

Sabit Sermaye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme: Ampirik Bir Analiz

Murat ÇETİN

Doç. Dr., Bozok Üniversitesi, İİBF
İktisat Bölümü
murat.cetin@bozok.edu.tr

Sabit Sermaye Yatırımları ve
Ekonomik Büyüme: Ampirik Bir Analiz

*Fixed Capital Investments and Economic Growth:
An Empirical Analysis*

Özet

Sermaye birikiminin ekonomik büyümenin temel dinamiklerinden birisi olduğu konusu uzun bir süredir tartışılmaktadır. Bu çalışmada yüksek-orta gelir düzeyine sahip sekiz ülke için sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler analiz edilmiştir. Johansen-Juselius eşbütünleşme ve Engle-Granger (vektör) hata düzeltme modellerinin kullanıldığı bu makalede, 1980-2009 dönemi yıllık verileri incelenmiştir. Eşbütünleşme test sonuçları, sadece Malezya ekonomisinde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. (Vektör) hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, Malezya ekonomisinde herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Anahtar Kelimeler: Sabit sermaye yatırımları, ekonomik büyüme, eşbütünleşme, (vektör) hata düzeltme modeli.

Abstract

It has been discussed for a long time that fixed capital investments are one of the main dynamics of economic growth. In this study, short and long-run relationships between fixed capital investments and economic growth are analyzed for eight countries having upper-middle income level. With this aim, annual data including the period between years 1980 and 2009 is tested empirically by using Johansen-Juselius cointegration and Engle-Granger (vector) error correction models. The results of cointegration test indicate that there is a cointegration relationship in only Malaysian economy. The consequences of (vector) error correction model show that there is no evidence for short-run causality relationship in Malaysian economy.

Keywords: Fixed capital investments, economic growth, cointegration, (vector) error-correction model.

1. Giriş

Sermaye birikimi, istihdam ve verimlilik büyümesi sağlayarak ülkenin refah artışı ve ekonomik büyümesinin gerçekleşmesinde oldukça etkili faktörlerden birisi olarak görülmektedir. Sermaye birikimi en geniş tanımıyla; belirli bir dönemdeki mal ve hizmet üretme kapasitesini yansıtır. Makro düzeyde düşünüldüğünde sermaye birikimi ya da sermaye stoku kavramı içerisinde fabrika, makine ve teçhizat, binalar, yollar, barajlar gibi altyapı unsurlarının yanı sıra konut yatırımları da dâhil edilmek-

tedir. Sermaye birikimi; ekonomik analizlerde üretim sürecince kullanılan fiziki varlıkların değeri olarak ele alınmaktadır.

Gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyümenin en temel unsurlarından birisi, tarih boyunca sermaye birikimi olmuştur. Dünya Bankası'na göre nispi olarak GSYİH içerisinde daha yüksek yatırım oranına sahip ülkeler diğer ülkelere göre daha yüksek bir büyüme oranı sergilemektedir. Japonya, Güney Kore ve ABD gibi çoğu ülkenin 1970-2000 dönemi genel olarak ele alındığında, ekonomik büyüme oranı ile sermaye birikim oranının yüksek düzeylerde seyrettiği görülmektedir. Bu nedenle, herhangi bir ülke ekonomisinin üretim düzeyinin ve dolayısıyla ekonomik büyüme performansının değerlendirilebilmesi, ülkenin sermaye birikim düzeyinin incelenmesini, hatta aralarındaki etkileşimin ayrıntılı olarak analiz edilmesini gerektirmektedir.

Nitekim Harrod, Domar, Lewis, Rostow, Rebelo, Uzawa ve Lucas gibi pek çok iktisadi büyüme ve kalkınma teorisyeni uzun dönemde hızlı bir ekonomik büyümenin (sabit) sermaye yatırımlarında bir gelişme olmadan gerçekleşemeyeceği konusunda aynı kaniyi paylaşmaktadır. Politika perspektifinden bakıldığında (sabit) sermaye birikimindeki artışın ekonomik büyüme yaratıp yaratmayacağı ya da ekonomik büyümeyi sağlayan politikaların neler olduğu önem kazanmaktadır.

Konu ile ilgili ampirik çalışmalar ise, sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye dair farklı bulguları ortaya çıkarmaktadır. Örneğin; Kormendi ve Meguire (1985); Barro (1991); De Long ve Summers (1991); Levine ve Renelt (1992); Wen (2001) sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ampirik olarak analiz etmiştir. Bu çalışmaların temel bulgusu, sabit sermaye yatırımları ekonomik büyümeyi belirleyen önemli bir faktördür ve her iki değişken arasında güçlü bir ilişkinin var olduğu yönündedir. Bunun yanı sıra Blomström vd., (1993); Carroll ve Weil (1994) yatırım oranlarının büyüme oranlarına neden olduğu değil, ters yönlü bir etkileşimin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, ekonometrik literatür içerisinde Chow (1993); Feasel vd., (1998); Kwan vd., (1999); Lee ve Yu (2005); Bayraktutan ve Aslan (2008) başta olmak üzere ampirik araştırmaların önemli bir kısmının tek ülkeli çalışmalar olduğu, karşılaştırmalı analizlere pek az yer verildiği görülmektedir.

Bu çalışma; Dünya Bankası'nın gelir grupları dikkate alınarak Türkiye ile aynı gelir düzeyine sahip yani yüksek-orta gelir grubundaki ülkeleri analiz etmektedir. Burada Arjantin, Brezilya, Bulgaristan, Malezya, Meksika, Panama, Romanya ve Türkiye ekonomilerinde sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında hem uzun hem de kısa dönemli bir ilişkinin olup olmadığı zaman serileri bağlamında ampirik açıdan test edilmektedir. Çalışmanın diğer ampirik çalışmalardan en önemli farkı, aynı gelir düzeyine sahip bu ülkeleri ampirik olarak karşılaştırma im-

kanı sağlamasıdır. Ayrıca, bu tür ampirik çalışmalar sabit sermaye odaklı büyüme-kalkınma politikalarına ışık tutması anlamında ayrıca önem arz etmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki dizaynı şu şekildedir. İkinci bölümde, sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen teorik ve ampirik literatür ele alınmaktadır. Üçüncü bölüm, çalışmanın ampirik çerçevesini kurmaktadır. Yani, değişkenlerin tanımlanması, veri seti, ekonometrik metodoloji ve bulgular bu bölümde ayrıntılı olarak incelenmektedir. Çalışma, karşılaştırmalı bir değerlendirme ile sona ermektedir.

2. Teorik ve Ampirik Literatür

King ve Levin (1994) çalışmasında sermaye birikiminin ekonomik gelişmenin temelini oluşturduğu görüşünü “sermaye fundamentalizmi” olarak yorumlar. Aslında bu görüş Adam Smith’e kadar uzanmaktadır. Klasik iktisatçılar¹⁸ temelde kapitalist bir ekonominin büyüme dinamikleriyle ilgilenmişlerdir. Onlara göre, nüfus büyümesi ve sermaye birikimi büyümenin gerekli koşullarıdır. Klasiklere göre, azalan getiriler ve teknolojik gelişmeler ekonomik büyüme hızını belirleyen önemli unsurlardır. Bu yaklaşımda kar oranlarının belirlediği sermaye birikimi bir taraftan işgücü talebi yaratır, diğer taraftan da işbölümünü kolaylaştırarak teknolojik ilerlemeyi güçlendirir.

1950’li yıllarda R.F. Harrod ve E.D. Domar, statik Keynezyen büyüme modelini dinamik bir modele dönüştürme girişiminde bulunmuştur. Söz konusu model, dinamik bir ekonomide uzun dönemli istikrarlı büyüme üzerinde yoğunlaşır. Harrod-Domar¹⁹ durağan durumunun bıçak sırtı büyüme nitelemesi, Solow (1956)’un neo-klasik büyüme modelini geliştirmesinde etkili olmuştur. Solow üretim fonksiyonu, sermaye-üretim rasyosunun tasarruf davranışlarındaki farklılıklara bağlı olarak zamana ve ülkelere göre değişebildiğini söyler. Durağan durum büyüme olgusunu tartışan Solow modelinde teknolojik gelişme, kişi başına gelir artışının sürükleyici gücüdür (King ve Levin, 1994:5).

¹⁸Smith’e göre ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinden birisi, sermaye birikimidir. Burada, sermaye birikimi iki temel etki yaratır. Bir taraftan işbölümü ile birlikte teknolojik ilerlemeyi kolaylaştırır. Diğer taraftan da, ücretleri artırarak piyasaları genişletir. Böylece, Smith’e göre büyüme sonsuza kadar devam eder. Büyüme konusuna çok az eğilen Ricardo, gelir dağılımı ve ticaret üzerinde durmuştur. Ricardo’nun büyüme modeli, alan kıtlığı nedeniyle büyümenin sınırlarına vurgu yapmıştır. Malthus ise nüfusun geometrik bir şekilde, gıda maddeleri üretiminin ise aritmetik olarak arttığını söyler. Sonuçta, nüfus artışı nedeniyle büyümenin sınırına varılacak, ekonomik büyüme süreci durma noktasına gelecektir (Lavezzi, 2001; Kurz, 2009).

¹⁹Harrod (1939)-Domar (1946) büyüme modeli, sermaye fundamentalizmi görüşü için orijinal bir teorik temel oluşturur. Harrod-Domar modelinde, çıktı başına bir sabit sermaye gereksinmesi vardır. Söz konusu model, net yatırım oranlarındaki varyasyonların büyüme oranını önemli ölçüde belirlediğini; sermaye-çıktı rasyosunun ölçülmesinin oldukça önemli olduğunu böylece yatırım oranının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin büyüklüğü hakkında daha kolay karar verilebileceğine vurgu yapar (King ve Levin, 1994:4).

Sermaye fundamentalizminin önde gelen savunucularından birisi olarak kabul edilen Arthur Lewis Harrod-Domar modelini incelemiş, farklı bir yönünü ortaya koymuştur. Lewis (1954), bu modellerde gelişmekte olan ülkeler için ampirik olarak uygun olmayan bazı koşullar tespit etmiştir. Bu nedenle Lewis, sınırsız işgücü arzı olgusu ile büyümenin gerçekleşebileceğini ön plana çıkaran alternatif bir görüş ortaya koymuştur. Bu yapı içerisinde sermaye birikimi, büyümenin temelini oluşturur. Lewis bu görüşünü sistematik olarak destekleyebilecek bir kanıt sunmamakla birlikte, İngiltere, Amerika, Japonya, Hindistan ve Sovyetler Birliği'nden anekdot niteliğindeki bazı kayıtları kullanmıştır. Benzer şekilde W. W. Rostow yatırım oranındaki hızlı bir sıçramanın sürdürülebilir bir büyüme için gerekli olduğunu tartışmıştır. Rostow (1960), ekonomik kalkınmanın beş temel aşamadan geçtiğini ifade eder. Ona göre, ekonomik kalkınmanın take-off aşamasının temel belirleyicisi fiziki sermaye birikimidir (King ve Levin, 1994:5-6).

Solow modelinin uzun dönemli ekonomik büyümeyi açıklamada yetersiz kalması, içsel büyüme modellerinin geliştirilmesine neden olmuştur. İlk içsel büyüme modellerinden olan AK tipi modeller, sermaye yatırımlarının sürdürülebilir ekonomik büyümeyi nasıl sağlayabileceğini açıklar. Rebelo (1991)'nin başını çektiği bu tür modeller ölçeğe göre sabit getirileri kabul eder; fiziki, beşeri ve AR-GE sermayesi olarak sermaye olgusunu geniş bir çerçevede ele alır. Model şu şekilde ifade edilebilir:

$$Y = AK \quad (1)$$

Burada A teknoloji düzeyini, K ise sermayeyi niteler. Modele göre durağan durumda kişi başına düşen gelir artışı şu şekilde hesaplanabilir:

$$g = iA - (n + \delta) \quad (2)$$

Burada i yatırım oranını, n nüfus artış hızını, δ aşınma oranını gösterir. Son eşitlik, AK tipi modellerin temel sonucunu şu şekilde açıklar. Yatırım oranı ne derece yüksek olursa durağan durum kişi başına büyüme hızı da o derece yüksek olacaktır. Başka bir ifadeyle, yatırım oranındaki değişim büyüme oranında sürekli bir etki yapacaktır.

İçsel büyüme modellerinin ikinci grubu, beşeri sermaye birikimini ön plana almaktadır. Uzawa (1965) ve Lucas (1988) fiziki ve beşeri sermayeyi üretim fonksiyonuna dâhil eden teorisyenler arasındadır. Bu modellerde üretim sürecinde çalışanlar, sadece kendi beşeri sermaye birikimlerini kullanır. Ekonomide beşeri sermaye büyümesi, eğitim için harcanan toplam zaman dilimine ve verimliliğe bağlıdır. Kişi başına gelir büyümesi, eğitime zaman ayrıldığı sürece devam etmektedir. Uzawa-Lucas modelinde beşeri sermaye büyüme oranı, Solow büyüme modelindeki teknolojik gelişmenin oynadığı rolü üstlenmiştir.

Post-Keynezyen iktisat yaklaşımlarında da yatırımların ekonomik büyümenin temel faktörü olarak kabul edildiği görülmektedir. Post-Keynezyen anlayışa göre toplam talepteki artış yatırımları uyarmakta, yatırımlar sonucu içsel ve dışsal ekonomiler ortaya çıkmaktadır. Bu durum, verimlilik ve ekonomik büyümeyi tetiklemektedir. Bu nedenle, yatırımlar ekonomik büyümenin ana unsuru olarak değerlendirilmektedir. Post-Keynezyen yaklaşımda yeni teknolojilerin ortaya çıkması ve yayılması sürecinde yatırımların önemli bir işlevi vardır. Bu geleneğin savunucularından olan Kaldor (1957), Kaldor ve Mirrlees (1962) tarafından geliştirilen modellerde teknolojik gelişme, yatırımların bir fonksiyonu olarak kabul edilmektedir.

Sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran ampirik çalışmalar, bu konuda farklı sonuçlar ortaya çıkarmaktadır. Khan ve Reinhart (1990), 24 gelişmekte olan ülkede özel ve kamu sektörü yatırımlarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini test edebilmek için basit bir büyüme modeli kullanmıştır. Regresyon analizinden elde edilen ampirik bulgular, özel ve kamu sektörü yatırımlarının uzun dönemli ekonomik büyüme oranı üzerinde farklı etkilerinin olduğunu göstermektedir. Kamu yatırımlarına göre kamu ve özel sektör yatırımları birlikte değerlendirildiğinde ekonomik büyüme üzerinde daha etkili bir rol oynadığı tespit edilmiştir.

De Long ve Summers (1991), 61 ülkeyi ele aldığı, 1960-1985, 1960-1975, 1975-1985 ve 1970-1985 dönemlerini kapsayan büyüme regresyonlarında sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ampirik olarak analiz etmiştir. Ampirik sonuçlar; ilk üç dönem için %10 anlamlılık düzeyinde sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve güçlü bir ilişki söz konusudur. 1970-1985 dönemi için sonuçlar farklılık göstermektedir.

Blomström vd., (1993), sabit sermaye yatırımlarının GSYİH içindeki payı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel regresyon ve panel nedensellik analizleri çerçevesinde analiz etmişlerdir. 1965-1985 dönemi için 100 ülkenin ele alındığı bu çalışmada, panel regresyon sonuçları, sabit sermaye yatırımlarının ekonomik büyümeyi desteklediği hipotezini kanıtlar nitelikte değildir. Diğer taraftan, nedensellik sonuçları ekonomik büyümeden sabit sermaye yatırımlarına doğru bir nedenselliğin işlediğini ortaya koymaktadır.

Chow (1993), Çin ekonomisini 1952-1985 dönemi itibarıyla analiz etmiştir. Regresyon analizinin gerçekleştirildiği bu çalışmada, sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ortaya çıkmıştır. Sonuçlar, sabit sermaye yatırımlarındaki %1'lik bir artışın ekonomik büyüme oranını %0,045 artırdığını göstermektedir.

Feasel vd., (1998), sabit sermaye yatırımları, ihracat ve GSYİH büyüme oranı arasındaki dinamik ilişkileri 1956-1996 dönemi için Güney Kore örneğinde ele almışlardır. Klasik VAR yönetiminin kullanıldığı çalışmada, etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri yatırım oranları ve ihracat artışının büyüme oranı üzerinde kısa dönemli anlamlı etkilerinin olduğunu göstermektedir. Sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir.

Kwan vd., (1999), Çin ekonomisinde sabit sermaye yatırımları ile büyüme arasındaki ilişkiyi 1952-1993 periyoduna yönelik olarak ampirik olarak araştırmıştır. Regresyon analizi sonuçları, sabit sermaye yatırımlarının Çin'in ekonomik büyümesi üzerinde pozitif ve güçlü bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Ghali ve Al-Mutawa (1999), 1960-1995 dönemini ele alarak Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, ABD ve İngiltere ekonomileri için zaman serileri analizinde sabit sermaye yatırımlarının GSYİH içindeki payı ile kişi başına GSYİH büyüme hızı arasındaki nedensellik ilişkisini test etmiştir. VAR modeline dayalı standart Granger nedensellik analizinin gerçekleştirildiği bu çalışmanın bulgularına göre, iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi aynı büyüme grubuna ait temel endüstrilemiş ülkeler arasında farklılık göstermektedir. Ampirik bulgular, potansiyel heterojenlik eğilimini dikkate almayan büyüme regresyonlarında bu konuyu çalışmanın geçerliliğini sıkıntıya sokmaktadır. Bununla birlikte, Japonya ve İngiltere'de iki yönlü bir nedensellik, Fransa ve Amerika'da sabit sermaye yatırımlarından ekonomik büyümeye, Kanada, Almanya ve İtalya'da ise ekonomik büyümeden sabit sermaye yatırımlarına doğru işleyen tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

Sinha (1999), 9 Asya ülkesinde ihracat, yatırımlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri 1950-1997 periyodunda incelemiştir. Johansen eşbütünlük analizi gerçekleştirildiği bu çalışmanın bulguları, ülkelerin büyük bir kısmında sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve güçlü bir ilişkinin olduğunu kanıtlamaktadır.

Anwer ve Sampath (1999), 1960-1992 döneminde Dünya Bankası'ndan elde edilen yıllık verileri kullanarak GSYİH ile sabit sermaye yatırımları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirleyebilmek için Johansen eşbütünlük ve Granger nedensellik tekniklerini kullanmıştır. Ampirik analizler, hiç bir ülkede bir eşbütünlük ilişkisi tespit edememiştir. Nedensellik testleri sonuçları ise 15 ülkede kısa dönemli, 23 ülkede ise uzun dönemli nedenselliğin varlığını göstermektedir. 10 ülkede iki yönlü

nedensellik, 18 ülkede GSYİH'dan yatırımlara, 10 ülkede ise yatırımlardan GSYİH'ya doğru işleyen tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur.

Podrecca ve Carmeci (2001), 1960-1990 döneminde sabit sermaye yatırımları ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test edebilmek için 104 ülkeyi kapsayan bir panel veri analizi gerçekleştirmiştir. Yöntem; Arellano ve Bond (1991) GMM ve Holtz-Eakin vd., (1988) panel nedensellik analizlerini kapsamaktadır. GMM sonuçları, iki değişken arasında pozitif bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Panel nedensellik testlerinden elde edilen sonuçlar, değişkenler arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğunu ortaya koymaktadır.

Lee ve Yu (2005), Kore ekonomisinde ekonomik büyümeye neden olan faktörleri, yeni büyüme teorisini dikkate alarak ampirik olarak incelemiştir. Çalışmanın temel sonuçları, Kore ekonomisinin hem beşeri sermaye hem de teknolojik gelişmelere bağlı olarak içsel büyümeyi yakaladığı yönündedir. Basit doğrusal regresyon analizi çerçevesinde 1975-1993 dönemine ilişkin olarak; işgücü, fiziki sermaye, beşeri sermaye ve teknolojik gelişme oranlarının GSYİH büyüme oranı üzerindeki etkileri ele alınmıştır. Ampirik bulgulara göre, sabit sermaye yatırımları ekonomik büyüme üzerinde istatistikî olarak anlamlı bir etkiye sahip değildir.

VAR modeline dayalı Granger nedensellik testi ve Johansen eşbütünleşme testlerini uygulayan Qin ve He (2005)'nin çalışmasının ampirik sonuçları, sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli pozitif bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Ancak, nedensellik ilişkisi ekonomik büyümeden sabit sermaye yatırımlarına doğru işlemektedir. Bu durum, ekonomik büyümenin sabit sermaye yatırımlarına neden olduğu hipotezini desteklemektedir.

Harvie ve Pahlavani (2006), Güney Kore ekonomisinde ekonomik büyümenin temel belirleyicilerini 1980Q1-2005Q3 dönemi zaman serilerini kullanarak test etmiştir. Yapısal kırılmalar dikkate alınarak Zivot-Andrews (1992) birim kök ve Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Eş bütünleşme denkleminde göre sabit sermaye yatırımlarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitif, istatistikî olarak anlamlı ve güçlüdür. Hata düzeltme modeli sonuçları ise, sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin varlığını kanıtlamaktadır.

Son olarak; Bayraktutan ve Aslan (2008), 1980-2006 döneminde sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Türkiye ekonomisi için analiz etmiştir. Johansen-Juselius eşbütünleşme tekniğinin kullanıldığı bu çalışmanın ampirik bulguları, iki değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Bu sonuca göre, sabit sermaye yatırımları ekonomik büyümeyi uzun dönemde olumlu bir şekilde etkilemektedir.

3. Ampirik Analiz

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye ekonomisi ile birlikte toplam 8 yüksek-orta gelirli ülkede sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ampirik olarak analiz edilmektedir. Bu bağlamda; öncelikle değişkenler ve veri seti tanımlanmakta, daha sonra ise ekonometrik yöntem ve bulgulara yer verilmektedir.

3.1. Değişkenlerin Tanımlanması ve Veri Seti

Bu çalışmanın örnek kitlesini, Dünya Bankası'nın yüksek-orta gelir grubundaki ülkeler olarak sıraladığı ülkeler arasında yer alan Arjantin, Brezilya, Bulgaristan, Malezya, Meksika, Panama, Romanya ve Türkiye ekonomileri oluşturmaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenler, bir bütün olarak Tablo 1'de görülmektedir. Burada, sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, zaman serileri analizi kullanılarak belirlenmektedir. Çalışmanın değişkenleri olan RSSY (2005=100) ve ekonomik büyüme ölçütü olarak RGSYİH (2005=100) \$ bazında alınmıştır. 1980-2009 dönemini kapsayan söz konusu yıllık veriler, Birleşmiş Milletler'in internet sitesindeki istatistiklerden derlenmiştir. Söz konusu değişkenler, değişkenlerin durağan hale getirilebilmesi anlamında, logaritması alınarak analize dâhil edilmiştir.

Tablo 1. Modellerde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Açılımı
RGSYİH	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (2005=100; \$)
RSSY	Reel Sabit Sermaye Yatırımları (2005=100; \$)
LRGSYİH	Logaritması Alınmış RGSYİH
LRSSY	Logaritması Alınmış RSSY
DLRGSYİH	Birinci Farkı Alınmış LRGSYİH
DLRSSY	Birinci Farkı Alınmış LRSSY
DDLGSYİH	İkinci Farkı Alınmış LRGSYİH
DDLSSY	İkinci Farkı Alınmış LRSSY

3.2. Ekonometrik Yöntem ve Bulgular

Sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etmede eşbütünleşme analizi, kısa dönemli ilişkiyi test etmede ise (vektör) hata düzeltme modeli bağlamında nedensellik analizi gerçekleştirilmiştir. Literatürde eşbütünleşme analizlerinde en çok üzerinde durulan üç yöntem söz konusudur: Engle-Granger (1987), Johansen-Juselius (1990) ve Pesaran vd., (2001) yöntemleri. Bu çalışma, iki aşamadan oluşan Engle-Granger (1987) prosedürüne tercih

edildiği için Johansen-Juselius (1990) çoklu eşbütünleşme testini kullanır. Söz konusu test, üç temel aşamadan oluşmaktadır:

Aşama 1: Değişkenler ön teste yani birim kök analizlerine tabi tutularak durağanlık düzeyleri tespit edilir.

Aşama 2: Eğer değişkenler birinci farklarında durağansa uzun dönem denge ilişkisi yani eşbütünleşme ilişkisi tahmin edilir.

Aşama 3: Eğer değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa (vektör) hata düzeltme modeli tahmin edilerek kısa dönemli nedensellik sonuçları yorumlanır.

Bu nedenle çalışmada, ilk olarak zaman serilerinin durağan olup olmadığını belirleyebilmek için birim kök analizleri gerçekleştirilmiş, daha sonra eşbütünleşme ve (vektör) hata düzeltme modellerinin işleyişine geçilmiştir. Analizlerde, Eviews 5.1 paket programı kullanılmıştır.

Birim kök testleri, zaman serileri analizinde çoğu yöntemin kullanılmasında bir ön hazırlık niteliğindedir. Serilerin durağan olup olmadığının ve durağanlık seviyesinin tespiti zaman serileri analizinin temelini oluşturur. Çünkü durağan olmayan serilerle elde edilecek sonuçlar gerçeği yansıtmada yetersizdir. Birim kök testleri arasında; Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1981); Phillips-Perron (PP) (1988); Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (1992) ve Ng-Perron (1996) testleri yer almaktadır. Bu çalışmada serilerin durağanlık seviyelerinin daha sağlıklı belirlenebilmesi için ADF (1981) ve Phillips-Perron (1988) testleri birlikte kullanılmıştır. Analize konu olan LRSSY ve LRGSYİH serilerinin grafikleri incelendiğinde trend içerdiği görülmektedir. Dolayısıyla çalışmada, Dickey-Fuller (1981)'in sabitli ve trendli modelini ifade eden aşağıdaki denklem baz alınmıştır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 trend + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Çalışmada ele alınan her iki seri için bir trend söz konusudur. Ayrıca durağanlık analizlerinde sık kullanıldığı için Dickey-Fuller (1981)'in en geniş modeli tercih edilmiştir. Modelde Y_t , LRGSYİH ya da LRSSY gibi durağanlık testine tabi olan değişkenleri ifade etmektedir. Δ birinci derece fark işlemcisini, u_t beyaz gürültü sürecine tabi hata terimini, n ise uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. ADF testlerinde genelde hipotezler $H_0: \alpha_1 = 0$, $H_a: \alpha_1 < 0$ şeklinde kurulmaktadır. Burada, ADF t istatistik değerinin MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak büyük olup olmadığına bakılır. Şayet α_1 katsayısının t-istatistiğinin değeri, MacKinnon kritik değerinden mutlak değer olarak büyük ise söz konusu değişkenin

durağan olduğuna karar verilir. Aksi takdirde, serinin düzeyde durağan olmadığı sonucuna varılacaktır. Burada ADF testinde kullanılan gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriteri (AIC)'ne göre belirlenmiştir. Tablo 2'de analize dâhil edilen tüm ülkelere ADF analizi sonuçları verilmiştir.

Tablo 2. ADF Birim Kök Test Sonuçları

Ülkeler	LRGSYİH	DLRGSYİH	DDLGSYİH	Sonuç	LRSSY	DLRSSY	DDLRSY	Sonuç
Arjantin	0,274(1)	-3,741(0)**	-	I(1)	-3,304(1)	-3,667(0)**	-	I(1)
Brezilya	-4,562(2)*	-	-	I(0)	-2,532(4)**	-3,891(5)**	-	I(1)
Bulgaristan	-3,193(7)	-2,840(1)	-4,056 (1)**	I(2)	-1,610(1)	-3,031(0)	-4,755(1)*	I(2)
Malezya	-0,953(0)	-3,823(0)**	-	I(1)	-1,434(0)	-3,650(0)**	-	I(1)
Meksika	-3,014(2)	-2,851(4)*	-4,161(7)**	I(2)	-3,320(4)	-3,069(4)	-7,391(0)*	I(2)
Panama	-2,594(1)	-3,770(2)**	-	I(1)	-5,992(7)*	-	-	I(0)
Romanya	-2,585(1)	-3,009(2)	-3,863(0)**	I(2)	-2,294(1)	-3,385(1)	-3,860(1)**	I(2)
Türkiye	-3,249(3)	-5,358(0)*	-	I(1)	-2,336(0)	-5,720(0)*	-	I(1)

Not: Değişkenlere ait ilk değerler test istatistiğini, parantez içindeki değerler ise AIC'ye göre belirlenmiş gecikme uzunluğunu vermektedir. * ve ** sırasıyla; %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

ADF testinden elde edilen ampirik bulgular; Arjantin, Malezya ve Türkiye ekonomilerinde her iki değişkenin düzeyde durağan olmadığını birinci farkları alındığında durağan hale geldiğini, yani I(1) olduğunu göstermektedir. Bu sonuca göre, söz konusu ülke serileri arasında bir eşbütünleşmenin olup olmadığı test edilebilir. Ancak, daha sağlıklı karar verebilmek için serilerin birim kök analizi için PP (1988) testinin de kullanılması uygun görülmüştür. Bu nedenle, PP (1988)'nin sabitli ve trendli aşağıdaki modeli dikkate alınmıştır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 trend + u_t \quad (2)$$

Burada da hipotezler H0: $\alpha_1 = 0$, Ha: $\alpha_1 < 0$ şeklinde kurulmaktadır. Serinin durağan olup olmadığına ADF (1981) testindeki gibi karar verilmektedir. Bu test hata terimleri konusundaki sınırlayıcı varsayımları dikkate almadığı gibi, yüksek derecedeki korelasyonu kontrol etmek için geliştirilmiş bir birim kök testidir. ADF testinden önemli farkı, burada otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele dâhil edilmemekte ve Newey-West tahmincisi kullanılmaktadır. Tablo 3, PP birim kök testi analiz sonuçlarını vermektedir.

Tablo 3. PP Birim Kök Test Sonuçları

Ülkeler	LRGSYİH	DLRGSYİH	DDLGSYİH	Sonuç	LRSSY	DLRSSY	DDLRSSY	Sonuç
Arjantin	-2,177(1)	-3,539(5)**	-	I(1)	-2,574(3)	-3,348(8)	-9,531(5)	I(2)
Brezilya	-2,965(2)	-4,152(1)**	-	I(1)	-2,880(1)	-3,408(3)	-8,320(7)*	I(2)
Bulgaristan	-1,169(2)	-2,223(6)	-3,863 (5)**	I(2)	-1,112(3)	-3,057(1)	-5,800(7)**	I(2)
Malezya	-1,225(2)	-3,846(3)**	-	I(1)	-1,696(1)	-3,586(3)**	-	I(1)
Meksika	-2,200(3)	-6,664(2)*	-	I(1)	-2,989(7)	-5,115(3)*	-	I(1)
Panama	-0,517(7)	-5,410(5)*	-	I(1)	-1,598(8)	-3,611(7)**	-	I(1)
Romanya	-1,069(2)	-2,134(4)	-3,863(0)**	I(2)	-1,250(1)	-1,817(6)	-3,478(5)***	I(2)
Türkiye	-2,546(2)	-5,352(3)*	-	I(1)	-2,366(1)	-5,709(2)*	-	I(1)

Not: Değişkenlere ait ilk değerler test istatistiğini, parantez içindeki değerler ise Newey-West optimal uyarılma gecikmelerini vermektedir. *, ** ve *** sırasıyla; %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Ampirik bulgular Malezya, Meksika, Panama ve Türkiye ekonomilerinde serilerin I(1) olduğunu ortaya koymaktadır. ADF test bulguları da dikkate alındığında; Malezya ve Türkiye için her iki değişkenin I(1) olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle, Malezya ve Türkiye'nin zaman serilerinin eşbütünleşme analizi için uygun olduğuna karar verilmiştir. Diğer ülkelerin zaman serileri, eşbütünleşme analizine elverişli olmadığı için bundan sonraki analizlerde bu ülkelere yer verilmemiştir.

LRGSYİH ve LRSSY değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi (eşbütünleşme ilişkisini) ifade etmede aşağıdaki denklemlerden yararlanılmaktadır:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t \quad (3)$$

$$X_t = \alpha + \beta Y_t + u_t \quad (4)$$

Burada Y_t t zamanındaki LRGSYİH'yi, X_t t zamanındaki LRSSY değişkenini, α ve β parametreleri, e_t ve u_t ise hata terimlerini temsil etmektedir. Eşbütünleşme analizi ile söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını tespit etmek mümkündür.

Eşbütünleşme teorisine göre seriler birinci farkında durağan iseler, aralarında bir eşbütünleşme ilişkisi söz konusu olabilir. Bir önceki bölümde gerçekleştirilen ADF ve PP birim kök testleri sonucunda, iki ülkenin zaman serilerinin eşbütünleşme analizine uygun olduğu ortaya çıkmıştı. Bu nedenle, bundan sonraki aşamada Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme analizine geçmek mümkün olmuştur.

Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testi yardımıyla çoklu eşbütünleşme vektörleri için test yapılabilen, eşbütünleşik vektörler ve uyarılma parametrelerinin maksimum olabilirlik tahminleri elde edilebilmektedir. Ayrıca, bu model eşbütünleşik vektörlerin kısıtlı versiyonlarını ve uyarılma parametrelerinin hızını test etme imkânı sunar. Johansen-Juselius (1990) yönteminin çıkış noktası, aşağıdaki gibi p gecikmeli bir VAR denklemine dayanır:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada Y_t birinci farkında durağan yani $I(1)$ olan değişkenlerden oluşan $n \times 1$ değişkenler vektörünü, ε_t $n \times 1$ şoklar vektörünü ifade eder. Bu VAR modeli, aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ve $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ olarak hesaplanır. Π katsayı matrisini

gösterir. α ve β , her biri r rankına sahip $n \times r$ boyutunda matrislerdir. α vektör hata düzeltme modelindeki düzeltme (uyarılma) parametrelerini kapsar. r eşbütünleşme ilişki sayısını, β 'nin her bir kolonu ise bir eşbütünleşik vektörü ifade eder. Johansen ve Juselius (1990), eşbütünleşme vektörlerinin sayısını ve anlamlı olup olmadıklarını belirlemek için iz ve maksimum özdeğer olmak üzere iki temel test istatistiği geliştirmişlerdir. Her bir test aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

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

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

Enders (2003)'e göre iz istatistiği, eşbütünleşik vektör sayısının r 'ye eşit ya da r 'den küçük olduğu şeklindeki boş hipotezi, alternatif hipoteze karşı test eder. Maksimum özdeğer istatistiği ise, $r+1$ tane eşbütünleşik vektör olduğunu belirten alternatif hipoteze karşın, eş-bütünleşik vektör sayısının r olduğunu belirten boş hipotezi test etmektedir. Her iki testten elde edilen istatistik değerleri, Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen asimptotik kritik değerler ile karşılaştırılır.

Table 4, Malzeya ekonomisi için Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme analizinden ele edilen sonuçları sunmaktadır. Uygun gecikme uzunluğu, AIC kriterine göre 2 olarak belirlenmiştir. Her iki test istatistiğine göre eşbütünleşme yoktur şeklindeki H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Böylece, her iki değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisi söz konusudur. Normalize edilmiş eşbütünleşme denklemi, aşağıda yer almaktadır:

$$\begin{array}{l} \text{LRGSYİH} \\ \text{t-istatistiği} \end{array} = 1,680 + 0,988\text{LRSSY} \quad (12,012)$$

Eşbütünleşme denkleminde göre sabit sermaye yatırımlarındaki %1'lik bir artış, ekonomik büyümeyi %0,988 oranında artırmaktadır. Bu ampirik sonuç, iki değişken arasında güçlü ve istatistik olarak anlamlı bir ilişkinin olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 4. Johansen-Juselius Eşbütünleşme Test Sonuçları (Malezya)

Hipotez	J_{iz} istatistiği	Kritik değer (%5)	J_{\max} istatistiği	Kritik değer (%5)
$H_0: r=0, H_a: r=1$	18,534 (0,016)	15,494	17,066 (0,017)	14,264
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	1,468 (0,225)	3,841	1,468 (0,225)	3,841

Not: Parantez içindeki değerler, olasılık düzeyini göstermektedir.

Table 5, Türkiye ekonomisi için Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme analizinden ele edilen sonuçları sunmaktadır. Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri kullanılmıştır. Her iki test istatistiği dikkate alındığında eşbütünleşme yoktur şeklindeki H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir. Bu sonu-

ca göre, her iki değişken arasında bir eşbütünlük ilişkisi söz konusu değildir. Yani, sabit sermaye yatırımları uzun dönemde ekonomik büyümeyi etkilememektedir.

Tablo 5. Johansen-Juselius Eşbütünlük Test Sonuçları (Türkiye)

Hipotez	J_{iz} istatistiği	Kritik değer (%5)	J_{max} istatistiği	Kritik değer (%5)
$H_0: r=0, H_a: r=1$	4,700 (0,839)	15,494	4,192 (0,838)	14,264
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	0,507 (0,476)	3,841	0,507 (0,476)	3,841

Not: Parantez içindeki değerler, olasılık düzeyini göstermektedir.

Eşbütünlük testi, değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü hakkında hiç bir bilgi vermemektedir. Engle-Granger (1987)'a göre değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisi söz konusu olduğunda bir nedensellik ilişkisi de tespit edilebilmektedir. Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilmiş olan (vektör) hata düzeltme modeli, uzun dönem dinamikleri ile kısa dönem dinamiklerini bir birinden ayırt etme imkânı sunduğu gibi nedensellik analizinin gerçekleştirilmesini sağlar. Geliştirilmiş bir Granger nedensellik testi olarak da bilinen (vektör) hata düzeltme prosedürü, daha açık olarak aşağıdaki eşitlikler ile ifade edilebilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_{1i} \Delta Y_{t-i} + \gamma_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_{2i} \Delta Y_{t-i} + \gamma_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

7 ve 8 no'lu eşitliklerde yer alan ECT_{t-1} terimi hata düzeltme terimi olarak bilinmektedir ve eşbütünlük eşitliğinden elde edilen kalıntılar serisinin bir gecikmeli değerini yansıtır. Hata düzeltme teriminin katsayısı, dengeden sapmalara bağımsız değişkenin verdiği reaksiyonu gösterir. Uygulamada hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması beklenir. Bu katsayıya ilişkin anlamlı t-istatistiği uzun dönemli nedenselliğe işaret eder. Ayrıca, modeldeki bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak F-istatistiğinin anlamlı olması kısa dönemli nedenselliğin varlığını göstermektedir. (Vektör) hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testi sonuçları, Tablo 6'da verilmiştir-

tir. F-istatistiği değerlerinin F-tablo değerlerinden küçük olması, değişkenler arasında kısa dönemli bir nedenselliğin bulunmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 6. (Vektör) Hata Düzeltme Modelinin Sonuçları (Malezya)

Denklem	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Katsayılar	t-istatistikleri	F-istatistikleri
1	DLRGSYİH	DLRGSYİH(-1)	0,487	0,961	0,605
		DLRSSY(-1)	-0,051	-0,443	
		ECT_{t-1}	0,029	0,711	
2	DLRSSY	DLRSSY(-1)	-0,132	-0,327	3,342
		DLRGSYİH(-1)	2,819	1,590	
		ECT_{t-1}	0,327	2,317	

Çalışmanın sonuçlarını diğer ampirik araştırmaların bulguları ile karşılaştırmak mümkündür. Kormendi ve Meguire (1985); Barro (1991); De Long ve Summers (1991); Levine ve Renelt (1992); Qin ve He (2005) sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında güçlü bir ilişkinin varlığına dair önemli kanıtlar ortaya koymuşlardır. Diğer taraftan; Blomström vd., (1993); Qin ve He (2005) ekonomik büyümeden sabit sermaye yatırımlarına doğru işleyen tek yönlü bir nedensellik, Wen (2001) sabit sermaye yatırımlarından ekonomik büyümeye doğru işleyen tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

Bu çalışmada ise Malezya için sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında bir eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışma bu yönüyle Kormendi ve Meguire (1985); Barro (1991); De Long ve Summers (1991); Levine ve Renelt (1992); Qin ve He (2005)'nin sonuçlarıyla örtüşmektedir. Ancak bu çalışma herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılamaması yönüyle de Blomström vd., (1993); Qin ve He (2005); Wen (2001)'in ampirik bulgularından ayrılmaktadır.

4. Sonuç

Sermaye fundamentalizmi olarak nitelendirilen sabit sermaye yatırımlarının ekonomik büyümeyi etkilediği tezi ile ilgili ilk açıklamalar klasik iktisatçılara aittir. Temelde kapitalist bir ekonominin büyüme dinamikleriyle ilgilenen klasikler, nüfus büyümesi ve sermaye birikimini büyümenin gerekli koşulları olarak algılamışlardır. Harrod-Domar, Lewis, Rostow, Rebelo, Uzawa ve Lucas modelleri sermaye fundamentalizmi görüşü için orijinal teorik temeller oluşturmuşlardır.

Bu çalışmada, yüksek-orta gelir grubuna dahil sekiz ülke için sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler ampirik açıdan

analiz edilmiştir. Johansen-Juselius eşbütünleşme test sonuçları sadece Malezya ekonomisi için bir eşbütünleşme ilişkisi belirlemiştir. Bu sonuca göre, Malezya'da sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli, pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir ilişki söz konusudur. (Vektör) hata düzeltme modelinin tahmin sonuçlarına göre, Malezya ekonomisinde sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında kısa dönemli her hangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Kısa dönemde sabit sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında her hangi bir ampirik ilişkinin tespit edilememesi ancak uzun dönemde sabit sermaye yatırımlarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif-istatistikî olarak anlamlı ve güçlü bir etkisinin ortaya çıkması hiç kuşkusuz Harrod-Domar, Lewis, Rostow, Rebelo, Uzawa ve Lucas gibi iktisatçıların ortaya koydukları teorik açıklamalar ile de örtüşmektedir.

Çalışmanın ampirik bulguları, Malezya ekonomisi için sabit sermaye yatırımlarının ekonomik büyüme üzerinde etkili olduğu tezini kanıtlar niteliktedir. Nitekim, 2006-2010 döneminde yıllık olarak ortalama %4,2'lik bir büyüme sergileyen Malezya ekonomisi 2010 yılında dünyanın en rekabetçi 10 ülke arasına girmeyi başarmıştır. Malezya Yatırım Kalkınma Ajansı'nın yatırım ve yetenek gücüne yönelik yatırım yapma konusunda yetkilerinin artırılması, seçilen endüstrilerde gelir vergisi ve kurumlar vergisinde düşük oranların sağlanmasının yanı sıra bu sektörlerde özgü destekler ve düzenlemelerin daha kolaylaştırıcı olması bu gelişmeyi sağlayan önemli faktörlerdendir. Diğer gelişmekte olan ülkelerde olduğu gibi Malezya ekonomisi için de yüksek oranlı bir ekonomik büyümenin sağlanması ve sürdürülebilmesi yüksek sermaye birikimini ve yatırımları gerektirmektedir. Bu çalışmanın devamı olarak sabit sermaye yatırımlarının kamu ve özel sektör ya da tarım, sanayi, hizmetler sektörü ayırımı yapılarak GSYİH üzerindeki etkisi ampirik olarak araştırılabilir. Ayrıca sabit sermaye yatırımlarının innovasyon ve beşeri sermaye ile karşılıklı etkileşimi dikkate alınarak ekonomik büyümeye olan katkısı da üzerinde durulabilecek bir başka ampirik araştırma konusudur.

Kaynakça

Anwer, M. S. ve Sampath, R. K. (1999), "Investment and Economic Growth", Presented at Western Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 11-14, Fargo, ND.

Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries," Quarterly Journal of Economics, 106, 407-444.

Bayraktutan, Y. ve Arslan, İ. (2008), "Türkiye'de Sabit Sermaye Yatırımlarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Ko-Entegrasyon Analizi (1980-2006)", KMU İİBF Dergisi, 14, 1-12.

Blomström, M., Lipsey, R. ve Zejan, M. (1993), "Is Fixed Investment the Key to Economic Growth", NBER Working Paper No: 4436, 1-23.

Carroll, C. D. ve Weil, D. N. (1994), "Savings and Growth: A Reinterpretation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 40, 133-192.

Chow, G. (1993), "Capital Formation and Economic Growth in China", Quarterly Journal of Economics, 108, 809-842.

De Long, B. ve Summers, L. (1991), "Equipment Investment and Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, 106 (2), 445-502

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for an Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 1057-1072.

Enders, W. (2003), Applied Econometric Time Series, Second Edition, N.Y.: John Wiley & Sons, Inc.

Engle, R. ve Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 55, 251-276.

Feasel, A., Kim, Y. ve Smith, S. C. (1998), "Investment, Exports and Output in South Korea:

A VAR Approach to Growth Empirics", <http://www.cid.harvard.edu/archive/events/cidneudc/papers/allpaper.pdf>

Harvie, C. ve Pahlavani, M. (2006), "Sources of Economic Growth in South Korea: An Application of the ARDL Analysis in the Presence of Structural Breaks (1980-2005)", University of Wollongong, Economics Working Paper Series, 17, 1-20.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.

Qin, D. ve He, X.H. (2005), "How Much Does Investment Drive Economic Growth in the PRC?", International Conference on Policy Modeling (EcoMod 2005), Istanbul, June 29-July 2.

Kaldor, N. (1957), "A Model of Economic Growth", Economic Journal, 67, 596-624.

Kaldor, N. ve Mirrlees, J. A. (1962), "A New Model of Economic Growth", Review of Economic Studies", 29, 174-192.

Ghali, K. H. ve Al-Mutawa, A. (1999), "The Intertemporal Causal Dynamics Between Fixed Capital Formation and Economic Growth in The Group-Of-Seven Countries", International Economic Journal, 13 (2), 31-37.

Khan, S. ve Reinhart, C. (1990), "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries", World Development, 18, 19-27.

King, R. G. ve Levine, R. (1994), "Capital Fundamentalism, Economic Development and Economic Growth", Policy Research Working Paper, No: 1285.

Kormendi, R. C. ve Meguire, P. G. (1985), "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidence," Journal of Monetary Economics, 16, 141-163.

Kurz, H. D. (2009), "Technical Progress, Capital Accumulation and Income Distribution in Classical Economics: Adam Smith, David Ricardo and Karl Marx", Paper given at the *ESHET* 2009 Conference in Thessaloniki, 1-37.

Kwan, A. C. C., Wu, Y. ve Zhang, J. (1999), "Fixed Investment and Economic Growth in China", Economics of Planning, 32, 67-79.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992), "Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That The Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Lavezzi, A. M. (2001), "Division of Labor and Economic Growth: from Adam Smith to Paul Romer and Beyond", Paper prepared for the Conference: Old and New Growth Theories: an Assessment., Pisa, October 5-7, 2001.

Lee, J. W. ve Yu, B. G. (2005), "An Endogenous Growth Model Approach to the Korean Economic Growth Factors", http://faculty.washington.edu/karyiu/confer/sea05/papers/lee_yu.pdf

Levine, R. ve Renelt, D. (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Regressions," *The American Economic Review*, 82(4), 942-963.

Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Perron, P. ve Ng. S. (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties," *Review of Economic Studies*, 63, 435-463.

Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Podrecca, E. ve Caemeci, G. (2001), "Fixed Investment and Economic Growth: New Results on Causality", *Applied Economics*, 33, 177-182.

Rebelo, S. (1991), "Long-run Policy Analysis and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 99, 500-521.

Sinha, D. (1999), "Export Instability, Investment and Economic Growth in Asian Countries: A Time Series Analysis", *Economic Growth Centre, Discussion Paper*, No:799, Yale University, 1-23.

United Nations Statistics, National Accounts Main Aggregates Database
<http://unstats.un.org/unsd/snaama/selbasicFast.asp>, (Eriřim Tarihi: 13 Nisan 2011).

Uzawa, H. (1965), "Optimum Technical Change in An Aggregative Model of Economic Growth," *International Economic Review*, 6, 18-31.

Wen, Y. (2001), "Residential Investment and Economic Growth", *Annals of Economics and Finance*, 2, 437-444.