

COINTEGRASYON ANALİZİ: DÖVİZ KURU - FİYATLAR ÖRNEĞİ

Şenay ÜÇDOĞRUK(*)

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye'de kontrollü dalgalı kambiyo rejiminin geçerli olduğu 1988.1 - 1995.3 dönemi arasında cointegrasyon testini kullanarak toptan eşya fiyat indeksi ve döviz kuru arasındaki uzun dönem denge ilişkileri incelenmiştir.

1. BİRİM KÖK VE COINTEGRASYON

Çok yakın geçmişte durağanlık ve cointegrasyon ile ilgili çalışmalar (Engle/Granger, 1987, 251-276) dinamik modellemenin, özellikle "Hata Düzeltme" ile anılan tekniğin gelişmesi için önemli katkılarda bulunmuştur. Ekonometri genelde durağan olmayan değişkenlerle çalışmaktadır. Durağan olmayan değişkenler zaman içinde sabit bir ortalama ve varyansa sahip olmayan ve herhangi bir şok sonrası iraksayan değişkenlerdir. Serileri durağan hale getirmek için fark alma işlemi uygulanmalıdır. Örneğin, eğer durağan olmayan bir serinin "k" kez farkı alınır ve bu işlem sonucunda seri durağan hale getirilirse bu seri I(k) k. dereceden farkı alınmış seridir. Bu seriler otoregressif yapıda white-noise (bayaz gürültülü) hata terimlerine sahiptir (Dickey/Fuller, 1979, 427-431; Pindyck/ Robinfeld, 1991, 459-460).

Ekonometrinin en önemli konularından biri uzun dönemli denge ile kısa vadedeki dinamiği birleştirmektir. Kısa vadeli dinamik analiz değişkenlerdeki trendi fark alarak yok etmektedir. Eğer ΔY_t durağan bir zaman serisi ise veya I(1) ise Y_t zaman serisinin birinci dereceden farkının alındığı ifade edilmektedir. Rassal yürüyüş modeli I(1) serisinin özel bir durumudur.

Eğer ekonomik teorilerin ekonometrik modeller üzerinde olumlu ve yönlendirici etkileri olacaksa, bu durum model tanımlaması aşamasında olmalı ancak modelin kısa dönem özelliklerini de etkilememelidir. Bir çok ekonometrik model, kuram tarafından öngörülen denge ilişkileri üzerine kurulmuştur.

$$X_t = A Y_t + e_t \quad (1)$$

Yukarıdaki model de X_t , Y_t veya artık e_t 'nin fark alma dereceleri göz önünde bulundurulmamıştır. Eğer X_t I(0) ancak Y_t I(1) ise A'nın tahmini sıfırdan farklı olamaz ve yine, e_t I(1) ise standart tahmin teknikleri uygulanamaz, yapay regresyon durumu ortaya çıkar (örneğin yüksek R^2 , düşük DW test değeri elde edilir). Bu durumda cointegrasyon testi yapay regresyonu önlemek için uygulanan bir ön testtir (Granger/Newbold, 1974, 111-

(*) Yrd. Doç.Dr. D.E.Ü., İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü.

120; Phillips, 1986, 311-340). Açık bir ifadeyle cointegrasyon, teknik olarak aynı fark derecesine sahip değişkenlerin doğrusal kombinasyonları sonucunda, durağan I(0) ilişkilere dönüşmektedir. (Granger, 1986, 226). Bilindiği üzere ekonomik değişkenlerin büyük bir bölümü durağan değildir. Tahmin edilen denklemin herhangi bir şoka tabi tutulması ancak ilgili artık terimin durağan olduğu zamanda anlamlıdır. Tersisi durumda modelin iraksaması beklenir.

Birim kök teorilerinde izlenen yöntemlerden biri Dickey-Fuller (1976) tarafından geliştirilen test yöntemidir. Bu test (2) nolu denklemde β parametresinin negatifliğini test etmektedir (Fuller, 1976; Harvey, 1990):

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta X_{t-i} + \beta X_{t-1} + \psi \text{ trend} + e_t \quad (2)$$

Bu denklemde k, artık terimin otokorelasyondan kurtulabilmesi için gerekli uzunluğa sahiptir. Augmented Dickey Fuller testi (ADF) olarak bilinen bu test β 'nin EKKY ile tahmin edilen standart hatasına oranından ibarettir:

$H_0: \beta=0$ (X) serisi fark durağandır, seri birim kök içermektedir. Seri istikrarlı değildir, seri rassal yürüyüş modelidir.

$H_a: \beta<0$ (X) serisi trend durağandır, seri birim kök içermemektedir, seri istikrarlıdır.

ADF testi için kullanılan denklem bağımlı değişkenin gecikme yapısı olmadan tahmin edilirse, test Dickey-Fuller (DF) testi olarak ortaya çıkmaktadır.

DF ve ADF testleri ile ilgili test tabloları Dickey ve Fuller (1976, 373) de sunulmaktadır.

Cointegrasyon testi serilerin aynı süreç içinde bulunmalarını yani aynı dereceden birim köke sahip olmalarını gerektirdiğinden (1) numaralı regresyon denkleminin tahmin edilmesi sonucunda elde edilecek artık serisinin birim kök testine tabi tutulması gerekmektedir. Bu durumda sıfır hipotezi (Maddala, 1992):

$H_0: \beta=0$ (seriler arasında cointegrasyon yoktur).

$H_a: \beta<0$ (seriler arasında cointegrasyon vardır).

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta e_{t-i} + \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3)'de $\beta=0$ için hesaplanan t-istatistiğinin mutlak değeri Engle ve Yoo (1987, 158) tarafından verilen kritik değerden küçükse H_0 hipotez rededilemeyecek, aksi durumda H_a kabul edilecektir.

Değişkenler arasındaki cointegrasyonun varlığı daha büyük uzun dönemli ilişkilerde artıklara düzenleme sürecini getirir. Cointegrasyonlu regresyonu tahmin etmek için çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Bu çalışmada sadece Engle-Granger tarafından ortaya konan Engle-Granger iki adım model yöntemi üzerinde durulmuştur (Engle/Granger, 1987, 251-276). Buna göre: İlk olarak uzun dönem denge ilişkileri değişkenlerin düzeylerini içeren regresyonla tahmin edilir (statistik model; 1 nolu denklem). (1) nolu denklemden elde edilen artıkların durağan olması gerekli koşuldur. Örneğin iki değişkenli durumda X_t ve Y_t aynı dereceden farkı alınmış seri olmalıdır. Daha sonra, statik denklemden artık vektör çekilir ve seriler arasında cointegrasyon olduğu ortaya çıkarsa söz konusu artıklar aşağıdaki hata düzeltme modeline eklenip kısa vadeli model elde edilir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \Delta X_t + e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

2. EKONOMETRİK ANALİZLER

Bu çalışmada döviz kuru (TL/mark) ile fiyatlar (FIY) arasında bir istikrar olup olmadığı ve serilerde uzun dönem denge ilişkilerinin var olup olmadığı üzerinde durulmuştur. 1988.I - 1995.III dönemleri arasındaki aylık veriler örnekleme oluşturmuş ve değişkenler Merkez Bankası aylık ve üç aylık bültenleriyle, DPT programlarından alınmıştır.

Aşağıda öncelikle değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenecek, değişkenlerdeki nedenselliğin yönü belirlendikten sonra, durağanlık ve uzun dönem denge ilişkilerine yer verilecektir.

2.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Fiyatlar ile markın cointegrasyon testine tabi tutulabilmesi için iki serisinde aynı dereceden birim köke sahip olması gerektiğinden önce serilere birim kök testi uygulanmıştır. Tablo 1'de değişkenlerin düzeyleri itibariyle birim köklü oldukları ortaya çıkmıştır. Birim köke sahip olan serilerin ikinci birim köke sahip olup olmadıklarını ortaya çıkarmak için birim köke sahip serilerin birinci farkları alınıp mevsimlik etki yok edildikten sonra test tekrar uygulanmıştır. Değişkenler ($\Delta_1 \Delta_{12}$ FIY, $\Delta_1 \Delta_{12}$ MARK) farkları itibariyle istikrarlı bulunmuştur. Sonuç itibarıyla birinci farklarında istikrarlı bulunan serilerin I(1), şoklardan uzun süreli etkilenmediği gözlenmiştir.

Tablo 1:Değişkenlerin Zaman Serisi Özellikleri*

	FIY	MARK
Düzeyler		
DF	-3.3709	-0.5280
ADF(1)	-3.3905	-1.2357
Birinci farklar **		
DF	-9.7685	-5.4733
ADF(1)	-6.7551	-4.4260

*Değişkenler logaritmik değerlidir. DF ve ADF sırasıyla Dickey Fuller ve Augmented Dickey Fuller birim kök testlerini ifade etmektedir. Önem düzeyi 0.05 olup değişkenler birinci farklarda durağan hale gelmiştir. ** Serilerin önce birinci farkı alınıp, sonra 12.dereceden farkı alınmıştır.

2.2.Nedensellik ve Granger Testi

İki değişken arasındaki nedenselliği araştırırken serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle mevsimlik etkilerden arındırılmış fiyat ve mark serisinin nedenselliğiyle ilgili aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir:

Tablo 2: Nedenselliğin Araştırılması*

Nedenselliğin Yönü*	F-testi	
MARK → FIYAT	2.30 (0.1330)	H ₀ :kabul
FIYAT → MARK	5.04 (0.0274)	H _a :kabul

(*) Sıfır hipotezi "nedenselliğin yönü geçersizdir" şeklindedir. Parantez içindeki değerler önem düzeyiyle ilgili olasılık değerlerini göstermektedir.

Buradan çıkan sonuca göre sözkonusu dönem itibariyle fiyat değişkeni markı etkilediği halde, tersi durum söz konusu değildir. İki değişken arasında tek yönlü ilişki vardır. Buradan hareketle mark, ekonometrik analizde bağımlı değişken olarak ele alınacaktır.

3. COINTEGRASYON TEST SONUÇLARI

Birim kök test sonuçlarından da görüleceği üzere, iki değişken de aynı süreçte durağan olduğundan cointegrasyon regresyon analizi bu serilere uygulanabilecektir.

İlk olarak değişkenlerin düzeyleri itibariyle regresyonu (statik) oluşturulduğunda aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir:

Tablo 3: Statik Denklemin Regresyon Sonuçları

Bağımlı Değişken: MARK		
Değişken	Katsayı	t-ist (Prob.)
Sabit	1.3082	17.8689 (0.000)
FIY	1.0181	93.3498 (0.000)
R ² = 0.99034		
\bar{R}^2 = 0.99034		
DW = 0.10561		

Tablodan da görüleceği üzere yüksek R², düşük DW yapay regresyonun belirtileridir.

İkinci olarak statik regresyondan elde edilen artıkların birim kök test sonuçlarından gözleneceği üzere alternatif hipotez kabul edilmiş olup "seriler arasında cointegrasyon vardır" şeklindedir. Bu, mark ile fiyatın uzun dönemde denge seviyesine

Tablo 4: Artıkların Birim Kök Test Sonuçları

	<u>Artık*</u>
DF	-8.1203 (-3.4614)
ADF(1)	-5.5803 (-3.4614)

(*) Sıfır hipotez "seriler arasında cointegrasyon yoktur" şeklindedir. Parantez içindeki değerler önem düzeyiyle ilgili olasılık değerlerini göstermektedir. Önem düzeyi 0.05 olup seriler arasında cointegrasyon vardır.

ulaşacağını ve dalgalanmaların geçici olduğunu ifade etmektedir. Uzun dönem denge eğilimi 1.0181 dir. Bu durum mark ile fiyat arasında bire bir bir ilişki olduğunu ifade etmektedir.

Üçüncü olarak kısa vadeli model sonuçları, hata düzeltme mekanizmasının tatmin edici olarak çalıştığını gösterir ve model doğru olarak belirlenmiştir:

Tablo 5: Cointegrasyon Analiz Sonuçları

Bağımlı Değişken: Δ MARK		
Değişken	Katsayı	t-ist (Prob.)
Sabit	-0.0038	-0.7272 (0.4690)
Δ FIY	1.2295	9.0617 (0.000)
e(-1)	-0.1373	2.4914 (0.015)
$R^2 = 0.5378$		
$\bar{R}^2 = 0.5248$		
DW = 1.2194		
F(2,71)=41.3154 (0.000)		
Diagnostik Testler		
Serisel Korelasyon ^a	$\chi^2(12)=2.5128$	
Fonksiyonel Biçim ^b	$\chi^2(1)=3.040$	
Normallik ^c	$\chi^2(2)=0.8645$	
Değişken Varyanslılık ^d	$\chi^2(1)=3.1013$	

Artıkların serisel korelasyonu için Lagrange Multiplier test; ^b tahmin değerlerinin karelerini kullanarak RAMSEY'in RESET testi; ^c artıkların skewness ve kurtosis testi; ^d kareli artıkların kareli tahmin değerleri üzerindeki regresyona dayalı test.

SONUÇ

1988.I - 1995.III dönemleri arasındaki döviz kuru ve fiyatlara ait serilerin şoklardan uzun süreli olarak etkilendiği, ancak cointegrasyon regresyon analizi sonuçlarına göre uzun dönemde denge seviyesine ulaşabileceği sonucu ortaya çıkmıştır.

SUMMARY

This paper illustrates cointegration analysis by examining the long run relationship between exchange rates (TL/Mark) and whole sale prices. Sample periods (1988.1-1995.3) cover controlled flexible exchange rate regime in Turkey.

KAYNAKÇA

- DICKEY, D. A. and W. A. Fuller, "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, 1979.
- ENGLE, R. P and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", **Econometrica**, 55, 1987.
- FULLER, W. A., **Introduction to Statistical Time Series**, John Wiley, New York, 1976.
- GRANGER, C.W.J and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, Vol. 2, 1974.
- GRANGER, C.W.J "Developments in the study of Co-Integrated Economic Variables", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 48, 1986.
- GUJARATI, D. N., **Basic Econometrics**, Third Edition, Mc Graw-Hill, Inc., 1995.
- HARVEY, A., **The Econometric Analysis of Time Series**, Second Edition, Philip Allan, 1990.
- HENDRY, D. F., "Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An Overview", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 48, 1986,
- JOHANSEN, S., "Statistical Analysis of Co-Integration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 1988.
- MADDALA, G. S., **Introduction to Econometrics**, Second Edition, Mcmillan, 1992.
- PHILIPS, P. C. B., "Time Series Regression With Unit Root", **Econometrica**, 55, 1987.
- PHILIPS, P. C. B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 33, 1986.
- PINDYCK, R., and R. Rubinfeld, **Economic Models and Economic Forecasts**, New York, Mc Graw-Hill Book Co. 1991.

Diğer Yayınlar

Çeşitli Aylık - Üç Aylık İstatistik Bültenleri, (1988-1995) T.C. Merkez Bankası, Ankara.

DPT yıllık raporları (1988-1995) (çeşitli sayılar).

