

TÜRK EKONOMİSİNDE İHRACAT VE DOĞRUDAN YABANCI YATIRIM İLİŐKİSİ: BİR ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

Murat KARAGÖZ

İnönü Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Malatya
mkaragoz@inonu.edu.tr

Kadir KARAGÖZ

İnönü Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Malatya
kkaragoz@inonu.edu.tr

EXPORT-FOREIGN DIRECT INVESTMENT RELATIONSHIP IN TURKISH ECONOMY:A TIME SERIES ANALYSIS

Abstract

In this study the analysis depending on time series finds out that, there is a univariate causality from exports to FDI in terms of co-integration theory and Granger causality. In exports constant plus time trend, in FDI only the constant seems to be the deterministic components. This fact points to a genuin relationship between exports and FDI which is not an outcome of common trend factor.

Key Words: Turkish economy, Foreign direct investment, export, co-integration, Granger causality.

Özet

Bu çalışmada zaman serilerine dayalı analizde ihracattan doğrudan yabancı yatırımlara doğru ilişki, eş-bütünleşme teorisi ve Granger nedenselliği ile tesbit edilmiştir. İhracatta *sabit + trend*, DYY’de ise sadece *sabit* şeklindeki deterministik trend yapıları bu iki seri arasındaki ilişkinin ortak trend faktöründen kaynaklanmayan gerçek bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye ekonomisi, Doğrudan yabancı yatırımlar, İhracat, eş-bütünleşme, Granger nedenselliği.

1. Giriř

Türkiye’de 1980’den bu yana dıřa açık bir büyüme stratejisi benimsenmiştir. Bu tarihten itibaren gerçekleşen liberalleşme sürecinde pek çok alanda olduğu gibi, doğrudan yabancı sermaye alanında da önemli deęişiklikler yapılmıştır. Türkiye bu deęişikliklerle, küreselleşme sürecinin en hızlı gelişmesini gösteren doğrudan yabancı sermaye yatırımlarından daha fazla pay almak ve bunu ekonomik kalkınmasında seferber etmek istemektedir. Gerçekten de doğrudan yabancı sermaye yatırımları, özellikle yöneldiđi gelişmekte olan ekonomilere sadece getirdiđi ek sermaye ile üretim kapasitesine ve ona bađlı olarak istihdam açısından deđil aynı zamanda sağladığı yeni teknolojilerle üretim yapısının modernleşmesine ve dinamizm kazanmasına da ciddi katkı sağlamaktadır. 1980’den sonra anlamlı bir gelişme gösteren Türkiye’ye yönelik DYY girişleri, daha önemli bir artışı 1990’lı yıllar boyunca gerçekleřtirdi. 2000’li yılların başında mevcut çizgisini koruduđu anlaşılabilir doğrudan yabancı yatırımlarının, Türkiye’nin AB ile olan müzakere sürecinde daha da hız kazanması beklenmektedir (Şen ve Karagöz, 2005).

Ekonomik büyüme ile ihracat arasındaki ilişki Türkiye için de birçok arařtırmada ele alınmıştır. Ulaşılan sonuçlardan bazıları ihracat kaynaklı büyüme hipotezini desteklerken (Alıcı ve Ucal, 2003), örneđin Abdunasser ve Menuchehr (2000)’in yürüttükleri nedensellik testlerinde ihracattan büyüme yönüne nedensellik olmadığı bulgulanmıştır.

Bunlara paralel olarak bu makalede, Türkiye ekonomisinde dıřa açılmanın deęişik boyutlarından biri olan doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerinde durulmuştur. Çalışmada DYY girişlerinin önceki dönemlere göre nisbî olarak daha fazla hız kazandığı son on yılda (1994-2004), Türkiye’nin ihracat ve büyüme performansına olan etkileri arařtırılmıştır.

Ekonometrik testlere göre sadece ihracat ile gayrisafi yurt içi hasıla arasında anlamlı bir sonuç bulunmuştur. Buna göre, ihracat GSYİH büyümesi için bir neden oluşturmaktadır. Diđer kombinasyonlarda anlamlı bir sonuç bulunmamış, Granger nedenselliđine rastlanmamıştır.

Buna göre ihracat kaynaklı büyüme hipotezi Türkiye örneđinde desteklenmekte, fakat doğrudan yabancı yatırımların ihracat ve büyüme üzerindeki anlamlı bir etkiye yol açması için konu ile ilgili iktisat politikalarının geliştirilmesi gerekmektedir.

Dođrudan yabancı yatırımları (DYY) artırmaya yönelik politikaların nihai amacı ulusal ekonomiyi canlandırmak, büyümeyi

sürdürülebilir hale getirme olmakla birlikte bu amacın gerçeğe kanallarından biri de kuşku yok ki ihracat (IHR) kanalıdır. Çünkü büyümenin önemli bir ayağı ihraç ürünlerinin çeşitlenmesi, dış piyasalarda rekabet edebilirlik ve yeniliklerin kovalanmasıdır. Bütün bunların sonucunda büyük ölçüde yeni bir üretim tekniği, yeni bir ürün veya yeni bir organizasyon anlayışı şeklinde ülkeye giren yabancı sermayeye katkıda bulunacağı açıktır. O halde iktisadi bir öngörü olarak ihracat ile yabancı sermaye akışı arasında bir ilişki olacağı açıktır. Öte yandan sezgisel olarak iki seri arasında sadece IHR'den DYY'ye doğru bir nedensellik olacağı söylenebilir. Tersine, DYY'den IHR'ye doğru bir nedensellik pek makul görünmemektedir. Bununla birlikte iki yönlü nedensellik pekâlâ Granger nedensellik testi ile araştırılabilir.

Bu çalışmanın AB sürecinde yeniden şekillenen Türkiye ekonomisinin yeniden planlamasında, yeni politikaların belirlenmesinde yararlı olacağı ve ayrıca iktisat literatürüne katkı yapacağı umulmaktadır.

2. Ekonometrik Zaman Serisi Metodolojisi

Zaman serileri analizinde serilerin durağan olduğu varsayılır. Ortak trend ya da mevsimsellik nedeniyle iki seri arasında sahte regresyon ilişkisi ortaya çıkabilir (Granger ve Newbold, 1974). Durağan bir süreçte ortalama ve varyans zaman boyunca sabit, otokovaryans ise seçilen bir k gecikme sayısı için sabittir: $E(Y_t) = \mu$, $Var(Y_t) = \sigma^2$, $Cov(Y_t Y_{t-k}) = \gamma_k$.

2.1. Durağanlık ve ACF

Çeşitli k gecikmelerine karşı gelen ρ_k otokorelasyon değerleri otokorelasyon fonksiyonu ACF'yi verir. $\rho_k = \gamma_k / \gamma_0$, yani k gecikmeli otokovaryansın sıfır gecikmeli otokovaryansa (varyans) bölünmesi ile k gecikmeli otokorelasyon bulunur. Burada $\gamma_k = \Sigma(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu) / T$, $\gamma_0 = \sigma^2 = \Sigma(Y_t - \mu)^2 / T$ olup örneklem karşılıkları $c_k = \Sigma(Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y}) / T$, ve $c_0 = \hat{\sigma}^2 = \Sigma(Y_t - \bar{Y})^2 / T$ aracılığı ile örneklem ACF'si $r_k = c_k / c_0$ elde edilir. T gözlem sayısıdır. r_k 'nın grafiğine örneklem korelogramı denilir. Durağan olmayan bir serinin ACF değerleri çok yüksek olup çok yavaş azalır. Durağan bir seri örneğin

pür rastsal (White Noise, WN)) süreç için ACF yaklaşık olarak sıfır ortalama ve $1/T$ varyansı ile normal dağılımlıdır. Buna göre örneğin bir WN sürecinde % 95’lik güven aralığı $\mp 1.96(1/\sqrt{T})$ ile verilir. T büyüdükçe aralık daralır. Tahmini bir r_k değeri bu aralığın içine düşerse $H_0 : \rho_k = 0$ hipotezi kabul edilir. İlk K adet otokorelasyon değerleri $\{[r_k - E(r_k)]/sh(r_k)\}$ ile standartlaştırılarak karesel toplamı alınırsa χ_K^2 değişkeni elde edilir. $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ hipotezi altında beklenen değerler 0 alınırsa test istatistiği $Q = T \sum r_k^2$ olup χ_K^2 ile verilen tablo değerini aştığında sıfır hipotezi red edilir, en az bir $\rho_k \neq 0$ olur. Bu test büyük örneklem için geçerlidir (Box ve Pierce, 1970). Küçük örneklem için $LB = T(T+2) \sum r_k^2 / (T-k) \sim \chi_K^2$ ile verilen Ljung-Box istatistiği kullanılır (Ljung-Box, 1978).

2.2. Dickey-Fuller Durağanlık Testi

$Cor(Y_t Y_{t-1}) = 1$ olduğunda rastsal süreç $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ biçiminde olur. Rastsal yürüyüş adı verilen bu süreç, genel olarak $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ biçimindeki Markov süreci adı verilen 1-inci mertebe otoregresif $AR(1)$ sürecin $\rho = 1$ için özel halidir. Burada $Y_t - Y_{t-1} = (1-L)Y_t = \Delta Y_t = u_t$ olup $A(L) = 1-L$ gecikme polinomunun kökü $L = 1$ olduğundan ‘birim kök süreci’ (unit root) adını alır. Birim kök süreci durağan değilken bunun birinci mertebe farkı bir WN olup durağandır. Uygulamada $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ sürecinin farkı alınarak $\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t$ veya $\rho - 1 = \gamma$ ile kısaca

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

olur ki, $H_0 : \gamma = 0$ birim kök hipotezi olup bunun için yapılan anlamlılık testine ‘birim kök testi’ denilir. Sıfır hipotezi kabul edilirse seri birinci mertebeden bütünleşik (integrated) olup, 1-inci mertebe fark ile seri durağanlaşır. Bu yüzden seriye 1-inci mertebeden homojen denir. Genel

olarak d defa fark alınarak $\Delta^d Y_t = u_t$ biçiminde durağanlaşan seriye d-inci mertebeden bütünleşik (homojen) seri adı verilir.

$H_0 : \rho - 1 = \gamma = 0$ için yapılan t testi τ (to) testi adını alır. τ istatistiğinin kritik değerleri t'den daha büyük varyanslı olup, Monte Carlo deneyi ile Dickey ve Fuller tarafından tablolaştırılmış (Dickey ve Fuller, 1979), MacKinnon ise genişletmiştir (MacKinnon, 1991). Standart t-testi ancak τ testi ile sıfır hipotezi red edilirse, yani seri durağan ise kullanılabilir. DF testi kesme ve trend (eğim) terimi içerecek şekilde genişletilmiştir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

hata terimi otokorelasyonlu ise

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

olur ki, buna genişletilmiş (augmented) DF veya kısaca ADF testi denilir.

2.3. Koentegrasyon (Eşbütünleşme)

İki durağan-dışı fakat aynı mertebeden homojen seri arasındaki regresyona ait kalıntılar $I(0)$ biçiminde durağan ise bunlar 'eş-bütünleşik' serilerdir. İki seri aynı dalga uzunluğuna sahip olup trendler bir birini götürür. Eş-bütünleşik seriler arası regresyon sahte değildir. Bu şekilde uzun dönem ilişkisi korunur. t ve F testleri geçerlidir. Regresyona koentegrasyon regresyonu, eğim katsayısına 'koentegrasyon parametresi' adı verilir. Koentegrasyon regresyonunda kalıntıların hesabı koentegrasyon parametresine bağlı olduğundan, kalıntılar için DF birim kök testi uygun değildir. Bunun yerine Engle-Granger (EG) ve genişletilmiş-EG (AEG) kritik değerleri kullanılır (Engle ve Granger, 1987).

3. Veriler, Uygulama ve Ön Deęerlendirme

Bu alıřmada DYY, ihracat verileri kullanılacaktır. Doğrudan yabancı yatırımlarla ilgili fiili giriřler için aylık veya eyrek yıllık veriler mevcut deęildir. Bu yüzden bu deęiřken için dięer deęiřkenler arasından aylık veya eyrek yıllık veri bulunan en iyi vekil deęiřken seilecektir. Türkiye’de 1980-2002 yılları arası doğrudan yabancı yatırımlarla ilgili ařaęıdaki deęiřkenler için korelasyon bilgileri Tablo 1 ile özetlenmiřtir.

Tablo 1’deki korelasyonlara göre Y5 ile gösterilen Fiilen Giriř Yapılan DYY Miktarı ile en yüksek ve istatistiksel olarak anlamlı korelasyon Y1 ile gösterilen İzin Verilen Yabancı Sermaye (Milyon \$) deęiřkenidir. Bu yüzden Y5 deęiřkeninin veri olarak elde edilemedięi için vekil (proxy) deęiřken olarak Y1 deęiřkeni kullanılabilir.

Buna göre aralarında uzun dönem denge iliřkisi aranan iki seriden biri DYY: doğrudan yabancı yatırımlar, dięeri IHR: ihracat verileridir. Seriler eyrek yıllık olup 50 gözlem içermektedir. Bu sayı zaman serileri analizi için gerekli olan asimptotik geerlilięi saęlamaktadır. Gözlemler 1991:1 ila 2003:2 aralıęını kapsamaktadır. DYY verileri Bařbakanlık hazine müsteřarlıęı web-sitesinden saęlanırken, ihracat serisi Merkez Bankası web-sitesinden derlenmiřtir. Her iki seri için de asıl tedarikçi Türkiye İstatistik Kurumudur.

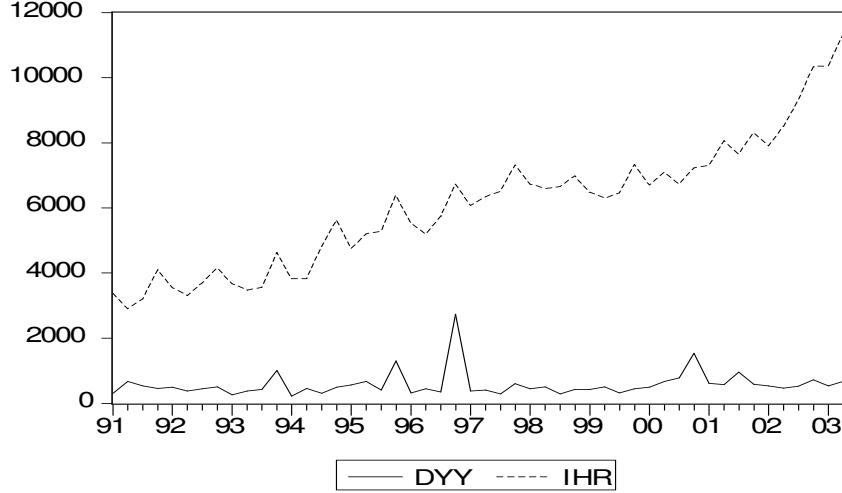
Tablo 1: Doğrudan yabancı yatırım deęiřkenleri arasındaki korelasyonlar

		Y1	Y2	Y3	Y4	Y5
Y1	Korelasyon	1.000	0.583	0.795	0.214	0.736
	Anlam.Düz.	0.000	0.003*	0.000*	0.326	0.000*
Y2	Korelasyon	0.583	1.000	0.624	0.026	0.529
	Anlam.Düz.	0.003*	0.000*	0.001*	0.908	0.009*
Y3	Korelasyon	0.795	0.624	1.000	0.352	0.724
	Anlam.Düz.	0.000*	0.001*	0.000*	0.100	0.000*
Y4	Korelasyon	0.214	0.026	0.352	1.000	0.128
	Anlam.Düz.	0.326	0.908	0.100	0.000*	0.559
Y5	Korelasyon	0.736	0.529	0.724	0.128	1.000
	Anlam.Düz.	0.000*	0.009*	0.000*	0.559	0.000

Not: (1) Gözlem sayısı n=23 tür. (2) * ile iřaretli olanlar % 1 düzeyinde anlamlı korelasyonlar. (3) Y1: İzin Verilen Yabancı Sermaye (Milyon \$) Y2: Yatırım Belgelerinin Top.Yat. Tutarı (Milyar TL) Y3: Yabancı Sermayeli Firma Sayısı (Kümülatif) Y4: Firmaların Toplam Sermayesi (Milyar TL- Kümülatif) Y5: Fiili Giriř (Milyon \$) (4) Kaynak: T.C.Bařbakanlık Hazine Müsteřarlıęı.

İlk olarak bu iki seri için zamana karřı serpilme diyagramı Őekil 1 ile verilmiřtir.

İhracat serisinde mevsimsellik, artan trend ve 1998 ve 2002 dönemlerinde kırılma ile belirginleşen yapısal deęişimler gözlenmektedir.



Şekil 1: Doğrudan yabancı yatırımlar ve İhracat serisi grafięi 1991:1-2003:2

Öncelikle buradaki trendin stokastik olup olmadığı, yani birim kök hipotezi test edilmelidir. Birim kök testi sonuçları Tablo 2’de görülebilir. DYY için birim kök testinde deterministik trend terimi anlamlı bulunmamış, buna mukabil birim kök hipotezi de kabul edilmemiştir. IHR serisinde ise kesme terimli deterministik trend anlamlı çıkmış, birim kök hipotezi yine red edilmiştir. Her iki seri için de birim kök regresyonları güvenilir olup bunların F testine ilişkin p-deęeri uyumun iyilięine işaret ederken, DW istatistięinin 2’ye yakın oluđu kalıntıların otokorelasyonsuz olduęunu göstermektedir.

Tablo 2: DYY ve İhracat serileri için duraęanlık testi sonuçları

Seri Adı	Deterministik Trend	ADF test İstatistięi	Kritik Deęerler	F-testi için p-deęeri	D-W İstatistięi
DYY	Sabit	-7.525526	-3.5682	0.000000	1.996140
IHR	Sabit+Trend	-5.244824	-2.6100	0.000000	1.956440

NOT: (1) Birim kök hipotezi için MacKinnon kritik deęerleri. (2) Örneklem dönemi 1991:2 2003:2.

Buna göre her iki seri de stokastik trend içermemektedir. Seriler sıfır mertebeden homojendir. Bununla birlikte bu iki seri arasındaki

regresyonun sahte olup olmayacađı eř-bütünleřme testine tabidir. Bu iki seriye iliřkin eř bütünleřme analizi sonuçları Tablo 3 de verilmiřtir.

Tablo 3: Eř bütünleřme testi sonucu

Özdeđerler	Olabilirlik Oranı	%5 lik Kritik Deđer	%1'lik Kritik Deđer	KD Sayısı Hipotezi
0.371918	22.90881	15.41	20.04	Hiç Yok**
0.012109	0.584773	3.76	6.65	En çok 1

NOT: (1) Gecikme sayısı bire bir. (2) *(**) %5(%1) anlamlılık düzeyinde hipotezin reddini gösterir.

Tablodaki kritik deđerlere göre LR testi % 1 anlamlılık düzeyinde hiç koentegrasyon denklemi yok řeklindeki sıfır hipotezini red ederken, bir koentegrasyon denkleminin varlıđına iřaret eden ikinci sıfır hipotezini kabul etmektedir. Buna göre bir adet koentegrasyon denklemi vardır. Normalize edilmiř koentegrasyon denklemi řöyledir:

$$DYY = 467.8944 + 0.018497 * IHR \quad (4)$$

Bu uzun dönem iliřkisine göre ihracatta 1000 dolarlık bir artıř doğrudan yabancı yatırımları 18.497 dolar artırmaktadır. Buradaki uzun dönem iliřkisi DYY'den IHR'ye dođru denenmiř anlamlı bulunmamıřtır. Böylece uzun dönem nedenselliđi IHR'den DYY'ye dođrudur. Bu bulgu ařađıda Tablo 4 ile verilen Granger nedensellik testi ile de desteklenmektedir.

Tablo 4: Granger Nedensellik testi

Sıfır Hipotezi	F-İstatistiđi	p-deđer
DYY, IHR için bir Granger nedeni deđildir.	1.19019	0.33124
IHR, DYY için bir Granger nedeni deđildir.	1.71030	0.16846

NOT: (1) Gecikme sayısı 4 olarak alınmıřtır. (2) Etkin gözlem sayısı 46.

Granger nedenselliđine göre de DYY'den IHR'ye nedensellik bulunmazken IHR'den DYY'ye dođru nedensellik % 17 fiili anlamlılık düzeyine sahiptir.

4. Sonuç ve Deđerlendirme

Bu çalıřmada zaman serilerine dayalı analizde ihracattan doğrudan yabancı yatırımlara dođru iliřki, eř-bütünleřme teorisi ve Granger nedenselliđi ile tesbit edilmiřtir. İhracatta sabit artı trend, DYY'de ise sadece sabit řeklindeki deterministik trend yapıları bu iki seri arasındaki

iliřkinin ortak trend faktöründen kaynaklanmayan gerçek bir iliřki olduđunu göstermektedir. Serilerde stokastik trend söz konusu deđildir.

Uzun dönem iliřkisi bađlamında mevsimsellik önemini kaybettiđinden böyle bir analize giriřilmemiřtir. Ayrıca tek yönlü nedensellik nedeniyle makul bir analiz tekniđi olarak transfer fonksiyonu modeli denenmiř ancak anlamlı bulunmamıřtır.

Bu çalıřmanın sonuçları Türkiye'nin yabancı sermaye politikası için önemli ipuçları vermektedir. Normal řartlar altında yabancı sermayeden ihracata ve büyümeye dođru bir nedensellik beklenirken Türkiye örneđinde bu beklentinin gerçekleřmediđi görölmektedir. Buna göre yabancı sermayeye iliřkin Türk iktisat politikaları yeniden gözden geçirilmelidir.

Yabancı sermaye kavramsal olarak yeniden ele alınmalı, dünyadaki yabancı sermaye hareketleri iyi izlenmeli, var olan yabancı sermaye stratejileri içerisinde seçici olunmalıdır. Yabancı sermaye politikası kalkınma çabalarına, istikrar ortamına, teknoloji transferine, istihdama, dıř rekabete, ekonomik verimliliđe, AB sürecine vs katkısı yeniden ele alınmalıdır.

Yabancı sermayenin içerdii riskler, bölgesel ve sektörel öncelikler, sermaye birikimi, tasarruf stoku, ekonomik krizler, finansal piyasalara etkisi dikkatle izlenmelidir.

Kaynakça

- Abdulnasser, H., Manucehr, I. (2000) 'Time-series evidence for Balassa's export-led growth hypothesis', *Journal of International Trade and Economic Development*, 9, 355–365.
- Alıcı, A. A. ve M. ř. Ucal (2003), "Foreign Direct Invesment, Exports and Output Growth of Turkey:Causality Analysis", European Trade Study Group (ETSG) 5th. Annual Conference, Madrid.
- Box, G. and D. Pierce (1970), "Distribution of Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models", *J. of Amer. Stat. Ass.*, Vol. 65, 1509-1526.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root", *J. of Amer. Stat. Ass.*, vol. 74, 427-431.
- DPT - Devlet Planlama Teřkilatı – (2004). Temel Ekonomik Göstergeler, Ankara.
- DPT - Devlet Planlama Teřkilatı, <http://ekutup.dpt.gov.tr/tg/>, (21.04.2005).

- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Granger, C.W.J., and P. Newbold (1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 111-120.
- Ljung, G. and G. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, Vol. 65, 297-303.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Values of Cointegration Tests", ed. by R.E. Engle and C.W.J. Granger, *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* içinde, 13. bölüm, Oxford Univ. Press, New York.
- Ően, A. ve M. Karagöz (2005), "Türkiye'de Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımlarının Büyüme ve İhracata Etkisi", *Sosyal Bilimler Konferansı Dergisi*.
- T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı,
http://www.treasury.gov.tr/stat/yabser_ist.htm, (14 Mayıs 2006).
- TCMB, <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>. (27.5.2005).