

Türkiye'de Kriz Döneminde *Kur-Faiz-Borsa İlişkilerinin Dinamik Analizi*

Banka-Mali ve Ekonomik Yorumlar, Sayı: 11, ss: 47-56, 2002

Osman KARAMUSTAFA*
Yakup KÜÇÜKKALE**

Giriş

Finans literatüründe döviz kurları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya koyan çalışmaların çok olmasına rağmen, kullanılan verilerin özelliği ve zaman aralığının boyutu, çalışma sonuçlarının farklı olmasına neden olmuştur. Örneğin Solnik (1987) sekiz sanayi ülkesinde aylık ve üç aylık verileri kullanarak 1973-1983 dönemi için hisse senedi getirileri ile döviz kurlarındaki değişim arasında ters yönlü anlamlı bir ilişki ortaya koyarken, veri setini 1979-1983 dönemi için oluşturduğunda, zayıf ancak pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Aynı ülkeler üzerinde 1980-1987 dönemine ilişkin Solnik modelini kullanarak Soenen ve Aggawal (1989) tarafından yapılan çalışmada ise, döviz kurları ile hisse senedi getirileri arasında üç ülke için pozitif yönlü, beş ülke için ise negatif yönlü bir ilişkinin olduğu ortaya konmuştur. Döviz kurları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerin farklı dönemlerde değişik sonuçları sergileyen bir başka örnek, Aggarwal (1981) ve Soenen-Hennigar (1988) tarafından ortaya konulan çalışmalarda görülmektedir. ABD aylık verileri üzerinde gerçekleştirilen bu iki çalışmanın ilki, 1974-1978 dönemini kapsamakta olup, kurlar ile hisse senedi getirileri arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını tespit ederken, ikinci çalışma, 1980-1986 dönemini içermekte olup, bu değişkenler arasında negatif yönlü ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Ajayi vd. (1998), gelişmiş sanayi ülkelerine ait 1985-1991 ve gelişmekte olan sekiz Asya ülkesinin 1987-1991 dönemlerine ait günlük verilerin nedensellik analizi sonucunda, gelişmiş ülke ekonomileri için hisse senedi ve döviz piyasalarının karşılıklı nedensellik ilişkisi içerisinde olduğunu, buna karşın gelişmekte olan ekonomilerde ise, bu ilişkinin tek yönlü veya hiç olmadığını ortaya koymuştur.

Bu çalışma, Türkiye'de Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizi olarak yer alan dönemi de içine alan bir zaman diliminde, döviz kurları, faiz oranları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerinin nasıl bir gelişme sergilediğini "Granger Nedensellik Testi" ile ortaya koymayı amaçlamaktadır. Çalışma dört bölüme ayrılmıştır. İkinci bölümde araştırmanın veri seti ve uygulanan ekonometrik yöntemler tanıtılmıştır. Bu bölümde ayrıca veri setinin belirlenmesinde etkin olan kriz döneminin özet tarihsel süreci verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın bulguları yer almaktadır. Son bölümde ise, sonuçlar yorumlanmıştır.

Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışma, 2000 sonrası günlük veriler üzerinden gerçekleştirilmiştir. Kasım 2000 ve Şubat 2001 tarihlerini içerisine alan dönem "Kriz Dönemi" olarak tanımlanmıştır. Bu dönemin başlangıcı olarak farklı tarihler ortaya kalsa da, İMKB endeksinde %7.1'lik bir düşüşün yaşandığı 20 Kasım 2000 krizin başlangıç tarihi olarak analize alınmıştır. Krizin

* Yrd. Doç. Dr., OMÜ Ünye İİBF İşletme Bölümü, Ordu.

** Yrd. Doç. Dr., OMÜ Ünye İİBF İktisat Bölümü, Ordu.

hemen ardından 21 Kasım 2000'de TCMB'nın mevduat munzam karşılıklarını 12 Ocak 2001 tarihinden itibaren %6'dan %4'e düşürmesi, 22 Kasım 2000'de API ile piyasaya 1.688 trilyon fon sağlaması ve bankalara disonibilite uygulamalarında bazı kolaylıklar getirmesi krizi etkisini azaltmadı. 29 Kasım 2000'de TCMB'nın yıl sonu rakamı olarak hedeflenen 13.5 Milyar dolarlık net rezerv değerine inmesinden bir gün sonra net iç varlıkları sabitleyerek para politikasında eski uygulamaya döneceğini ve likiditenin sadece döviz karşılığında piyasaya sürüleceğini açıkladı. Buna yabancı yatırımcıların portföylerini likiditeye çevirmesi de eklenince piyasa yapıcılarında biri olan Demirbank TMSF'na devredildi (TCMB 2001:93-94).

20 Şubat 2001 öncesinde ise, Hazinesin yüklü iç borç itfası, yaşanan siyasi gerginlik ve Merkez Bankasının aşırı iç döviz talebini karşılamak için 7.6 milyar dolarlık bir gün valörlü satış gerçekleştirilmesi ve bunun 6.1 milyar dolarlık kısmının Bankanın sıkı para politikasından dolayı iptal edilmesi Bankalararası Para Piyasasında faiz oranlarının %2300'e yükselmesine sebep olmuştur. 21 Şubat'ta artan döviz talebini karşılamak için Merkez Bankasının 3.5 milyar dolarlık döviz satışı, piyasadaki likidite krizinin boyutunun daha da artmasına sebep olmuştur. Buna bazı küçük bankaların kısa vadeli yükümlülüklerini yerine getirmek için likidite talebi de eklenince Bankalararası Para Piyasasında faiz oranları %4000'e çıkmıştır. Derinleşen krizin finans sistemi üzerindeki etkisini hafifletebilmek için 22 Şubat 2001'de Türk Lirası yabancı para birimleri karşısındaki değeri dalgalanmaya bırakılmıştır. Piyasalarda yaşanan bu gelişmeler Uluslararası kredibilitiyi olumsuz etkiledi ve Standart and Poor's Türkiye'nin uzun vadeli kredi notunu "B(+)"dan "B"ye, Kısa vadeli notunu da "B" den "C"ye düşürdü (TCMB 2002:89).

Kriz döneminin şok etkisinin geçmeye başlaması ile ekonomi yönetiminde bazı değişikliklere gidilmiş ve yeni ekonomik program ile IMF ile 3 Mayıs 2001'de Niyet Mektubu imzalanmıştır. Bu yeni dönemde Merkez Bankası, temel amacını fiyat istikrarı olarak belirledi ve Para Politikası Kurulu ile bunu ağılayacağını açıkladı. 15 Mayıs 2001'de yeni para programının ilan edilmesi ve IMF Yönetim Kurulu'nun bunu onaylaması ve 18 Mayıs 2001'de 3.9 milyar dolar tutarındaki ilk kredi dilimini açması, Kasım 2000'de fiili olarak başlayan kriz döneminin bittiğini göstermiştir. Bu süreçten dolayı çalışmadaki kriz döneminin bitiş tarihi olarak 18 Mayıs 2001 alınmıştır (TCMB 2002:90).

Türk finansal piyasalarında yaşanan en son kriz dönemindeki döviz kurları, faiz ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerin nasıl bir gelişme gösterdiğini ortaya koymak için, kriz öncesi ve sonrası dönemin de analiz edilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda çalışma kapsamına ele alınan kriz dönemine, öncesi ve sonrası dönemlere ilişkin yaklaşık altı aylık bir zaman periyodu eklenmiştir. Analizin zaman periyodu aşağıdaki şekilde belirlenmiştir;

Kriz Öncesi Dönem : 1 Mayıs 2000 ~ 17.Kasım 2000 (140 gözlem)
 Kriz Dönemi : 20 Kasım 2000 ~18 Mayıs 2001 (115 gözlem)
 Kriz Sonrası Dönem : 21 Mayıs 2001 ~18 Kasım 2001 (148 gözlem)

Çalışmada döviz kuru olarak Merkez Bankası'nın ortalama günlük TL/ABD Doları kuru (*KUR*) alınmıştır. Çalışmadaki diğer zaman serileri Merkez Bankası'nın gerçekleşen gecelik faiz oranları (*FAİZ*) ve İMKB-100 endeksi (*İMKB*) ne ait günlük veri setidir. Çalışmada *FAİZ* değişkeni hariç, diğer değişkenler logaritmik dönüşümlü olarak analize dahil edilmiştir. Veri seti, TCMB'nın web sitesinde yer alan elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır.

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi olduğundan ele alındıkları dönem içerisinde durağan olup olmadıklarının incelenmesi gerekmektedir. Durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olmaktadır (Granger ve Newbold 1974). Bundan dolayı analize alınan serilerin ilk önce durağanlıkları test edilmiş, durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi ve analize durağan şekilde katılması sağlanmıştır.

Bu çalışmada ele alınan zaman serilerinin durağanlıkları Dickey-Fuller (1979;1981) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)” testi ile ortaya konmuştur. ADF testi (1) nolu regresyon denkleminin koşulmasını gerektirmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Trend + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, tahmin edilen regresyon denkleminin ardışık bağımlılık probleminden arındırılmasına bağlıdır. Bu denklemden ardışık bağımlılık probleminin giderilmesi, bağımlı değişkenin birinci devresel farkının "k" dönemlik gecikmesinin açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmesini gerekli kılmaktadır. Denklemden "k" olarak ifade edilen gecikme uzunluğu, Akaike (1969) tarafından geliştirilen AIC (Akaike Information Criterion) yöntemi kullanılarak tespit edilmiştir.

ADF testi, yukarıda tahmin edilen regresyon denkleminde $\rho=0$ olup olmadığını test eder. H_0 hipotezi ($\rho=0$) reddediliyor ise, Y değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğu, H_0 hipotezinin kabulünde ise, durağan olmadığı belirlenmiş olur. Orijinal seviyede durağan olmayan bir zaman serisinin durağanlığı bulununcaya kadar birinci, ikinci ve gerekiyorsa üçüncü devresel farkları için bu işlemler yinelenir. Gecikme uzunlukları belirlenen denklemlerin ADF-t istatistiği McKinnon (1990) kritik değerleri ile karşılaştırılarak, değişkenin test edilen seviyede durağan olup olmadığını belirlenmesi sağlanır.

Çalışmada ele alınan zaman serilerinin koentegrasyon analizini yapabilmek için serilerin en az birinci derecede ve aynı düzeyde durağan olması gerekmektedir. Çalışmada Engel-Granger (1987) tarafından geliştirilen koentegrasyon testi kullanılmıştır. Bu test, durağan olmayan iki seriden birinin diğeri üzerine Denklem 2'deki gibi koşulmasından elde edilecek hata terimleri serisinin (Denklem 3) durağan olup olmadığı sonucuna dayanır. Eğer hata terimleri serisi durağan ise, bu iki serinin uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucuna varılır.

$$\log Y_t = \alpha + \beta \log X_t + RES_t \quad (2)$$

$$\Delta RES_t = \eta + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta RES_{t-i} + \lambda RES_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Çalışmada, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitinde ise “Granger Nedensellik Analizi” kullanılmıştır. Granger (1988)’a göre koentegre değişkenler arasında tek yönlü dahi olsa nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. X ve Y gibi koentegre olan iki seri düşünüldüğünde, bu iki seri arasındaki nedensellik analizinde kullanılacak olan model (4) ve (5) nolu denklemlerde görüldüğü gibi olacaktır.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^k \alpha_{1s} \Delta X_{t-s} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2m} \Delta Y_{t-m} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \sum_{h=1}^p \beta_{2h} \Delta X_{t-h} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Granger nedensellik testi uygulanırken, tahmin edilen (4) nolu denklemde α_{2m} 'lar grup halinde sifıra eşit bulunmuşsa, Y 'nin Granger anlamda neden ve X 'in sonuç değişkeni olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilemez. Aksi durumda X 'in neden Y 'nin de sonuç olduğuna karar verilir. Aynı şekilde, (5) nolu denklemde β_{2h} 'lar bir grup halinde sifıra eşit bulunmuşsa, X 'in Granger anlamda Y 'ye neden olmadığı sonucu çıkarılır. Tersisi durumda ise, X 'in neden ve Y 'nin sonuç değişkeni olduğuna karar verilir.

Araştırmanın Sonuçları

Tablo 1, modele alınana değişkenlerin her üç döneme ilişkin ADF-test sonuçlarını sunmaktadır. Tablo iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda değişkenlerin kendi doğal seviyelerinde durağan olup olmadığını ortaya koymaktadır. Kendi seviyesinde durağan bulunmayan serilerin birinci devresel farklarında durağan olup olmadığı ise tablonun ikinci kısmında yer almaktadır. Tablodaki parantez içi değerler Denklem 1 de ifade edilen gecikme uzunluklarını vermektedir. Köşeli parantez değerleri ise, McKinnon %5 kritik değerlerdir. Tablodaki değişkenlerin kendi seviyelerindeki durağanlıkları incelendiğinde, *FAİZ* değişkeninin kriz öncesi ve kriz döneminde durağan olduğu görülmektedir. *İMKB* ve *DOLAR* değişkenlerinin her üç dönem için, *FAİZ* değişkeninin ise kriz sonrası dönem için hesaplanan ADF değerleri, mutlak değer olarak McKinnon kritik değerinden büyük değildir. Bu sonuç, ilgili dönemlerde değişkenlerin kendi seviyelerinde durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Durağan olmayan serilerin birinci devresel farklarının durağanlığına ilişkin sonuçlar tablonun ikinci kısmında yer almaktadır. Tablo değerleri değişkenlerin tamamının birinci devresel farklarında durağan yani I(1) olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 1: Birim Kök Sonuçları

Değişkenler	ADF-t istatistiği (Doğal Düzeyinde)		
	Kriz Öncesi Dönem	Kriz Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
<i>İMKB</i>	(1) -2.1262 [-3.4428]	(1) -2.0663 [-3.4497]	(1) -1.1428 [-3.4411]
<i>DOLAR</i>	(1) -2.3032 [-3.4428]	(3) -2.1776 [-3.4504]	(1) -1.1659 [-3.4411]
<i>FAİZ</i>	(1) -5.5271 [-3.4428]*	(1) -6.3066 [-3.4497]*	(1) -2.2223 [-3.4411]
ADF-t istatistiği (Birinci Devresel Farkı)			
Δ <i>İMKB</i>	(1) -8.7300 [-3.4430]*	(1) -8.3003 [-3.4501]*	(1) -8.5906 [-3.4413]*
Δ <i>DOLAR</i>	(1) -9.7623 [-3.4430]*	(3) -5.8775 [-3.4508]*	(1) -8.2543 [-3.4413]*
Δ <i>FAİZ</i>	-	-	(1) -8.1100 [-3.4413]*

Not: * Üst indisi ilgili serinin durağan olduğunu, parantez içi değerler ise gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Çalışmada ele alınan değişkenlerin en az birinci devresel farklarında ve aynı düzeyde durağan olması, bu değişkenlerin ele alınan dönemlerde aynı stokastik trendi paylaşabileceklerini yani koentegre olabileceklerini ortaya koymaktadır. Bu doğrultuda aynı seviyede durağan olan *İMKB* ve *DOLAR* değişkenleri için tüm dönemlerde *FAİZ* değişkeni için ise sadece kriz sonrası dönemde birbirleri ile koentegrasyon ilişkisi içerisinde olup

olmadıkları Engel-Granger testi ile ortaya konmuştur. Test, Denklem 2'de verildiği gibi bir serinin diğeri üzerine regres edilmesi sonucunda elde edilecek hata terimlerinin (Denkle 3) durağan olup olmadığını irdeler. Tablo 2, Engel-Granger koentegrasyon test sonuçlarını özetlemektedir. Tabloda hata terimleri serisinden hesaplanan ADF değerlerinin hiçbirinin mutlak değer olarak McKinnon kritik değerinin üzerinde olmadığı görülmektedir. Bu sonuç, ele alınan dönemlerde değişkenler arasında herhangi bir koentegrasyon ilişkisinin olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 2: Engle-Granger Koentegrasyon Test Sonuçları

Değişkenler	ADF-t istatistiği		
	Kriz Öncesi Dönem	Kriz Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
$\dot{I}MKB \sim DOLAR$	-2.1063 [-2.4428]	-2.7906 [-3.4494]	-3.0135 [-3.4411]
$DOLAR \sim FAİZ$	-	-	-1.4497 [-3.4411]
$\dot{I}MKB \sim FAİZ$	-	-	-1.2913 [-3.4411]

Not: Tablodaki köşeli parantez değerleri McKinnon %5 kritik değerlerini göstermektedir.

Değişkenler arasında herhangi bir koentegrasyon ilişkisi bulunmadığından, ele alınan dönemlerdeki neden-sonuç ilişkisi, değişkenlerin durağan oldukları seviyeler dikkate alınarak "Granger Nedensellik Testi" ile gerçekleştirilmiştir. Tablo 3'te sunulan test sonuçlarına göre kriz öncesi dönemde $DOLAR$ ile $\dot{I}MKB$ arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcut iken ($F_{\dot{I}MKB \Rightarrow DOLAR}$: 4.8697; p:0.001 ve $F_{DOLAR \Rightarrow \dot{I}MKB}$:7.3532; p:0.0075), kriz ve kriz sonrası dönemde $\dot{I}MKB$ 'nin sonuç, $DOLAR$ 'ın neden olması yönündeki ilişki boyutu kaybolmuştur (Kriz dönemi için: $F_{DOLAR \Rightarrow \dot{I}MKB}$:2.1940; p:0.1414 ve Kriz sonrası dönem için: $F_{DOLAR \Rightarrow \dot{I}MKB}$:1.4261; p:0.2343). Granger testi sonucunda kriz sonrası dönem için $FAİZ$ ile $\dot{I}MKB$ arasında nedensellik ilişkisi bulunamazken, $FAİZ$ ile $DOLAR$ arasında $FAİZ$ değişkeninin neden $DOLAR$ 'ın sonuç olduğu yönünde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir ($F_{FAİZ \Rightarrow DOLAR}$:2.2105; p:0.0026).

Tablo 3: Granger Nedensellik Test Sonuçları

Nedensellik Yönü			Kriz Öncesi Dönem	Kriz Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
$\Delta \dot{I}MKB$	\Rightarrow	$\Delta DOLAR$	(4,1) 4.8697 ***	(2,4) 15.7309***	(1,1) 28.2009***
$\Delta DOLAR$	\Rightarrow	$\Delta \dot{I}MKB$	(1,1) 7.3532***	(1,2) 2.1940	(1,1) 1.4261
$\Delta \dot{I}MKB$	\Rightarrow	$\Delta FAİZ$	-	-	(1,1) 0.3660
$\Delta FAİZ$	\Rightarrow	$\Delta \dot{I}MKB$	-	-	(1,3) 0.5066
$\Delta DOLAR$	\Rightarrow	$\Delta FAİZ$	-	-	(1,1) 0.0258
$\Delta FAİZ$	\Rightarrow	$\Delta DOLAR$	-	-	(1,28) 2.2105***

Not: *, ** ve *** üst indisleri, ilgili değişkenin sırasıyla; %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu; parantez içi değerlerin ilki VAR modelindeki neden değişkeninin, ikincisi ise sonuç değişkeninin gecikme uzunluğunu göstermektedir

Sonuç

Engle-Granger nedensellik testi sonucunda, ilgili değişkenler arasında herhangi bir koentegrasyon ilişkisine rastlanmamıştır. Bu sonuç $\dot{I}MKB$, $DOLAR$ ve $FAİZ$ değişkenlerinin ikili olarak ele alınan dönem içerisinde aynı trendi paylaşmadığını ortaya koymaktadır. Granger (1988)'a göre, koentegre değişkenler arasında tek taraflı da olsa bir nedensellik

ilişkisinin bulunması gerekmektedir. Ancak, bu önerme, koentegre olmayan değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin de olmayacağı anlamına gelmemektedir. Dolayısıyla, çalışmada, koentegre olmayan değişkenlerin durağan oldukları seviyeler dikkate alınarak nedensellik analizi gerçekleştirilmiş ve özetle şu sonuçlar bulunmuştur :

- (i) *İMKB* değişkeni, gerek kriz öncesi, gerek kriz dönemi ve gerekse kriz sonrası, bütün dönemlerde, *DOLAR* değişkenini etkilemiştir.
- (ii) (ii) Kriz öncesi dönemde *DOLAR* değişkeni *İMKB*'yi etkilemiş olsa da, bu etki krizle birlikte kaybolmuş ve kriz sonrası dönemde de tekrar kurulmamıştır.
- (iii) (iii) Kriz öncesinde aralarında hiçbir nedensellik ilişkisi bulunmayan *FAİZ* ve *DOLAR* değişkenleri arasında, kriz sonrası dönemde, *FAİZ*'den *DOLAR*'a yönseyen bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Elde edilen bu sonuçlar, son dönemlerde uygulamaya konulan istikrar programları ile tutarlı bir görünüm arz etmektedir. Nitekim, son dönemlerde uygulamaya konulan istikrar programlarının ana hatları incelendiğinde, programların en belirgin hedeflerinin, döviz kuru dengesini tesis etmek olduğu kolayca görülmektedir. Nitekim, döviz kuru dengesini tesis etmek ve oluşturulan dengede kalmak arzusunda olan bir politika uygulayıcısının, politika aracı olarak kullanılabilir diğer ekonomik değişkenleri, döviz kuru üzerinde bir etki oluşturmak amacıyla kullanması da kaçınılmazdır. Bu bağlamda, döviz kuru üzerinde kriz öncesi dönemlerde zaten etkisi bulunan bir ekonomik değişkenin kriz dönemi ve kriz sonrası için de söz konusu etkiyi sürdürmesi; veya, kriz öncesinde döviz kuru üzerinde hiçbir etkisi olmadığı halde, kriz dönemi ya da kriz sonrası dönemde döviz kurunu etkilemeye başlayan bir değişkenin ortaya çıkması son derece doğal karşılanmalıdır. Çünkü, politika uygulayıcısının amacı zaten budur. Elinde bulunan bütün politika araçlarını etkin hale getirerek döviz kurunda istikrar sağlamak asıl hedeftir. Bu nedenle, kriz sonrası dönemde *DOLAR* değişkenini etkileyen politika değişkenlerinin sayısında bir artış olmuşsa, bu normal karşılanmalıdır.

Kaynakça

- Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: A study of U.S. capital markets under floating exchange rates, *Akron Business and Economics Review*, 22(2), 7-12.
- Ajayi, R. A., J. Friedman ve S. M. Mehdian (1988), On the relationship between stock returns and exchange rates: Tests of Granger causality", *Global Finance Journal*, 9(2), 241-51.
- Akaike, H., (1969), Fitting autoregressions for predictions, *Annals of the Institute Statistical Mathematics*, 21, 243-47.
- Dickey, D.A. ve W.A. Fuller (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-31.
- Dickey, D.A. ve W.A. Fuller (1981), Likelihood ratio statistics and autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 1057-72.
- Engle, R.F. ve C.W.J. Granger, (1987), Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55:2, 251-76.
- Granger, C. W. J., (1988), Some recent developments in a concept of causality, *Journal of Econometrics*, 39, 213-28.
- Granger, C.W.J ve P. Newbold, (1974), Spurious in Econometrics, *Journal of Economics*, 2, 111-20.
- MacKinnon, J.G., (1990), Critical values for co-integration tests, *UC San Diego Discussion Paper*, 90-4.
- Seonen, L.A. ve R. Aggarwal, (1989), Financial prices as determinants of changes in currency values, *Paper Presented at the 25th Annual Meetings of Eastern Finance Association*, Philadelphia, 1989.
- Seonen, L.A. ve E.S. Hennigar (1988), An analysis of exchange rates and stock prices: The US experience between 1980 and 1986. *Akron Business and Economic Review*, 19(4), Winter, 71-6.
- Solnik, B. (1987). Using financial prices to test exchange rate models: A note, *Journal of Finance*, 42(1), 141-49.
- TCMB (2001), Yıllık Rapor 2000.
- TCMB (2002), Yıllık Rapor 2001.