

EKONOMİK BÜYÜME, BEŞERİ SERMAYE VE İHRACAT: NEDENSELLİK ANALİZİ, 1928-2006

Bilal SAVAŞ*

ÖZET

Bu makale eşbütünleşme ve hata düzeltme modellerini kullanarak, Türkiye’de 1928-2006 döneminde ekonomik büyüme, beşeri sermaye stoku ve ihracat arasındaki nedensellik ilişkisini incelemektedir. Reel gelir modele bağımlı değişken olarak girdiğinde, reel gelir, beşeri sermaye ve reel ihracat arasında bir uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi söz konusudur. Ancak reel ihracat ve beşeri sermaye bağımlı değişken olduğunda eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Uzun dönemde reel ihracat ve beşeri sermaye reel geliri Granger nedensellik ilişkisi anlamında tek yönlü olarak etkilediği halde, değişkenler arasında kısa dönemde herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlayamadık. Bulgular, Türkiye’de 1928-2006 döneminde hem ihracata dayalı içsel büyüme hem de beşeri sermayeye dayalı içsel büyüme hipotezini desteklemektedir. Uzun dönemde, Türkiye’nin son 79 yıllık büyüme performansı hem ihracattaki genişlemeden hem de beşeri sermaye stokundaki birikimden kaynaklandığı söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye, Ekonomik Büyüme, Beşeri Sermaye, İhracat, Eşbütünleşme, Nedensellik.

ABSTRACT

This article employs cointegration and error-correction modelling to test the causal relationship between economic growth, human capital stock and exports using data for Turkey over the period 1928-2006. We find that real income, human capital and real exports are cointegrated when real income is the dependent variable, but are not cointegrated when human capital or real exports are the dependent variable. In the long-run we find evidence of uni-directional Granger causality running from human capital and real exports to real income, whereas in the short run we cannot find evidence of causality among the variables. The results support both the export-led endogenous growth hypothesis and human capital-based endogenous growth hypothesis in Turkey during 1928-2006. The results suggest that in the long-run Turkey’s economic performance over the last 79 years was propelled by export expansion and accumulation of human capital stock.

Keywords: Turkey, Economic Growth, Human Capital, Exports, Cointegration, Causality.

* Yrd. Doç. Dr., Adıyaman Üniversitesi, Ekonomi Bölümü (bilalsavas@yahoo.co.uk)
YDÜ Sosyal Bilimler Dergisi, C. IV, No.1, (Nisan 2011)

1. Giriş

Kişi başına üretimin ya da gelirin kalıcı biçimde artışı olarak tanımlanabilen iktisadi büyüme, özellikle İkinci Dünya Savaşı'ndan sonra ulusların zenginliğini ve yoksulluğunu belirleyen temel süreç konumuna geldi. Daha önceki dönemlerde kişi başına gelirdeki artışlar sınırlı kalmış ya da kalıcı olmamışken, Sanayi Devriminden bu yana dünyanın her bölgesinde kişi başına üretim ve gelir önemli artışlar göstermiştir (Pamuk, 2007: 3-4). İktisadi büyüme ile kastedilen gelirdeki bu uzun dönemli artış eğilimidir (Snowdon ve Vane, 1997: 17). İktisadi büyüme, iktisatçılar arasında 1960'lı yıllarda canlı bir araştırma alanı olmuş ancak öne sürülen kuramların reel dünyada gözlemlenen gelişmeleri yeterince açıklayamaması ve yeni teorik açıklama modellerinin üretilememesi nedeniyle konuya duyulan ilgi azalmıştı. İktisadi büyümenin uzun dönemli etkileri konusuna, 1980'lerin ortasından bu yana iktisatçıların ilgisi yeniden uyandı ve cazip bir araştırma alanı olarak tekrar öne çıktı (Snowdon ve Vane, 1997: 577). 1987 yılında Nobel Ekonomi Ödülü, özellikle 1950'li yıllarda iktisadi büyüme teorisine yaptığı katkılardan dolayı Robert Solow'a verildi (bakınız Solow, 1956, 1957). Neo-klasik büyüme teorisinin eksikliklerinden dolayı daha uygun ve açıklama gücü daha yüksek teori arayışları devam etmiş ve 1980'lerin ortasında içsel büyüme teorisi (*endogenous growth theory*) geliştirilmiştir. İçsel büyüme teorisinin hareket noktası büyümenin kalıntı unsurlarının (*residuals*) açıklanmasına yöneliktir. Diğer bir ifadeyle, içsel büyüme teorisi teknolojik gelişmeleri modele dâhil ederek içselleştirmektedir. Neo-klasik ve içsel büyüme modelleri arasındaki en önemli fark, sermayenin getirisine ilişkin olarak kabul edilen varsayımlardan kaynaklanmaktadır. Neo-klasik büyüme modeli sermayenin azalan getirisini kabul ederken; içsel büyüme modelleri, beşeri sermayeyi de kapsayan sermayenin *artan* getirisini öngörür ve sermayenin artan getirisinin uzun dönemde büyümeyi azaltmayacağını varsayar (Sala-i-Martin, 1990). İçsel büyüme modellerinde; ekonomik büyümenin içsel iktisadi yapılardan kaynaklanacağı varsayılmakta ve ülkelerarası gelir düzeylerinin kendiliğinden yakınsayacağı hipotezi (*convergence hypothesis*) reddedilmektedir. Buna göre, gelişmekte olan ülkeler ekonomik büyüme için gerekli olan içsel ekonomik yapıları oluşturamazlarsa, gelişmiş ülkeler ile aralarındaki fark daha da artacaktır. Açıkça görüldüğü üzere, temelde içsel büyüme teorisi küçük bir matematiksel ayrıntıya dayanmakla birlikte, çıkarımları ve sonuçları açısından oldukça önemlidir.

İhracat ve iktisadi büyümeyi iki-değişkenli bir analitik çerçevede inceleyen geniş bir ampirik literatür mevcuttur (literatür incelemesi için bakınız, Ahmad, 2001). Benzer şekilde, iktisadi büyüme ve beşeri sermaye stoku (*eğitim*) ilişkisini

ampirik olarak analiz eden oldukça geniş bir literatür mevcuttur (güncel bir literatür incelemesi için bakınız, Johns, 2006). Ancak, bilgilerimiz dâhilinde İngilizce ve Türkçe literatürde, Demir, Kutlar ve Üzümcü'nün (2005) çalışması dışında, Türkiye'de iktisadi büyüme, ihracat ve beşeri sermaye arasındaki nedensellik ilişkisini analiz eden bir başka çalışmaya rastlayamadık. Hâlbuki içsel büyüme teorisinin argümanlarına göre, bu üç makro değişken arasında açıkça gözlemlenebilen sıkı bir ilişki vardır. İçsel büyüme teorisi ya beşeri sermaye stoku yahut dış ticaretin iktisadi büyümenin önemli birer saiki olduğunu varsaymaktadır (bkz. örneğin, Romer, 1990; Grossman ve Helpman, 1991). Bu makalenin amacı, Türkiye'de 1928-2006 dönem aralığında, ihracat, beşeri sermaye stoku ve reel gelir arasındaki nedensellik (*causality*) ilişkisini eşbütünleşme (*cointegration*) ve hata düzeltim modeli (*error-correction modelling*) ile test etmektir. Makale, ihracat, beşeri sermaye stoku ve reel gelir arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik literatüre beş yönlü bilimsel katkı sağlamaktadır. İlki, bu makale, Türkiye'de beşeri sermayeye dayalı içsel büyüme teorisi (*human capital-based endogenous growth theory*) ile ihracata dayalı büyüme teorisini (*export-led endogenous growth theory*) nedensellik testi kullanarak çok-değişkenli eşbütünleşme ve hata düzeltim modeli çerçevesinde inceleyen ilk makaledir. İkinci katkı, kullanılan beşeri sermaye stoku değişkeni ile ilgilidir. Önceki çalışmalarda beşeri sermaye stoku eğitim harcamalarının GSMH'ya oranı, sağlık harcamalarının GSMH'ya oranı ve Milli Eğitim Bakanlığı ile üniversitelerin harcamaları toplamı (Demir, Kutlar ve Üzümcü, 2005) şeklinde temsili olarak modele dâhil edilmektedir. Ampirik çalışmalarda beşeri sermaye stokunun belirlenmesinde, veri setinin elverişliliği nispetinde ilk, orta, lise ve yükseköğretim düzeyinden *mezun veya öğrenime devam eden* öğrenci sayılarının kullanılması bir gelenek haline gelmiştir. Bu çalışmada, beşeri sermaye stoku değişkeni olarak mezun öğrenci sayıları esas alınarak bir beşeri sermaye stoku endeksi oluşturduk. Üçüncü katkı, Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL (*autoregressive distributive lag*) modeli çerçevesinde eşbütünleşme analizine sınır testi yaklaşımını kullandık. Dördüncü katkı, değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulan mevcut çalışmaların aksine, parametre tahminlerinin zaman içinde durağan olup olmadığını da test ederek inceledik. Parametre tahminlerinin durağanlığı analizinde Pesaran ve Pesaran (1997) tarafından geliştirilen bir test kullandık. Beşinci katkı ise, Granger nedensellik testinden fazla olarak, varyans ayrıştırma analizi (*variance decomposition analysis*) ve etki-tepki fonksiyonlarını (*impulse response functions*) kullanarak her bir değişkende örneklem dönemi dışında ve ötesinde meydana gelebilecek şoklar sonucu oluşan toplam hata tahmin varyanslarını açıklamaya çalıştık.

Türkiye odaklı bir beşeri sermaye stoku, dış ticaret ve reel gelir ilişkisi analizinin ilginç bir ampirik çalışma olacağı beklenebilir. Çünkü, Türkiye 1980 yılında, kamuoyunda ‘24 Ocak Kararları’ olarak bilinen kısa dönemli finansal liberalizasyon ve uzun dönemli ekonomik stabilizasyon programları ile yeni bir ekonomik kalkınma stratejisini benimsedi (Savaş, 2002: 55). 1970’li yıllarda, yaşanan petrol şokları ve döviz darboğazları neticesi ve ithal-ikameci kalkınma stratejilerinin kanıtlanmış elverişsizliği nedeniyle otoriteler ekonomiyi liberalleştirerek ihracata-dayalı büyüme politikası izleme niyetlerini açıkladılar. Ekonomik stabilizasyon ve finansal liberalizasyon programı, özellikle yüksek enflasyonu düşürmek amacıyla yurtiçi talebi azaltıcı ve üretim kapasitesini artırıcı ve uluslararası piyasalarla entegrasyonu hedefleyici bir nitelik taşıyordu. 24 Ocak Kararları, dış ticaret rejiminin liberalizasyonu ile başarılı bir ihracata dayalı büyüme dönemini başlattı (Savaş, 2002: 54). İhracatın GSMH içindeki payı 1928’te % 10,7 iken bu oran 1980’de % 4,3 düzeyine inerken 2006 yılında % 21,4 düzeyine ulaştı. İhracat, 1928’de 88 milyon 278 bin dolar iken 1996 yılında yaklaşık 23 milyar dolara ve 2006 yılında 85 milyar dolara yükseldi. Otoriteler ihracatı artırmak amacıyla yoğun bir teşvik ve sübvansiyon politikası uyguladılar. Merkez Bankası 1988 yılına kadar düşük değerli döviz kuru politikası izlerken, 1988’den sonra Türk lirası yurtiçi ve yurtdışı enflasyon farkının üzerinde aşırı değerli hale getirildi. Ancak bu politikanın dış ticaret dengesini bozucu etkisinin olduğu gözlemlendi (Savaş, 2002: 59). 1990 yılına kadar ihracata doğrudan gelir ödemeleri gerçekleştirildi. Sübvansiyon edilmiş ihracat kredileri sağlandı. 1980’lerin başında gerçekleştirilen dış ticaret reformları özel sektörün toplam ekonomideki payını artırmış ve sektörün uluslararası rekabet için gereksindiği yapısal faktörleri geliştirmişti. Sonuç olarak, toplam ihracatta yüksek oranlı büyüme rakamlarına ulaşılmış oldu. Türkiye’nin başarıyla gerçekleştirdiği yapısal reformlar uluslararası toplum tarafından da olumlu karşılandı. Türkiye, Avrupa Birliği ile tam üyelik müzakerelerine başladı ve IMF, Türkiye’yi ekonomi yönetiminde başarılı örnek ülke olarak tanıttı. Nihayet 2001 yılında yüksek oranlı bir devalüasyon neticesinde, (*kirli*) dalgalı döviz kuru rejimi benimsendi (Savaş, 2002).

1923 yılında Türkiye Cumhuriyeti’nin kuruluşunu takip eden dönemde, Türkiye’de beşeri sermaye stoku birikimi oldukça dinamik işleyen bir süreçtir. Cumhuriyet dönemine kadar ilköğretim zorunlu değildi. 1923’ten sonra ilk ve ortaöğretim (ve lise) düzeylerinde bedava eğitim sistemi benimsendi. Özellikle, Cumhuriyetin ilk on yılında, okuryazarlık oranını artırmak amacıyla yaygın okuma-yazma kampanyaları düzenlendi. Okuma-yazma bilmeyenlerin nüfusa oranı 1935 yılında % 81,3’ten 2000 yılında % 13,5 oranına kadar geriledi. Gerçi, 2000 yılında hala erkek nüfusun % 6,14’ü, kadın nüfusun ise % 19,36’sı okuma yazma

bilmemektedir. İlköğretim okullarından mezun öğrenci sayısının nüfusa oranı 1928’de binde 1,8’den 2006’da % 1,61’e yükselmiştir. Ancak, ilköğretimden mezun kız öğrenci sayısının nüfusa oranı özellikle yoksul bölge ve kesimlerde düşüktür. Nedeni ise ailelerin ekonomik ve kültürel nedenlerle kız çocuklarını okula göndermekte isteksiz davranmasıdır. Genel, meslek ve teknik liselerden mezun öğrenci sayısının nüfusa oranı 1928’de binde 1 iken bu oran 2006 yılında % 1,03’e yükselmiştir. Yüksek öğretimden mezun öğrencilerin nüfusa oranı 1928 yılında binde 0,4’den 2006 yılında % 0,54 oranına yükselmiştir. Türkiye, temel beşeri sermaye göstergeleri olan ilk ve ortaöğretim düzeyinde oldukça geniş bir demografik tabakaya sahip olsa da, diğer gelişmekte olan ülkelerle karşılaştırıldığında, eğitim piramidinin zirvelerinde bu oran oldukça daralmaktadır. Türkiye’de yüksek öğretim kurumlarında kayıtlı öğrenci sayısının nüfusa oranı 2007 yılında sadece % 3,33 iken, örneğin, Çin’deki oranı 1999’da % 8’dir (Wang ve Yao, 2003). Ancak, ülke çapında üniversite bulunmayan her bir il merkezine yeni üniversitelerin kurulması ve yükseköğrenim kurumlarında her yıl aşamalı olarak öğrenci kapasitesinin artırılmasına yönelik uygulamalar yükseköğretimde kayıtlı öğrenci sayısında önemli artışlar beklenebileceğini ima etmektedir.

Makalenin içeriği şu şekilde planlanmıştır. Giriş bölümünü takip eden 2. bölüm, iktisadi büyüme ile beşeri sermaye stoku ve ihracat arasındaki ilişkinin kavramsal argümanlarını incelemekte ve ayrıca ampirik çalışmaların tartışıldığı bir literatür özeti sunmaktadır. Çalışmada kullanılan veri seti ve dönem aralığı 3. bölümün konusunu oluşturmaktadır. 4. bölümde, kullanılan ekonometrik metodoloji ile elde edilen bulgular sunulmakta ve tartışılmaktadır. Varyans ayrıştırma analizi ve etki-tepki fonksiyonları 5. bölümde sunulduktan sonra, son bölüm olan 6. bölümde genel sonuçlar değerlendirilmektedir.

2. Literatür Özeti

2.1. İktisadi Büyüme ve Beşeri Sermaye Birikimi İlişkisi

İktisadi büyüme ve beşeri sermaye birikimi ilişkisini araştıran çalışmaların çoğu ya büyüme muhasebesi modelini (Baumol, 1986; Barro, 1991; Barro ve Lee, 1993) yahut içsel büyüme modelini (Romer, 1990; Grossman ve Helpman, 1991) kullanmaktadırlar. Büyüme muhasebesi modeline göre, eğitim yoluyla bireyler beşeri sermaye stokunu artırarak üretkenliklerini yükseltir ve dolayısıyla ekonomik büyümeye katkıda bulunurlar. Romer’in (1990) içsel büyüme modeline göre; yeni fikirlerin yaratılması olgusu, bilimsel bilgi üretilmesi formatında, beşeri sermayenin doğrudan bir fonksiyonudur. Beşeri sermayeye yapılan yatırımlar fiziki ser-

mayede artışa bu da ekonomik büyümeye neden olur. Beşeri sermaye birikimi, yeni teknolojilerin uyarlanması ve uygulanmasını kolaylaştırarak ekonomik büyümeye yol açabileceği gibi (Foster ve Rosenzweig, 1996), beşeri sermayenin bizzat kendisi yeni teknolojilerin uygulanması ve kullanılabilmesi için gerekli olabilir (Easterly, King, Levine ve Rebelo, 1994; Caseli, 1999). Bazı iktisatçılara göre beşeri sermaye ve teknoloji kullanımı birbirini tamamlayıcı nitelik arzeder (örneğin, Doms, Dunne ve Troske, 1997; Berman, Bound ve Machin, 1998). Barro (1991), Barro ve Lee (1993) ve Benhabib ve Spiegel (1994), çalışmalarında beşeri sermayenin ekonomik büyümeyi tetiklediğini bildirmektedirler. Bils ve Klenow (2000) ise, okullaşma düzeylerinin büyüme oranları ile pozitif korelasyon ilişkisine sahip olmasının, artan okullaşmanın ekonomik büyüme etkisinin olduğu şeklindeki sonuçlara ulaşan çalışmalara kuşkuyla yaklaşmaktadırlar. Eğitim, gelecekte daha yüksek parasal kazanç elde edebilmek için bugünkü kazançtan vazgeçmeyi içerir. Ekonomik büyüme ise hiçbir beceriye sahip olunmadığı durumlarda bile, eğitimden kaynaklanan ücret kazançlarını artırır. Dolayısıyla, Bils and Klenow (2000), Barro (1991), Barro ve Lee (1993) ve Benhabib ve Spiegel (1994) gibi iktisatçıların eğitimin ekonomik büyümeyi tetiklediği görüşlerine alternatif bir açıklama getirerek; büyümenin eğitimi tetiklediğini iddia etmektedirler. Bils and Klenow'un iddialarına (2000) paralel bir şekilde Foster and Rosenzweig (1996), teknolojik değişimin bilgi ve beceri yönlerini de kapsayan büyümeden teknolojiye doğru akan bir kanalın varlığına dair kanıt buldular. Bu iktisatçılar, Hindistan'da 1970'lerde gerçekleşen Yeşil Devrim'den faydalanan illerde eğitimin artan getirisi ve okullaşma düzeylerinde artışların görüldüğünü ifade etmektedir. Ancak, beşeri sermaye birikimi ve büyümenin nedenselliğini test eden nispeten az sayıda çalışma mevcuttur. De Meulemeester ve Rochat (1995), In ve Doucouliagos (1997) ve Asteriou ve Agiomirgianakis (2001) beşeri sermaye-ekonomik büyüme nedenselliğini iki-değişkenli modelde incelemişlerdir. De Meulemeester ve Rochat (1995); İsveç (1910-1986), İngiltere (1919-1987), Japonya (1885-1975), Fransa (1899-1986), İtalya (1885-1986) ve Avustralya'da (1906-1986) üniversitede okuyan öğrencilerin oranı ile ekonomik büyüme arasında yaptıkları Granger nedensellik testleri sonucuna göre; İngiltere, İsveç, Japonya ve Fransa'da kısa dönemde üniversite öğrencileri oranından ekonomik büyümeye tek yönlü nedensellik buldukları halde, Avustralya ve İtalya için iki değişken arasında nedensellik ilişkisine rastlamadıklarını ifade etmektedirler. In ve Doucouliagos (1997) ABD'de 1949-1984 dönemi için yıllık verilerle yaptıkları çalışmada ekonomik büyüme ile beşeri sermaye birikimi arasında çok kuvvetli bir çift-yönlü Granger nedensellik ilişkisi tespit ettiklerini bildirmektedirler. Asteriou ve Agiomirgianakis (2001) Yunanistan'da 1960-1994 dönem aralığını kullanarak yaptıkları çalışmada ekonomik büyüme ile beşeri sermaye birikiminin çift-yönlü

Granger nedensellik ilişkisi içinde olduğunu ifade etmektedirler. Chuang (2000) Tayvan'da kişi başına üniversite öğrencisi mezunu ile büyüme arasında Granger nedensellik ilişkisi bulmuştur. Self ve Grabowski (2003), Japonya'da II. Dünya Savaşı öncesi ve savaş sonrası her iki dönemde de ilköğretim ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi bulmuştur. Ayrıca savaş sonrası dönemde, ortaöğretim ve üniversite öğretiminden ekonomik büyümeye tek yönlü Granger nedensellik tespit ettikleri halde, her iki dönemde ekonomik büyümeden bütün eğitim düzeylerine tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin mevcut olduğunu bulmuşlardır. Self ve Grabowski (2004) Hindistan'da ilköğretimden ekonomik büyümeye tek yönlü bir Granger nedensellik bulmuşlardır. Narayan ve Symth (2004a) Çin'de 1960-1999 dönemi için yaptıkları çalışmada, uzun dönemde beşeri sermaye stokundan reel gelire doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin varlığından söz ederlerken, kısa dönemde tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin reel gelirden beşeri sermayeye doğru yön değiştirdiğini belirtmektedirler. Narayan ve Symth (2004b) Çin'de 1960-1999 dönemi için yaptıkları bir diğer çalışmada, kısa dönemde reel gelir ve beşeri sermaye stoku arasında tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin varlığına dair bir kanıt bulmuşlardır. Demir, Kutlar ve Üzümcü (2005) Türkiye'de 1950-2001 dönemi için yaptıkları çalışmada, ekonomik büyümeden beşeri sermayeye doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu bildirmektedir. Sarı ve Soytaş (2006) Türkiye'de 1937-1996 dönem aralığında ilköğretim, ortaöğretim, lise ve üniversiteye kayıtlı öğrenci sayısı ile ekonomik büyüme arasında kısa ve uzun dönemde çift-yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Savaş (2009) Türkiye'de 1923-2007 yılları arasında uzun dönemde kişi başına ekonomik büyüme ve kişi başına ilköğretim, ortaöğretim, lise ve üniversiteye kayıtlı öğrenci oranları arasında çift-yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi bulmuştur. Kısa dönemde ise ortaöğretim ve lisede kayıtlı öğrencilerin oranından ekonomik büyümeye tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bildirmektedir.

2.2. Beşeri Sermaye Birikimi ve İhracat İlişkisi

Gelişmekte olan ülkelerde ihracat pek çok yol ve yöntemle beşeri sermaye birikimine destek olabilir. İlk olarak, dış ticaret gelişmiş ülkelere gelişmekte olan ülkelere teknoloji transferlerini mümkün kılarak kolaylaştırır. Teknoloji transferi kalifiye işgücünü daha çok aranılır hale getireceğinden, beşeri sermayeye yatırımı teşvik eder (Pissarides, 1997). İkinci olarak, ihracat; yaparak öğrenmeyi özendirir (Azariades ve Drazen, 1990; Chuang, 1998, 2000). Üçüncüsü, ihracat; yönetim, pazarlama ve üretimde uzmanlaşma dâhil olmak üzere pek çok yazılım ve donanım teknolojilerin yayılmasına zemin hazırlayarak sermaye ve işgücü üretkenliğinin artmasına yardımcı olur (Grossman ve Helpman, 1991; Kim, 1998).

Benzer şekilde, beşeri sermaye birikimi ve ihracat arasındaki nedensellik, kavramsal olarak ters yönlü de geçerli olabilir. Bu durumda, beşeri sermaye stokundaki gelişmeler de ihracatı artırabilir. Beşeri sermaye birikimi işgücü kalitesini yükselterek işgücünün üretkenliğini artırır ve böylece ihracat ve ekonomik büyümeyi daha fazla teşvik eder (Chuang 2000). Farklı ülkeler ve dönemler için yapılan ampirik çalışmalar ihracatın ekonomik büyümeyi veya büyümenin ihracatı teşvik ettiğini göstermektedir (bkz. Gould ve Ruffin, 1995; Hanson ve Harrison, 1995; Stockey, 1996; Narayan ve Symth, 2004b).

2.3. İktisadi Büyüme ve İhracat İlişkisi

Kavramsal çerçevede, ihracatta meydana gelen bir artışın çeşitli yollarla ekonomik büyümeyi artırabileceği söylenebilir. İhracata dayalı büyüme hipotezi; ihracatta meydana gelen bir artışın, sermaye birikimini, teknolojik gelişmeyi ve istihdam yaratılmasını teşvik edeceğinden üretimde etkinlik ve kaynak dağılımında iyileşme sağlayacağını ve nihayetinde ekonomik büyümeyi teşvik edeceğini savunmaktadır (Chenery, 1980; Feder, 1983; Balassa, 1985; Ahmad, 2001). Yine, kavramsal anlamda ekonomik büyüme de ihracatta genişleme yaratır. İlk olarak, bazı dış ticaret teorileri ekonomik büyümenin dış ticareti artıracığını savunmaktadır (örneğin, Kanamori, 1968; Findlay, 1984). İkincisi, Jung ve Marshall'a (1985) göre 'içsel olarak üretilmiş' büyüme mekanizmaları, ihracattaki büyümeyi çok daha etkin bir şekilde açıklamaktadır. Üçüncüsü, Helpman ve Krugman'ın (1990) belirttikleri gibi ölçek ekonomilerinin büyüme patikasına bağımlılığı durumunu açıklayan yeni dış ticaret teorileri, ekonomik büyümenin ihracatı artırdığı tezi ile uyumluluk içindedir. İhracat ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen oldukça fazla ampirik çalışma mevcuttur. Bu çalışmalar analizlerinde ya eşbütünleşme yahut nedensellik testleri kullanmışlardır. Bununla birlikte, ampirik çalışmalardan elde edilen ihracat-büyüme ilişkisi hakkındaki bulgular karmaşıktır ve ilişkinin niteliği ve yönü konusunda bir uzlaşma yoktur. Ahmad (2001), bu konuda 1970'lerden 1990'lı yıllara kadar yapılan yaklaşık 40 çalışmayı incelemiş ve gelişmiş veya gelişmekte olan ülkeler için eşbütünleşme ve nedensellik testi kullanan son zamanlarda yapılan ampirik çalışmaların, korelasyon analizi kullanan göreceli olarak eski çalışmalara nazaran ihracata dayalı büyüme konusunda daha zayıf sonuçlar ürettiği sonucuna ulaşmıştır. İhracata dayalı büyüme konusunda Türkiye ekonomisi üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında; Bahmani-Oskooee ve Domac (1995) ihracata dayalı büyüme tezinin Türkiye için geçerli olduğunu savunurken; Özmen ve Furtun (1998) ihracata dayalı büyüme tezinin Türkiye için geçerli olduğuna dair herhangi bir ampirik kanıt elde edemediklerini iddia etmektedirler. Demir, Kutlar ve Üzümcü (2005) Türkiye için 1950-2001 dönemi için

yaptıkları çalışmada, ekonomik büyümeden ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu bildirmektedir. Halıcıoğlu (2007) çalışmasında ihracattan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi bulmuş ve ihracata dayalı büyüme ilişkisinin 1980-2005 döneminde Türkiye için geçerliliğini kanıtlamıştır. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yapılan güncel çalışmalardan bazıları şunlardır: Tayvan için Darrat, Hsu ve Zhong (2000); kuzey ülkeleri için Hatemi-J ve Irandoust (2000); Fountas (2000) İrlanda ekonomisi için; Narayan ve Smyth (2004a) Çin için ve Siliverstovs ve Herzer (2006) Şili ekonomisi için ihracata dayalı büyüme tezini savunan ampirik kanıtlar elde etmişlerdir.

3. Veri Seti

Bu çalışmada kullanılan kişi başına reel GSMH (Y_t), beşeri sermaye stoku endeksi (HC_t) ve kişi başına reel ihracattan (EXP_t) oluşan değişkenler için 1928-2006 dönemine ait 79 yıllık zaman serileri kullanılmıştır. Fiyat değişmelerinin bozucu etkisini ortadan kaldırmak amacıyla nominal GSMH 1987 baz yılı GSMH deflatörü ile bölünerek fiyatlardaki hareketlilikten arındırılmıştır. ABD doları ile ölçülmüş nominal toplam ihracat verileri dönem sonu nominal alış kuru üzerinden TL'ye çevrildikten sonra GSMH deflatörü ile reelleştirilmiştir. Ayrıca değişkenlerin tümü, yıl-ortası nüfusa oranlanarak kişi başına değerler haline dönüştürülmüştür. Yanısıra, tüm veriler doğal logaritmik biçime dönüştürülmüştür. Değişkenlerin doğal logaritmik değerleri, $\ln Y_t$, $\ln HC_t$ ve $\ln EXP_t$ şeklinde tanımlanmıştır. Türkiye için Cumhuriyetin ilk dönemlerini kapsayan GSMH deflatöründen farklı bir fiyat endeksi bulamadığımız ve ancak deflatörün 1924 yılından itibaren başlaması ve 2006 yılından sonraki dönemlere ait 1987 bazlı deflatör verileri bulunmamasından dolayı ve ilköğretimden mezun öğrenci sayısı verilerinin ancak 1928 yılından itibaren başlamasından dolayı çalışmamızda 1928-2006 dönemi kullanılmıştır. Ampirik çalışmalarda ekonomik büyümeyi ölçmede kullanılan temel ölçüt kişi başına reel GSYİH'dır. Bu bilgiler neden GSYİH veri serilerinin değil de GSMH'nın kullanılmış olduğunu da açıklamaktadır. Uygulamalı çalışmalarda beşeri sermaye değişkeninin tanımlanmasında, ilk, orta, lise ve yükseköğretim düzeyinden mezun olan veya kayıtlı öğrencilerin nüfusa oranları, okuma-yazma bilme oranları veya ortalama okullaşma oranlarının kullanılması bir gelenek haline gelmiştir. Ancak, ifade etmek gerekir ki, mezun veya kayıtlı öğrencilerin nüfusa oranlarının veya ortalama okullaşma yıllarının bir ülkenin beşeri sermaye stokunun göstergesi olarak kullanılması, derslik içinde ve derslik dışında eğitimin kalitesini ölçmekte başarısızlık eğilimi göstermesinden dolayı yoğun bir şekilde eleştirilmektedir (Savaş, 2009: 4). Beşeri sermaye stokunun bir ölçütü olarak öğrencilerin matematik ve fen bilimleri testlerindeki gösterdikleri performans belki

de daha uygun olabilir. Gelecekte ülkenin işgücü stokunu oluşturacak bu öğrencilerin matematik ve fen bilimleri testlerindeki gösterdikleri performans; anlama becerisinin ortalama düzeyi (*average level of cognitive skills*) olarak adlandırılmaktadır (Hanushek ve Wößmann, 2007). Maalesef, öğrencilerin anlama becerisi veya eğitim performansının niteliğini ölçen mevcut uluslararası veri seti Türkiye dahil olmak üzere oldukça kalabalık bir ülke grubu için ampirik çalışma yapmaya elverişli uzun bir zaman periyodunu kapsayacak şekilde mevcut olmaması neden mezun veya kayıtlı öğrenci oranları gibi daha az informatik niceliksel ölçütler kullanmak zorunda olduğumuzu açıklamaktadır (Savaş, 2009: 4). Türkiye’de, 1996 yılında zorunlu ilköğretim 5 yıldan 8 yıla çıkarılmıştır. Bu nedenle, temel beşeri sermaye stoku olan ilk ve ortaöğretim 1996 yılından sonra tek başına ilköğretim ile temsil edilmektedir. Ortaöğretimden mezun öğrenci sayısı veri seti 1996 yılından sonra yayınlanmamaktadır. Biz de veri setimizin tek başına temel beşeri sermaye stokunu, yani ilköğretim ve ortaöğretimden mezun öğrencileri temsil etmesi amacıyla, 1928-2006 döneminde ilk ve ortaöğretim mezunlarını toplayarak bir bütün olarak değerlendirdik.

Uygulamada, beşeri sermaye stoku birikimi değişkeninin ölçütü olarak mezun öğrenci sayısı oranları sıkça kullanılmaktadır. Örneğin, Barro ve Lee (1997, 2000) kişi başına mezun öğrenci sayısı oranlarını; Mankiw, Romer ve Weil (1992) yetişkin nüfus başına ortaokulda kayıtlı öğrencilerin oranını ve Romer (1990) okuma-yazma bilenlerin nüfusa oranını beşeri sermaye stokunu temsilen kullanmışlardır. Yine, uygulamada, kişi başına beşeri sermaye stoku oluşturulurken, ağırlıklandırılmış mezun sayısının yıl-ortası nüfus yerine, (15-65 yaş arası) yetişkin nüfus oranına bölünmesi yaygındır (bakınız, örneğin, Wang ve Yao, 2003; Barro ve Lee, 2000; Mankiw, Romer ve Weil, 1992). Ancak, Türkiye için yetişkin nüfus oranı zaman serileri uygun bir ampirik çalışma yapmaya elverişli şekilde uzun dönemleri kapsamadığı gibi beşer ve onar yıllık aralıklarla sadece 1935 yılından bu yana yayınlanmıştır. İfade etmek gerekir ki, beşeri sermaye endeksinin kayıtlı öğrencilerin nüfusa oranı şeklinde oluşturulması birtakım eksiklikler içermektedir. Çünkü kişi başına kayıtlı öğrenci oranından elde edilen beşeri sermaye birikimi endeksi, bir stok değişkeni değil akım değişkeni niteliği taşımaktadır (Wang ve Yao, 2003: 38). Bu çalışmada beşeri sermaye birikimi değişkenini temsilen mezun öğrenci sayıları alınmış ve bu amaçla bir endeks oluşturulmuştur. Beşeri sermaye endeksi oluşturulurken, eğitim seviyesindeki artışın işgücünün yetenek birikimini artırdığı yönündeki görüşlerinden hareketle, Barro ve Lee (1997, 2000) ve Tallman ve Wang (1994) tarafından geliştirilen bir yöntemden yararlanılmıştır. Bu yöntemle göre, endeks; ilköğretim, (teknik ve meslek liseleri dâhil olmak üzere) lise ve yüksek öğretimde yıllar itibarıyla kayıtlı öğrenci

sayılarına sırasıyla 1, 2 ve 4 ağırlıkları uygulanarak hesaplanmıştır. Artan bu ağırlıklar, eğitim düzeyindeki artışların işgücü verimliliğini artırdığını ifade etmektedir. Daha sonra ağırlıklandırılan mezun öğrenci sayılarının toplamı yıl-ortası nüfusa bölünerek kişi başına değerler haline dönüştürülmüştür. Makalede kullanılan yıl-ortası toplam nüfus serileri için yararlandığımız kaynaklar şunlardır: *Historical Statistics for the World Economy: 1-2006 AD* (Maddison, 2008) ve *Total Economy Database* (The Conference Board and Groningen Growth and Development Centre, 2008). İlköğretim, ortaöğretim, genel, teknik ve meslek liseleri ile yüksek öğretimden mezun öğrenci sayıları, nominal GSMH, nominal toplam ihracat ve dönem sonu nominal ABD doları döviz kuru serileri *İstatistik Göstergeler 1923-2007*'den (TUİK, 2008) elde edilmiştir. GSMH deflatörü (1987=100) serileri ise *Devlet Planlama Teşkilatı*'nın internet sayfasından alınmıştır (DPT, 2009).

4. Birim Kök, Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik Testleri

4.1. ADF, PP ve DF-GLS Birim Kök Testleri

Öncelikli bir analiz olarak, modellerde yer alan değişkenlerin bütünleşme (*integration*) düzeylerinin test edilmesi ve birim kök (*unit root*) içerip içermediklerinin tespiti ve böylelikle zaman serisi karakteristiklerinin anlaşılacak uygun bir ekonometrik modelin seçilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, ampirik çalışmalarda sık kullanılan genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi (Dickey ve Fuller, 1981) ve Phillips-Perron (PP) testi (Phillips ve Perron, 1988) ile göreceli olarak yeni ve daha güçlü olan ve Eliot, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından geliştirilen genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS)-trentten arındırılmış Dickey-Fuller (DF-GLS) birim kök testi kullanılmıştır. Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri MacKinnon (1991) tarafından oluşturulmuş aynı kritik değerleri kullanırken, DF-GLS birim kök testinin kritik değerleri Eliot, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından hesaplanmıştır. Birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Hesaplanan ADF, PP ve DF-GLS istatistikleri, $\ln Y_t$, $\ln HC_t$ ve $\ln EXP_t$ değişkenlerinin düzeyleri için kritik tablo değerlerinden (mutlak değerleri itibarıyla) küçüktür. Ancak, değişkenlerin birinci farkları alındığında hesaplanan ADF, PP ve DF-GLS istatistik değerleri kritik tablo değerlerinden (mutlak değerleri itibarıyla) %1 istatistiksel anlamlılık düzeyinde büyüktür. Bu nedenle, $\ln Y_t$, $\ln HC_t$ ve $\ln EXP_t$ değişkenlerinin birinci farklarının durağan olduklarına yani $I(1)$ düzeyinde bütünleştiklerine karar verilmiştir. Birim kök testlerini yaparken oldukça uzun bir dönem ele alındığı için normal koşullarda yapısal değişiklik olup olmadığına bakmak gerekir. Bunun için Perron'un (1989 veya 1990) yapısal değişikliği hesala-

ba katan birim kök testlerine bakmak gerekir. Ayrıca yapısal değişikliği içsel olarak belirleyen Banarjee, Lumsdaine ve Stock (1992), Zivot ve Andrews (1992) veya Perron (1997) bakılabilir. Ancak bu makalede bu tür testlerle değişimleri araştırmadığımızdan birim kök testleri temkinli yorumlanmalıdır.

Tablo 1. Birim Kök Test Sonuçları

İstatistikler	Düzyey			Birinci Farklar		
	$\ln Y_t$	$\ln HC_t$	$\ln EXP_t$	$\Delta \ln Y_t$	$\Delta \ln HC_t$	$\Delta \ln EXP_t$
τ_μ (ADF)	-0.74 (0)	-2.48 (0)	-0.28 (0)	-10.21 ^a (0)	-8.63 ^a (0)	-7.52 ^a (0)
τ_T (ADF)	-2.36 (0)	-1.07 (0)	-1.78 (0)	-10.14 ^a (0)	-9.41 ^a (0)	-7.68 ^a (0)
τ (ADF)	-3.24 (0)	-0.04 (0)	-1.44 (0)	-9.14 ^a (0)	-7.06 ^a (0)	-7.41 ^a (0)
τ_μ (PP)	-0.72 (1)	-2.51 (2)	-0.12 (1)	-10.21 ^a (0)	-8.64 ^a (2)	-7.52 ^a (0)
τ_T (PP)	-2.36 (2)	-1.04 (1)	-1.90 (1)	-10.14 ^a (0)	-9.39 ^a (2)	-7.67 ^a (2)
τ (PP)	-3.47 (2)	-0.26 (5)	-1.34 (1)	-9.15 ^a (3)	-7.39 ^a (4)	-7.41 ^a (1)
τ_μ (DF-GLS)	-1.55 (0)	-1.38 (0)	-0.55 (0)	-4.21 ^a (1)	-2.79 ^a (1)	-7.51 ^a (0)
τ_T (DF-GLS)	-2.33 (0)	-0.69 (0)	-1.31 (0)	-9.31 ^a (0)	-6.52 ^a (0)	-7.65 ^a (0)

Açıklamalar: τ_μ ise sabit terimli ve trendsiz, τ_T sabit terim ve trendli; τ ise en kısıtlı model olan sabit terim ve trend içermeyen birim kök hesaplamalarını ifade eder. Mümkün olan maksimum gecikme düzeyi kullanılmıştır. ADF and DF-GLS birim kök testlerinde maksimum gecikme sayısı Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) baz alınarak 11 olarak belirlenmiştir. ADF modelinin hata teriminde içsel bağıntı (ve değişen varyans) sorunu olmadığı belirlenmiştir. PP istatistiğinin parametrik olmayan düzeltmesini gerçekleştirebilmek için, Barlett-Kernel ağırlıklarıyla Newey-West düzeltilmiş varyansları kullanılmıştır. Δ , birinci fark operatörünü temsil etmektedir. Gecikme sayıları parantezler içinde gösterilmiştir. *a* %1 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddini ifade etmektedir.

4.2. Eşbütünleşme: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Eşbütünleşme testi, çok-değişkenli analiz çerçevesinde, kişi başına reel gelir, kişi başına reel ihracat ve beşeri sermaye endeksi bir uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığının incelenmesini içerir. $\ln Y_t$, $\ln HC_t$ ve $\ln EXP_t$ değişkenleri arasındaki muhtemel uzun dönem eşbütünleşme ilişkisini test etmek için ARDL sınır testi yaklaşımının kullanılmasının alternatif tek-değişkenli yahut çok-değişkenli eşbütünleşme testlerine göre bariz ekonometrik avantajları vardır. Engle ve Granger (1987) iki-değişkenli eşbütünleşme testi; Stock ve Watson (1988), Johansen (1988, 1991) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen çok-değişkenli eşbütünleşme teknikleri geniş örnek büyüklükleri için uygun teknikler olsalar da, ciddi eleştirilere maruz kalmaktadırlar. İlk olarak, Carruth, Dickerson ve Henley'in (2000: 289) belirttikleri gibi "tek denklemler metotları (eşbütünleşmede) çoklu vektör bulunma olasılığını ihmal ettiklerinden eleştirilse-

ler bile, indirgenmiş bir formatta da olsa müthiş şekilde duyarlı sonuçlar vererek en uygun dinamik modelleri üretirler". Carruth, Dickerson ve Henley (2000) devamla, çoklu (*birden fazla*) eşbütünleşik vektörlerin bulunma olasılığı, değişkenler arasında muhtemel statik uzun dönem eşbütünleşmenin teşhisini zorlaştırdığını iddia etmektedirler. "Çoklu eşbütünleşik vektörlerin bulunma olasılığı, araştırmacının tespit edilen eşbütünleşik ilişkilere iktisadi yorum getirmesini gerektirmekte ve ciddi teşhis problemlerine yol açmaktadır. Üstelik anlamlı olduğu tanımlanan eşbütünleşik vektörlerin sayısı VAR için seçilmiş gecikme sayısına bağlı olduğundan, dikkatli indirgeme testlerine ihtiyaç duyulmaktadır" (Carruth, Dickerson ve Henley, 2000: 289). İkincisi, sınır testi yaklaşımı birim kök testleri sonuçlarına diğer metotlardaki kadar bağımlı değildir. Bu metot, regresyon denklemindeki değişkenlerin birinci farklarının durağan olmasını şart koşmaz. Diğer bir ifadeyle, sınır testi yaklaşımı, ilgili değişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya çok az bütünleşmelerine bağlı olmadan da uygulanabilir. Ancak, bu makalede ARDL modelini kullanmamızın temel nedeni, Johansen yönteminin yetersiz olması değil birim kök sonuçlarının güvenilir olmamasıdır. ARDL sınır testi yaklaşımı, aşağıdaki kısıtlanmamış hata düzeltme modelleri kullanılarak bir uzun dönem ilişkisinin var olup olmadığının araştırılmasını içerir:

$$\Delta \ln Y_t = a_{0Y} + \sum_{i=1}^p b_{iY} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_{iY} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^p d_{iY} \Delta \ln EXP_{t-i} \quad (1)$$

$$+ \sigma_{1Y} \ln Y_{t-1} + \sigma_{2Y} \ln HC_{t-1} + \sigma_{3Y} \ln EXP_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta \ln HC_t = a_{HC} + \sum_{i=1}^p b_{iHC} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_{iHC} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p d_{iHC} \Delta \ln EXP_{t-i} \quad (2)$$

$$+ \sigma_{1HC} \ln HC_{t-1} + \sigma_{2HC} \ln Y_{t-1} + \sigma_{3HC} \ln EXP_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta \ln EXP_t = a_{0EXP} + \sum_{i=1}^p b_{iEXP} \Delta \ln EXP_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_{iEXP} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p d_{iEXP} \Delta \ln HC_{t-i} \quad (3)$$

$$+ \sigma_{1EXP} \ln EXP_{t-1} + \sigma_{2EXC} \ln Y_{t-1} + \sigma_{3EXP} \ln HC_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

Burada Δ , birinci fark işlemcisini; $\ln Y_t$, kişi başına reel GSMH'nin logaritmasını, $\ln HC_t$ beşeri sermaye stoku endeksinin logaritmasını ve $\ln EXP_t$ ise kişi başına reel ihracatın logaritmasını ifade etmektedir. b , c ve d parametreleri kısa dönem katsayıları ve σ 'lar ise ARDL modelindeki ilgili uzun dönem çarpanlarıdır.

ε_{1t} , ε_{2t} ve ε_{3t} sıfır ortalamalı ve sonlu kovaryans matrisli ardışık bağımsız hata terimleridir. Hipotezler, değişkenlerin düzeylerinin tek gecikmeli değerlerinin anlamlılığının test edilmeleriyle ve standart-dışı bir F -istatistiği kullanılarak çok-değişkenli bir sistemde uzun dönem ilişkisinin var olup olmadığının test edilmesi şeklinde sınanmaktadır. Değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi mevcut ise, F -testi hangi değişkenlerin normalleştirilmesi gerektiğini gösterecektir.

Kişi başına reel GSMH'nin bağımlı değişken olduğu 1 numaralı denklemde, değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığını ifade eden boş hipotez ($H_0: \sigma_{1Y}=\sigma_{2Y}=\sigma_{3Y}=0$), alternatif hipoteze ($H_1: \sigma_{1Y}\neq\sigma_{2Y}\neq\sigma_{3Y}\neq 0$) karşı test edilmektedir. Bu ilişki $F_Y(\ln Y_t | \ln HC_t, \ln EXP_t)$ şeklinde gösterilmektedir. Beşeri sermaye endeksinin bağımlı değişken olduğu 2 numaralı denklemde, değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığını ifade eden boş hipotez ($H_0: \sigma_{1HC}=\sigma_{2HC}=\sigma_{3HC}=0$), alternatif hipoteze ($H_1: \sigma_{1HC}\neq\sigma_{2HC}\neq\sigma_{3HC}\neq 0$) karşı test edilmektedir. Bu da $F_{HC}(\ln HC_t | \ln Y_t, \ln EXP_t)$ şeklinde gösterilmektedir. Kişi başına reel ihracatın bağımlı değişken olduğu 3 numaralı denklemde, değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığını ifade eden boş hipotez ($H_0: \sigma_{1EXP}=\sigma_{2EXP}=\sigma_{3EXP}=0$), alternatif hipoteze ($H_1: \sigma_{1EXP}\neq\sigma_{2EXP}\neq\sigma_{3EXP}\neq 0$) karşı test edilmektedir. Bu ilişki ise $F_{EXP}(\ln EXP_t | \ln Y_t, \ln HC_t)$ şeklinde gösterilmektedir.

Standart-dışı sınır F -testi: (i) ARDL modeline dahil edilen değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasına; (ii) ARDL modelindeki açıklayıcı değişken sayısına; ve (iii) ARDL modelinin sabit terim ve/veya trend değişkeni içerip içermediğine bağlıdır. Pesaran, Shin ve Smith (2001), değişkenlerin hepsinin $I(1)$ veya $I(0)$ yahut ta karşılıklı eşbütünleşik bulunduğu durumları dikkate alarak alt ve üst sınırları belirleyen iki adet sınır kritik değerleri hesaplamışlardır. Şayet hesaplanan F -istatistiği sınır kritik değerlerinin dışında kalırsa, değişkenlerin hangi düzeyde bütünleşme (durağanlık) ilişkisi içerdiğine bakılmaksızın, eşbütünleşme ilişkisinin varlığına dair kesin bir yargıya varılabilir. Hesaplanan F -istatistiği üst sınır kritik değerlerinden büyükse, değişkenlerin bütünleşme (durağanlık) ilişkisinin sırasına bakılmaksızın, bütünleşme ilişkisinin bulunmadığını gösteren boş hipotez reddedilir. Ancak, hesaplanan F -istatistiği alt sınır kritik değerlerinden küçükse, bütünleşme ilişkisinin bulunmadığını gösteren boş hipotez kabul edilir. Hesaplanan F -istatistiği sınır kritik değerlerinin arasında kalırsa, test kararsız kalır.

Uzun dönem ilişkinin varlığını incelemek amacıyla, 1, 2 ve 3 numaralı denklemlere ARDL standart-dışı sınır F -testi uygulanmıştır. Buna göre bu aşamada sonuçlar seçilen VAR gecikme sayısına duyarlı olduğu için ve yıllık zaman serileri kullandığımızdan, ARDL analizindeki tüm testler en az bir en çok dört

gecikmeli olarak uygulanmıştır. SBC kriteri kullanılarak gecikme sayısı belirlenirken, kısıtlanmamış VAR regresyonlarının ardışık bağımlı olmadıklarına dikkat edilmiştir (Pesaran, Shin ve Smith, 2001). Pesaran, Shin ve Smith'in (2001:300-301) listelediği kısıtlanmamış sabit terim içeren ancak zaman trendi içermeyen modeli kullanılmıştır. Sınır testi sonuçları, Tablo 2'de özetlenmiştir.

Tablo 2. Eşbütünleşme İlişkisi için Sınır F -testi Sonuçları

Hesaplanan F -istatistikleri	Gecikme Sayıları				Sonuç
	1	2	3	4	
$F_Y(\ln Y_t \ln HC_t, \ln EXP_t)$	3.5136 ^c	3.4666 ^c	3.7438 ^c	3.1693	H_0 :Red
$F_{HC}(\ln HC_t \ln Y_t, \ln EXP_t)$	2.8922	2.6608	2.9341	3.0166	H_0 :Kabul
$F_{EXP}(\ln EXP_t \ln Y_t, \ln HC_t)$	0.6930	0.9895	1.0163	0.8286	H_0 :Kabul

Açıklamalar: Sınır F -testinin kritik değer aralıkları %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla 4.13-5.00, 3.10-3.87 ve 2.63-3.35'tir. *c* harfi eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden boş hipotezin %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini gösterir.

$F_Y(\ln Y_t | \ln HC_t, \ln EXP_t)$ ilişkisi için sadece gecikme sayısı 1, 2 ve 3 olarak alındığında hesaplanan F -testi sonuçları sırasıyla 3.5136, 3.4666 ve 3.7438 %10 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik tablo değerinden (3.35) büyük olduğu görülmektedir. Ancak, gecikme değerleri arttıkça, hesaplanan F -testi sonuçları, üst sınır kritik tablo değerlerinden küçük olmaktadır. Bu sonuca göre, kişi başına reel gelir bağımlı değişken olarak modele girdiğinde, değişkenler arasında bir uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. $F_{HC}(\ln HC_t | \ln Y_t, \ln EXP_t)$ ilişkisi ele alındığında bütün gecikme değerleri için hesaplanan F -testi değerleri tablo değerlerinin altında kaldığından değişkenler arasında bir uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi olmadığına dair boş hipotez kabul edilmektedir. Benzer şekilde, $F_{EXP}(\ln EXP_t | \ln Y_t, \ln HC_t)$ ilişkisinde, bütün gecikme değerlerinde hesaplanan F -testi değerleri kritik tablo değerlerinin alt sınırının altında kaldığından H_0 boş hipotezi kabul edilmektedir. Özetle, Tablo 2'den elde edilen sonuçlardan sadece kişi başına reel gelir, Y_t , bağımlı değişken olduğunda, değişkenler arasında bir uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu anlıyoruz.

4.3. Granger Nedensellik Testleri

Bu aşamada, eşbütünleşik seriler (yani 1 numaralı denklemdaki $F_Y(\ln Y_t | \ln HC_t, \ln EXP_t)$ ilişkisi için) gecikmeli hata düzeltme terimini de dâhil ettiğimiz standart bir artırılmış Granger nedensellik testi uygulayacağız. Bağımlı değişkenleri $\ln HC_t$ ve $\ln EXP_t$ olan 2 ve 3 numaralı denklemlerde uzun dönem

eşbütünleşme ilişkisine rastlayamadığımızdan ötürü, bu denklemleri hata düzeltme terimlerini ilave etmeden tahmin edeceğiz. Fakat $F_Y(\ln Y_t | \ln HC_t, \ln EXP_t)$ ilişkisinin tahmininde artırılmış Granger-türü nedensellik testini uygularken modele gecikmeli hata düzeltme terimini de ilave edeceğiz. Granger nedensellik testi aşağıdaki gibi çok-değişkenli p . sıradan Vektör Hata Düzeltim Modelinin oluşturulmasını gerektirir:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln HC_t \\ \Delta \ln EXP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \\ \tau_3 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \rho_{11i} \rho_{12i} \rho_{13i} \\ \rho_{21i} \rho_{22i} \rho_{23i} \\ \rho_{31i} \rho_{32i} \rho_{33i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln Y_{t-i} \\ \Delta \ln HC_{t-i} \\ \Delta \ln EXP_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} [ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \omega_{1t} \\ \omega_{2t} \\ \omega_{3t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Bu denklemde önceden açıkladığımız değişkenlere ilave olarak, Δ gecikme işlemcisini, ECT_{t-1} uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinden elde edilen gecikmeli hata düzeltme terimini ve ω_{1t} , ω_{2t} ve ω_{3t} sıfır ortalamalı ve sonlu kovaryans matrisli ardışık bağımsız hata terimlerini ifade etmektedir. Her bir durumda bağımlı değişken, kendisinin ve diğer değişkenlerin geçmiş değerlerine karşı tahmin edilmiştir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, en azından bir yönlü Granger nedenselliğinin olduğu anlamına gelse de bu değişkenler arasında dönersel nedenselliğin yönü hakkında bir bilgi içermez. Uzun dönem ve kısa dönem Granger nedenselliği çok-değişkenli bir model içinde incelenmiştir. Kısa dönem nedensellik ilişkisi üç denklemden her birindeki birinci farkları alınmış açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin F -istatistik değerine göre belirlenmektedir. Gecikmeli hata düzeltme terimi katsayısının istatistiksel olarak anlamlı t -istatistiği değeri uzun dönem nedensellik etkisinin varlığını işaret eder. Uzun ve kısa dönem Granger nedensellik test sonuçları Tablo 3'te özetlenmiştir.

Tablo 3. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	$\Delta \ln Y_t$	$\Delta \ln HC_t$	$\Delta \ln EXP_t$	ECT_{t-1} (t -ist.)
$\Delta \ln Y_t$	—	0.93 [0.39]	0.01 [0.98]	-0.93 ^a (-2.76)
$\Delta \ln HC_t$	0.57 [0.56]	—	0.05 [0.94]	—
$\Delta \ln EXP_t$	0.99 [0.37]	0.46 [0.63]	—	—

Açıklamalar: F -istatistiğinin olasılık değerleri köşeli parantez içindedir. ECT_{t-1} 'nin t -istatistik değeri parantez içinde gösterilmiştir. t -testinin kritik değeri %1 anlamlılık düzeyinde 2.66'dır. F -istatistiğinin kritik değerleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla 4.79, 3.07 ve 2.3. a t -değerinin %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu işaret etmektedir.

Optimum gecikme uzunluğu p , SBC kriterine göre seçilmiştir. Granger nedensellik testi uygulanan 4 numaralı denklemdeki üç fonksiyonun her birisine hata terimlerinin serisel ardışık bağımlılığı, fonksiyonel biçim, doğrusallık ve çoklu varyans gibi standart diagnostik testler uygulanmış ve bu testleri başarıyla geçmişlerdir. Uzun dönem Granger nedensellik testi sonucuna baktığımızda, kişi başına reel gelir denkleminde gecikmeli hata düzeltme teriminin katsayısı % 1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkması ve beklenen şekilde negatif işaret taşıması, eşbütünleşme sınır testi sonuçlarının tasdik edilmesi anlamına gelir. Tablo 3'den görüleceği üzere, hata düzeltme teriminin, ECT_{t-1} , katsayısı -0.9321'dir ve % 1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönemde kişi başına reel ihracat ve beşeri sermaye stokunun kişi başına reel geliri Granger-nedensellik ilişkisi anlamında etkilemesi demek, nedensellik ilişkisinin hata düzeltme terimi aracılığıyla kişi başına reel ihracat ve beşeri sermaye stokundan kişi başına reel gelir yönüne doğru olması anlamına gelir. Gecikmeli hata düzeltme teriminin, ECT_{t-1} , katsayısı -0.9321, bir şok durumunda dengeden sapma meydana geldiğinde tekrar dengeye gelme hızının oldukça yüksek olduğunu gösterir. Diğer bir ifadeyle, hata düzeltme terimi katsayısı, kişi başına reel gelirin denge düzeyinden cari dönemde meydana gelen bir sapmanın gelecek dönemde yaklaşık % 93'ünün düzeltileceğini ima eder. Kısa dönem Granger nedensellik sonuçlarına baktığımızda, üç fonksiyondan her birindeki açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli birinci farklarının F -istatistik değerlerinden hiçbirisi istatistiksel olarak anlamlı değildir. Gerçi bu durum ekonomik büyümenin diğer makroekonomik değişkenlerle kısa dönemden çok uzun dönemde etkileşim içinde olduğu genel varsayımı göz önüne alındığında pek te sürpriz sayılmaz.

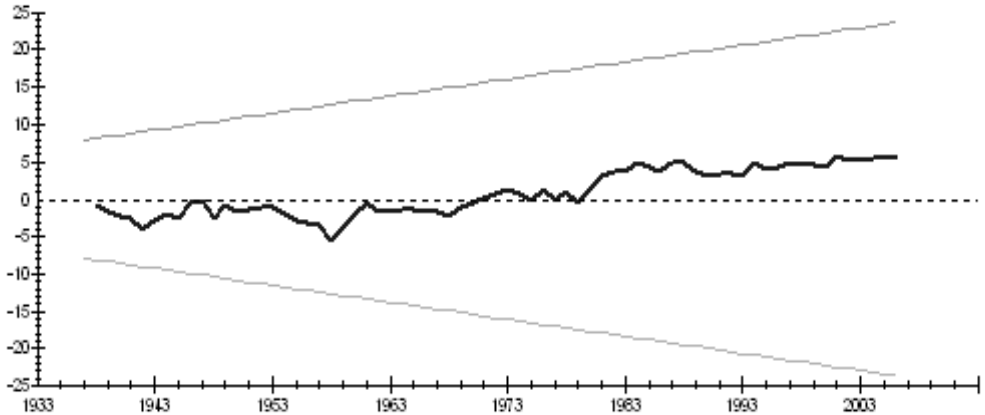
4.4. Parametre Tahminlerinin Durağanlığı Testi

Zaman serilerinin tahmin edilen parametreleri zaman içinde değişme eğilimi gösterirler. Parametrelerin durağanlığı testlerinin önemi, durağan olmayan parametrelerin hatalı model tanımlamalarına ve böylece olası yanlış sonuçlar vermesine neden olmasıdır. Parametrelerin durağanlığını test etmek için Pesaran ve Pesaran (1997) tarafından geliştirilmiş bir test kullandık. Pesaran ve Pesaran'a (1997) göre, uzun dönem katsayılarının durağanlık testinde kısa dönem dinamiği esastır. Bu test, bir uzun dönem ilişkisinin tespit edildiği denklem olan kişi başına reel gelir denklemini için şu hata düzeltme modelinin tahmin edilmesini gerektirir:

$$\Delta \ln Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_1 \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n c_2 \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^m d_3 \Delta \ln EXP_{t-i} + \sigma ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

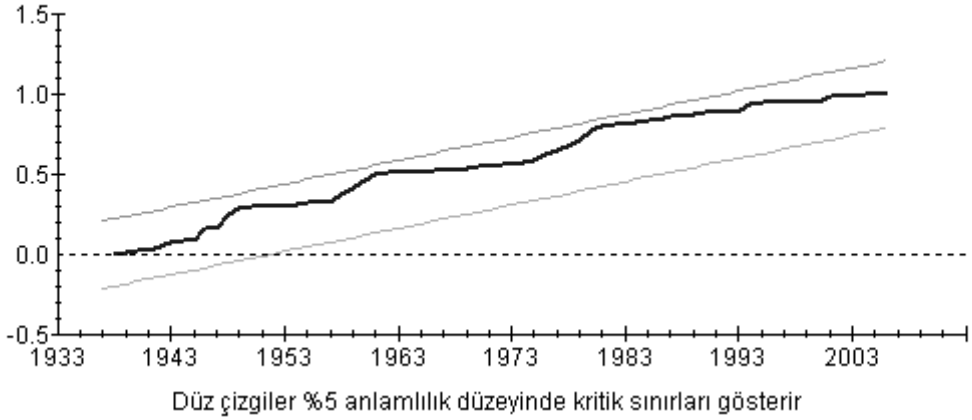
5 numaralı denklemde yer alan değişkenlerin hepsi önceki paragraflarda tanımlanmıştır. *ECT* ise uzun dönem eşbütünlük vektörden hesaplanmıştır. Bu model tahmin edildikten sonra, Pesaran ve Pesaran (1997), Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından parametre durağanlığını test etmek için geliştirilmiş yinelenmeli kalıntıların birikimli toplamları (*cumulative sum of recursive residuals-CUSUM*) ve yinelenmeli kalıntıların birikimli toplamlarının karesi (*cumulative sum of recursive residuals squares-CUSUMSQ*) testlerinin uygulanmasını önermektedir. 5 numaralı denklemdeki model en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edildikten sonra, tahmin sonucu elde edilen hata terimlerine CUSUM ve CUSUMSQ testleri uygulanmaktadır. Şekil 1’de CUSUM ve Şekil 2’de ise CUSUMSQ çizilmiştir. Şekillerden anlaşılacağı üzere, CUSUM ve CUSUMSQ istatistiklerinin eğrileri % 5 anlamlılık düzeyinde parametre durağanlığı kritik sınırı çizgilerini kesmediği için katsayılar tahmin dönemi boyunca durağanlıklarını yitirmemiştir.

Şekil 1. CUSUM İstatistiğinin Grafiği



Düz çizgiler %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırları gösterir

Şekil 2. CUSUMSQ İstatistiğinin Grafiği



5. Hata Tahmin Varyansları Ayrıştırma Analizi ve Etki-Tepki Fonksiyonları

Granger nedensellik testi tahmin dönemi ile sınırlı olduğu için, tahmin döneminde bağımlı değişkenin olası Granger dışsallığı yahut Granger içselliğinin tespit edilmesi için oldukça kullanışlı bir testtir. Fakat değişkenlerin tahmin dönemi dışında dışsallıklarının derecesinin analizi varyans ayrıştırma analizi veya etki-tepki fonksiyonları gibi metotların kullanılmasını gerektirmektedir. Varyans ayrıştırma analizi, sistemdeki bir değişkende meydana gelen bir şok sonucu değişkenin hata tahmin varyanslarının yüzde kaç olacağını ölçer. Hata tahmin varyans ayrıştırma analizi bir tahmin dönemi dışı nedensellik testi olarak değerlendirilebilir. Sistemdeki diğer değişkenlere tam anlamıyla dışsal olan bir değişken, sistemdeki her bir değişkenin hata tahmin varyanslarını açıklayabilir (Sims, 1980). Sistemdeki bir değişkene uygulanan bir şok, değişkenin kendisini etkileyeceği gibi sistemdeki diğer değişkenleri de etkiler ve değişkenin kendisinde ve diğer değişkenlerde farklılaşmalara yol açar. Hata tahmin varyans ayrıştırma analizi bu tür etkilerin nispi önemini gösterirken, etki-tepki fonksiyonları analizi değişkenlerin şoklara karşı dinamik tepkilerini ölçer. Bu etkileri ölçmek için Koop, Pesaran ve Potter (1996) ve Pesaran ve Shin (1998) tarafından üretilen genelleştirilmiş hata tahmin varyans ayrıştırma ve genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları analizlerini kullandık. Modelde kullandığımız değişkenlere ait 12 yıllık bir dönemi içeren genelleştirilmiş hata tahmin varyans ayrıştırma analizi sonuçları Tablo 5'te özetlenmiştir.

**Tablo 5. Hata Tahmin Varyansları Ayrıştırma Analizi
(Şoklar Tarafından Açıklanan Tahmin Varyansı Yüzdeleri)**

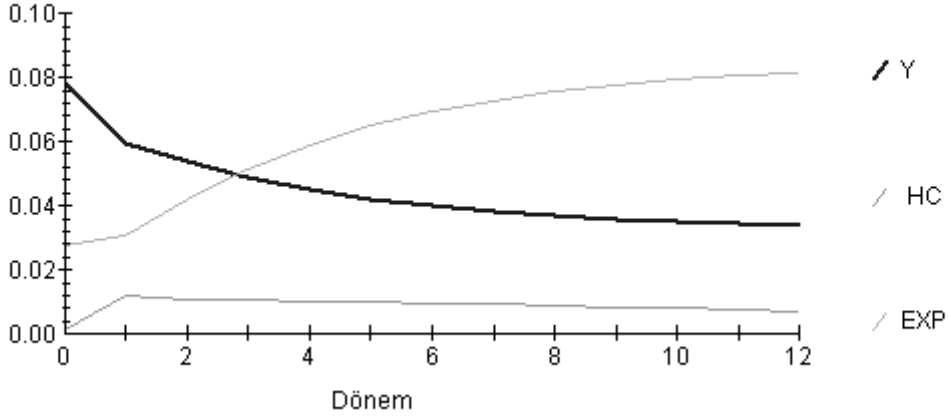
Kişi Başına Reel Gelirin (Y) Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Y	HC	EXP
1	100.0000	0.000000	0.000000
2	99.20296	0.000678	0.796363
3	96.66450	0.152476	3.183026
4	92.77960	0.457877	6.762526
5	88.21093	0.896294	10.89278
6	83.49999	1.437040	15.06297
7	78.98301	2.052976	18.96401
8	74.82905	2.723290	22.44766
9	71.09900	3.432925	25.46807
10	67.79285	4.171218	28.03593
11	64.88055	4.930542	30.18891
12	62.32003	5.705275	31.97470
Beşeri Sermayenin (HC) Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Y	HC	EXP
1	0.067968	99.93203	0.000000
2	1.345747	98.65285	0.001405
3	1.722616	98.26347	0.013916
4	1.984521	97.98016	0.035318
5	2.184417	97.75422	0.061365
6	2.345910	97.56537	0.088721
7	2.480687	97.40402	0.115296
8	2.595376	97.26468	0.139945
9	2.694287	97.14358	0.162134
10	2.780458	97.03784	0.181703
11	2.856145	96.94515	0.198705
12	2.923091	96.86360	0.213311
Kişi Başına Reel İhracatın Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Y	HC	EXP
1	1.400294	3.100826	95.49888
2	1.346041	3.179626	95.47433
3	1.641341	3.134475	95.22418
4	2.049374	3.052627	94.89800
5	2.504185	2.944881	94.55093
6	2.974402	2.820590	94.20501
7	3.442160	2.688032	93.86981
8	3.896973	2.554347	93.54868
9	4.332784	2.425511	93.24170
10	4.746344	2.306382	92.94727
11	5.136203	2.200791	92.66301
12	5.502062	2.111662	92.38628

Eşbütünleşme sınır testi ve Granger nedensellik testlerinden elde edilen sonuçlarla uyumlu olarak, varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre beşeri sermaye stoku ve reel ihracat modeldeki en fazla dışsal olan değişkenlerdir. Reel ihracat ve beşeri sermayeye uygulanan şokların çok önemli bir oranını, reel gelir ile karşılaştırıldığında, kendi yenilikleri (*innovations*) ile açıklamaktadırlar. Yani, reel ihracat ve beşeri sermayeye uygulanan şokları açıklamakta bu değişkenlerin kendilerinin haricinde diğer değişkenlerin fazla bir açıklama yüzdesi görülmemektedir. 12 yıllık dönem sonunda, reel gelirin hata tahmin varyansının % 62,32'si, beşeri sermayenin % 96,86'sı ve reel ihracatın % 92,38'i bizzat kendi yenilikleri ile açıklanmaktadır. Buna göre, reel gelir diğerleri ile karşılaştırıldığında sisteme daha az dışsal kalmaktadır. İlginç bir şekilde, 12 yılın sonunda, reel gelir ve reel ihracatın hata tahminlerinin çok az bir bölümü beşeri sermaye tarafından açıklanabilmektedir. Ancak, eşbütünleşme sınır testi ve Granger nedensellik testlerinden elde edilen sonuçlara paralel olarak, reel ihracat ve beşeri sermaye 12 yılın sonunda reel gelirin hata tahmin varyansının sırasıyla % 31,97 ve % 5,70'ini açıklayabilmektedir.

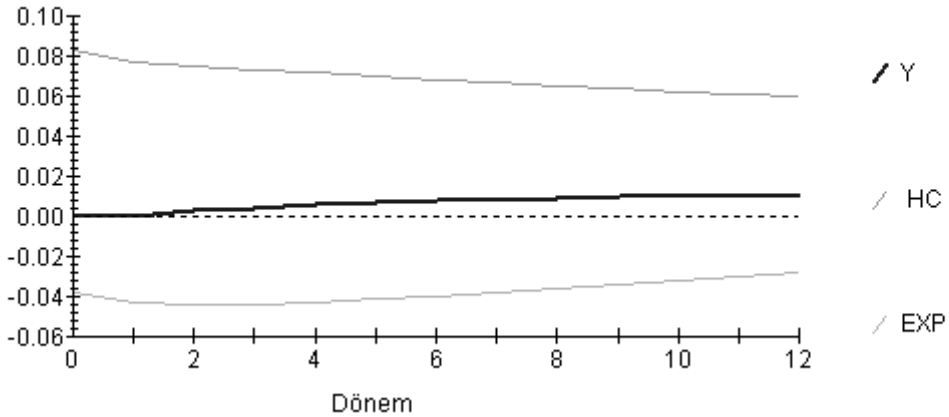
Hata tahmin varyans ayrıştırması analizinde yer alan değişkenler arasındaki ilişkinin niteliği konusunda bilgi edinebilmenin bir diğer yolu genelleştirilmiş kümülatif etki-tepki fonksiyonlarını kullanmaktır. Şekil 3, 4 ve 5 etki-tepki fonksiyonlarının grafiklerinin çizimlerini vermektedir. Şekil 3'te, reel gelir, beşeri sermaye ve reel ihracatta meydana gelecek bir şok durumunda reel gelirin tepkileri gösterilmektedir. Beşeri sermayede meydana gelen bir şokun reel gelir üzerinde birinci yıla kadar artan ve sonra 12 yıllık dönem süresince hemen hemen sabit kalan pozitif bir etkiye neden olmaktadır. Reel ihracattaki şokların reel gelir üzerinde 12 yıllık dönem boyunca reel gelirden sürekli artan pozitif bir etki yaratmaktadır. Şekil 4'te reel gelir, beşeri sermaye ve reel ihracatta meydana gelecek bir şok durumunda beşeri sermaye stokunun tepkileri gösterilmektedir. Reel gelirden meydana gelen bir şokun beşeri sermaye stoku üzerinde ilk bir buçuk yıl hiçbir etkisi yok iken daha sonra sürekli artan pozitif bir etkiye neden olmaktadır. Reel ihracatta yaşanan bir şok beşeri sermayede dördüncü yıldan sonra artarak azalan ama 12 yıllık dönem boyunca sürekli negatif bir etki yaratmaktadır. Şekil 5'te reel gelir, beşeri sermaye ve reel ihracatta meydana gelecek bir şok durumunda reel ihracatın tepkileri gösterilmektedir. Reel gelirden bir şokun reel ihracatı dördüncü yıla kadar artan bir şekilde pozitif ve daha sonraki yıllarda sabit ancak pozitif olarak etkilediği görülmektedir. Beşeri sermayedeki şoklar ise 12 yıllık dönem boyunca reel ihracatı sürekli sabit bir oranda negatif etkilediği söylenebilir. Hata tahmin varyansları analizindeki sonuçlarla paralel olarak üç değişkende de meydana gelen şokların büyük oranda kendilerindeki yeniliklerle açıklandığı görül-

mektedir. Reel gelirdeki şoklardan kaynaklanan değişmelerin büyük oranda kendisi tarafından açıklandığı görülmekle birlikte, reel ihracat ve kısmen de beşeri sermaye stokunun da bu değişmeleri açıklamada belli oranlarda katkılarının olduğu söylenebilir (Şekil 3).

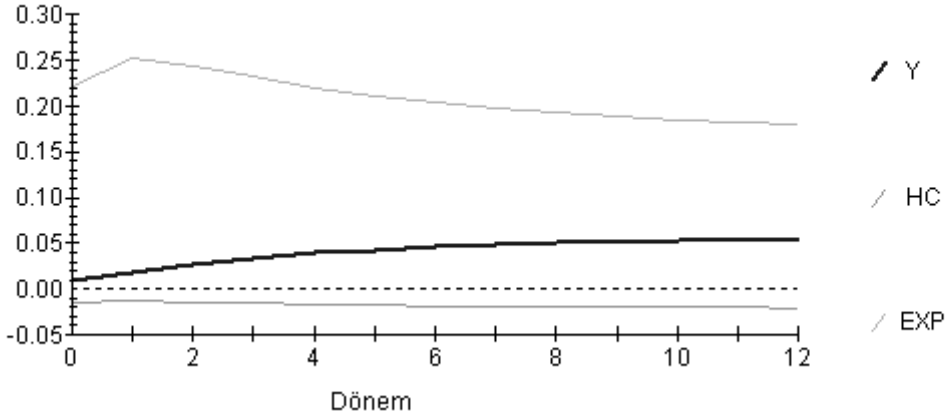
Şekil 3. Y'nin; Y, HC ve EXP'deki Şoklara Tepkisi



Şekil 4. HC'nin; Y, HC ve EXP'deki Şoklara Tepkisi



Şekil 5. EXP'nin; Y, HC ve EXP'deki Şoklara Tepkisi



6. Sonuç

Bu makalede, Türkiye’de 1928-2006 döneminde kişi başına reel gelir, beşeri sermaye birikimi ve kişi başına reel ihracat arasındaki ilişki eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerini kullanarak analiz edildi. Yanısıra, değişkenler dışsallık derecesini anlayabilmek amacıyla hata tahmin varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları yöntemlerini kullanarak tahmin döneminin ötesinde analizler yaptık. Eşbütünleşme ve nedensellik testleri sonuçları; reel gelir, reel ihracat ve beşeri sermaye stokunun, reel gelir bağımlı değişken olarak modele dâhil edildiğinde eşbütünleştiğini, ancak beşeri sermaye ve reel ihracat bağımlı değişken olduğunda bir uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin söz konusu olmadığını göstermektedir. Uzun dönemde reel ihracat ve beşeri sermayenin reel geliri Granger nedensellik ilişkisi anlamında etkilediği halde, değişkenler arasında kısa dönemde herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlayamadık. Kısa dönemde reel gelir ve diğer makro değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin bulunmaması, ekonomik büyümenin diğer makro değişkenlerle kısa dönemden çok uzun dönemde etkileşim içinde olabileceği genel savını desteklemektedir.

Elde ettiğimiz sonuçlar, Türkiye’de 1928-2006 döneminde hem ihracata dayalı büyüme hem de beşeri sermayeye dayalı büyüme hipotezini desteklemektedir. Uzun dönemde, Türkiye’nin son 79 yıllık büyüme performansı hem ihracattaki genişlemeden hem de beşeri sermaye stokundaki birikimden kaynaklandığı söylenebilir. Granger nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de uzun dönemde ihracat ve beşeri sermaye stokunun interaktif bir şekilde reel geliri

tek yönlü olarak Granger nedensellik ilişkisi anlamında etkilemektedir. Bu bulguların önemli ekonomi politikası sonuçları olduğu söylenebilir. İçsel büyüme teorisine göre beşeri sermaye stokundaki meydana gelen birikim ve ihracattaki genişleme ekonomik büyümeyi tetikleyen iki önemli faktördür. İlk olarak, Türkiye’de ekonomik büyüme ve beşeri sermaye stoku arasındaki sıkı ilişki, Türkiye’de eğitimin hem üretkenliği hem de geliri artırıcı yönleriyle iyi anlaşılması olduğunu ve eğitim aşamalarının her düzeyinde, eğitim süreci yönetiminin nicelik artışları yanında niteliğin iyileştirilmesi şeklinde uygulanmış olduğunu ima etmektedir (Savaş, 2009: 15). Ayrıca, 8 yıl zorunlu ilköğretim politikası ve her ile yeni bir üniversite kurulması gibi uygulamaların ülkenin uzun dönem büyüme performansına pozitif katkı sağlayacağı söylenebilir. Türkiye’de 1980’lerden sonra uygulanan ihracata dayalı büyüme stratejisinin, ülkenin büyüme performansına önemli katkılar sağladığı görülmektedir. İlk yıllarda ihracata sağlanan destekler ve sübvansiyonlar ve ülke ekonomisinin dünya ekonomisi ile integrasyonuna yönelik düzenlemeler, ihracatın daha rekabetçi hale getirilmesi amacıyla özel sektöre sağlanan imkânlar hedefine ulaşmış ve sonuç olarak dış ticaret rejimindeki değişmelerin Türkiye’de ekonomik büyümeye önemli oranlarda pozitif katkı sağladığı anlaşılmaktadır. Özetle, Türkiye’nin uzun dönemde daha hızlı ekonomik büyüme performansına ulaşabilmesi için, ekonomik büyümesine önemli pozitif katkılarından dolayı, beşeri sermayeye, yani eğitime ve ihracat sektörüne yatırım yapmaya devam etmesi gerektiği önerilebilir.

KAYNAKÇA

AHMAD, J. (2001), "Causality Between Exports and Economic Growth: What Do the Econometric Studies Tell Us?", *Pacific Economic Review*, 6 (1), pp. 147-167.

ASTERIOU, D. and AGIOMIRGIANAKIS, G. M. (2001), "Human Capital and Economic Growth: Time Series Evidence from Greece", *Journal of Policy Modelling*, 23, pp. 481-489.

BALASSA, B. (1985), "Exports, Policy Choices and Economic Growth in Developing Countries After the 1973 Oil Crisis," *Journal of Development Economics*, 18 (1), pp. 23-35.

BARRO, Robert J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), pp. 407-433.

BARRO, Robert J. and LEE, Jong-Wha (1993), "International comparisons of educational attainment", *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 363-394.

BARRO, Robert J. and LEE, Jong-Wha (1997), "International measures of schooling years and schooling quality", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 86 (2), pp. 218– 223.

BARRO, Robert J. and LEE, Jong-Wha (2000), *International data on educational attainment: updates and Implications*, CID Working Paper No. 42. Center for International Development at Harvard University, Cambridge, MA.

BAUMOL, William (1986), "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Shows," *American Economic Review*, 76 (5), pp. 1072-1085.

BENHABIB, J. and SPIEGEL, M. (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*, 34 (2), pp. 143-173.

BERMAN, E., J. BOUND and S. MACHIN, (1998), "Implications of Skill-Biased Technical Change: International Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), pp. 1245-1279.

BILS, M. and P. KLENOW. (2000), "Does Schooling Cause Growth?", *American Economic Review*, 90 (5), pp. 1160-1183.

BROWN, R. L, J. DURBIN, and J. M. EVANS. (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, pp. 149-192.

CHENERY, H. B. (1980), "Interactions between Industrialization and Exports," *American Economic Review*, 70 (2), pp. 281-287.

CHUANG, Y. C. (1998), "Learning By Doing, the Technology Gap and Growth," *International Economic Review*, 39 (3), pp. 697-721.

CHUANG, Y. C. (2000), "Human Capital, Exports and Economic Growth: A Causality Analysis for Taiwan, 1952-1995", *Review of International Economics*, 8, pp. 712-20.

DEMİR, Osman, KUTLAR, Aziz ve ÜZÜMCÜ, Adem (2005), "Dış Ticaret ve Beşeri Sermayenin Büyümedeki Rolü: Türkiye Örneği", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9, ss. 180-196.

DE MEULEMEESTER, J. L. and ROCHAT, D. (1995), "A Causality Analysis of the Link Between Higher Education and Development", *Economics of Education Review*, 14, pp. 351-361.

DICKEY, David and FULLER, Wayne A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 9, pp. 1057-1072.

EASTERLY, W., R. KING, R. LEVINE, and S. REBELO (1994), "Policy, Technology Adoption and Growth," L. Pasinetti and R. Solow (eds.) *Economic Growth and the Structure of Long-term Development*. New York, NY: St. Martins Press.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J. and STOCK, J. H. (1996), "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, pp. 813-836.

ENGLE, R. F. and GRANGER, C. W. J. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, pp. 55-63.

- FOSTER, A. and ROSENZWEIG, M. (1996), "Technical Change and Human Capital Returns and Investments: Evidence from the Green Revolution", *American Economic Review*, 86 (4), pp. 931-953.
- FOUNTAS, S. (2000), "Some evidence on the export-led growth hypothesis for Ireland", *Applied Economics Letters*, 7, pp. 211-214.
- GOULD, D. and RUFFIN, R. (1995), "Human Capital, Trade and Economic Growth," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131 (3), pp. 425-445.
- GROSSMAN, G. and HELPMAN, E. (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge MA: MIT Press.
- HALICIOGLU, Ferda (2007), "A Multivariate Causality Analysis of Export and Growth for Turkey", <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/3565/>, 20.12.2009.
- HANSON, G. and HARRISON, A. (1995), "Trade, Technology and Wage Inequality," *NBER Working Paper*, No. 5110.
- HANUSHEK, E. and WÖBMAN, L. (2007), "The Role of School Improvement in Economic Development", *NBER Working Paper No. 12832* (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- HELPMAN, E. and KRUGMAN, Paul. (1990), *Market Structure and Foreign Trade*, Cambridge MA: MIT Press.
- IN, F. and DOUCOULIAGOS, C. (1997), "Human Capital Formation and US Economic Growth: A Causality Analysis", *Applied Economics Letters*, 4, pp. 329-331.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- JOHNES, Geraint (2006), "Education and economic growth", *Working Paper No. 2006/019*, Lancaster University Management School.

- JUNG, W. S. and MARSHALL, P. J. (1985), "Exports, Growth and Causality in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 18 (1), pp. 1-12.
- KANAMORI, M. (1968), "Economic Growth and Exports", L. R. Klein and K. Ohkawa (eds), *Economic Growth*, New York: Richard D. Irwin.
- KIM, J. (1998), "Economic Analysis of Foreign Education and Students Abroad", *Journal of Development Economics*, 56 (2), pp. 337-356.
- KOOP, G., PESARAN, M. H., and POTTER, S. M. (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics*, 74, pp. 119-147.
- MACKINNON, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", R. F. Engle and C. W. J. Granger (Editors), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration: Chapter 13*. Oxford: Oxford University Press.
- MADDISON, Angus (2008) *Historical Statistics for the World Economy: 1-2006 AD*, <http://www.ggdc.net>, 05.12.2009.
- MANKIW, Gregory N., ROMER, David and WEIL, D. N. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 105 (2), pp. 407– 437.
- NARAYAN, Paresh K. and SMYTH, Russel (2004a), "Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China", *International Journal of Applied Economics*, 1 (1), pp. 24-45.
- NARAYAN, Paresh K. and SMYTH, Russel (2004b), "Temporal Causality between Human Capital and Real Income in Cointegrated VAR Processes: Empirical Evidence from China, 1960-1999", *International Journal of Business and Economics*, 3 (1), pp. 1-11.
- PESARAN, M. H. and PESARAN, Bahram (1997), *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press.
- PESARAN, M. H. and SHIN, Y. (1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letters*, 58, pp. 17-29.

PESARAN, M. H. and SHIN, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration" S. Strom (Ed.) *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge University Press.

PESARAN, M. H., SHIN, Y. and SMITH, R. J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326.

PHILLIPS, P. C. B. and PERRON, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regressions", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

PISSARIDES, C. (1997, "Learning by Trading and the Returns to Human Capital in Developing Countries", *World Bank Economic Review*, 11 (1), pp. 17-32.

ROMER, Paul M. (1990), "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, 98, pp. 71-102.

SALA-I-MARTIN, Xavier (1990), "Lecture Notes on Economic Growth (I): Introduction to the Literature and Neo-Classical Models", *NBER Working paper*, No.3563.

SARI, Ramazan and SOYTAS, Ugur (2006), "Income and Education in Turkey: A Multivariate Analysis", *Education Economics*, 14, pp. 181-196.

SAVAŞ, Bilal (2002), *An Empirical Investigation of Monetary Dynamics in a High Inflation Country: The Case of Turkey*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, University of Wales, Aberystwyth, İngiltere.

SAVAŞ, Bilal (2009), "The Impact of Education on Economic Growth in Turkey", mimeo.

SELF, S. and GRABOWSKI, R. (2004), "Does education at all levels cause growth? India, a case study", *Economics of Education Review*, 23, pp. 47-55.

SILIVERSTOV, B. and HERZER, D. (2006), "Export-led growth hypothesis: evidence for Chile", *Applied Economics Letters*, 13, pp. 319-324.

SOLOW, Robert M. (1957), “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39, pp. 312-320.

SNOWDON, Brian and VANE, Howard R. (1997), *A Macroeconomics Reader*, Routledge, London.

TALLMAN, E. W. and WANG, P. (1994), “Human Capital and Endogenous Growth: Evidence From Taiwan”, *Journal of Monetary Economics*, 34, pp. 101-124.

TUİK (2008), *Statistical Indicators 1923-2007*, <http://www.turkstat.gov.tr>, 25.06.2009.