ticareti yanında bilgi akımlarını serbestleştirmelerinden doğacak yayılmaların yenilikleri teşvik ederek uzun dönem ekonomik büyüme oranını arttıracığını öngörmektedir. Rivera-Batiz ve Romer (1991b) ise, AR-GE sektörü ve imalat sektörüne sahip olan iki benzer faktör donanımlı ülkenin, dış ticarete getirecekleri sınırlamaların büyüme oranlarını azaltacağını göstermektedirler. O halde modele göre, uluslararası piyasalarda AR-GE yapan firmaların yenilik teşviklerini ortadan kaldıracak ticaret kısıtlamaları, dünya bilgi stokunun büyüme oranını düşürerek ekonomik büyüme oranlarını olumsuz etkileyecektir.

Young'un (1991) yaparak öğrenme modelinde serbest ticarete geçişle birlikte teknolojik açıdan gelişmiş bir ülke ile onun gerisinde yer alan bir ülke arasında, teknolojik gelişme ve büyüme oranlarının büyük ölçüde GÜ lehine değişeceğini ifade etmektedir. Young (1991) II. Dünya Savaşı sonrasında küçük nüfuslu bazı Doğu Asya ülkelerinin yaşadığı teknolojik gelişme ve yapısal değişimi bu model çerçevesinde değerlendirmektedir. Söz konusu ülkeler hızlı bir yaparak öğrenme süreci ile gelişmiş ülkelere yaklaşırken, GOÜ onların geride bıraktığı endüstrilerde kalmışlardır. Grossman ve Helpman (1991) dış ticaret rejimine ilişkin politikaların ekonomik büyüme oranını etkilediğini göstermektedir. Mal ticaretinin bilgi akımlarına yol açarak yayılmalar yoluyla ulusal teknoloji geliştirme çabalarını teşvik etmektedir. Gümrük tarifeleri ya da kotalar gibi koruma araçlarının yarattığı daraltıcı etkiler bu yayılmalar nedeniyle telafi edilmektedir. Dış ticarete açılma iki

şekilde sonuç vermektedir. İlk olarak, ticaret yabancı işadamları ve piyasalarla ilişkileri teşvik etmekte ve bu yolla ortaya çıkan yayılma ulusal ekonomiye fayda sağlamaktadır. İkincisi, ticaret ulusal AR-GE için teşvikleri arttırmaktadır (Grossman ve Helpman, 1991). İthalat ya da ihracatı artırıcı politikalar uluslararası piyasalarla olan ilişkileri geliştireceği için bilgi birikimi ve büyümede hızlanmalar görülecektir. Böylece bir ülkenin dış ticarete açıklık derecesi onun durağan duruma ulaşma hızını belirleyecektir.

Yaparak öğrenmenin yol açtığı dışsallıklar GOÜ’de dış ticaretin ekonomik büyümeye katkısını arttırabilir. Chuang (1998) GOÜ için bunun nasıl mümkün olabileceğini gösteren bir model sunmaktadır. Model iki kritik vurgulama yapmaktadır. İlki, hem ithalat hem de ihracat ekonomik büyüme için önemlidir. İkincisi, dış ticarete açılma büyümenin hızlanması için gerekli fakat yeterli değildir. Chuang (1998) dış ticarete açılmayla birlikte, ülkelerin mevcut kaynak donanımlarına (karşılaştırmalı üstünlükler) göre uzmanlaşmaya gittiklerini ve bu nedenle üretim yapısının işgücü-yoğun hale geldiğine işaret etmektedir. Halbuki ülkenin teknolojik gelişmesi açısından ihraç ettiği malların da teknoloji-yoğun olması gerekmektedir. Öğrenme, bir ülkenin yeni mallar üretmesini sağlar ve bu yüzden özgün mallar ihraç etmesine imkan verir. Özgün malların ihracı, sonradan yeni yetenekler ve deneyimlerin özümsemesine yol açar ve böylece ulusal teknolojinin kalitesini daha da yükseltmek için faydalı olan yeni teknolojilere talep yaratır. Ardından bu etki ulusal üretimi elverişli hale getirecek teknik olarak gelişmiş malların ithalatı için duyulan ihtiyacı hızlandırır ve uluslararası rekabet edilebilirliği artırır (Chuang, 1998). Bu sürecin gerçekleşebilmesi, ticareti yapılan malların niteliği ve ülkelerin ticaret ortakları ile teknolojik gelişmişlik farklarına bağlı görülmektedir. Çünkü teknoloji-yoğun malların öğretici özelliği daha fazladır. Ayrıca ticaret ortaklarının teknoloji kapasiteleri ne kadar yüksek olursa, öğrenme etkisi o kadar hızlı gerçekleşecektir. Chuang (2002) 1960-1985 döneminde 78 ülkeyi kapsayan çalışmasında ise, dış ticarettten kaynaklanan öğrenme etkilerini incelemiş ve bunun teknolojik gelişme ve ekonomik büyümeyi olumlu etkilediğini bulmuştur. Ancak bu etkinin ortaya çıkmasının, ticareti yapılan malların niteliği ile ticaretin yapıldığı ülkeye bağlı olduğu görülmüştür.

Coe ve Helpman (1995) bir ülkenin verimlilik seviyesinin kendi AR-GE sermaye stoku kadar yabancı AR-GE sermaye stokuna bağlı olduğunu ve dış ticaretin yabancı AR-GE stoklarından faydalanmak için önemli bir faaliyet olduğunu göstermektedirler. Çalışmadan çıkan sonuçlara göre, dışa açık

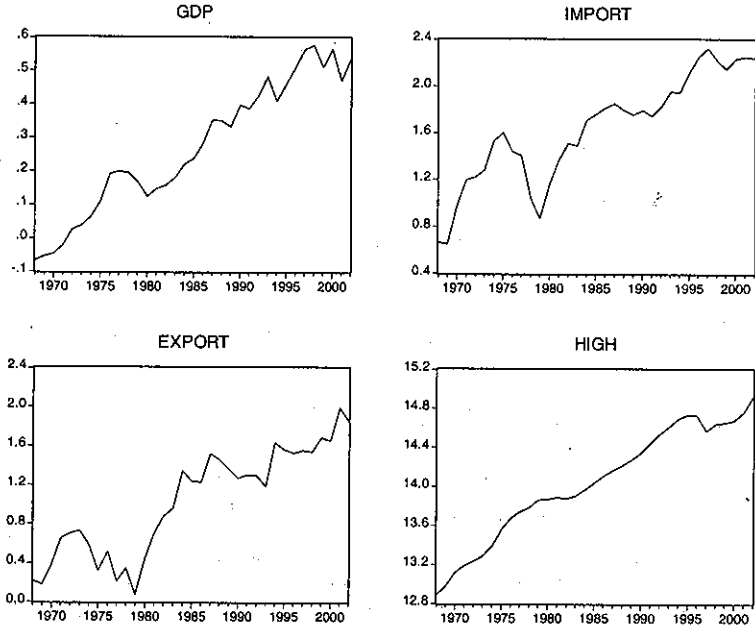
ve küçük olan OECD ülkelerinin yabancı AR-GE ile ilgili verimlilik esneklikleri yüksek görülürken, büyük ülkelerin (özellikle G7 ülkeleri) ulusal AR-GE sermaye stoku ile ilgili verimlilik esneklikleri daha büyük değerler almaktadır. Burada dışa açıklık göstergesi toplam ithalattır ve ithalatın bileşimi konusunda bir ayrıma gidilmemektedir. İthalatın payı ve ticaret yapılan ülkelerin AR-GE stokunun yüksek olması halinde bu durum dış ticaretin TFFV'ne katkısının daha büyük olacağı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla teknolojik bilginin yayılma düzeyini bu değişkenler arasındaki ilişkiler belirlemektedir.

### 3. Analizde kullanılan Değişkenler ve Modelin Belirlenmesi

Bağımlı değişken olarak 1968-2002 dönemine ait kişi başına GSYİH (GDP) alınmıştır. Cari fiyatlarla TL cinsinden GSYİH önce GSYİH deflatörü ile reel hale getirilmiş ve yıl ortası nüfus verilerine bölünerek reel kişi başına GSYİH serisi elde edilmiştir. Dış ticaretle ilgili ithalat ve ihracat verilerinin oluşturulmasında, bilgi ve teknoloji yayılmalarının etkisini temsil etmesi açısından AR-GE faaliyeti yüksek olan ülkelere yapılan ithalat ve ihracat esas alınmıştır. Bu amaçla OECD'nin STI Scoreboard adlı yayınında 2003 yılı itibarıyla AR-GE yoğunluğu sıralamasında ilk on ülke içinde yer alan, ABD, İsviçre, Japonya, İsveç, Fransa, Almanya'dan yapılan ithalatın GSYİH'ya oranı (IMPORT) hesaplanmıştır. Dolar cinsinden olan ithalat rakamları döviz kurları kullanılarak TL'ye çevrilmiş daha sonra GSYİH deflatörü ile reel hale getirilmiştir. Aynı şekilde ABD, İsviçre, Japonya, Fransa, Almanya'ya yapılan ihracatın GSYİH içindeki payı (EXPORT) hesaplanmıştır. Beşeri sermaye (*H*) değişkeni olarak lisede<sup>1</sup> (*HIGH*) kayıtlı öğrenci sayıları analize dahil edilmektedir. GDP, IMPORT, EXPORT ve *HIGH* verileri DIE'nin<sup>2</sup> İstatistik Göstergeler 1923-2002 adlı yayınından alınmıştır. Şekil 1'de bütün serilerin logaritmik olarak gelişimi verilmiştir.

<sup>1</sup> Genel lise ile mesleki ve teknik liselerde okuyan öğrenci sayılarının toplamından oluşturulmuştur.

<sup>2</sup> Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)



**Şekil 1.** Serilerin Logaritmik Gelişimi

Bu değişkenler yardımıyla Türkiye’de 1968-2002 döneminde ihracat-ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri ortaya koyabilmek için iki ayrı model tahmin edilmektedir. İthalat ve ihracatın rolünü ayrı ayrı ortaya koymak amacıyla oluşturulan modeller hem Johansen testi hem de Peseran sınır testi için şu şekilde ele alınmaktadır:

Model 1:

$$\ln GDP = a + \ln HIGH + \ln IMPORT + u_t \quad (1)$$

Model 2:

$$\ln GDP = a + \ln HIGH + \ln EXPORT + u_t \quad (2)$$

$\ln GDP$ ’in bağımlı değişken olarak alınmasında, giriş bölümünde ifade edildiği gibi önsel teorik bir bilgidен hareket edilmektedir. Ekonomik refah seviyesinin eğitim ve dış ticaretten ortaya çıkan dışsallıklar ile uzun dönemli bir ilişkisi olması beklenmektedir. Bu ilişkinin yönünün eğitim ve dış ticaretten ekonomik büyümeye doğru olması öncelikli olarak teoriye uygun düşecektir.



#### 4. Johansen Eşbütünleşme Analizi

Johansen (1988, 1991) ve Johansen ve Juselius'ın (1990) çalışmalarına dayanan bu yöntemde, incelenen değişkenler arasında bir ilişkinin var olup olmadığı bir dizi koşulun yerine getirilmesi ile araştırılabilmektedir. Öncelikle serilerin aynı dereceden bütünlük olması şartı bulunmaktadır. Bunun için analize başlamadan önce birim kök testlerinin yapılması gerekmektedir. Bu yöntem başlangıçta uygun bir gecikme uzunluğuyla oluşturulacak VAR modeli ile eş-bütünleşme vektörünün<sup>3</sup> tahminine dayanmaktadır (Harris ve Sollis, 2003, 109-115). VAR modeli Sims (1980) tarafından içsel değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri herhangi bir önsel sınırlama olmaksızın tahmin etmek amacıyla kullanılmıştır.

Serilerin durağanlık yapısı uygulanacak zaman serisi yöntemleri açısından önem taşımaktadır. Düzeyde durağan bulunan seriler için düzey verilerle standart VAR (Vector Autoregressive) analizi uygulanabilirken, "serilerin birinci dereceden durağan olması ve aralarında eş-bütünleşme bulunmaması halinde, birinci farkları ile standart VAR analizi yapılabilmektedir" (Enders, 2004, 287). Granger'e (1988) göre, seriler arasında eş-bütünleşme olması en azından bir yönlü nedensellik ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Eş-bütünleşme durumunda bu ilişkilerin hata düzeltme (Vector Error Correction) modeli ile analiz edilmesi gerekmektedir.

##### 4.1. Birim Kök Testleri

Durağanlık testlerinde kullanılan çok sayıda yöntem bulunmaktadır. Bunlardan Dickey-Fuller (DF) ve genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) uygulamada en çok başvurulan yöntemlerin başında gelmektedir. ADF testi DF denklemlerine bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin ilave edilmesiyle yapılmaktadır. Test denklemi şöyledir (Gujarati, 2003, s.817):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

<sup>3</sup> Johansen eşbütünleşme testinde eşbütünleşen vektör (ler) sayısını bulmak için kullanılan olabilirlik oranı istatistikleri şöyledir:

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

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

$t$  zamanı göstermektedir. Denklemden  $\delta = 0$  olup olmadığı test edilmektedir. Boş hipotez  $\delta = 0$  dır. Yani  $Y_t$  serisi birim kök içermektedir. Boş hipotez reddedilirse serinin durağan olduğu, kabul edilirse serinin durağan olmadığı sonucuna varılmaktadır. Tablo 1’de GDP, EXPORT ve HIGH serilerinin yüzde 1 ve IMPORT serisinin ise yüzde 5 düzeyinde birim kök içerdikleri görülmektedir.<sup>4</sup> Diğer taraftan bütün serilerin birinci farkları durağan bulunmaktadır.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Testleri**

| DEĞİŞKEN | Düzyey |                | Birinci Fark |                |
|----------|--------|----------------|--------------|----------------|
|          | Sabit  | Trend ve Sabit | Sabit        | Trend ve Sabit |
| GDP      | -1.08  | -2.81          | -6.95 *      | -6.95 *        |
| EXPORT   | -1.01  | -2.53          | -7.06 *      | -6.93 *        |
| IMPORT   | -1.70  | -3.84 **       | -4.23 *      | -4.26 *        |
| HIGH     | -1.84  | -2.13          | -2.81 *      | -3.15 *        |

\* % 1 düzeyinde MacKinnon (1996) kritik değerlerine göre birim kökün varlığı reddedilmektedir.

\*\* % 5 düzeyinde MacKinnon (1996) kritik değerlerine göre birim kökün varlığı reddedilmektedir

**Not:** Sabitli %1 ve %5 kritik değerler, sırasıyla - 3.63 ve - 2.95; sabit ve trendli %1 ve %5 kritik değerler, sırasıyla - 4.25 ve - 3.54’dir.

ADF gibi geleneksel birim kök testleri serilerde yapısal kırılmaların varlığında yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. I (1) gibi görünen serilerin yapısal kırılma dikkate alındığında durağan oldukları görülebilmektedir. Ayrıca gözlem sayısının düşük olması birim kök testlerinin güvenilirliğini azaltmaktadır. Perron (1989) bu alanda birim kök literatürüne önemli bir katkı yapmıştır. Kırılma yılının önceden bilindiği varsayımıyla (dışsallık) hareket eden Perron (1989), ADF testinde fark durağan çıkan serilerin kırılma ile birlikte aslında durağan çıktığını göstermiştir. Bu analizdeki serilerin logaritmik gelişimleri Şekil 1’de görülmektedir. Grafiklere bakıldığında GDP, EXPORT ve IMPORT serilerinde 1980<sup>5</sup> yılı için önemli bir kırılmanın varlığı hakkında ipuçları elde edilmektedir. 1980 yılında kırılma olduğu kabul edildiğinde, serilerin birim kök içerip içermediklerine bakılarak ADF testi sonuçlarını desteklemesi beklenmektedir.

<sup>4</sup> Çalışmadaki ekonometrik analizler, E-views 5.1 ve Microfit 4.0 programları ile yapılmıştır.

<sup>5</sup> 1980 yılı Türkiye ekonomisi için dış ticaret politikasındaki önemli bir değişmeyi ve ekonomik krizi temsil etmesi açısından ele alınmıştır.

Perron (1989) testinde üç ayrı modele göre (A, B, C) tahmin yapılmaktadır. Tablo 2'de her üç modele göre tahminler yapılmıştır. Burada  $DU$  ve  $DT^6$  değişkenleri sırasıyla sabitteki bir değişmeyi ve eğimdeki bir kaymayı ifade eden gölge değişkenlerdir.  $t$  ise trendi göstermektedir. Bu nedenle A modeli sabitteki bir kırılmayı, B modeli eğimdeki bir kırılmayı ve C modeli ise her ikisinin birlikte etkilendiği bir yapıyı analiz etmektedir. Denklemlerdeki gecikme sayıları ( $k$ )  $\hat{c}_i$  ile ifade edilen katsayıların istatistiksel anlamlılığına göre belirlenmektedir. Gözlem sayısının yetersiz olması nedeniyle, Perron'un (1989) maksimum 8 olarak başladığı gecikme sayısından farklı olarak, burada maksimum  $k$  değeri 3 olarak alınmıştır. Bu gecikme sayısından başlayarak denklemler tahmin edilir ve anlamlı katsayı bulununcaya kadar gecikme azaltılır. Anlamlı katsayı elde edilemez ise gecikme sayısı 0 olarak alınmaktadır.

**Tablo 2: Perron (1989) Birim Kök Testleri**

**a) A Modeli** 
$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{d}DT_t + \hat{\beta}t + \hat{a}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t.$$

| Değişken | k | $\hat{\mu}$ | $t_{\hat{\mu}}$ | $\hat{\theta}$ | $t_{\hat{\theta}}$ | $\hat{d}$ | $t_{\hat{d}}$ | $\hat{\beta}$ | $t_{\hat{\beta}}$ | $\hat{a}$ | $t_{\hat{a}}$ |
|----------|---|-------------|-----------------|----------------|--------------------|-----------|---------------|---------------|-------------------|-----------|---------------|
| GDP      | 0 | -0.01       | -0.63           | 0.00           | 0.08               | -0.02     | -0.51         | 0.00          | 1.94              | 0.56      | -2.49         |
| EXPORT   | 0 | 0.13        | 1.83            | 0.29           | 2.22               | -0.11     | -0.54         | 0.01          | 1.49              | 0.53      | -3.17         |
| IMPORT   | 3 | 0.55        | 3.42            | -0.03          | -0.35              | 0.02      | 0.17          | 0.02          | 2.67              | 0.34      | -3.42         |
| HIGH     | 1 | 3.10        | 2.74            | -0.00          | -0.17              | 0.00      | 0.05          | 0.01          | 2.51              | 0.77      | -2.70         |

**b) B modeli** 
$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{\gamma}DT_t + \hat{\beta}t + \hat{a}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t.$$

| Değişken | k | $\hat{\mu}$ | $t_{\hat{\mu}}$ | $\hat{\theta}$ | $t_{\hat{\theta}}$ | $\hat{\gamma}$ | $t_{\hat{\gamma}}$ | $\hat{\beta}$ | $t_{\hat{\beta}}$ | $\hat{a}$ | $t_{\hat{a}}$ |
|----------|---|-------------|-----------------|----------------|--------------------|----------------|--------------------|---------------|-------------------|-----------|---------------|
| GDP      | 0 | -0.01       | -0.44           | -0.00          | -0.07              | -0.00          | -0.04              | 0.00          | 1.34              | 0.57      | -2.34         |
| EXPORT   | 0 | 0.37        | 2.77            | 0.41           | 3.17               | 0.03           | 2.14               | -0.01         | -1.03             | 0.41      | -4.07         |
| IMPORT   | 3 | 0.83        | 3.20            | 0.10           | 0.76               | 0.02           | 1.28               | -0.00         | -0.07             | 0.35      | -3.49         |
| HIGH     | 1 | 4.33        | 2.91            | -0.02          | -0.71              | -0.00          | -1.21              | 0.02          | 2.19              | 0.67      | -2.85         |

<sup>6</sup>  $DU=1$ , eğer  $t > T\lambda$  diğer durumda 0 ve  $DT=t - T\lambda$ , eğer  $t > T\lambda$  diğer durumda 0 değerini almaktadır.  $T\lambda$  kırılma yılını temsil etmektedir.

$$c) \text{ C Modeli } y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{a}D(TB)_t + \hat{\gamma}DT + \hat{\beta}t + \hat{a}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t$$

|        | k | $\hat{\mu}$ | $t_{\hat{\mu}}$ | $\hat{\theta}$ | $t_{\hat{\theta}}$ | $\hat{a}$ | $t_{\hat{a}}$ | $\hat{\gamma}$ | $t_{\hat{\gamma}}$ | $\hat{\beta}$ | $t_{\hat{\beta}}$ | $\hat{a}$ | $t_{\hat{a}}$ |
|--------|---|-------------|-----------------|----------------|--------------------|-----------|---------------|----------------|--------------------|---------------|-------------------|-----------|---------------|
| GDP    | 0 | -0.01       | -0.48           | 0.00           | 0.01               | -0.02     | -0.51         | -0.00          | -0.13              | 0.00          | 1.37              | 0.55      | -2.36         |
| EXPORT | 0 | 0.39        | 2.85            | 0.46           | 3.16               | -0.14     | -0.75         | 0.03           | 2.18               | -0.01         | -1.06             | 0.36      | -4.00         |
| IMPORT | 0 | 0.45        | 3.35            | 0.16           | 1.79               | 0.04      | 0.30          | 0.01           | 1.66               | -0.01         | -0.88             | 0.71      | -2.39         |
| HIGH   | 1 | 4.35        | 2.84            | -0.02          | -0.69              | 0.00      | 0.06          | -0.00          | -1.19              | 0.02          | 2.14              | 0.67      | -2.78         |

#### d) Kritik Değerler\*

|                                    | % 1      | % 2.5 | % 5   |       |
|------------------------------------|----------|-------|-------|-------|
| $\lambda = 13/35 = 0,37 \cong 0,4$ | A Modeli | -4.34 | -4.01 | -3.72 |
|                                    | B Modeli | -4.55 | -4.20 | -3.94 |
|                                    | C Modeli | -4.81 | -4.48 | -4.22 |

Not:\* Kritik değerler Perron (1989) sayfa 1376 ve 1377'de Tablo IV.B, V.B ve VI.B'den alınmıştır.

Birim kökün varlığı, boş hipotezler A modeli için  $a = 1, \beta = 0, \theta = 0$ , B modeli için  $a = 1, \gamma = 0, \beta = 0$  ve C modeli için  $a = 1, \gamma = 0, \beta = 0$  ile test edilmektedir. Bu değerlere göre boş hipotez serinin birim kök içerdiğini ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise kırılmanın var olması halinde seride birim kök olmadığını yani serilerin durağan olduğunu gösterecektir. O halde boş hipotezin reddi serinin durağan olmadığına işaret edecektir. Tablo 2'de tahmin edilen modellerde kritik değerler (d) panelinde verilmektedir.  $t_{\hat{a}}$  değeri mutlak değer olarak tablo değerlerini aşarsa boş hipotez reddedilmektedir. Kritik değerler esas alındığında, her üç modele göre de GDP, IMPORT ve HIGH serileri yüzde 5 düzeyinde birim kök içermektedir. EXPORT serisi ise B ve C modelinde yüzde 2.5 düzeyinde birim kök içermektedir. ADF ve Perron (1989) birim kök testleri bütün serilerin düzeyde durağan olmadıklarını göstermektedir.

## 4.2. Johansen Testi Tahmin Sonuçları

VAR modelini oluştururken uygun gecikmenin belirlenmesi önemlidir. EXPORT modelinde<sup>7</sup> SIC (Schwarz Information Criteria), AIC (Akaike

<sup>7</sup> Her iki modelin seçilen gecikmeye göre spesifikasyon değerleri içi Ek 1'e bakınız. Modellerin VAR yapılarında birim köklerin durağanlığı da sağlanmaktadır.

Information Criteria), ve LR (likelihood ratio) testleri sırasıyla 1, gecikme değerini vermektedir. Ancak bu gecikmede modelde hem otokorelasyon hem de normallik değerinde sorun görüldüğünden bu model için 2 gecikme tercih edilmiştir. IMPORT modelinde ise, SIC, AIC ve LR istatistiklerinin işaret ettiği 1 gecikmede, herhangi bir model tanımlama (spesifikasyon) sorunu bulunmamıştır. Bu nedenle 1 gecikmeye göre VAR modeli içinde eşbütünlük testi uygulanmıştır.

**Tablo 3:** Johansen Eşbütünlük Test Sonuçları

|                          | Trace           | Eigenvalue | Trace Testi<br>Kritik<br>Değerleri<br>(%5) | Maximum<br>Eigenvalue<br>Testi Kritik<br>Değerleri (%5) |
|--------------------------|-----------------|------------|--|---|
| ln HIGH ln IMPORT ln GDP | VAR gecikme = 1 |            |  |   |
| r = 0                    | 51.79*          | r = 0      | 51.79*                                     | r = 0   |
| r = 1                    | 21.92           | r = 1      | 21.92                                      | r = 1   |
| ln HIGH ln EXPORT ln GDP | VAR gecikme = 2 |            |  |   |
| r = 0                    | 53.45*          | r = 0      | 53.45*                                     | r = 0   |
| r = 1                    | 21.81           | r = 1      | 21.81                                      | r = 1   |

**Not:** \* istatistiğin % 5 seviyesinde anlamlı göstermektedir.

Tablo 3'te her iki modelde de eşbütünlüğün varlığı trace ve eigenvalue istatistiklerine göre doğrulanmakta ve aynı zamanda 1 eşbütünlük vektörü olduğu da görülmektedir. Eşbütünlük vektörü GDP için normalize edildiğinde, sonuçlar şu şekilde bulunmuştur.

**Model 1:**

$$\ln GDP = 10.698a + 0.75 \ln HIGH + 0.96 \ln IMPORT + u_t \quad (4)$$

(3.298)                      (6.329)

**Model 2:**

$$\ln GDP = 2.347a + 0.17 \ln HIGH + 0.17 \ln EXPORT + u_t \quad (5)$$

(4.931)                      (5.100)

<sup>8</sup> Parantez içindeki rakamlar t istatistikleridir.

Yeni büyüme teorisinin öngördüğü gibi, dış ticaret değişkenleri ve eğitim düzeyi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişki bulunmuş ve bu ilişkinin yönü her iki modelde de pozitif olarak tahmin edilmiştir. Açıklayıcı değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer taraftan Johansen metodu hem uzun dönem katsayıları hem de ayarlanma katsayıları üzerine kısıtlar konularak testler yapılabilmesine ve buradan bazı politika çıkarımları yapılabilmesine imkan vermektedir. Dolayısıyla 4 ve 5 nolu denklemlerde yer alan katsayıları bu haliyle yorumlamak yerine, öncelikle ifade edilen testleri yapıp bunlara göre modeli yeniden tahmin etmek daha sağlıklı olacaktır.

Örneğin GDP bağımlı değişken olacak şekilde normalize edildiğinde ayarlanma katsayıları üzerine yapılacak kısıt testleri, hem normalizasyonun doğruluğunu hem de nedenselliğin yönünü ortaya koymak açısından önemli görülmektedir. Bu durum ayrıca VAR modelinde denklemin sağ tarafında kalan değişkenlerin dışsallık<sup>9</sup> durumlarını ortaya koymaktadır. Bu test o halde teknik olarak bir VAR modelinde içsel olduğu varsayılan her bir değişkenin içsel olup olmadığının sınanmasıdır. Sağ taraftaki değişkenlerin zayıf dışsal bulunması, çok denklemlili bir sistem yaklaşımı değil de, denklemin sol tarafındaki bağımlı değişkenin içsel, sağ taraftaki değişkenlerin zayıf dışsal olduğu bir tek denklemlili eşbütünleşme testinin sonuçlarını güvenilir kabul etmek gerektiğini gösterir (Enders, 2004, 368-372). Sistemde yer alan değişkenlerin zayıf dışsallığı aynı zamanda politika öngörülerini açısından da önem taşımaktadır. Değişkenlerin sistem içinde birbirlerinden etkileniyor olmaları için zayıf dışsal oldukları şeklindeki boş hipotezin reddedilmesi gerekmektedir. Zayıf dışsal değişkenin uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinde bir rolü olmadığı için sonuçlardan sadece kısa dönemli politika çıkarımı yapılabilir.

Politika açısından ayrıca zayıf dışsal bir değişken, değişkenlerin dengeden uzaklaştıklarında, tekrar dengeye gelmelerinde bir rolü olmadıklarını da gösterir. Yani söz konusu değişken bir politika değişkeni değildir. Ayrıca ayarlanma katsayılarının büyüklüğü ayarlanma sürecinin hızını belirtmektedir. Normalize edildiği zaman bağımlı değişkeninin ayarlanma katsayısı hata düzeltme katsayısı olarak (ECM-error correction model) ifade edilir. Eşbütünleşme vektöründeki bir değişkenin zayıf dışsal olması demek, o değişkenin ayarlanma katsayısının sıfır olması demektir. Diğer bir ifadeyle bu değişken uzun dönem ilişkiler içinde herhangi bir bilgiye sahip değildir.

<sup>9</sup> Eşbütünleşme ve dışsallık üzerine ayrıntılı bilgi için Engle, vd. (1983) ile Ericsson, vd. (1998) nin çalışmalarına başvurulabilir.

Tablo 4'te görüldüğü gibi EXPORT modelinde her iki açıklayıcı değişken de zayıf dışsal bulunmuştur. Buna göre yeniden tahmin edilen VEC modelinde uzun dönem katsayıları HIGH için 0.14 ve EXPORT için 0.20 şeklindedir. Bu katsayılar anlamlıdır. HIGH ve EXPORT'taki yüzde 1'lik artış, GDP'yi sırasıyla yüzde 0.14 ve 0.20 şeklinde arttırmaktadır. Ancak açıklayıcı değişkenlerin zayıf dışsal olması bu modelin bir sistem yaklaşımı yanında tek denklemlerli bir eşbütünlük yöntemi ile de tahmin edilebileceğini göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının 1'den küçük olması (-0.63) sistemin dengeli olduğunu, negatif işaretli olması da dengeden sapmanın olması halinde tekrar dengeye doğru hareketin olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır (Bozkurt, 2007, 166). Ayrıca bu katsayının değeri düzeltme işleminin yaklaşık 1.5 yıl gibi oldukça kısa bir dönemde (verilerin yıllık olduğu düşünüldüğünde) tamamlandığını göstermektedir ( $1 / 0.630074 = 1.58$  yıl).

**Tablo 4:** Uzun Dönem Eşbütünlük ve Ayarlanma Katsayıları - Zayıf Dışsallık Testi

|                               |                               | D (HIGH)   | D (EXPORT)       | D (GDP)          |
|-------------------------------|-------------------------------|------------|------------------|------------------|
| EXPORT Modeli                 | Ayarlanma Katsayıları (alpha) | -0.237704  | 0.646261         | -0.630074        |
|                               |                               | [-0.98919] | [ 0.75810]       | [-4.68408]       |
|                               | LR testi $\chi_2$             | 0.975      | 0.654            | 14.892           |
|                               |                               | (0.323)    | (0.418)          | (0.000) <i>a</i> |
| Uzun Dönem Katsayıları (Beta) | 0.149584                      | 0.201818   | 1                |                  |
|                               | [4.65680]                     | [6.25241]  |                  |                  |
|                               |                               | D (HIGH)   | D (IMPORT)       | D (GDP)          |
| IMPORT Modeli                 | Ayarlanma Katsayıları (alpha) | 0.031176   | 0.455257         | -0.150254        |
|                               |                               | [ 0.46274] | [ 3.16318]       | [-3.63124]       |
|                               | LR testi $\chi_2$             | 0.194      | 6.741            | 9.482            |
|                               |                               | (0.659)    | (0.009) <i>a</i> | (0.002) <i>a</i> |
| Uzun Dönem Katsayıları (Beta) | 0.682994                      | 0.952319   | 1                |                  |
|                               | [3.08085]                     | [6.38452]  |                  |                  |

**Not:** [\*\*] değerleri ayarlanma katsayıları ve uzun dönem katsayıları için t istatistiklerini, (\*\*) içindeki değerler de ayarlanma katsayılarının LR istatistikleri için olasılık (probability) değerlerini vermektedir. Boş hipotez: değişken zayıf dışsaldır. *a* Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio) testinin %1 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

IMPORT modelinde ise, sadece HIGH değişkeni zayıf dışsal çıkmaktadır. HIGH ve IMPORT'taki yüzde 1'lik artış, GDP'yi sırasıyla yüzde 0.68 ve 0.95 şeklinde arttırmaktadır. İthalatın zayıf dışsal bulunmaması GDP ile aralarında çift yönlü bir etkileşimin olabileceğine işaret etmektedir. Dolayısıyla bu modelin sistem yaklaşımını esas alan bir eşbütünleşme metodu ile tahmin edilmesinin daha doğru olacağı düşünülebilir. Hata düzeltme katsayısının (- 0.15) işareti doğru olmasına rağmen, ayarlanma hızının düşük olduğu görülmektedir ( $1 / 0.150254 = 6.65$  yıl). Her iki model de, beşeri sermaye ve ithalat-ihracat değişkenlerinin uzun dönemde kişi başına GSYİH'yi pozitif yönde etkilemesi ve pozitif dışsallıkların olduğunu göstermesi bakımından ekonomik büyüme teorisini destekler yönde bir sonuç üretmiştir. Ayrıca bağımlı değişkenin (GDP) içsel olduğu ve model tarafından belirlendiğinin tespiti yapılmıştır. Bununla birlikte politika değişkeni olma (target variable) ve zayıf dışsallık açısından düşünüldüğünde, ithalat değişkeninin diğer açıklayıcı değişkenlere göre daha fazla önceliğe sahip olduğu söylenebilir.

### 5. ARDL<sup>10</sup> Modeli Eşbütünleşme Yaklaşımı (Sınır Testi)

ARDL modeli, eşbütünleşme testlerinde serilerin durağanlık özelliklerinin önceden belirlenmesine ilişkin güçlükleri ortadan kaldırarak uzun ve kısa dönemli ilişkilerin varlığının analiz edilmesini sağlamaktadır. Serilerin bazılarının düzeyde bazılarının da birinci farklarında durağan olmaları halinde çok değişkenli bir modelde eşbütünleşme analizi bu yöntemle yapılabilir. Pesaran ve Shin (1997)'in yaptıkları çalışmada iki aşamalı bir strateji izlemektedirler. ARDL modelinde ilk olarak AIC veya SIC'ne göre bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikme sayıları (lag order) belirlenmekte, daha sonra bu sıralamaya göre elde edilen modelden uzun dönem katsayıları ve onların standart hataları tahmin edilmektedir. Monte Carlo sonuçları güçlü şekilde bu iki aşamalı tahmin prosedürü lehinde olduğuna işaret etmektedir ve bu strateji açıklayıcı değişkenlerin I (0) ya da I (1) olup olmasıyla ilgili olmaksızın, ele alınan modelin içsel açıklayıcı değişkenlere sahip olsa bile çalışıyor görünmektedir. (Pesaran ve Shin, 1997).

Pesaran, vd., (2001), hata düzeltme mekanizmasına dayanan bir modelde standart Wald ya da F test istatistiği ile denklemdaki gecikmeli değişkenlerin anlamlılığını sınıadıkları bir yöntemle eşbütünleşme analizi yapmaktadırlar. Yöntemde Monte Carlo deneyleriyle açıklayıcı değişkenlerin I (0) ya

<sup>10</sup> Autoregressive Distributed Lag Model (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model)



da I (1) olduğu durumlara göre kritik değerler türetilmiştir. Bu iki grup asimptotik kritik değer iki uç durum şeklinde verilmektedir ve bütün değişkenlerin ya tamamen I (1) ya da tamamen I (0) oldukları varsayılmaktadır (Pesaran, vd., 2001). Kritik değerler aynı zamanda değişkenlerin durumları için sınır değerleri vermektedir. Bu nedenle sınır testi (bound test) olarak ifade edilmektedir. Sınırlandırılmamış sabit ve trend durumunda sınır testi (1) nolu denklem kullanılarak yapılmaktadır.

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (6)$$

Örneğin bağımlı değişken  $y$  bağımsız değişkenlerin  $x$  ve  $z$  olduğu durumda, sınır testi denklemi aşağıdaki şekilde düzenlenecektir.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \varphi_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \varphi_{3i} \Delta z_{t-i} + \phi y_{t-1} + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 z_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$p$  ve  $q$  ARDL modelinin sıra sayılarını vermektedir. İlk aşamada belirlenen maksimum gecikme sayısına göre bu denklem tahmin edilir. Yıllık verilerde maksimum gecikme sayısı 2 olarak belirlenmektedir. Bu durumda 1 ve 2 gecikmeye göre tahmin edilen denklemlerden AIC ve SIClerine göre en düşük değeri alan gecikme seçilir. Ancak seçilen denklemin hata terimlerinde ardışık bağımlılığın olmaması gerekmektedir. İkinci aşamada seçilen modelde  $\phi, \theta_1$  ve  $\theta_2$ 'nin birlikte istatistiksel olarak anlamlılığı F testi ile test edilir. ( $\phi = \theta_1 = \theta_2 = 0$ ) Son aşamada elde edilen F istatistikleri Pesaran, vd. (2001)'deki tablolarda yer alan alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılır.

F istatistiği alt kritik değer altında kalırsa değişkenler arasında eşbütünlüğün olmadığı sonucuna varılır. Yani ( $\phi = \theta_1 = \theta_2 = 0$ ) boş hipotezi kabul edilmektedir. İstatistik değeri iki kritik değer arasında kalırsa durum belirsizdir. Bu durumda değişkenlerin durağanlık seviyelerinin daha dikkatli bir şekilde birim kök testleriyle sınanması yoluna gidilmektedir. Bu yöntemde serilerin I (2) olmaları durumuna göre kritik değerler türetilmemiştir. Bu nedenle serilerin I (0) ya da I (1) olmaları analizin yapılması açısından sorun yaratmamasıyla birlikte, başlangıçta birim kök testlerinin yapılmasında fayda bulunmaktadır. Eşbütünlüğün varlığının ortaya konulabilmesi için F istatistiğinin tablodaki üst kritik değerlerden daha büyük bulunması gerekmektedir. Böylece boş hipotez reddedildiğinde eşbütünlük ilişkisi kabul edilmiş olmaktadır.

dır. Bu sonuç elde edildikten sonra ARDL modelinden uzun dönem katsayılar ve kısa dönemli hata düzeltme modeli katsayıları tahmin edilebilmektedir.

ARDL modelinde uzun dönem katsayılarını elde etmek için kullanılacak dinamik modelin belirlenmesinde  $(m+1)^k$  tane denklem tahmin edilmektedir.  $m$  maksimum gecikme sayısını,  $k$  ise bağımlı değişken dahil modeldeki değişken sayısını ifade etmektedir. (2) nolu denklemdeki örneğe göre tahmin edilecek denklem sayısı  $(2+1)^3 = 27$  'dir. Burada önemli olan bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin optimum gecikme sayılarını belirlemektir. AIC ve SIC'ye göre belirlenen gecikme sıralaması, ARDL (y,x,z) şeklinde seçilir ve seçilen modelin yapısal testleri geçip geçmediği kontrol edilir. Yapısal testleri geçen modelden uzun dönem katsayıları bulunur ve son olarak hata düzeltme modeli oluşturulur. (Ay ve Yardımcı, 2007) Bu yöntemin özelliklerini şöyle özetleyebiliriz:

- Açıklayıcı değişkenlerin durağanlık durumlarının belirlenmesine yönelik, önsel birim kök testlerinin yapılması gereği bulunmaktadır.
- Tek denklemlerle eşbütünleşme testidir. Bu nedenle açıklayıcı değişkenlerin dışsal olduğu, açıklanan değişkenin içsel olduğu varsayımından hareket edilmektedir.
- Johansen testi ile kıyaslandığında daha küçük örnekleme sahip zaman serileri için uygun bulunmaktadır.
- Teorik önsel bir veri yoksa, modeldeki değişkenlerinin hangisinin bağımlı hangisinin bağımsız değişken (forcing variable) olduğu araştırılabilir. Bunun için 6 ve 7 nolu denklemlerle yapılan sınır testleri bağımlı değişken her seferinde değiştirilerek tekrar yapılır ve eşbütünleşme ilişkisi ortaya konulabilir.
- Modelin uzun ve kısa dönem katsayıları aynı anda tahmin edilebilmektedir.
- Genelden-Özele (General-to-Specific) model kurma tekniği, eşbütünleşme ilişkisi belirlenirken uygun gecikmenin seçiminde esneklik sağlamaktadır.

### 5.1. Sınır Testine Dayalı Eşbütünleşme Sonuçları

Modellere deterministik trend eklenerek tahmin edildiğinde anlamsız istatistikler elde edildiğinden, sınır testi için her iki modelde Pesaran,

vd.'ndeki (2001) sınırlandırılmamış sabit ve trendsiz durumu (Unrestricted Intercept and No Trend) esas alınmıştır. Değişkenlerimiz ile oluşturulan ve eşbütünleşme testini yapacağımız sınır testi denklemleri 8 ve 9 nolu modellerdir. Sınır testinde ilk aşama modellerde gecikme uzunluklarının belirlenmesidir. Analizde yer alan modellerde yıllık veriler kullanılması ve gözlem sayısının sınırlı olması nedeniyle en fazla 2 gecikmeye kadar tahmin yapılmıştır. Tablo 5'de 1 ve 2 gecikme için iki modele ait AIC ve SIC değerleri ve ardışık bağımlılık istatistikleri gösterilmektedir. Ayrıca her bir gecikme için sınır testinde kullanacağımız F istatistikleri verilmiştir. En küçük AIC ve SIC değerini alan modeller seçilecektir. Buna göre, her iki model için en küçük AIC ve SIC değerine sahip ve ardışık bağımlılık sorunu bulunmayan gecikme sayısı farklı sonuçlar vermiştir.

$$\Delta GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \varphi_{2i} \Delta EXPORT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \varphi_{3i} \Delta HIGH_{t-i} + \phi GDP_{t-1} + \theta_1 EXPORT_{t-1} + \theta_2 HIGH_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \varphi_{2i} \Delta IMPORT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \varphi_{3i} \Delta HIGH_{t-i} + \phi GDP_{t-1} + \theta_1 IMPORT_{t-1} + \theta_2 HIGH_{t-1} + u_t \quad (9)$$

**Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları**

|                      | Gecikme | AIC            | SIC            | Breusch-Godfrey Testi [LM (2)]*           | F İstatistiği**             |
|----------------------|---------|----------------|----------------|---|-----------------------------|
| <b>EXPORT Modeli</b> | 1       | -3.6225        | <b>-3.2144</b> | F-statistic 3.720245<br>(0.040575)        | 4.663966<br>(0.0105)        |
|                      | 2       | <b>-3.7426</b> | -3.1930        | <b>F-statistic 0.058294</b><br>(0.943550) | <b>7.208329</b><br>(0.0018) |
| <b>IMPORT Modeli</b> | 1       | -3.7905        | <b>-3.3824</b> | <b>F-statistic 1.594518</b><br>(0.225591) | <b>7.414894</b><br>(0.0011) |
|                      | 2       | <b>-3.8501</b> | -3.3004        | F-statistic 1.538178<br>(0.241709)        | 5.757855<br>(0.0052)        |

Not: \* LM (2) 2. sıradan Breusch-Godfrey otokorelasyon test istatistikleridir. Parantez içindeki rakamlar ardışık bağımlılığın olmadığı şeklindeki boş hipoteze ilişkin olasılık rakamlarını (p değeri) vermektedir. \*\* Parantez içindeki rakamlar ( $\phi = \theta_1 = \theta_2 = 0$ ) kısıtına ilişkin olarak F istatistiğinin anlamlılığına dair olasılık değerleridir.

Tablo 5'den görüldüğü gibi SIC her iki modelde 1 gecikmede ve AIC 2 gecikmede en küçük değeri almaktadır. Bu durumda otokorelasyonu olmayan en düşük gecikme seçilmelidir. EXPORT modeli için 2, IMPORT modeli için ise 1 gecikme ile modeller tahmin edilmiştir. Ancak eşbütünleşmenin varlığının seçilen gecikme sayısına olan duyarlılığını ortaya koymak için, her gecikme için F istatistikleri hesaplanmış ve gecikmelere bağlı olmaksızın bütün gecikmeler için IMPORT modelinde yüzde 1 düzeyinde, EXPORT modelinde 1 gecikme için yüzde 5 ve 2 gecikme için yüzde 1 düzeyinde eşbütünleşme olduğu tespit edilmiştir<sup>11</sup>. Bir diğer ifadeyle değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı şeklindeki boş hipotez ( $\phi = \theta_1 = \theta_2 = 0$ ) yüzde 1 ve 5 seviyesinde reddedilmektedir.

Bu sonuçlara göre Türkiye'de kişi başına GSYİH ile lise öğrenci sayıları, ithalat ve ihracat arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Bir diğer ifadeyle, her iki modelde de eşbütünleşme ilişkisi vardır. Eşbütünleşmenin varlığı ortaya konduktan sonra uzun dönem katsayıların elde edilmesi için dinamik ARDL modelinin gecikme uzunluklarının belirlenmesi aşamasına geçilebilir.

## 5.2. Uzun Dönem ve Kısa Dönem ARDL sonuçları

Uzun dönem katsayılarının hesaplanabilmesi için her iki ARDL dinamik modelinin gecikme uzunlukları SIC'na göre belirlenmiş; EXPORT modeli için ARDL (1,2,1) ve IMPORT modeli için ARDL (1,1,0) seçilmiştir.<sup>12</sup> Tablo 6'da dinamik modelden elde edilen uzun dönem katsayıları görülmektedir. Bütün katsayıların istatikselsel olarak anlamlı ve işaretlerinin Johansen testindeki gibi teoriye uygun gerçekleştiği görülmektedir.

EXPORT modelinde, her iki yöntemle bulunan uzun dönem katsayıları ve kısa dönem analizinde VEC katsayısının (- 0.75) benzer olduğu tespiti yapılabilir. Johansen testinde EXPORT modeline ait açıklayıcı değişkenlerin zayıf dışsal bulunmasının sınır testi yaklaşımı sonuçları ile karşılaştırıldığında, tek denklemlile eşbütünleşme sonuçlarının değerlendirilebilirliği konusunda kısım 4.2'de ifade edilen tezi güçlendirmektedir. Tablo 6'daki sabit katsayılarının negatif değerli olması, ampirik modeldeki diğer faktörler olmak-

<sup>11</sup> F istatistikleri Pesaran, vd. (2001)'deki tablolarda yer alan alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. Kritik değerler için Ek 2'ye bakınız.

<sup>12</sup> Ek 3 ve Ek 4'e bakınız.

sızın kişi başına GSYİH'nin negatif olacağını göstermektedir. (Bahmani-Oskooee ve Kandil, 2007) Bu durum beşeri sermaye ve dış ticaret politikalarının ekonomik büyümeyi teşvik ettiğini ifade etmektedir.

**Tablo 6. Modellere Ait ARDL Uzun Dönem Katsayıları**

| IMPORT Modeli        |         |                   | EXPORT Modeli       |         |                   |
|----------------------|---------|-------------------|---------------------|---------|-------------------|
| Bağımlı değişken: DP | Katsayı | t istatistiği     | Bağımlı değişken:DP | Katsayı | t istatistiği     |
| HIGH                 | 0.2085  | 6.234<br>(0.000)  | HIGH                | 0.2526  | 7.807<br>(0.000)  |
| IMPORT               | 0.1628  | 4.065<br>(0.000)  | EXPORT              | 0.0935  | 2.804<br>(0.009)  |
| SABİT                | -2.9099 | -7.038<br>(0.000) | SABİT               | -3.3326 | -7.755<br>(0.000) |

**Not:** Parantez içindeki rakamlar istatistiklere ilişkin olasılık değerini göstermektedir.

IMPORT modeli için bakıldığında, Johansen ve sınır testi sonuçlarının büyük ölçüde farklılaştığı görülmektedir. Öncelikle açıklayıcı değişkenlerin ekonomik büyümeyi etkileme oranları Johansen'de bulunan katsayılardan çok daha küçük bulunmuştur. Kısa dönem analizinde VEC katsayısı sınır testi yaklaşımında - 0.83 olarak elde edilmesine rağmen bu oran Johansen testinde - 0.15 bulunmuştu. EXPORT modelindekinden farklı olarak, IMPORT modelinde iki eşbütünlüşme yöntemi sonucu arasında ortaya çıkan bu farklılık, IMPORT modelinde açıklayıcı değişkenlerden birinin zayıf dışsal bulunmaması ile açıklanabilir. IMPORT değişkenin GDP ile karşılıklı bir etkileşim halinde olması, ya da her ne kadar zayıf dışsal bulunsun da, bu modelde HIGH değişkeni ile bir etkileşimin olması muhtemel görülebilir. Dolayısıyla IMPORT modelinin bir sistem anlayışı içerisinde, bir diğer ifadeyle burada uygulandığı gibi VAR yapısına dayanan Johansen eşbütünlüşme testi ile analiz edilmesi daha doğru olacaktır. O halde yöntem tartışmalarının ortaya koyduğu durum açısından değerlendirildiğinde, IMPORT modeli için Pesaran sınır testi sonuçlarından ziyade Johansen testini dikkate almak tercih edilmesi gereken bir yol gibi görülmektedir.

## 6. Sonuç

Bu çalışmada 1968-2002 dönemine ait yıllık verilerle, Türkiye’de ekonomik büyüme ve beşeri sermaye ile dış ticaret değişkenleri arasındaki ilişkiler, yeni ekonomik büyüme modelleri temel alınarak ve farklı eşbütünleşme teknikleri kullanılarak analiz edilmiştir. Söz konusu teknikler Johansen eşbütünleşme testi ve Pesaran sınır testi yaklaşımlarıdır. Literatürde eşbütünleşme yöntemleri arasındaki farklılıklar ve bunların analiz sonuçlarına yansımalarının getirdiği tartışmalara ampirik uygulamalarda sıklıkla rastlanmaktadır. Burada ifade edilen açıklamalar ve ortaya konan sonuçlar bu tartışmalar çerçevesinde değerlendirilebilir.

Öncelikle elde edilen sonuçlar her iki yöntemde de ekonomik teoriye uygundur. Beşeri sermaye ve dış ticaret politikaları ekonomik büyümede belirleyici role sahip bulunmaktadır. Ancak ithalat değişkeninin bulunduğu modelde, Johansen testinden elde edilen sonuçlar ile sınır testinden elde edilen sonuçlar farklı çıkmıştır. Bu sonuçta Johansen testinde değişkenler için gerçekleştirilen zayıf dışsallık sınamasının sonuçlarının etkili olabileceği yargısına varılmıştır. Ekonomi politikaları açısından değerlendirildiğinde, IMPORT modeli için sınır testi sonuçlarını doğru kabul etmenin getirebileceği farklı değerlendirmeleri dikkate almak gerekir. Bu çalışmada kullanılan verilerin yıllık olduğu düşünüldüğünde, önerilecek ekonomi politikalarının etki süreçleri ile günlük, haftalık, aylık, üç aylık serilerin kullanılacağı eşbütünleşme analizlerinde önerilecek politikaların etki süreçleri mutlaka farklı olacaktır. Sıklık derecesi fazla olan bu tür seriler için de özellikle bütünleşme derecelerinin uygun olması halinde, sadece sınır testi sonuçları ile yetinmemek ve Johansen tekniği ile değişkenlerin zayıf dışsallık sınamalarına başvurarak analizi değerlendirmek analizin etki gücünü arttıracaktır. Bütün bu tartışmaları dikkate alarak, Türkiye’de incelen dönemde ithalat politikalarının ve ithalattan kaynaklanan pozitif yayılmaların diğer değişkenlere göre ekonomik büyüme üzerinde daha belirleyici olduğu tespiti yapılmıştır.

## Kaynakça

- Aghion, Philippe ve Peter Howitt (1998), *Endogenous Economic Growth*, MIT Pres.
- Arrow, Kenneth J. (1962), "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, XXIX, 155-173.
- Ay, Ahmet ve Pınar Yardımcı (2007), "Türkiye'de İçsel Ekonomik Büyüme ve Teknolojik Gelişmede Dış Ticaret ve Beşeri Sermayenin Rolü (1963-2002): Pesaran'ın Sınır Tesiti İle Bir Eş-Bütünleşme Analizi", *İktisat, İşletme ve Finans*, 252, 99-115.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Magda Kandil (2007) "Exchange Rate Fluctuations and Output in Oil-Producing Countries: The Case of Iran", <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07113.pdf>
- Barro, Robert J. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98 (5), Kısım 2, 103-125.
- Bozkurt, Hilal (2007), "Zaman Serileri Analizi", Ekin Kitabevi, Bursa.
- Chuang, Yih-Chyi (1998), "Learning by Doing, the Technology Gap, and Growth", *International Economic Review*, 39 (3), 697-721
- Chuang, Yih-Chyi (2002), "The trade-induced learning effect on growth: cross-country evidence", *Journal of Development Studies*, 39 (2), 137-154.
- Coe, David T. ve Elhanan Helpman (1995), "International R & D spillovers", *European Economic Review*, 39 (5), 859-887.
- DİE, (2003) "İstatistik Göstergeler 1923-2002", Aralık, Ankara.
- Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, John Wiley & Sons Inc.
- Engle, Robert F., David F. Hendry ve Jean-Francois Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51 (2), 277-304
- Ericsson, Neil R., David F. Hendry ve Grayham E. Mizon (1998) "Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16 (4), 370-387
- Granger, C.W.J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- Grossman, Gene M. ve Elhanan Helpman (1989), "Quality Ladders in the Growth Theory", NBER Working Paper No.3099.
- Grossman, Gene M. ve Elhanan Helpman (1990), "The New Growth Theory Trade, Innovation, and Growth", *The American Economic Review*, 80 (2), 86-91.
- Grossman Gene M., ve Elhanan Helpman (1991), "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth", *European Economic Review*, 35, 517-526.
- Gujarati, Damodar N., (2003) "*Basic Econometrics*", McGraw-Hill, Fourth Edition, New York
- Harris, Richard ve Robert Sollis (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons.
- Johansen, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59 (6), 1551-1580.

- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-251.
- Johansen, Soren ve Katarina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Krueger, Anne O. (1998), "Why Trade Liberalisation is Good for Growth?", *The Economic Journal*, 108 (450), 1513-1522.
- Lucas, Robert E. (1988), "On The Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 25-50.
- OECD, (2003), Science, Technology and Industry Scoreboard.
- Pack, Howard (1994), "Endogenous Growth Theory: Intellectual Appeal and Empirical Shortcomings", *The Journal of Economic Perspectives*, 8 (1), 55-72.
- Patterson, Kerry (2000), *An Introduction to Applied Econometrics A Time Series Approach*, Palgrave Macmillan, UK.
- Perron, Pierre (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- Pesaran, M. Hashem ve Yongcheol Shin (1997) "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ardl.pdf>
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin ve Richard J. Smith (2001) "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326
- Rebelo, Sergio (1991), "Long Run Policy Analysis and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, 99 (3), 500-521.
- Romer, Paul M. (1990), "Endogenous Technical Change", *Journal of Political Economy*, 98 (5), kısım 2, 71-102.
- Romer, Paul M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002-1037.
- Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48 (1), 1-48.