

PAPER DETAILS

TITLE: TÜRKİYE`DE DOGRUDAN YABANCI YATIRIMLAR VE EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİ
(1980-2008)

AUTHORS: Ömer YILMAZ,Vedat KAYA,Merter AKINCI

PAGES: 13-30

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/30269>

TÜRKİYE'DE DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR VE EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİ (1980-2008)

Ömer YILMAZ^(*)

Vedat KAYA^(**)

Merter AKINCI^(***)

Özet: Gelişmekte olan ülkelerin karşılaştığı önemli sorunlardan birisi tasarruf yetersizliğidir. Bu sorun, ülkeleri dış kaynaklardan ve doğrudan yabancı yatırımlardan yararlanma yoluna yönlendirmektedir. Dolayısıyla hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler doğrudan yabancı yatırımları kendi ülkelerine çekebilmek için yoğun çaba sarf etmektedirler. Bunun sebebi ise doğrudan yabancı yatırımların sağladığı sermaye, yeni teknoloji ve istihdam artışından yararlanma isteğidir. Bu çalışmada, doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerindeki etkileri Türkiye ekonomisi 1980-2008 dönemi için ekonometrik yöntemler kullanılarak analiz edilmiştir. Analizlerde, gayri safi yurtiçi hasıla ve doğrudan yabancı yatırımlar olmak üzere iki değişken yer almıştır. Değişkenlere ilişkin zaman serisi verileri ADF birim kök testi ile sınanmış ve değişkenlerin 1. fark değerlerinde durağan oldukları gözlenmiştir. Değişkenler arasında nedensellik ilişkisini belirleyebilmek için Granger nedensellik testi uygulanmış ve doğrudan yabancı yatırımlardan ekonomik büyüme doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ayrıca bu değişkenlere uygulanan EG eşbütünleşme testi sonucunda, söz konusu değişkenlerin eşbütünleşik oldukları sonucuna varılmıştır. Tahmin sonuçları, doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiler yarattığını ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik Büyüme, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Zaman Serisi Analizi

Abstract: One of the important problems that the developing countries face is the deficiency of savings. This problem has oriented the countries to benefit from foreign sources and foreign direct investments. Hence, both developed and developing countries strive densely to attract foreign direct investments in their own countries. The reason behind this attempt is the wish to exploit capital, new technology and the increase of the employment provided by the foreign direct investments. In this study, the effects on the economic growth of the foreign direct investments for Turkish economy in the period of 1980-2008, are analyzed by using econometric methods. Two variables, gross domestic product and foreign direct investment, are involved in the analysis. Time series datas related to the variables have been tested by ADF unit root test and the results have shown that the first difference values of the two variables are stationary. Granger causality test has been applied to determine the causality relationship between the variables and one-way causality relationship from foreign direct investments to economic growth has been found. Moreover, EG cointegration test has been applied to the variables and it has been observed that both of them

^(*)Doç.Dr. Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

^(**)Doç.Dr. Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

^(***)Arş.Gör. Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

are cointegrated. The estimation results have shown that foreign direct investments create the positive effects on the economic growth.

Key Words: Economic Growth, Foreign Direct Investments, Time Series Analysis

I. Giriş

Sermaye sınırlı bir üretim faktörü olup, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler başta olmak üzere, bütün ekonomilerin ihtiyaç duyduğu bir kaynaktır. Bu kaynak sınırlı olduğundan dolayı risk ve getiri gibi unsurları dikkate alarak gideceği yeri belirler. Ancak hem sermayenin hem de ev sahibi ülkenin beklentileri farklı olduğu için ortak çıkarları tesis edecek optimum nokta belirlenmeye çalışılacaktır. Sermaye, kendisi için maksimum getiriye sağlayacak alanlara yönelirken; kalkınma süreçlerini başarıyla sürdürmek isteyen gelişmekte olan ülkeler gerekli olan finansman kaynaklarının yetersizliği, yurtiçi tasarruf eksikliği, döviz kıtlığı ve teknolojik sınırlamalar gibi darboğazlarla karşılaştıkları için ihtiyaç duydukları sermayeyi kendi ülkelerine çekmeye çalışmaktadırlar. Dolayısıyla bu gibi darboğazları aşmak ve kalkınma sürecini devam ettirebilmek, dış kaynak kullanımını zorunlu kılmaktadır.

1950'lerden sonra doğrudan yabancı yatırımların dünya ekonomisindeki hacminin artmasıyla birlikte, bu yatırımlar bütün ekonomi çevrelerinde iktisadi gelişme ve büyüme hedeflerinin gerçekleştirilebilmesi için gerekli ve önemli bir araç olarak değerlendirilmeye başlanmıştır. 1980'li yıllarda ortaya çıkan küreselleşme süreci ile birlikte doğrudan yabancı yatırımlar, gelişmiş ve gelişmekte olan tüm ülkelerin ilgi odağı haline gelmiştir. Finansal piyasalarda yaşanan entegrasyonlar sonucunda küreselleşme olgusu yeni bir ivme kazanmıştır. Bu küreselleşme ve entegrasyonlarla birlikte sermaye hareketlerinin büyüklüğü ve hızı dünya genelinde ciddi biçimde artış göstermiştir. Böylelikle sermaye nispi olarak bol ve getirisi az olan bölgelerden, daha kıt olduğu ve dolayısıyla da getirisinin daha yüksek olduğu bölgelere yönelmiştir.

Türkiye, ödemeler bilançosu ve bütçesi daima açık veren, iktisadi kalkınmasını sürdürebilmek için sürekli iç ve dış borçlanmaya ihtiyaç duyan bir ülke durumundadır. Bu borçlanmalar çoğu zaman ancak yüksek maliyetlere katlanılarak yapılabilmektedir. Bu nedenle, politika yapıcılarının alternatif bir dış kaynak olan doğrudan yabancı yatırımlara gereken önemi vermesi, yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini analiz etmesi ve bu kaynakları ülkeye daha fazla çekebilmenin yollarını araştırması gerekmektedir. İşte bu çalışmanın amacı, doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelemek, literatürde ortaya konulmuş olan diğer araştırmaları belirtmek ve doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerinde yarattığı etkiyi Türkiye açısından analiz etmektir. Çalışmanın ikinci kısmında konu ile ilgili literatür özetine, üçüncü kısmında

yöntem ve verilere, dördüncü kısımda ampirik bulgulara ve beşinci kısımda ise sonuç ve değerlendirmelere yer verilmiştir.

II. Literatür Özeti

İktisat literatüründe bir ülkeye gelen doğrudan yabancı yatırımlar (DYY)'ın ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini açıklayabilmek için yapılmış çok sayıda çalışma mevcuttur. Çalışmaların birçoğunda DYY'ler ile ekonomik büyüme arasında oldukça anlamlı ilişkilere rastlanmakta iken bazen de anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Teorideki genel eğilim, DYY'lerin ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yapacağı biçimindedir. Fakat bazı ampirik çalışmalarda ancak belli başlı koşullar altında olumlu etkilerin ortaya çıkabileceğine dair sonuçlara da ulaşılmıştır.

Blomström vd. (1992), yaptıkları çalışmada 78 GOÜ'yü yüksek ve düşük gelirli olmak üzere iki gruba ayırmış ve DYY'lerin bu ülkeler arasında özellikle yüksek gelirli olan grupta ekonomik büyüme üzerinde pozitif etki yarattığı sonucuna ulaşmıştır. Düşük gelirli olan grupta ise böyle bir ilişki yakalanamamıştır.

Borensztein vd. (1998), 1970-1989 yılları arasında 69 GOÜ'de DYY akımlarının ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etki yaptığı sonucuna ulaşmıştır. Bununla birlikte DYY'lerin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin ev sahibi ülkenin sahip olduğu beşeri sermaye düzeyine bağlı olduğunu bulmuşlardır. DYY ile beşeri sermayeyi temsil etmek için kullanılan eğitim yetenekleri arasında güçlü bir pozitif ilişkiden bahsetmek mümkündür.

Bosworth ve Collins (1999), 23'ü GÜ ve 62'si GOÜ olmak üzere toplam

85 ülke üzerinde 1978-1995 dönemi için yaptıkları çalışmada DYY ile ekonomik büyüme arasında olumlu bir ilişki bulmuşlardır. DYY akımlarının toplam faktör verimliliğini arttırması ile birlikte DYY girişlerinin ekonomik büyümeyi pozitif yönlü etkileyeceği sonucuna ulaşmışlardır.

Barthelemy ve Demurger (2000), Çin'deki 24 ilin verilerine dayalı olarak 1985-1996 dönemi için yaptıkları analizde DYY akımlarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif yönlü bir etkiye sahip olduğunu ancak bu etkinin ortaya çıkabilmesi için yabancı teknolojilere adapte olabilecek beşeri sermayenin varlığının mevcut olması gerektiğini belirtmişlerdir.

Xu (2000), 1966-1994 dönemi için ABD kökenli ÇUŞ'ların ve dolayısıyla DYY'lerin gittiği 40 ülkede ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmasında, ABD kökenli ÇUŞ'lar tarafından gerçekleştirilen teknoloji transferlerinin GOÜ'lerdeki verimlilik artışına katkı sağladığı ancak az gelişmiş ülkelerde ise böyle bir etkinin görülmediği sonucuna ulaşmıştır. Bir ülkenin teknoloji transferinin faydalarından yararlanabilmesi için belli bir eşik düzeyinde beşeri sermayeye sahip olması gerektiğini ancak az gelişmiş ülkelerin bu düzeyde bir beşeri sermayeye sahip olmamalarından dolayı DYY'lerin ekonomik büyümeye katkı yapamayacağını vurgulamıştır.

Ericsson ve Irandoust (2001), yaptıkları çalışmada, DYY'lerin ev sahibi ülkenin çıktı düzeyi ve toplam faktör verimliliği üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Bu kapsamda Danimarka, Finlandiya, Norveç ve İsveç üzerine Granger nedensellik testini 1970-1997 dönemi için uygulamışlardır. Yaptıkları analizde Norveç ve İsveç'te uzun dönemde DYY ile çıktı arasında bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Bu ilişki İsveç'te çift yönlü iken Norveç'te ise DYY büyümesinden ekonomik büyümeye doğru tek yönlüdür. Finlandiya ve Danimarka için bir nedensellik ilişkisi bulamamışlardır.

Campos ve Kinoshita (2002), DYY akımlarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini 25 Merkezi ve Doğu Avrupa ülkesi ile eski Sovyet geçiş ekonomileri için 1990-1998 yıllarını baz alarak incelemişlerdir. Çalışmalarında, DYY akımlarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif yönlü ve oldukça önemli etkilerinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, bu ekonomilerin daha vasıflı işgücüne sahip olmaları ile birlikte teknoloji transferini daha kolay gerçekleştireceklerini belirtmişlerdir.

Choe (2003), 1971-1995 dönemi için 80 ülkeyi kapsayan çalışmasında, DYY ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Araştırmanın sonucunda DYY ile büyüme arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi bulunmuş, ancak ekonomik büyümeden DYY'ye doğru nedensellik ilişkisi daha baskın çıkmıştır.

Basu vd. (2003), 1978-1996 dönemi için 23 GOÜ üzerine yaptıkları eş bütünleşme testleri sonucunda DYY ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi yakalamışlardır. Çalışmalarında, analize konu ettikleri ülkeleri açık ve kapalı olarak sınıflandırmakla beraber kısa ve uzun dönemde DYY ile büyüme arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Kapalı ekonomilerde kısa dönemde DYY ile büyüme arasında nedensellik ilişkisi çift yönlü iken uzun dönemde ekonomik büyümeden DYY'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisini yakalamışlar, açık ekonomilerde ise DYY ve büyüme arasında hem kısa hem de uzun dönemde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varmışlardır.

Hermes ve Lensink (2003), DYY'lerin bir ülkenin ekonomik büyümesi üzerinde pozitif yönde etkiler yaratabilmesi için eşik değer olarak ev sahibi ülkenin finansal sisteminin gelişmişliğini dikkate almışlardır. Daha gelişmiş bir finansal sisteme sahip olan ev sahibi ülkenin ekonomik büyümesi DYY akımları sonucunda pozitif yönde etkilenmekle birlikte ülke, teknolojik yayılmalardan da etkin bir biçimde yararlanabilmektedir. Çalışmalarında, çoğu Latin Amerika ve Asya ülkelerinden oluşan toplam 67 ülke dikkate alınmıştır. Bunların 37 tanesi nispeten daha gelişmiş bir finansal sisteme sahip olup, bu ülkelere doğru gerçekleştirilen DYY akımlarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif yönde etkiler yarattığını tespit etmişlerdir. Daha zayıf finansal sisteme sahip olan ülkelerde ise DYY girişlerinin ekonomik büyüme üzerinde bir etki yaratmadığını vurgulamışlardır.

Asheghian (2004), 1960-2000 dönemi için ABD üzerinde yaptığı çalışmada DYY'nin ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip

olduğunu bulmuştur. Yapmış olduğu nedensellik çalışmasına göre DYY'den ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığını tespit etmiştir.

Alfaro vd. (2004), DYY, finansal piyasalar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Çalışmalarında, daha iyi finansal sistemlere sahip olan ülkelerin DYY'yi etkin bir şekilde kendilerine çekmeyi başarabildikleri sonucuna ulaşmışlardır. 1975-1995 dönemini kapsayan ampirik çalışmaları, DYY'lerin tek başına ekonomik büyüme üzerinde net bir etki ortaya koyamadığını göstermiştir. Ancak gelişmiş bir finansal piyasaya sahip olan ülkelerin DYY'lerden önemli ölçüde yararlanabildiği ve böylece ekonomik büyümenin de olumlu yönde etkilendiği sonucuna varmışlardır.

Chowdhury ve Mavrotas (2005), 1969-2000 dönemi için Şili, Malezya ve Tayland gibi GOÜ'lerde Toda-Yamamoto testini kullanarak GSYİH ile DYY arasındaki ilişkiyi belirlemeye çalışmışlardır. Nedensellik sonuçlarına göre, Şili'de GSYİH'nin DYY akımlarına neden olduğunu, buna karşın Malezya ve Tayland'da ise GSYİH ve DYY arasında iki yönlü ilişkilerin varlığını tespit etmişlerdir.

Li ve Liu (2005), DYY'lerin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini 84 ülkeyi dikkate alarak 1970-1999 dönemi için panel veri seti ile yapılan tekli ve çoklu regresyon analizlerini kullanarak incelemişlerdir. Yaptıkları analiz sonucunda DYY ile büyüme arasında bütün dönem için geçerli olmasa bile 1980'lerin ortalarından itibaren ortaya çıkan önemli bir içsel ilişki tespit etmişlerdir. DYY akımlarının doğrudan ve beşeri sermayeyi dolaylı yoldan etkileyerek ekonomik büyüme üzerinde pozitif sonuçlar doğuracağını belirtmekle birlikte ülkeler arasında teknoloji açığının artmasıyla beraber söz konusu etkinin negatif olacağını da bu çalışma dahilinde göstermişlerdir.

DYY akımlarının ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkide bulunmadığı sonucuna ulaşan çalışmalar da mevcuttur. Aslanoğlu (2002), 1975-1995 dönemi için Türkiye üzerine yaptığı çalışmada Granger nedensellik testini kullanmış ve DYY'lerin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Yaptığı analizde ne DYY akımlarının ekonomik büyümeyi ne de ekonomik büyümenin DYY akımlarını etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Alıcı ve Ucal (2003), 1987-2002 dönemi için Türkiye üzerine yaptıkları çalışmada DYY ile ihracat ve endüstriyel üretim arasında pozitif bir nedensellik ilişkisi bulamamışlardır. Dolayısıyla da DYY ile ekonomik büyüme arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı sonucuna varmışlardır. Böyle bir sonuca ulaşılmasının nedenini DYY girişlerinin istenilen düzeyde sağlanamamasına bağlamışlardır.

Lyrouti vd. (2004), DYY'lerin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini seçilmiş geçiş ekonomileri için Bayes analizini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmalarında, DYY'lerin ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Seçilmiş olan geçiş ekonomilerini düşük ve yüksek gelirli ülkeler biçiminde sınıflandırarak DYY ile büyüme arasında bir

ilişki kurmaya çalışmışlardır. Ancak elde ettikleri yeni sonuçlarla eski sonuçlar arasında herhangi bir fark olmadığını vurgulamışlardır.

Konu ile ilgili literatürde yer alan diğer çalışmalar ise şunlardır: Balasubramanyam vd. (1996), De Mello (1999), Zhang (2001), Obwona (2001), Nair-Reichert ve Weinhold (2001), Ram ve Zhang (2002), Mody ve Murshid (2002), Mencinger (2003), Merlevede ve Schoors (2004)'dur.

III. Yöntem ve Veriler

Çalışmada, DYY'ler ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri araştırmak için zaman serileri analizi kullanılmıştır. Zaman serileri, bir dönemden diğerine değişkenlerin değerlerinin ardışık bir şekilde gözlendiği sayısal büyüklüklerdir. Gözlenen verilerin zaman içinde ardışık bir biçimde gerçekleşmesi bir koşul değil fakat düzenli aralıklarla dizinin gelişimini görme açısından gereklidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 41).

“Zaman serisi analizi” deyimi zaman serilerini modellemede öngörü bağlamında Box ve Jenkins (1970) tarafından geliştirilen bir yöntem olan Box-Jenkins yaklaşımı olarak adlandırılmıştır. Bu yaklaşım öngörü yapmak üzere iktisat teorisinin öne sürdüğü bağımsız değişkenleri kullanarak ekonometrik modelleme yaklaşımını terk ederek, yerine öngöründe bulunulacak değişkenin geçmiş dönemlerdeki davranışlarına dayalı bir yaklaşım getirmiştir. Bu nedenle bu yaklaşım belirli bir tahmin yürütme yöntemidir (Kennedy, 2006: 350).

Zaman serisi verilerine dayalı ekonometrik modellerde serilerin zaman serisi özelliklerinin bilinmesi ve bu özelliklerin dikkate alınması gerekir. İktisadi zaman serileri, trend, mevsim, konjonktür ve düzensiz hareketlerin etkisi altındadır. Yani zaman serileri bu bileşenlere sahiptir. Verilerin zaman serisi özellikleri ise genel olarak iki başlık altında incelenir. Bunlar, deterministik ve stokastik özelliklerdir. Serilerin deterministik özellikleri, serilerde sabit, trend ve mevsimsellik bileşenlerin bulunup bulunmamasıdır. Serilerin stokastik özellikleri ise daha çok değişkenlerin durağan olup olmadıkları ile ilgilidir. Bununla birlikte zaman serisi analizlerinde, dikkate alınması gereken en önemli nokta bu serilerin durağan ya da durağan olmamalarıdır. Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan serilerin durağan seriler olması gerekmektedir (Tarı, 2005: 380). Zaman serisi analizlerinde değişkenlere ait verilerde trend bulunuyorsa, bir serinin diğer bir seriye göre regresyonu hesaplanırken, ikisi arasında anlamlı bir ilişki olmasa bile çoğunlukla yüksek bir R^2 bulunur. Bu durum ise sahte regresyon sorununu işaret etmektedir. Dolayısıyla regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı, zaman serisi verilerinin durağan olup olmadığı ile yakından ilgilidir. Eğer zaman serisi verileri durağan değilse elde edilen regresyon modellerine dayanılarak yapılan öngörüler gerçeklikten uzak olacaktır (Gujarati, 2006: 709).

Genel olarak belirtmek gerekirse, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak varyansın

hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır denir. Y_t gibi bir serinin durağan olma şartları şunlardır (Gujarati, 2006: 713):

$$\text{Ortalama} : E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Varyans} : Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Ortak Varyans} : \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Eğer bir zaman serisi yukarıdaki anlamda durağan değilse, “durağan olmayan zaman serisi” adını alır. Herhangi bir zaman serisinin durağan olup olmadığını test etmek için kullanılan iki yaklaşım vardır: Korelogram testi ve birim kök testi. Bu çalışmada zaman serilerinin durağan olup olmadığını belirlemek amacıyla birim kök testi uygulanacaktır.

A. Durağanlık İçin Birim Kök Testi

Box-Jenkins yaklaşımında iktisadi zaman serisi verilerinde durağanlığın fark alma ile sağlanabileceği varsayılmıştır. Genel olarak ekonometristler ve iktisatçılar, iktisadi zaman serisi verilerinin genellikle trend nedeniyle durağan olmadıklarını, bunun da dışsal faktörler ile açıklanabildiğini ve trendin temizlenmesi durumunda serilerin durağan olacaklarını belirtmişlerdir (Kennedy, 2006: 355).

Durağanlığı sağlamak için d kez fark alınması durumunda, değişkenin d sırasında bütünleşik olduğu söylenir ve I(d) şeklinde gösterilir. Dolayısıyla sıfır sırasında bütünleşmiş bir değişken durağandır ve bu değişken I(0) ile ifade edilir. Benzer şekilde bir değişkeni durağan yapmak için bir kez fark alınması gerekliyse, o değişken için birinci sıradan bütünleşik denir ve I(1) olarak gösterilir (Kennedy, 2006: 356).

Birim kök testi uygulanırken ilk önce aşağıdaki model ele alınır:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Burada u_t ortalaması sıfır, sabit varyanslı ve otokorelasyonu olmayan stokastik hata terimidir. Böyle bir hata terimi zaman serisi analizlerinde “beyaz gürültü hata terimi” olarak adlandırılır. Y_{t-1} ’in katsayısı aslında 1’e eşitse birim kök sorunuyla, yani durağan olmama durumuyla karşılaşmış demektir. Dolayısıyla,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

regresyonunun hesaplanması gerekir. $\rho=1$ bulunursa, o zaman Y_t olasılıklı değişkeninin birim kökü vardır. Birim kökü olan bir zaman serisi, zaman serisi analizlerinde “rassal yürüyüş” olarak adlandırılır. Eşitlik (2) şu şekilde de yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Burada $\delta = (\rho - 1)$ ve $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 'i ifade etmektedir.

Eğer $\delta = 0$ veya $\rho = 1$ olursa,

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (4)$$

olacaktır. Böylece rassal bir yürüyüşün birinci farkları durağan olacaktır (Gujarati, 2006:718).

$\delta = 0$ ve $\rho = 1$ sıfır ön savıyla, geleneksel yolla hesaplanan t istatistiği, τ (tau) istatistiği olarak bilinir ve bunun eşik değerleri Dickey ile Fuller tarafından çizelgeleştirilmiştir. Yazında tau sınaması, Dickey-Fuller (DF) sınaması olarak da bilinir. Eğer $\rho = 1$ sıfır ön savı reddedilirse yani zaman serisi durağansa bilinen t testi kullanılabilecektir. (Gujarati, 2006: 719).

B. Granger Nedensellik Testi

İki değişken arasındaki regresyon ilişkisi, bu değişkenler arasında bir sebep sonuç ilişkisini ortaya koymamaktadır. Fakat gecikmesi dağıtılmış bir modelde örneğin Y_t ile X_t arasındaki bir ilişkide her iki değişken de birbirini etkileyebilmektedir. Böyle bir modelde Y_t 'nin X_t 'yi etkilediği ($Y_t \rightarrow X_t$) veya tersinin olduğu ($X_t \rightarrow Y_t$) söylenebilir. İki değişken arasında gecikmeli bir ilişki varsa bu değişken arasında “sebep olma ilişkisi” araştırılabilir. Bunun için Granger testine başvurulur.

Granger nedensellik ilişkisi belli gecikmeler için H_0 hipotezi şeklinde “ Y_t , X_t 'nin Granger nedeni değildir” veya tersi şeklinde ifade edilir.

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (5)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + u_{2t} \quad (6)$$

(=1 /=]

Burada u_{1t} ve u_{2t} hata terimlerinin ilişkisiz oldukları varsayılmaktadır. (5) ve (6)'daki denklemler değişkenlerin geçmiş değerlerine bağlı olduğu kadar, kendi geçmiş değerlerinin de bir fonksiyonudur (Kutlar, 2007: 267).

C. Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme analizi, iktisadi değişkenlere ait seriler durağan olmasalar bile, bu serilerin durağan bir doğrusal kombinasyonunun var olabileceğini ve bunun ekonometrik olarak belirlenebileceğini ileri sürmektedir. Dolayısıyla,

değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı eşbütünleşme analizi ile belirlenebilir. Durağan olmayan iki zaman serisi aynı dereceden entegre iseler, bu durumda iki seri arasında bir eşbütünleşme olabilir ve aralarındaki regresyon yanıltıcı olmaz. Başka bir ifade ile durağan olmayan iki seri bütünleşik iseler, bu durumda iki seri arasında bir eşbütünleşme olabilir ve bu iki serinin orijinal değerleri arasında bulunacak regresyon sahte olmayıp, anlamlı olabilecektir (Tarı, 2005: 405-406).

Eşbütünleşme analizinde önemli olan, u_t hata terimlerinin durağan olup olmamasıdır. Eğer u_t hata terimleri durağan ise iki zaman dizisinde eşbütünleşme var demektir. Bu durum, değişkenlerin uzun dönemli bir ilişki içinde olduğunu gösterir. Bunun anlaşılabilmesi için kullanılan en yaygın test, Engle-Granger (EG) yöntemidir. EG eşbütünleşme testi;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (7)$$

regresyonu kullanılarak yapılmaktadır. Eşitlik (7)'deki regresyon tahmin edilerek $e_t = Y_t - Y_{t-1}$ hata terimleri elde edilir. Sonuçta şu denkleme ulaşılır:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + v_t \quad (8)$$

Eşitlik (8)'deki regresyon ile birlikte ADF istatistiği ve MacKinnon kritik değerleri bulunarak, e_t hata terimlerine birim kök testi yapılır. ADF istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerinden küçükse, birim kök olduğuna ve e_t serisinin durağan olmadığına, dolayısıyla da Y_t ile X_t değişkenlerinin eşbütünleşik olmadıklarına karar verilir. Eğer tersi geçerliyse, birim kök olmadığına ve e_t serisinin durağan olduğuna, dolayısıyla da Y_t ile X_t değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları sonucuna varılır (Tarı, 2005: 407).

Bu çalışmanın uygulama bölümüne konu olan değişkenlerin 1980-2008 dönemi için yıllık verileri kullanılmış ve her değişkene ait veriler çeşitli kaynaklardan derlenmiştir. Oluşturulan modelde DYY'lerin ekonomik büyümeye olan katkısının ölçülmesi amaçlanmış ve GSYİH ile DYY değişkenleri kullanılmıştır. GSYİH değişkeni, ekonometrik modelin bağımlı değişkenidir. Bu değişkene ait veriler, IMF internet sayfasından elde edilmiştir. DYY değişkeni ise, ekonometrik modelin bağımsız değişkenini oluşturmaktadır. Bu değişkene ait veriler, YASED yayınları, T.C. Merkez Bankası ve UNCTAD internet sayfalarından derlenmiştir. Çalışmanın uygulama sonuçları EvIEWS 4.1 paket programından elde edilmiştir. Bu değişkenlere ait veri seti Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: *Değişkenlere Ait Yıllık Zaman Serileri*

Değişken Adı			Değişken Adı		
Yıllar	GSYİH (Milyar ABD Doları)	DYY (Milyar ABD Doları)	Yıllar	GSYİH (Milyar ABD Doları)	DYY (Milyar ABD Doları)
1980	94,258	0,035	1995	227,513	0,885
1981	95,496	0,095	1996	243,895	0,722
1982	86,766	0,055	1997	255,074	0,805
1983	82,911	0,046	1998	269,125	0,940
1984	80,642	0,113	1999	249,816	0,783
1985	90,380	0,099	2000	266,439	0,982
1986	101,797	0,125	2001	195,545	3,352
1987	117,176	0,115	2002	232,280	1,082
1988	122,128	0,354	2003	303,262	1,702
1989	144,028	0,663	2004	392,206	2,785
1990	202,376	0,684	2005	482,685	10,031
1991	202,718	0,810	2006	529,187	20,185
1992	213,579	0,844	2007	649,125	22,046
1993	242,142	0,636	2008	729,983	18,198
1994	174,448	0,608			

Yukarıdaki veri tanımı ışığında basit regresyon modelini şöyle yazabiliriz:

$$GSYİH = \beta_0 + \beta_1 DYY + u$$

Burada;

GSYİH = Gayrisafi Yurtiçi Hasıla

β_0 = Sabit Terim

β_1 = Regresyon Katsayısı

DYY = Doğrudan Yabancı Yatırımlar

u = Stokastik Hata Terimidir.

IV. Uygulama Bulguları

En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile regresyon modellerini tahmin edebilmek için serilerin durağan olması gerekmektedir. Çünkü durağan olmayan serilerle bir model test edildiğinde genellikle sahte regresyon sorunuyla karşılaşmakta ve dolayısıyla da yanlış analiz sonuçlarına varılmaktadır. Eğer bağımlı ve bağımsız değişkenler durağan değilse regresyonun da bir anlamı kalmayacaktır.

Yapılmış olan analizlerde Türkiye'den GSYİH ve DYY olmak üzere toplam iki değişken kullanılmıştır. Bu değişkenler EKK modeli içerisinde

değerlendirildiği için hepsine ait durağanlık bilgilerine ihtiyaç duyulmuştur. Durağan serileri elde etmek üzere serilerin logaritmik formları kullanılmıştır. Serilere ait logaritmik formların durağan olmadığı durumlarda bu serilere ait fark bilgilen elde edilmiştir.

Yukarıda da ifade edildiği gibi, bu çalışmada değişkenlerin durağan olup olmadıklarının belirlenebilmesi için birim kök testi uygulanmıştır. Birim kök testi uygulanırken de ADF tipi denkleme sabit ve trend unsurları eklenmiştir. Tablo 2, GSYİH ve DYY değişkenine ait ADF birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. GSYİH değişkenine ait ADF test istatistiğinin mutlak değeri $|-1,811071|$ iken, bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değeri olan $|-3,580623|$ 'den küçük olduğu için seviye düzeyinde seride birim kök olduğu yani serinin durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Seriyi durağanlaştırmak için 1. farkının alınması gerekmektedir. Benzer şekilde DYY değişkenine ait ADF test istatistiğinin mutlak değeri $|-2,455128|$ iken, bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değeri olan $|-3,580623|$ 'den küçük olduğu için seviye düzeyinde seride birim kök olduğu yani serinin durağan olmadığı ve dolayısıyla da seriyi durağanlaştırmak için 1. farkının alınması gerektiği anlaşılmaktadır. Durağanlaştırma işlemi sırasında fark alınırken genellikle trend ve sabit kaybolmaktadır. Bu nedenle serinin farkı alınırken sabit ve trend konulmayacaktır (Tarı, 2005: 401). GSYİH değişkeninin 1. farkı alındıktan sonra elde edilen ADF test istatistiğinin mutlak değeri $|-4,148833|$ iken, bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değeri olan $|-1,953858|$ 'den büyük olduğu için ilk fark alma işleminde durağanlık sağlanmıştır. Seride birim kök yoktur, yani seri $I(1)$ 'dir.

Tablo 2: GSYİH ve DYY Değişkenine Ait ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		Seviye Değerleri	1. Fark Değerleri
GSYİH		-1.811071	-4.148833
DYY		-2.455128	-5.445336
Kritik Değerler	a : %1	-4.323979	-2.653401
	b : %5	-3.580623	-1.953858
	c : %10	-3.225334	-1.609571

Sonuçlara güvenebilmek için otokorelasyon olmaması gerekir. Dolayısıyla GSYİH değişkenine ait korelogram tablosu elde edilmelidir. Tablo 3, GSYİH değişkenine ait korelogram tablosunu göstermektedir. Korelogram tablosundaki Q değerlerinin hepsi, %5 anlamlılık düzeyinde χ^2 tablosundaki değerlerden küçük olduğu için seride otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşırız.

Tablo 3: GSYİH Değişkenine Ait Korelogram Sonuçları

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon		OK	KK	Q Değeri	P Değeri
. . .	. . .	1	0.009	0.009	0.0023	0.962
. * .	. * .	2	0.101	0.101	0.3307	0.848
. . .	. . .	3	0.036	0.034	0.3734	0.946
** .	. **	4	-0.279	-0.293	3.0969	0.542
. . .	. . .	5	0.059	0.063	3.2231	0.666
. ** .	. ** .	6	-0.247	-0.206	5.5542	0.475
. * .	. * .	7	0.109	0.150	6.0259	0.537
. * .	. ** .	8	-0.137	-0.229	6.8089	0.557
. * .	. * .	9	-0.146	-0.096	7.7506	0.559
. . .	. * .	10	0.024	-0.110	7.7776	0.651
. ** .	. * .	11	-0.209	-0.089	9.9446	0.535
. . .	. * .	12	0.045	-0.112	10.050	0.612

Benzer şekilde DYY değişkenine ait korelogram tablosu da elde edilmelidir. Tablo 4, DYY değişkenine ait korelogram tablosunu göstermektedir. Korelogram tablosundaki Q değerlerinin hepsi, %5 anlamlılık düzeyinde χ^2 tablosundaki değerlerden küçük olduğu için seride otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşırız.

Tablo 4: DYY Değişkenine Ait Korelogram Sonuçları

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon		OK	KK	Q Değeri	P Değeri
. * .	. * .	1	-0.168	-0.168	0.8792	0.348
. * .	. * .	2	-0.144	-0.177	1.5448	0.462
. . .	. * .	3	-0.042	-0.106	1.6035	0.659
. . .	. . .	4	0.030	-0.028	1.6342	0.803
. . .	. . .	5	0.005	-0.019	1.6352	0.897
. . .	. . .	6	-0.029	-0.037	1.6675	0.948
. * .	. * .	7	-0.079	-0.100	1.9162	0.964
. . .	. * .	8	-0.028	-0.083	1.9487	0.983
. . .	. * .	9	-0.006	-0.071	1.9501	0.992
. . .	. * .	10	-0.015	-0.070	1.9605	0.997
. . .	. * .	11	-0.017	-0.063	1.9741	0.999
. . .	. * .	12	-0.033	-0.082	2.0296	0.999

Tablo 5, Granger Nedensellik Testi sonuçlarını göstermektedir. Granger nedenselliğinde F istatistiğine ait olan olasılık (probability) değerleri, belirlenen anlamlılık düzeyinde dikkate alınarak nedenselliğin yönü hakkında bilgi edinilir. Nedensellik analizi sonucunda, %5 anlamlılık düzeyinde DYY'den ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiş, ancak ekonomik büyümeden DYY'ye doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 5: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Değişkenler	Nedenselliğin Yönü	F Değeri	F'ye Ait P Değeri
DYY-GSYİH	→	6.51125	0.00601
GSYİH - DYY	-	3.12644	0.06382

Bu işlemlerden sonra, model EKK yöntemi ile regresyona tabi tutulmuş ve elde edilen test sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Tablo 6'da gösterilen test sonuçlarına göre, sabit terimin ve DYY değişkeninin t değerlerine bakıldığında anlamlı olduğu görülmektedir. İlgili dönemde DYY'lerde meydana gelecek %1'lik değişme karşılığında ekonomik büyüme pozitif yönlü olarak %0,33 oranında değişecektir. Ayrıca modelin açıklama gücünü ifade eden r^2 0,907 gibi oldukça yüksek bir değerdir ve dolayısıyla modelin açıklama gücü de yüksektir. Bağımlı değişken olan GSYİH'de meydana gelen toplam değişimin %90,7'si, bağımsız değişken olan DYY'de meydana gelen değişimler tarafından açıklanmaktadır. $n=29$ gözlemle, $k=1$ açıklayıcı değişkeni olan ve %5 anlamlılık düzeyindeki modelde, otokorelasyon sınaması için gerekli olan alt değer (d_L) 1,34, üst değer (d_u) 1,48 ve d istatistiği ise 1,64'tür. $d_u < d < 4 - d_u$ eşitsizliği dikkate alındığında, $1,48 < 1,64 < 2,52$ olduğundan dolayı modelde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşırız. Ayrıca $r^2 < d$ olduğu için sahte regresyon sorunuyla da karşılaşma olasılığımız düşüktür.

Kurulan modeli şu şekilde gösterebiliriz:

$$\log GSYİH = \beta_0 + \beta_1 \log DYY + u$$

Tablo 6: Model Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-Değerleri	Olasılık Değerleri
C	5.423852	0.036851	147.1841	0.0000
LOGDYY	0.337472	0.020796	16.22750	0.0000
Model Tahmin Sonucu LOGGSYİH = 5.423852 + 0.337472LOGDYY				
r^2	DW	F	F'ye Ait P Değeri	
0.907003	1.647182	263.3317	0.000000	

Modelde dikkate alınan değişkenlerin tamamı 1. dereceden entegre olmuşlardır yani $I(1)$ 'dir. Her iki değişken de $I(1)$ düzeyinde durağan olduğundan dolayı, değişkenlerle elde edilen regresyonun sahte olup olmadığını belirleyebilmek için eşbütünleşme testi yapılmıştır. Tablo 7, eşbütünleşme test sonuçlarını göstermektedir. EG yönteminden hareketle eşbütünleşme testi yapabilmek için ilk önce tahmin edilen regresyondan hareketle hata terimleri bulunmuştur. Hata terimleri bulunduktan sonra, bu hata terimlerine ADF birim kök testi uygulanmıştır. ADF test istatistiğinin mutlak değeri $|-7,311460|$ iken, bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değeri olan $|-1,953858|$ 'den büyük olduğu için hata terimlerine ait olan seri durağandır. Dolayısıyla her iki değişken de eşbütünleşiktir. Bu durum, ilgili değişkenlerin uzun dönemli bir ilişki içinde olduklarını ve modelin sahte regresyon içermediğini ifade etmektedir.

Tablo 7: Eşbütünleşme Test Sonuçları

Değişken		1. Fark Değeri
RESID		-7.311460
Kritik Değerler	a : %1	-2.653401
	b : %5	-1.953858
	c : %10	-1.609571

Sonuçlara güvenebilmek için otokorelasyon olmaması gerekir. Bu nedenle, hata terimlerine ait olan korelogram tablosu elde edilmelidir. Tablo 8, hata terimleri serisine ait korelogram tablosunu göstermektedir. Korelogram tablosundaki Q değerlerinin hepsi, %5 anlamlılık düzeyinde χ^2 tablosundaki değerlerden küçük olduğu için seride otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşırız.

Tablo 8: Hata Terimlerine Ait Korelogram Sonuçları

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon		OK	KK	Q Değeri	P Değeri
. **	. **	1	-0.317	-0.317	3.1251	0.077
. *	. **	2	-0.182	-0.314	4.1946	0.123
. .	. **	3	-0.022	-0.243	4.2105	0.240
. .	. *	4	0.027	-0.179	4.2358	0.375
. *	. .	5	0.106	-0.009	4.6468	0.460
. .	. .	6	-0.037	-0.015	4.7000	0.583
. *	. **	7	0.133	0.220	5.4032	0.611
. *	. .	8	-0.167	0.016	6.5696	0.584
. *	. *	9	-0.103	-0.114	7.0380	0.633
. *	. *	10	0.097	-0.077	7.4730	0.680
. *	. **	11	-0.110	-0.292	8.0690	0.707
. *	. **	12	0.071	-0.226	8.3324	0.759

V.Sonuç

Uluslararası sermaye hareketleri, İkinci Dünya Savaşı sonrasında, ödemeler dengesinin bir parçası olarak değerlendirilmiş ve DYY'ler de finans hesabının önemli bir kalemini oluşturmuştur. Bu tür yatırımları, dünya çapında faaliyette bulunan Çok Uluslu Şirketler (ÇUŞ), özellikle ekonomik ve siyasal istikrarın sağlandığı büyük pazarlara sahip olan gelişmiş ülkeler (GÜ)'de yapmayı tercih etmişlerdir. DYY'ler, 1970'lerden itibaren ulaşım ve haberleşme maliyetlerinin ucuzlaması ve küresel üretim süreçlerinin gelişmesiyle birlikte dünya ülkelerinin gündeminde daha fazla yer almaya başlamıştır. 1980'li yıllara gelindiğinde ise, GÜ'lerde başlayan küreselleşme sürecine gelişmekte olan ülkeler (GOÜ)'de katılmış ve çoğu ülkede liberalleşme eğilimi hız kazanmıştır. Bu durum, ülkeler arasındaki ekonomik sınırları ortadan kaldırmış, yabancı sermayenin serbest dolaşımını hızlandırmış ve toplam yabancı sermaye işlem hacmi artmıştır.

Türkiye'de DYY girişlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini inceleyebilmek amacıyla 1980-2008 dönemine ait yıllık veriler dikkate alınarak ekonometrik analiz yapılmıştır. Analizlerde GSYİH ve DYY olmak üzere toplam iki değişken kullanılmıştır. Bu değişkenler EKK modeli içerisinde kullanıldığı için, bu değişkenlere ait durağanlık bilgileri elde edilmiştir. Durağan serileri elde edebilmek üzere serilerin logaritmik formları dikkate alınmıştır. Serilerin durağanlık taşıyıp taşımadıklarını kontrol etmek için ADF testi uygulanmış ve değişkenlerin seviye düzeyinde durağan olmadıkları anlaşılmıştır. Bunun üzerine serilerin birinci farkları alınmış ve durağan olmaları sağlanmıştır. Seriler durağanlaştırıldıktan sonra EKK modeli çerçevesinde analiz yapılmıştır. Analiz sonucuna göre, ekonomik büyüme ile DYY arasındaki ilişki ekonomik teori ve beklentilerin paralelinde katsayı olarak pozitif ve %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. 1980-2008 döneminde DYY'lerdeki %1'lik artış, GSYİH'yi %0,337 oranında arttırmıştır. Ayrıca modelin açıklama gücünü ifade eden r^2 0,90 gibi oldukça yüksek bir değer olarak bulunmuş ve dolayısıyla modelin açıklama gücünün de yüksek olduğu sonucuna varılmıştır. DYY'lerin, ekonomik büyümeyi açıklayan önemli bir değişken olduğunu söylemek mümkündür. Yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, DYY'den ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiş, ancak ekonomik büyümeden DYY'ye doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, modelde dikkate alınan değişkenler birinci dereceden entegre olduklarından dolayı, bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını belirleyebilmek için eşbütünleşme testi yapılmıştır. Eşbütünleşme test sonuçlarına göre, her iki değişkenin %5 önem seviyesinde eşbütünleşik olduğu bulunmuştur. Bu durum, söz konusu değişkenlerin uzun dönemli bir ilişki içinde olduklarını ve modelin sahte regresyon içermediğini ifade etmektedir.

Türkiye DYY'leri, ülkenin bilim, eğitim, teknoloji ve ekonomi politikaları temelinde belirlenecek sanayileşme ve kalkınma programlarının

amaçlarına hizmet edecek şekilde belirlemelidir. Burada önem arz eden konu, ülkeye çekilen DYY'lerin gereksinimlere yanıt vermesidir. DYY'leri, belirlenen hedefler doğrultusunda ülkeye yönlendirebilmek için eğitim, teknoloji ve alt yapı yatırımları arttırılmalı ve gelen yabancı sermaye dengeli bir şekilde sektörler arasında dağıtılmalıdır. Son dönemde atılmakta olan olumlu adımların devam etmesi, istikrar programının başarıya ulaştırılması ve yatırım ortamının eksikliklerinin giderilmesi sonucunda, Türkiye arzu edilen miktarda yatırım çeken bir ülke haline gelebilecektir. DYY'lerin istikrarlı ve iktisadi krizlerden arındırılmış ülkeleri tercih edeceği göz önüne alındığında, Türkiye'nin ekonomik sorunlarını çözerek istikrarlı bir ekonomiye kavuşması ile birlikte dünyadaki toplam yabancı yatırımlardan alacağı pay da artacaktır.

Kaynaklar

- Alfaro, Laura, Areendam Chanda, Sebnem Kalemli and Selin Sayek (2004), "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets", *Journal of International Economics*, 64, ss. 89-112.
- Alıcı, Aslı Akgüç and Meltem Şengün Ucal (2003), "Foreign Direct Investment, Exports and Output Growth of Turkey: Causality Analysis", *Paper to be Presented at the European Trade Study Group (ETSG) Fifth Annual Conference*, Universidad Carlos III de Madrid, ss. 1-17.
- Asheghian, P. (2004), "Determinants of Economic Growth in the United States: The Role of Foreign Direct Investment", *The International Trade Journal*, Vol: XVIII, No: 1, ss. 63-83.
- Aslanoğlu, Erhan (2002), "The Structure and the Impact of Foreign Direct Investment in Turkey", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt: XVII, Sayı: 1, ss. 31-46.
- Balasubramanyam, Venkataraman N., Mohammed A. Salist and David Sapsford (1996), "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries", *Economic Journal*, 106 (1), ss. 92-105.
- Barthelemy, Jean Claude and Sylvie Demurger (2000), "Foreign Direct Investment and Economic Growth: Theory and Application to China", *Review of Development Economics*, 4 (2), ss. 140-155.
- Basu, P., C. Chakraborty and D. Reagle (2003), "Liberalization, FDI and Growth in Developing Countries: A Panel Cointegration Approach", *Economic Inquiry*, 41 (3), ss. 510-516.
- Blomström, Magnus, Robert E. Lipsey and Mario Zejan (1992), "What Explains Developing Country Growth?", *NBER Working Paper*, No: 4132, ss. 1-31.
- Borensztein, E., J. De Gregorio and J-W. Lee (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?", *Journal of International Economics*, 45, ss. 115-135.

- Bosworth, Barry and Susan M. Collins (1999), "Capital Inflows, Investment and Growth", *Tokyo Club Papers*, Vol: 12, ss. 35-74.
- Campos, Nauro F. and Yuko Kinoshita (2002), "Foreign Direct Investment as Technology Transferred: Some Panel Evidence from the Transition Economics", *William Davidson Working Paper*, No: 438, ss. 1-33.
- Choe, Jong (2003), "Do Foreign Direct Investment and Gross Domestic Investment Promote Economic Growth?", *Review of Development Economics*, 7 (1), ss. 44-57.
- Chowdhury, Abdur and George Mavrotas (2005), "FDI&Growth: What Causes What?", United Nation University, *WIDER*, Research Paper No: 2005/25, ss. 1-10.
- De Mello, L. R. (1997), "Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey", *The Journal of Development Studies*, Vol: 34, No: 1, ss. 1-34.
- Ericsson, Johan and Manuchehr Irandoust (2001), "On the Causality Between Foreign Direct Investment and Output: A Comparative Study", *The International Trade Journal*, Vol: 15, Issue: 1, ss. 1-26.
- Gujarati, Damodar N. (2006), *Temel Ekonometri*, Çev: Ümit Şenesen ve Gülay G. Şenesen, 4. Baskı, Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Hermes, Niels and Robert Lensink (2003), "Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth", *The Journal of Development Studies*, Vol: 38, ss. 1-42.
- Kennedy, Peter (2006), *Ekonometri Kılavuzu*, Çev: Muzaffer Sarımeşeli ve Şenay Açıkgöz, 5. Baskı, Gazi Kitabevi, Ankara.
- Kutlar, Aziz (2007), *Ekonometriye Giriş*, 1. Baskı, Nobel Yayınları, Ankara.
- Li, Xiaoying and Xiaming Liu (2005), "Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship", *World Development*, Vol: 33, No: 3, ss. 393-407.
- Lyrroudi, Katerina, John Papanastasiou and Athanasios Vamvakidis (2004), "Foreign Direct Investment and Economic Growth in Transition Economics", *South Eastern Europe Journal of Economics*, 1, ss. 97-110.
- Mencinger, Joze (2003), "Does Foreign Direct Investment Always Enhance Economic Growth?", *Kyklos*, 56 (4), ss. 491-508.
- Merlevede Bruno and Koen Schoors (2004), "Reform, FDI and Economic Growth: Tale of the Tortoise and the Hare", *The University Of Michigan Business School, William Davidson Institute*, Working Paper Number: 730.
- Mody, A., and A. Murshid (2002), "Growing Up With Capital Flows" *Journal of International Economics*, 65, ss. 249-266.
- Nair-Reichert, Usha and Diana Weinhold (2001), "Causality Tests for Cross-Country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in

- Developing Countries”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63 (2), ss. 153-171.
- Obwona, Marios B. (2001), “Determinants of FDI and Their Impact on Economic Growth in Uganda”, *African Development Review*, 13 (1), ss.46-81.
- Ram, Rati and Honglin Zhang (2002), “Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from Cross-Country Data for the 1990s”, *Economic Development and Cultural Change*, 51 (1), ss. 205-215.
- Sevüktekin, Mustafa ve Mehmet Nargeleçekenler (2007), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: E-Views Uygulamalı*, 2. Baskı, Nobel Yayınları, Ankara.
- Tarı, Recep (2005), *Ekonometri*, 3. Baskı, Kocaeli Üniversitesi Yayınları, No: 172, İstanbul.
- Xu, Bin (2000), “Multinational Enterprises, Technology Diffusion and Host Country Productivity Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol: 62, ss. 477-493.
- Zhang, K. Honglin (2001), “Does Foreign Investment Promote Economic Growth? Evidence from East Asia and Latin America”, *Contemporary Economic Policy*, 19(2), ss. 175-185.