

Yapısal Kırılmaların Varlığı Durumunda Geliştirilen Birim-Kök Testleri

Funda YURDAKUL*

If a certain shock influences the economic series; that is, if there is a structural break in the series, this situation may lead to the fact that the series deviate from its trend and/or mean. Thus, if data generating processes are stationary around breaking trend function, then ADF (Augmented Dickey-Fuller) tests, which are the most often used statistics, may be misleading. For this reason, models that are stationary around structural break developed by Perron(1989), Banarjee, Lumsdaine ve Stock (1992), Zivot ve Andrews (1992), Perron(1997) are also analyzed in addition to the ADF test.

Giriş

“Kısa dönemde” bazı dengesizliklerin olabileceği fakat “uzun dönemde” tüm intibakların tam anlamıyla gerçekleşmesi sonucu ekonomideki tüm piyasaların yeniden dengeye gelebileceği iktisat teorisinden bilinmektedir. Bir ekonominin asıl dengesini belirleyen, verili teknolojik koşullar ve beşeri sermaye altında, sahip olduğu sermaye, doğal kaynaklar ve işgücü kapasitesidir. Tüm piyasalar hiçbir müdahaleye maruz kalmadığı sürece, kapitalist sürecin rasyonel bireyleri, kendi faydalarını ve karlarını ençoklaştırmak için tüketim ve üretim faaliyetlerinde bulunurken, sistem bir bütün olarak kendisini bu belirtilen kapasite düzeyinde dengeye getirecektir. Bireyler bu faaliyetlerinde geleceğe yönelik belirsizliklere ilişkin tahminlerini de rasyonel bir biçimde yaparak, gelecekte öngördükleri değişimlere bugünden bir intibak sağlayarak bu dengenin değişmemesini sağlarlar. Tam bu noktada, sistemi denge durumundan saptıracak olan şey, bu faaliyetleri ve onları yönlendiren kararları etkileme gücüne sahip, ancak sistemin kendi dinamiklerince üretilmeyen, bu nedenle de sisteme dışsal olan, **şok** olarak adlandırılan bazı olayların vuku bulmasıdır. Örneğin, petrol fiyatlarında ani artışlar ya da hükümetin iktisat ve maliye politikalarında beklenmeyen değişiklikler. İşte sisteme dışsal olan bu tip olaylar sistemi kısa dönemde denge noktasından

* Yard. Doç. Dr., G.Ü. İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi.

uzaklaştırarak bazı değişiklere neden olabilecek, ancak uzun dönemde değişiklik yaratmayacaktır(Süalp, 1997:74).

22

Ekonometrik modeller de, iktisat teorisi tarafından öngörülen denge ilişkileri üzerine kurulmuştur. Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan serilerin durağan seriler olması gerekmektedir. Yukarıda da değinildiği gibi, iktisadi değişkenler, belirli dönemlerde maruz kaldıkları şoklarla ilişkilidirler. Bunlar, değişkenler üzerindeki etkileri birkaç dönemde yok olan geçici (transitory) şoklar ve etkileri uzun süre devam eden kalıcı (permanent) şoklardır. Seriler, bu şokların karakterlerine göre trend veya mevsimsel dalgalanma özellikleri göstermektedir. Trend ve mevsimsel dalgalanma gösteren seriler, durağan değildir. İncelenen zaman süresince serinin aritmetik ortalaması ve varyansı sistematik bir değişme göstermiyorsa veya seri mevsimsel dalgalanmalardan arınmışsa böyle zaman serileri durağandır. Eğer değişkenlere ait zaman serilerinde trend bulunuyorsa ve bu trend kalıcı şoklardan kaynaklanmışsa, o zaman seriler belli bir değere doğru yaklaşamayacaklardır. Değişkenlerin zaman içinde belli bir değere doğru yaklaşmaları olarak tanımlanan durağanlık açısından bu trend durağan olmayan bir özellik taşır ve şokların, tanım gereği öngörülemeden tesadüfi niteliğinden dolayı bu trend "stokastik trend" olarak adlandırılır. İşte, serilerin bu stokastik kısmı elimine edilmeden, sadece seriler arasında kurulan ilişki gerçek olmaktan çok "yanıltıcı regresyon" (spurious regression) şeklinde ortaya çıkabilir. Bu nedenle, regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa yanıltıcı bir ilişkiyi mi ifade ettiği zaman serilerinin durağan olup olmamaları ile ilgilidir. Eskiden bu konudaki genel görüş, zaman içinde bu serilerin esas olarak uzun dönemde düzgün bir trend gösterdiği, bu trendin etrafındaki dalgalanmaların ise kısa dönemde, maruz kaldığı ancak etkileri kısa süren, dışsal bazı şoklardan kaynaklandığı yönündeydi. Bu, makro ekonomik serilerin bir trend etrafında durağan bir karaktere sahip olduğu, yani, bu trendden geçici sapmalar olsa bile, zaman içinde serilerin trend değerine döneceği anlamına gelmekteydi (Tarı, 1999:367). Ancak son yıllarda, etkileri uzun süre devam eden kalıcı şokların varlığı da tespit edilmiş ve bu kalıcı şokların etkisi yok edilerek geriye durağan, yani geçici şokların kalması sağlanmıştır.

Serileri meydana getiren stokastik süreçlerin durağan olmayabileceği ve dolayısıyla standart istatistik teorisiyle değerlendirilemeyecekleri genel kabul görmüştür (bkz. Nelson ve Plosser, 1982). Bu nedenle de, özellikle makro ekonomik serilerin durağanlık testlerinden geçirilmeleri ampirik çalışmalarda standart bir işlem haline gelmiştir. Birim-kök (unit-root) testleri, bu amaç için kullanılmaktadır(Bu konuda bkz. Dickey-Fuller (1979, 1981), Perron (1988)).

Bu çalışmada da, birim-kök testlerinin arkasında yatan mantık ve serilerde yapısal kırılmanın varlığı durumunda geliştirilen birim-kök testleri teorik olarak açıklanmıştır.

2. Yapısal Değişim İçin Geliştirilen Testler

Dinamik bir modelde, herhangi bir değişkenin cari dönemdeki değeri, kendisinin daha önceki döneme ya da dönemlere ait değerlerinden etkilendiği açıktır. Dolayısıyla, söz konusu değişken, daha önceki döneme ait her türlü bilgiden ve buna bağlı olarak maruz kaldığı şoklardan etkilenebilecektir. Bir serinin uzun dönemde sahip olduğu özellik bir önceki dönemde değişkenin aldığı değer, bu dönemi ne şekilde etkilendiğinin belirlenmesiyle açığa çıkartılabilir. Bu nedenle serinin nasıl bir "veri üretme sürecinden" (VÜS) geldiğini anlamak için serinin her dönemde aldığı değer, daha önceki değeriyle bir regresyonunun yapılması yeterlidir. Söz konusu seriyi Y_t olarak tanımlarsak,

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t \quad u_t \approx N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

denklemini elde edilir. (1) nolu denklemde β 'nin değeri 1'e eşitse, Y_t değişkeni, bir dönem önceki değerinden yani maruz kaldığı şoklardan etkilenmektedir. Eğer β 'nin değeri 1'den küçükse, geçmiş dönemlerdeki şoklar belli bir dönem etkilerini sürdürseler bile, bu etki giderek azalacak ve kısa dönem sonra tamamen ortadan kalkacaktır. Dolayısıyla hipotez aşağıdaki gibi gösterilir.

$H_0: \beta = 1$ Seride birim kök vardır (seri durağan değildir).

$H_A: \beta < 1$ Seride birim kök yoktur (seri durağandır).

Yukarıdaki hipotez Dickey-Fuller tarafından geliştirilmiştir. Dickey-Fuller testi basitliği ve kullanılabilirliği açısından en basit olan testlerden birisidir. Yokluk hipotezi altında hesaplanan DF- τ dağılımı, Monte Carlo tekniği kullanılarak hesaplanmıştır. Bu tekniğe göre $\beta=1$ yokluk hipotezi altında $Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t$ modeli veri üreten süreçtir. Modelde bulunan u_t ye ilişkin normal dağılım eğrisinden rassal örnekler oluşturulmuştur. Bu örneklerin tamamı $Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t$ veri oluşturan süreç ile tutarlı çok sayıda Y_t örnekleridir. Daha sonra her bir Y_t için

(1-L) $Y_t = \Delta Y_t = (\beta-1) Y_{t-1} + u_t$ modelinden, β serbestçe değişim gösterecek şekilde tahmin edilmiş ve parametrelere ilişkin yokluk hipotezini red edecek şekilde yüzdeler hesaplanmıştır. Bu değerler yokluk hipotezini red eden çeşitli yüzdelerdeki anlamlılık düzeylerine karşılık gelen DF- τ kritik değerleridir. DF- τ nun kritik değerleri standart t ye oranla daha negatiftir. Veri üreten süreçte Y_t nin başlangıç değeri olan Y_0 bilinmiyorsa birim-kök testi uygulanırken sabitin ilave edilmesi gerekir. Bu durumda model aşağıdaki şekilde formüle edilir.

$$(1-L) Y_t = \Delta Y_t = \mu + (\beta-1) Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Bu modele ilişkin DF kritik değerleri (τ_{μ}) olarak gösterilmiştir. Eğer veri üreten sürecin, deterministik trend etrafında durağan bir süreç olduğu ifade edilirse, model, aşağıdaki şekilde formüle edilir.

24

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

Bu modeldeki birim-kök testi için kullanılan istatistik (τ_t) istatistiğidir (Harris,1995).

(2) nolu modelde δ ve β birlikte test edilebilirler. Dickey-Fuller'in 1981 yılında yapmış oldukları çalışmalarında bu test için oluşturulmuş standart olmayan F dağılımı mevcuttur. Buna göre (2) nolu model kullanılarak DF ile $H_0: \beta=1$ hipotezi red edilmezse ve F ile $H_0: (\beta-1)=\delta=0$ red edilirse, bu birim-kök yokluk hipotezi altında anlamlı bir trend olduğunu ifade eder. Bu durumda t dağılımı asimtotik normaldir yani $n \rightarrow \infty$ durumunda kritik değerler için DF yerine standart t kullanılabilir (Çabuk, 1995:27).

Denklemlerin tahminiyle elde edilen artıklar (u_t) otokorelasyon gösteriyorsa birim-kök test sonuçları geçerli değildir. Dickey ve Fuller bu sorunu aşmak için "Genişletilmiş (Augmented)" DF testini geliştirmiştir. ADF testi için geliştirilen model aşağıdadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + (\beta-1) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Gecikme sayısını belirleyebilmek için, gecikme sayısını (k) serbestlik derecesini düşürmeyecek kadar az ve u_t de otokorelasyona neden olmayacak kadar fazla almaktır. Campell ve Perron(1991:155), maksimum sayıda gecikme sayısını belirleyerek, bu k gecikme ile otoregresyon tahmin edilir. Bu otoregresyonda k gecikme t testine göre anlamlı bulunursa ADF testi k gecikme kullanılarak gerçekleştirilir. Eğer anlamlı bulunmaz ise daha küçük gecikmeli otoregresyon tahmin edilir. Otoregresyondaki gecikme anlamlı çıkana kadar giderek daha küçük gecikmelerle işlem tekrarlanır. DF testi için hazırlanmış kritik değerler tablosu ADF testi için de geçerlidir.

Bir zaman serisi değişkeni, analiz döneminin çeşitli alt bölümlerinde deterministik trend etrafında durağan özelliğe sahip olabilir. Bu alt dönemler, sabit terimde ve/veya eğim parametresindeki yapısal değişikliklerden etkilenebilirler. Bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan birim-kök testi yapmak yanlış sonuçlar doğurur ve testin gücünü azaltır. Zaman serisi değişkeninin de , analiz dönemi içerisinde görülen yapısal değişiklikler biliniyorsa ADF testinde kullanılan modele kukla (dummy) değişkenlerin eklenmesi ile birim-kök testi yapılır. Bunun için gerekli kritik değerler Perron (1989) da mevcuttur.

Yapısal değişimin kesin tanımını literatür vermez. Genellikle regresyon parametrelerindeki değişimler olarak yorumlanabilir. Burada temel amaç, birim-kök testi üzerindeki regresyon parametrelerindeki değişimlerin etkisini bulmaktır. Bilinen kırılma noktasının dışsal olduğu varsayımı altında (1929 Büyük Buhan ve 1973 Petrol Krizi, yapısal değişim noktası olarak alınarak), Perron (1989), üç farklı fonksiyonla ilgili birim-kök testi kullanmıştır. Yapısal değişim zamanı ya da kırılma zamanı T_B ($1 < T_B < T$) olarak ele alındığında **yokluk hipotezi** altında oluşturulan üç farklı model aşağıdadır:

MODEL (A) "CRASH MODEL"

$$Y_t = \mu + d D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + e_t$$

MODEL (B) "CHANGING GROWTH MODEL"

$$Y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + \alpha Y_{t-1} + e_t$$

MODEL (C) Her iki değişmeyi de içerir.

$$Y_t = \mu_1 + d D(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + Y_{t-1} + e_t$$

$$dD(T_B)_t = 1 \quad t = T_B + 1, \quad 0 \text{ diğerleri}$$

$$DU_t = 1 \quad t > T_B, \quad 0 \text{ diğerleri}$$

Alternatif hipotezler:**MODEL (A)**

$$Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t$$

MODEL (B)

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DT^*_t + e_t$$

MODEL (C)

$$Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t + e_t$$

$$DT^*_t = t - T_B \quad \text{ve} \quad DT_t = t \quad 0 \text{ diğerleri}$$

Model (A), birim-kök yokluk hipotezi altında, bir kukla değişkenin, bir kırılma noktasında aldığı değer olarak karakterize edilir. Trend durağan sistemin alternatif hipotezi altında, Model(A), trend fonksiyonunun sabit teriminde bir zaman

değişikliğine müsade eder. Çalışmada, T_B , 1929 olarak alınmıştır ve $\mu_2 < \mu_1$. ($\mu_2 - \mu_1$) arasındaki fark, kırılma zamanında oluşan trend fonksiyonunun sabitindeki değişimleri gösterir.

26

Model (B), alternatif hipotez altında, zamanın bir noktasında, düzeyde ani değişiklik olmaksızın trend fonksiyonunun eğimindeki değişiklikleri yansıtır. Ampirik çalışmada da görülebileceği gibi, T_B , 1973 yılının ilk çeyreği olarak alınmıştır ve $\beta_2 < \beta_1$. ($\beta_2 - \beta_1$) arasındaki fark, kırılma zamanında oluşan trend fonksiyonunun eğimindeki değişikliği gösterir.

Model (C), Her iki etkiyi de yansıtmaktadır (hem sabit hem de eğim) (Perron, 1989: 1364).

Birim-kök yokluk hipotezi, deterministik trend fonksiyonlarının kukla değişkenlerini (DU_t , DT^*_t , DT_t) içermesinden dolayı farklılık göstermektedir. Perron, trend fonksiyonunun sabit ve/veya eğiminde tek bir kırık ihtimali dikkate alınırsa, makro-ekonomik zaman serilerinin deterministik trend etrafında durağan olduklarını iddia etmiştir.

Perron, KEKK tahmincisi β 'nin limit dağılımını ve onların t istatistiklerini aşağıdaki regresyondan türetmiştir.

$$y_t^i = \beta^i y_{t-1}^i + e_t$$

Burada, i , (A), (B) ve (C) modelleri ; y_t^i , (A), (B) ve (C) modellerine uygun Y_t regresyonundan elde edilen hatalardır.

Bu dağılımlar Wiener sürecinin fonksiyonel fonksiyonlarıdır ve parametresi λ , kırılma öncesi örnek büyüklüğünün, toplam örnek büyüklüğüne oranı olarak ifade edilmiştir ($\lambda = TB / T$ ve $0 < \lambda < 1$). Burada, λ 'ya ait kritik değerler oluşturulmuştur ve DF'nin oluşturduğu kritik değerlerle karşılaştırılmıştır (Maddala ve In-Moo Kim, 1998:400).

Perron'un prosedüründe, **kırılma noktası bilinmektedir**. Yani, şoklar dışsal olarak alınmaktadır. Dışsallık varsayımı, zaman serilerini temsil eden değişkenler için kurulan modelleri ifade etmez. Söz konusu fonksiyonlardaki şokların etkilerini kaldırmak için kullanılmıştır (Perron, 1989:1362).

Christiona (1992), a priori olarak bilinen kırılma noktasına eleştirisel bir gözle bakmıştır ve kırılma noktasını içsel olarak belirlemiştir. Ayrıca, Banarjee, Lumsdaine ve Stock (1992)(BLS) , Zivot ve Andrews (1992)(ZA), Perron ve Vogelsang (1992), Perron (1997) yaptıkları çalışmalar da, kırılma noktasını içsel olarak almışlardır.

Perron (1989) çalışmasında olduğu gibi, 1929 Büyük Buhran ve 1973 Petrol Krizi gibi olayların dışsal değil de içsel olarak belirlenmesi durumunda, birim-kök

yokluk hipotezi bilinen birim-kök hipotezinden ayrılmaktadır. İlgili alternatif hipotez, trend durağan süreçtir ve bu trend fonksiyonu içinde bir zaman kırılmasını içermektedir. Alternatif hipotez altında kırılma noktasının oluşumu hakkında kesin bir bilgiye sahip olunamamaktadır.

Perron (1997), Perron (1989) çalışmasının yeniden ele alındığı bir çalışmadır. Bu çalışma, bir öncekinin aksine, zamanda mümkün değişiklik a priori olarak saptanmamıştır. Yine, bir önceki çalışma da olduğu gibi üç farklı model söz konusudur.

27

MODEL (A) "INNOVATIONAL OUTLIER MODEL"

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (5)$$

$$DU_t = 1 \quad t > T_B$$

$$D(T_B)_t = 1 \quad t = T_B + 1$$

MODEL (B) "ADDITIVE OUTLIER MODEL"

Buradaki değişim ani oluşmaktadır ve bu durum iki adımda izlenilebilir.

I. Aşama:

$$Y_t = \mu + \beta t + \delta DT^*_t + e_t \quad (6)$$

$$DT^*_t = 1 \quad (t > T_B) \quad (t - T_B)$$

(6) nolu denkleme KEKK yöntemi uygulanarak, e_t ' ler elde edilir.

II. Aşama:

$$e_t = \alpha e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

MODEL (C) Her iki değişmeyi de içerir.

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta DT_t + \delta D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (7)$$

$$DT_t = 1 \quad t > T_B$$

Bir zaman kırılma kukla değişkeni $(D(T_B)_t)$, Perron(1997) tarafından tanımlanmıştır ve Perron(1989)'dan farklıdır. Bütün bu modellerdeki testler, $\alpha=1$ hipotezinin testine dayanır.

28

Kırılma noktasının, T_B , içselliğini belirlemek için iki yöntem dikkate alınabilir. Birincisi, kırılma noktası, $\alpha=1$ testi için t istatistiğini minimize eden değer olarak seçilir. Yani, birim-kök yokluk hipotezi $\alpha=1$ testi için geliştirilen t istatistiği mümkün kırılma noktaları arasındaki en küçük değerdir. Bir başka deyişle, $t^*_\alpha(i)=\text{Min } T_{BE(k+1,T)} t_\alpha(i, T_B, k)$ ($i=1, 2, 3$). İkincisi, kırılma noktası, model (5)'de, sabitdeki değişimle ilişkili parametreye ait t_θ istatistiğini ya da model (6) ve (7)'de, eğimdeki değişimle ilişkili parametreye ait t_δ istatistiğini minimize etmek için seçilir (Perron, 1997: 359). Bir başka şekilde ifade etmek gerekirse, kırılma noktası, t_θ ve t_δ 'nin mutlak değerinin maksimum olanı seçilir.

Gecikme sayısının seçimi, bu modeller için önemlidir. Az sayıda gecikme sayısına yer vermek doğru olduğu halde yokluk hipotezinin reddine (testin büyüklüğünü (size) etkileyerek) neden olacaktır. Çok sayıda gecikme kullanmak ise testin gücünü (power) azaltacaktır. Çünkü gereksiz parametreler var olan etkin gözlem sayısını azaltacaktır. k 'nin seçimine ilişkin Perron(1989) tarafından önerilen yöntem kullanılmıştır. Bu yöntemle göre, açıklanan değişkenin gecikmeli yapıları açıklayıcı değişken olarak kullanılan modellerde, gecikme sayısı, yıllık veriler için 8, üçer aylık veriler için 12 değerinden başlayarak birer birer azaltılır ve tahmin edilir. En son gecikmeli değişkenin tahmin edilen parametresine karşılık gelen t istatistik değeri anlamlı oluncaya kadar, bu işleme devam edilir.

Yapısal değişikliklerin olduğu dönemler hakkında öncelikli bir bilgiye sahip olunmadığında kullanılan bir başka yöntem Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilmiştir. ZA'nın iki önemli açıklaması vardır. Birincisi, kırılma noktası içsel olarak tahmin edilmektedir. İkincisi, bir zaman kırılma kukla değişkeni $(D(T_B)_t)$ yoktur.

ZA (1992) çalışmasında, tahmin edilen kırılma noktası ile ilgili test istatistiklerinin asimtotik dağılımı mevcuttur. ARMA şokları kullanılarak geliştirilen test istatistiklerinin sınırlı örnek dağılımı hesaplanmıştır. Aynı çalışmada, birim-kök test süreci geliştirilerek, alternatif hipotez altında trend fonksiyonundaki kırılmalar tahmin edilmiştir.

Perron (1989), birim-kök yokluk hipotezi altında çeşitli kısıtlamalar geliştirerek, aşağıdaki denklemlere ulaşmıştır.

MODEL (A)

$$Y_t = \mu^A + \theta^A D U_t + \beta^A t + \delta^A D(T_B)_t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^A_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (8)$$

$$\alpha^A = 1 \quad \beta^A = 0 \quad \theta^A = 0$$

MODEL (B)

$$Y_t = \mu^B + \theta^B DU_t + \beta^B t + \delta^B DT^*_t + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^B_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

$$\alpha^B = 1 \quad \beta^B = 0 \quad \delta^B = 0$$

MODEL (C)

$$Y_t = \mu^C + \theta^C DU_t + \beta^C t + \delta^C DT_t + \Phi^C D(T_B)_t + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^C_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (10)$$

$$\alpha^C = 1 \quad \beta^C = 0 \quad \delta^C = 0$$

ZA, model (B) için, Perron tarafından kullanılan "Additive Outlier" model yerine, "Intervention Outlier" model kullanmıştır ve aşağıdaki gibi göstermiştir.

$$y^B_t = \alpha^B y^B_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^B_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (11)$$

y^B_t , sabit, trend ve DT^*_t 'in, Y_t üzerindeki regresyonundan elde edilen hataları vermektedir. Kırılma noktası bilindiğinde, Perron ve Vogelsang (1991)'in gösterdiği, (9) nolu denklemdeki α^B ' nın asimtotik dağılımı, Perron'un 2'inci teoreminde verilmektedir. Bu dağılım (11)'de gösterilen α^B ' nın asimtotik dağılımından farklıdır (Zivot ve Andrews, 1992:254).

Birim-kökün varlığı için Perron (9)-(11) de yer alan istatistikler dikkate alınmıştır.

$$t_{\alpha^i}(\lambda) \quad i = A, B, C \quad (12)$$

olmak üzere $\alpha_i=1$ testi için standart t istatistiği tanımlanmıştır. Bu istatistikler, kırılma noktası (T_B) ya da break fraction (λ) üzerine kurulmuştur ($\lambda = T_B/T$). $\lambda = T_B/T$ olmak üzere, (12)'de α 'nın kritik değerinin büyüklüğünü ZA , $k_{\alpha}(\lambda)$ olarak göstermiştir. Eğer, $t_{\alpha^i}(\lambda) < k_{\alpha}(\lambda)$ ise birim-kök yokluk hipotezi red edilir.

Denklem (12)'deki Perron'nun test istatistiği, ZA'dan farklıdır. Perron'nun yokluk hipotezinde λ dışsal olarak alınmıştır. ZA ise dışsallık varsayımı üzerinde tartışarak, **zamanın bilinmeyen bir noktasında** bir zaman kırılmasıyla trend durağan süreç olarak gösterilen Y_t serisini, alternatif hipotez olarak varsaymışlardır. Üç model için yokluk hipotezi aşağıda verilmiştir.

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + e_t \quad (13)$$

(13) nolu denklemde, (9) ve (11)'de tanımlanan $D(T_B)$ kukla değişkeni yoktur. Bu yüzden Perron'nun ADF test stratejisi izlenerek aşağıdaki denklemlere ulaşılmıştır.

30

$$Y_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^A_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (14)$$

$$Y_t = \mu^B + \beta^B t + \delta^B DT^*_t(\lambda) + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^B_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (15)$$

$$Y_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \beta^C t + \delta^C DT^*_t(\lambda) + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda^C_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (16)$$

Burada,

$$\begin{array}{llll} DU_t(\lambda) = 1 & t > T\lambda & DT^*_t(\lambda) = t - t\lambda & t > T\lambda \\ 0 & \text{diğerleri,} & 0 & \text{diğerleri,} \end{array}$$

Yukarıdaki denklemler KEKK yöntemi ile tahmin edilir. λ 'nın her bir değeri için, k gecikme sayısı, Perron'nun prosedürü kullanılarak belirlenmiştir. $\alpha_i=1$ testi için t istatistiği hesaplanmıştır ve kırılma yılı minimum t istatistiğine karşılık gelen yıldır.

Yapısal değişikliklerin olduğu dönemler hakkında öncelikli bir bilgiye sahip olunmaması durumunda, önerilen yöntemlerden birisi de Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) tarafından geliştirilmiştir. BLS, üç istatistik hakkında bilgi vermiştir. Bunlar, recursive (dönüşümlü), rolling (dönerli) ve sequential (ardışık) yaklaşımlardır (Banerjee, Lumsdaine ve Stock 1992 : 273-276). Recursive ve rolling testleri, serilerin alt örneklerindeki değişmelerle ilgilidir. Sequential istatistik ise serilerin tümü kullanılarak hesaplanmıştır. BLS, test istatistiklerinin asimtotik dağılımını türetmişlerdir. Zivot ve Andrews gibi, onlarda bootstrap yöntemini sınırlı örnekler için kullanmışlardır.

Recursive ve rolling testleri, aşağıda belirtilen model yardımıyla hesaplanabilir.

$$\text{Model I. } Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (17)$$

(17) nolu modelde yokluk hipotezi, $\alpha = 1$ ve $\beta = 0$ dir.

Recursive istatistikler, alt örnekler kullanılarak $t = 1, 2, \dots, k$ ve $k = k_0, \dots, T$ olarak sınıflandırılmıştır. T , analiz dönemindeki gözlem sayısıdır. k_0 , başlangıç değeridir. Her alt döneme karşılık gelen gözlemler kullanılarak (17) nolu model yardımıyla $t_{DF}(k/T)$ istatistik değeri hesaplanır. BLS (1992), dört recursive istatistik önermiştir: tüm örnekler için DF istatistiği t_{DF} ; maksimal DF istatistiği $t_{DF}^{\max} = \max_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k/T)$; minimal DF istatistiği $t_{DF}^{\min} = \min_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k/T)$ ve fark $t_{DF}^{\text{fark}} = t_{DF}^{\max} - t_{DF}^{\min}$.

Rolling DF istatistiği, recursive DF istatistiği gibi ifade edilebilir. $t_{DF}^{\max} = \max_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k/T; \delta_0)$; $t_{DF}^{\min} = \min_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k/T; \delta_0)$ ve fark $t_{DF}^{\text{fark}} = t_{DF}^{\max} - t_{DF}^{\min}$.

Sequential DF istatistiği tüm analiz dönemindeki gözlemlerin tamamının kullanımıyla ve aşağıda belirtilen model yardımıyla hesaplanır.

$$\text{Model I. } Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \theta \tau_{1t}(TB) + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta Y_{t-1} + \omega x_{t-1}(TB) + e_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (18)$$

$$\text{Durum 1. : } \tau_{1t}(TB) = (t - TB) \quad ; \quad (t > TB) \quad (18.a)$$

$$\text{Durum 2. : } \tau_{1t}(TB) = 1(t > TB) \quad ; \quad (t > TB) \quad (18.b)$$

(18) nolu modelde $x_{t-1}(TB)$, sabit ortalamalı durağan varsayılan m .inci vektör otoregresörleridir. $1(\cdot)$ gösterge fonksiyonu ve kırılma dönemi TB 'dir.

Recursive, rolling ve sequential istatistikleri için uygun asimtotik kritik değerler BLS(1992)'de Tablo1 ve Tablo 2'de verilmiştir. Yine aynı çalışma da, kırılma noktası için üç istatistik tanımlanmıştır: t_{DF}^{\min} , F_T^{\max} ve $t_{DF}(TB)$. Birincisi α 'nın minimum t istatistiğidir ve bu minimum istatistiğe denk düşen yıl, kırılma yılıdır. İkincisi, trend fonksiyonu kukla değişkeninin parametresinin F istatistiğidir. F istatistiğini maksimize eden yıl muhtemel kırılma yılı olarak alınır ve daha sonra bu yıla ait α 'nın t istatistiğinin (ki burada $t_{DF}(TB)$ ile gösterilmiştir) minimum olup olmadığına bakılır (Çakan; 1998:12).

3. Sonuç

Bilindiği üzere, uygun modelin seçiminde ilk adım verinin zaman serisi özelliklerinin test edilmesidir. Zaman serileri, durağan ve durağan olmayan zaman serileri olmak üzere ikiye ayrılır. Bu tür bir ayırım zaman serisi analizlerinde büyük önem taşır. Çünkü, zaman serisi analizleri için geliştirilmiş bulunan ve kullanılan olasılık teorileri yalnız durağan zaman serileri içindir.

Durağanlık varsayımı, uygulamada karşılaşılan zaman serileri için, çoğu zaman rastlanılmayan bir durumdur. Bunun için durağan olmayan seriler, analizlerde bir takım dönüşüm yöntemler (Kalman Filtreleme yöntemi, Fark alma yöntemi gibi)

kullanılarak durağan serilere dönüştürülür. Ancak, bu çalışmada, söz konusu dönüşüm yöntemleri incelenmemiştir. Durağanlığı kontrol etmede kullanılan birim-kök testleri arasında Dickey-Fuller (1981), Augmented Dickey-Fuller(Genişletilmiş Dickey-Fuller), Phillips-Perron(1988), Hall(1989) gibi testlerden sadece Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi üzerinde durulmuştur. ADF testinde, herhangi bir iktisadi seri düzeyde durağan değilse, I.sıra farkta durağan; I.sıra farkta durağan değilse, II. sıra farkta durağan çıkabilir. Eğer serinin düzeyde birim-kök yokluk hipotezi rededilemiyorsa, söz konusu seriye bazı kukla değişkenler (DU_t , DT_t , DT^*_t) eklenerek, serinin düzeyde durağan olup olmadığına bakılır. İşte, Perron(1989, 1997), Zivot ve Andrews(1992) ve Banajee, Lumsdaine ve Stock(1992) bu mantıktan hareket ederek çeşitli modeller geliştirmişlerdir.

Bu modellerin önemi şuradadır. Birincisi, eğer seriler kırılan trend fonksiyonu etrafında durağanlarsa, bu durumda ADF birim-kök istatistiği, yanıltıcı sonuçlar verebilir. İkincisi, modeller, iktisat teorisinin ortaya attığı hipotezlerinin gerçekçi olup olmadığını kontrol etmede birer araç olarak kullanılabilir.

KAYNAKÇA

- Banajee, A., R.L. Lumsdaine, J.H. Stock (1992), "Recursive and Sequential Test of the Unit Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence", **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. 10.
- Christiano, L.J. (1992), "Searching for a Break in GNP", **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. 10.
- Çabuk, A.(1995), **Makroekonomik Değişkenlerde Birim Kök**, Çukurova Üniversitesi, Araştırma Fonu Projesi/ Proje No: İİBF.95/4.
- Çakan, E. (1998), **Investigating Structural Breaks in Turkish Monetary Aggregates**, Yüksek Lisans Tezi, ODTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- 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**, Vol 74.
- Dickey, D.A. ve W.A. Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, Vol. 49.
- Hall, A.(1989), "Testing for a Unit Root in the Presence of Moving Average Errors", **Biometrika**, Vol.76.
- Harris,R.(1995), **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**, London: Prentice-Hall.
- Maddala, G.S. ve In-Moo Kim(1998), **Unit Roots Cointegration and Structural Change**, Cambridge University Press.
- Nelson, C.R. ve C.I. Plosser(1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", **Journal of Monetary Economics**, Vol.10.

- Perron, P.(1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a new Approach", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol.12.
- Perron, P.(1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, Vol. 57.
- Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", **Journal of Econometrics**, Vol. 80.
- Perron, P. ve T.J. Vogelsang(1991), "The Great Crash the On Price Shock and the Unit Root Hypothesis: Corrections and Extensions of Some Asymptotic Results", unpublished , manuscript: Princeton University, Dept. of Economics.
- Perron, P. ve T.J. Vogelsang(1992), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions", **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. 10.
- Phillips, P.C.B. ve Perron, P.(1989), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, Vol.75.
- Süalp, N.(1997), "İktisatta Zaman Serileri ve Koentegrasyonun Yeri ve Kullanımı Üzerine", **İktisat Dergisi**, Ekim.
- Tarı, R. (1999), **Ekonometri**, Alfa Yayın No:609.
- Zivot, E.ve D.W.K. Andrews(1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis", **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. 10. 251-270.