

SAPAN GÖZLEM İLE YAPISAL KIRILMA NOKTASI İLİŞKİSİ VE BUNUN BAYESYEN OTOREGRESİF SÜREÇLE TESPİTİ*

THE RELATIONSHIP OF ABERRANT OBSERVATION AND STRUCTURAL BREAK POINT: DETERMINATION WITH BAYESIAN AUTOREGRESSIVE PROCESS

Oya EKİCİ, Özlem YORULMAZ

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü

ÖZET: Yapısal kırılma noktası, zaman serilerinde sapan gözlem türlerinden biri olan seviye kayması (Level Shift) olarak düşünülebilir. Çalışmada sapan gözlem türlerinden özellikle seviye kayması ve Bayesyen otoregresif sürece kısaca değinilmiştir. Bu kapsamda seviye kaymasının Bayesyen otoregresif süreçle de bulunabildiği bir seri üzerinde gösterilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Kırılma noktası ; Sapan gözlemler ; Seviye kayması ; Perron süreci ; Otoregresif sürecin son dağılımı

ABSTRACT: *In time series, structural break point can be considered as Level Shift, one type of aberrant observation. Types of aberrant observations, especially Level Shift, and Bayesian autoregressive process are mentioned in the study. In this extent, the ability of finding Level Shift with Bayesian Autoregressive process is also demonstrated on real data.*

Keywords: *Aberrant observations ; Level shift ; Perron's process ; Posterior distribution of autoregressive process and structural break*

1. Giriş

İktisadi zaman serilerinde rastlanabilen yapısal kırılma, ekonometrik incelemelere de konu olmuştur. Özellikle yapısal kırılma noktasının belirlenmesi ve bunun devamında zaman serisi modellemesinde kırılmanın etkisinin ortadan kaldırılması, araştırmalarda önem arz eden çözümlerdir. Bilindiği gibi bu çözümlere ulaşmak için literatürde çok çeşitli yöntemler yer almaktadır.

Çalışmada yapısal kırılma noktası, alternatif bir bakışla, yaygın kullanımının dışında bir yoruma yer verilerek ele alınmış ve yapısal kırılma noktası bir sapan gözlem türü gibi düşünülmüştür. Bu nedenle öncelikle sapan gözlem türleri açıklanmış ve yapısal kırılmanın bunlardan hangisiyle paralellik taşıdığına değinilmiştir. Seviye kayması (LS) türündeki sapan gözlemlerin teşhis edilmesinde önce Tsay'ın önerdiği yöntem ve sonrasında Bayesyen yöntem tartışılmıştır. Daha sonra Bayesyen yaklaşımın teorik alt yapısı sağlanarak, temel ilkeleri çerçevesinde Bayesyen otoregresif süreç anlatılmıştır. Son olarak teorik bağlamda anlatılan her iki yaklaşım, gerçek veri üzerinde uygulanmıştır.

2. Sapan Gözlem Türleri ve Kırılma Noktası ile İlişkisi

Aykırı gözlemler (outliers) verinin çoğunluğundan uzakta duran, verinin genel yapısından farklı bir yapı gösteren sapan gözlemlerdir. Hatalı veri girişi ya da ekonomi

* Bu çalışma 8. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Kongresi'nde (25.05.2007) sunulmuştur.

politikasının değişimi gibi sıra dışı olaylar gözlemlerin sapmasına neden olur. Veride aykırı gözlem olması durumunda test ve tahmin sonuçları büyük ölçüde etkilenebilir. Dolayısıyla aykırı gözlemler, yanlış ve/veya tutarsız tahmin sonuçlarına, yanlış parametre tahminlerine, zayıf öngörülere, doğrusal bir modelin doğrusal olmayan olarak algılanmasına neden olabilir, söz konusu etkilerin anlatıldığı çeşitli çalışmalar mevcuttur. Örneğin, Ledolter (1989), Tsay (1986) ARMA modellerinde; Chen ve Liu (1993) ise ARCH testi ve modellerinde aykırı gözlem etkilerini incelemiştir. Tsay (1986), aykırı gözlem varlığının örnek otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarında yanlışlığa neden olacağını ve bu “yan”ın büyüklüğünün, aykırı gözlem sayısına ve aykırı gözlemin türüne bağlı olarak değişeceğini açıklamıştır. Chen ve Tiao (1990), Perron (1990); aykırı gözlemin varlığında ARMA modelinin parametrelerinin en küçük kareler yöntemiyle elde edilen tahminlerinin tutarsız olacağını ifade etmişlerdir. Bu nedenledir ki zaman serilerinde aykırı gözlem teşhisi modelleme ve çıkarsama aşamalarında önemli rol oynar.

Sapan gözlemler çeşitli yazarlar tarafından değişik biçimde sınıflandırılmıştır. İlk sınıflamayı 1972’de Fox, I. Tür (Additive) ve II. Tür (Innovational) aykırı gözlem olarak yapmıştır. Sonrasında yapılan diğer çalışmalarda seviye kayması ve geçici değişim (Temporary Change) etkilerinden söz edilmiş ve sınıflamaya dahil edilmiştir. Bunlar;

-Toplamsal aykırı gözlem (Additive Outlier-AO), genellikle hatalı veri girişi nedeniyle ortaya çıkar ve tek bir gözlem etkilenir. Beklenenden oldukça büyük ya da küçük değere sahip olan bu gözlemden sonra seri normal seyrine geri döner.

-Değişimsel aykırı gözlem (Innovational Outlier-IO) ise sadece sapmanın (genel terminolojiye göre de “şokun”) olduğu dönemi değil izleyen dönemleri de etkiler. Sapmanın zaman serisi üzerindeki kalıcı etkisiyle ortaya çıkar.

-Seviye Kayması (Level Shift-LS) seriyi belli bir dönemde etkileyen ve sonrasında kalıcı bir etki bırakan gözlem(ler)dir. AO ve IO türü gözlemlerden farklı bir yapı izler. Bir anlamda yapısal bir değişimdir; serinin seviyesini (ortalamasını) değiştirir. Savaşlar, finansal krizler, politik müdahaleler buna neden olabilir.

“Bugüne kadar yapısal kırılma ve aykırı gözlem, hatta doğrusal olmama konularının keskin çizgilerle birbirinden ayrı olduğu düşünüldüğünden, pek çok ampirik araştırma bu özelliklerden sadece biri üzerine odaklanmıştır.” (Giordani vd, 2007). Ancak seviye kayması bir anlamda dışsal yapısal kırılma olarak da düşünülebilir.

Kimi durumlarda bazı aykırı gözlemlerin (hatalı veri girişi gibi) etkisinin modele yansımaması gerekir. Böyle bir durumda aykırı gözlemler veriden silinmelidir ama LS etkisi söz konusu olduğunda, bu etkiyi modele yansıtacak biçimde bir düzenleme yapılmalıdır;

$$y_t = \rho y_{t-1} + \omega D_t(t \geq b) + \lambda D_t(t = b) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Modelde D_t kukla (dummy) değişkeni, $t = 1, 2, \dots, n$ zaman aralığında $t \geq b$ kırılmanın olduğu nokta (b) ve sonrasında “1” değerini alırken, öteki durumlarda “0” değerini alır.

Geçici Değişimin (Temporary Change-TC) karakteristiği ise şöyledir. Bir dönemde meydana gelen olayın etkisi, zamanla üstel azalarak kaybolur. Bu etki bir süre sonra azalarak ortadan kalkar.

2.1. Sapan Gözlemlerden LS'nin Belirlenmesinde Kullanılan Yaklaşımlar

Aykırı gözlemleri teşhis etmede çeşitli yöntemler mevcuttur. Bu çalışmada Tsay (1989)'ın önerdiği süreç ile Bayesyen sürece dayalı teşhis yöntemleri üzerinde durulmuştur. Bu yöntemlere geçmeden şunu da ilave etmek gerekir ki, kırılmanın başta ya da sonda olması öngörü yapılırken, sağlıklı sonuca ulaşmayı engelleyeceğinden, veri inceleme aşamasında dikkat edilmesi gereken bir noktadır.

2.1.1. Yaklaşım I

Tsay (1989)'ın önerdiği süreç, sıradışı gözlemleri ortaya çıkarmak ve onların etkisini kontrol altına almak gibi genel bir yöntem biçimidir. ARIMA modelin tanımlanmasını, tahminini, aykırı gözlemlerin teşhis edilip, etkisinin ortadan kaldırılmasını ya da bu etkinin müdahale (intervention) değişkenleri olarak modele eklenmesini içeren bir iteratif yöntemdir.

Chen ve Liu'nun makalesinden esinlenerek hazırlanan TSW programı, verideki sapan gözlemleri teşhis etmek amacıyla kullanılabilir. TSW'nin geri plânındaki algoritma şöyle ifade edilebilir:

ARMA modeli, modelde hiçbir aykırı gözlem yokmuş gibi tahmin edilir. Tahmin edilen kalıntılar üzerinden olabilirlik oran istatistikleri hesaplanır (bu istatistikler her bir gözlem için ayrı ayrı düşünülmelidir). Mutlak değeri en büyük olan test istatistiği, önceden belirlenen kritik değerle kıyaslanır, eğer bu değerden küçükse yani test istatistiği daha büyükse aykırı gözlem elde edilmiş olur. Bulunan aykırı gözlemin etkisi dikkate alınır ve bu işlem hiçbir aykırı gözlem kalmayana kadar devam eder. Algoritma ARMA modelinin başına döner ve model yeniden tahmin edilir. Aykırı gözlem varlığının araştırması hiçbir aykırı gözlem kalmayana kadar bu şekilde devam eder (Maravall, 2006).

Kısaca, her bir gözlem sırasıyla ele alınarak olabilirlik oran istatistikleri hesaplanır ve bu değerler önceden seçilmiş olan kritik değerlerle kıyaslanır, anlamlı olanlar seçilir.

2.1.2. Yaklaşım II - Bayesyen Analiz

“Tüm parametre uzayı bilgisini kullanarak, Bayesyen yöntemler, gerçek parametre değerleriyle ilgili yapısal kırılma, aykırı gözlem, çok modlu (tepe değeri olan) bir yapı gibi sonlu örnek belirsizliğini yakalar” (Koop ve Potter, 2000). Belirsizliği daha iyi sayısallaştırmak ve daha doğru, güvenilir çıkarsama yapmak amaçları da göz önünde bulundurularak, bir ikinci yaklaşım için Bayesyen yaklaşım tercih edilmiştir. Buna ilave olarak yaklaşım, analiz çerçevesinde, ön bilgiyi kurallı bir biçimde modele dahil etme imkânı verir.

Parametrenin, olasılık dağılımı olan bir rastlantı değişkeni gibi düşünüldüğü Bayesyen yaklaşımda, istatistiksel çıkarsama için Bayes teoremine göre; P bir olasılık yoğunluk fonksiyonunu gösterirken θ parametre vektörü ve y gözlemler vektörü olmak üzere $P(y, \theta)$ birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu ise,

$$P(y \setminus \theta).P(\theta) = P(y, \theta) = P(\theta \setminus y).P(y) \quad (2)$$

Eşitliklerinden,

$$P(\theta \setminus y) = \frac{P(\theta).P(y \setminus \theta)}{P(y)} \quad (3)$$

elde edilir. Bilindiği gibi y , gözlenen değerlerdir. Bundan ötürü paydadaki $P(y)$, c^1 gibi belirli bir sabittir. Sözü edilen sabit c , son dağılımın integralini veya toplamını 1'e eşitleyen bir normalleştirme sabitidir. Sabiti ortadan kaldırarak daha az karmaşık ifadeyle son olasılık yoğunluk fonksiyonu (oyf) şöyle yazılır;

$$P(\theta \setminus y) \propto P(\theta).P(y \setminus \theta) \quad (4)$$

son oyf \propto ön oyf x olabilirlik fonksiyonu

Bayesyen yaklaşımda parametre ile ilgili her türlü çıkarsama için, önce son dağılım hesaplanmalıdır. Zaman serisi modellemesinde Bayesyen ilkeler uygulandığı zaman analizin temelini oluşturan süreç, Bayesyen istatistiksel çıkarsamada olduğu gibi gerçekleşecektir;

$$P(\rho, \sigma \setminus y, y_0) \propto P(\rho, \sigma).P(y \setminus \rho, \sigma, y_0) \quad (5)$$

Burada y_0 , y serisinin tayin edilen başlangıç değerini, ρ otokorelasyon parametresini, σ ise standart sapmayı gösterir. Verilen ilişkide ilgili model açıklanmalıdır. Bu bağlamda ifade kolaylığı sağlaması açısından sabitin olmadığı, birinci dereceden otoregresif süreci gösteren model şöyle yazılabilir;

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Bu modelde olabilirlik fonksiyonu şöyle olacaktır;

$$P(y \setminus \rho, \sigma, y_0) \propto \frac{1}{\sigma^N} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^N (y_t - \rho y_{t-1})^2\right) \quad (7)$$

Ön dağılım için ise belirsiz ön dağılım

$$P(\rho, \sigma) \propto \frac{1}{\sigma}$$

şeklindedir.

Denklemden patlamalı (explosive) durumlar hariç tutularak ρ , $-1 < \rho < 1$ aralığında, σ ise $0 < \sigma < \infty$ aralığında tanımlanmıştır.

Bayes ilkesiyle elde edilecek birleşik son dağılım (varyansın bilinmediği varsayımıyla),

$$P(\rho, \sigma \setminus y, y_0) \propto \frac{1}{\sigma^{N+1}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^N (y_t - \rho y_{t-1})^2\right)$$

biçiminde olur. Bazı işlemler sonucunda,

$$\begin{aligned} \hat{\rho} &= \frac{\sum y_t \cdot y_{t-1}}{\sum y_{t-1}^2} \\ \sum (y_t - \rho y_{t-1})^2 &= R + (\rho - \hat{\rho})^2 Q \\ R &= \sum \hat{\varepsilon}_t^2 \\ \hat{\varepsilon}_t &= y_t - \hat{\rho} y_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

eşitliklerine dayanarak Maddala ve Kim (2002)'e göre, birleşik son dağılımı aşağıdaki gibi olur;

$$P(\rho, \sigma \setminus y, y_0) \propto \sigma^{-N-1} \exp\left(-\frac{R + (\rho - \hat{\rho})^2 Q}{2\sigma^2}\right). \quad (9)$$

Birim kök olması halinde, klâsik yöntemler asimetrik ve standart olmayan dağılımlara dayalı iken (AR parametresinin en küçük kareler (EKK) tahminin Dickey - Fuller dağılımı gibi), Bayesyen yöntemler gerçek AR parametresi için simetrik standart son dağılımı kullanır. EKK tahmincisi $\hat{\rho}$ 'nın asimetrik dağılımına dayalı klâsik yöntemler, ρ 'nun büyük değerlerine çok fazla önem vererek yanıltıcı sonuçlar doğurabilmektedir. Öte yandan Bayesyen yöntemde birim kök testinde ρ için güvenilir sonuçlar vermesi aynı zamanda AR(1) sürecindeki bir ρ parametresinin daha güvenli, hassas tahmin edilebilmesi anlamına gelir (Maddala ve Kim, 2002).

Teorik olarak çıkarsama yapmak üzere son dağılımın ortalaması hesaplanmak isteniyorsa, varyansın bilinmediği durum için marjinal son dağılım hesaplanır. Marjinal son dağılımı hesaplamak için, birleşik son dağılım elde edildikten sonra σ 'ya göre integrali alınır. Ayrıca Kim (1991)'in getirdiği geometrik yoruma göre, bir kırılma noktası marjinal son dağılımın tepe (peak) yaptığı yer olarak ifade edilebilir.

Benzer biçimde son dağılımın varyansı için birleşik son dağılım elde edildikten sonra ρ 'ya göre integrali alınır. Bu şekilde bulunan marjinal son dağılımlar Maddala ve Kim (2002)'in çalışmasında aşağıdaki biçimdedir;

$$P(\rho \setminus y, y_0) \propto [R + (\rho - \hat{\rho})^2 Q]^{-N/2} \quad (10)$$

$$P(\sigma \setminus y, y_0) \propto \frac{1}{\sigma^{N+1}} \exp\left(-\frac{R}{2\sigma^2}\right). \quad (11)$$

Bilinmeyen olarak sadece ρ 'nun kaldığı ilk ifadenin (t dağılımı ile aynı fonksiyonel yapıda olması dolayısıyla) tek değişkenli t dağılımı olduğu görülmüştür. σ 'nın marjinal son dağılımı ise ters gama dağılımıdır.

Bu otoregresif sürecin hesaplamasında MCMC (Markov Zinciri Monte Carlo) simülasyon yöntemi kullanılabilir. Çünkü esasında analitik olarak buraya kadar belirtilen Bayesyen işlemlerin yapılması neredeyse imkânsızdır. Monte Carlo yöntemi ile, istenilen bir olasılık dağılımından birbirinden bağımsız, simülasyon değerleri takımı üretilir. Başka bir ifade ile son dağılımdan rastlantısal olarak çok sayıda değer çekilir. MCMC ise her bir simülasyon değerinin bir önceki değere bağlı olduğu, zincir değeri üretir. Eğer bu zincir yeterince uzun çalışırsa, ilgilenilen son dağılımın istenilen halini bulacaktır. Zincir dolaşarak çekilen değerlerden özet istatistikler üretir. Elde edilen örnekten son dağılımın ortalamasına, medyanına, Bayesyen güven aralığına (en yüksek son yoğunluk -HPD- aralığı) ulaşılabilir.

Yöntemde kullanılan Markov Zinciri, simülasyon ile belirlenen herhangi bir θ^t serisinde, sadece zincirin kendisinden bir önceki değerine θ^{t-1} bağımlı olduğu, diğerlerinden bağımsız olduğu bir stokastik süreçtir;

$$P(\theta^t \in A \setminus \theta^0, \theta^1, \dots, \theta^{t-2}, \theta^{t-1}) = P(\theta^t \in A \setminus \theta^{t-1}) \quad (12)$$

Burada A , tüm mümkün durum uzayında, belirlenmiş herhangi bir veri kümesidir. Kısacası Markov Zincirinin durum uzayında gezinen ve sadece bir önceki dönemden etkilenen bir özelliği vardır. Bu örnekleme açısından oldukça iyi bir özelliktir. Çünkü zincir aslında durum uzayında en yüksek yoğunluğa sahip alanı bulur ve bağımsız olmayan bu dağılımdan bir örnek üretir. Böylece istenilen duruma daha çabuk ulaşır.

Çok boyutlu parametre yapısı için Gibbs Örneklemesi uygulanır. Dolayısıyla Gibbs aslında MCMC'nin genel halidir. Sözelimi Y seriyi gösterirken, θ parametre vektörü, θ_1 ve θ_2 gibi iki bileşenden oluşuyorsa;

$$P(\theta_1 \setminus \theta_2, Y) \text{ ve } P(\theta_2 \setminus \theta_1, Y) \quad (13)$$

koşullu dağılımlarının bilindiği varsayılın, burada bulunması gereken $P(\theta_1 \setminus Y)$ ve $P(\theta_2 \setminus Y)$ olasılıklarıdır (hedef koşullu dağılımlar). Bunun için, parametreler için makul olabilecek herhangi bir başlangıç değeri seçerek (θ_1^0, θ_2^0) , Gibbs Örnekleme süreci yürütülür. Dışarıdan tayin edilen bu değerler ile başlayan ve aşağıdaki sırayı takip eden iki koşullu dağılımdan örnek çekilir;

$$\begin{aligned} \theta_1^1 &\sim P(\theta_1 \setminus \theta_2^0, Y), \theta_2^1 \sim P(\theta_2 \setminus \theta_1^1, Y), \theta_1^2 \sim P(\theta_1 \setminus \theta_2^1, Y), \\ \theta_2^2 &\sim P(\theta_2 \setminus \theta_1^2, Y), \theta_1^3 \sim P(\theta_1 \setminus \theta_2^2, Y), \theta_2^3 \sim P(\theta_2 \setminus \theta_1^3, Y) \end{aligned} \quad (14)$$

şeklinde Gibbs Örneklemesine dayalı simülasyon süreci gerçekleşir (Ekici, 2005)*.

* MCMC ve Gibbs Örnekleme sürecinin anlatımı sözü edilen kaynaktan alıntıdır.

Özetle ön dağılım belirlenir. Fonksiyon ve parametre yapısı belirli ön dağılım, olabilirlik fonksiyonu ile çarpılır. Zaman serisi için bu eşitlik;

$$f(\rho, \tau \setminus y) \propto \prod_{t=1}^N f(y_t \setminus \rho, \tau) \cdot \prod_{i=1}^k f(\rho_i) \cdot f(\tau) \quad (15)$$

şeklinde yazılabilir. Elde edilen bileşik son dağılımdan MCMC'ye göre değer çekilir. Başlangıç değerleri verilir. Daha sonra zaman serisi için belirtilen süreç işler. İlk aşamada bir parametre dışında diğer tüm parametrelerin başlangıç değeri veri iken bileşik son dağılımdan değer çekilir. Bu parametre değeri bir sonraki adımda veri iken diğer bir parametre için değer çekilir. Bütün parametreleri dolaştıktan sonra bir zincir tamamlanmış olur. Bu işlem iterasyon sayısı kadar tekrarlanır.

Bayesyen yaklaşımda modelde hangi ön dağılımın kullanılacağı önemli bir konudur. Zaman serisi modellemesinde de yine dikkat edilmesi gereken bir husus olarak ortaya çıkar. Belirlenen aralıkta parametreye aynı olasılık değerlerinin atandığı Dikdörtgen ön dağılım, bilgi matrisinden elde edilen Jeffreys'in ön dağılımı ve belirsiz ön dağılım, özünde birbirinden çok farklı sonuç vermez ve her üçü de bilgi vermeyen ön dağılımlardır. Klâsikle aynı sonuçları verirler. Ancak durağan olmayan zaman serilerinde durum farklıdır.

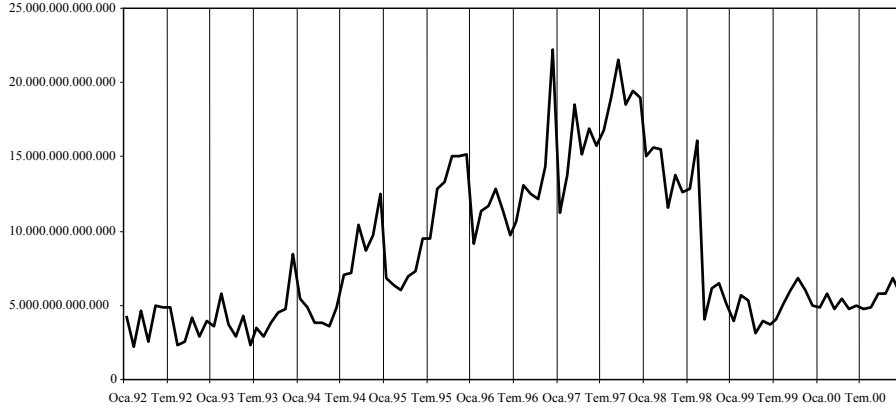
Durağan olmayan zaman serilerinde, bilgi vermeyen ön dağılım da kullanılsa Bayesyen ve Klâsik birbirinden farklı sonuç verir. Sims ve Zellner bilgi vermeyen ön dağılım olarak, dikdörtgen ön dağılım kullanmışlardır. Ancak Phillips dikdörtgen ön dağılımın zaman serilerinde bilgi veren bir yapıya ulaştığını söylemekte ve bilgi vermeyen ön dağılım kullanılmak istendiğinde Jeffreys'in ön dağılımını veya belirsiz ön dağılımı önermektedir. Phillips'in temel argümanına göre, ρ parametresi regresyon modelindeki β 'dan farklıdır. Çünkü farklı aralıklardaki ρ hakkında örnek daha fazla bilgi veriyor. Yani, $|\rho|$ büyük olduğunda, veri ρ hakkında daha fazla bilgi veriyor. Bu şekilde ρ 'nun her değerine eşit davranmakla dikdörtgen ön dağılımın düşük ağırlıktaki büyük değerleri bilgi taşır. Dolayısıyla dikdörtgen ön dağılımlar bilgi vermemek yerine, aslında birim kök ve patlamalı (explosive) alternatiflerinin olasılıklarını etkilemekle bilgi vermektedir (Maddala ve Kim, 2002).

3. Gerçek Veri Üzerinde Bir Çalışma

Yapısal kırılmanın buraya kadar açıklanan yaklaşımlarla nasıl tespit edileceğini göstermek için gerçek veri üzerinde çalışma yapılmıştır. Tek bir yapısal kırılmanın olduğu bir seri araştırılmış ve buna uygun olarak TÜİK'in "Seçilmiş Ülke ve Fasıllara Göre Dış Ticaret" bültenindeki verilerine dayanan, Türkiye'nin Rusya Federasyonu'na yaptığı ihracatın, Ocak 1992 - Aralık 2000 dönemine ait aylık verileri (dolar olarak) bulunmuştur. Rusya'ya satılan ürünlerin arasında hububat, un, nişasta, süt ürünleri, ayakkabılar, kara taşıtları, sabun, plastik ürünler ve tekstil yer almaktadır (Karluk vd, 1999). Dolayısıyla fasılların toplamı genel olarak bu kalemlerden oluşmaktadır.

Seriye analiz etmek üzere Rusya ekonomisine daha yakından bakıldığında, 1997 yılında başlayan uzak Asya krizinin etkisiyle 1998'de ülkenin ciddi bir mali krizin içine girdiği görülmüştür. 17 Ağustos 1998 tarihinde Rusya, devalüasyon yaşamış ve

moratoryum ilan etmiştir. Yaşanan bu mali krizin seride bir yapısal kırılmaya neden olduğu söylenebilir. Aşağıdaki çizim de bir anlamda bu durumu yansıtır.



Şekil 1. 1992-2000 Yılları Arasında Türkiye'nin Rusya'ya olan İhracatı

DPT'nin 1999 yılında hazırladığı raporda, Rusya krizinin bu ülkeye yapılan ihracatı olumsuz yönde etkileyebileceği yorumu yer almaktadır. Zira yıllık 2 milyar doların üzerinde kayıtlı ihracat ve yaklaşık 5 milyar dolar civarında bavul ticareti yapılan Rusya'daki krizin Türkiye'nin dış ticaretini olumsuz yönde etkilemesi kaçınılmazdır (Tüsiad, 2001). Nitekim Eylül 1998'den itibaren ihracat rakamlarında düşüş yaşanmıştır ve beklenildiği gibi bu dönem yapısal kırılmanın varlığına işaret etmiştir.

Bir sapan gözlem olarak ele alınabilecek olan kırılma noktası her zaman görsel olarak açıkça belirlenemeyebilir. Dolayısıyla çalışmanın bu aşamasında amaç, kırılma noktasının görsel olarak belirlenemediği durumda, çeşitli ekonometrik yaklaşımlarla seriyi analiz ederek kırılma noktasını tespit etmektir. Bu yaklaşımlardan ilkinde kırılma noktası bir sapan gözlem olarak değerlendirilmiş ve bunu tespit etmekte TSW kullanılmıştır. Diğer yaklaşımda ise analiz Bayesyen yöntem ile gerçekleştirilmiş ve bu süreç için WinBugs kullanılmıştır.

Seride varolan yapısal kırılma -dolayısıyla LS- noktası çeşitli olumsuz etkilere yol açar. Burada sözü edilen etkiler, modelden elde edilen hataların normal dağılmaması ve birim kök testinin sıfır hipotezinin reddedilmemesi üzerinedir.

Veri ilk aşamada kırılma noktası göz önüne alınmaksızın, aşağıdaki gibi AR(1) süreciyle modellenmiştir;

$$\log y_t = 4.2868 + 0.0004tr + 0.854 \log y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

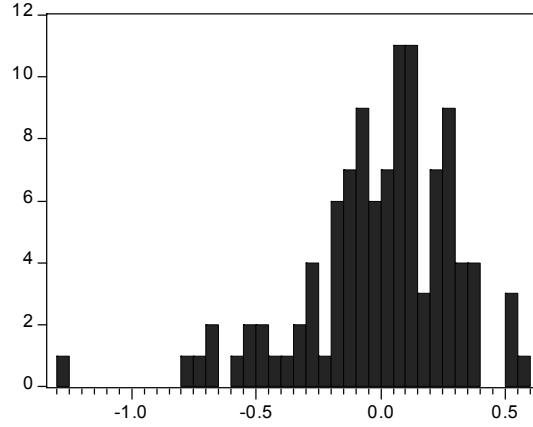
(2.84) (0.456) (16.583)

t = 01.1992,.....,12.2000

Burada tr değişkeni, (01.1992-12.2000) dönemi için doğrusal trende ve parantez içindeki değerler ise t testi sonucunda elde edilen değerlere karşılık gelmektedir.

Franses (2002) aykırı gözlem olması durumunda Jarque-Bera istatistiğinin oldukça yüksek çıkabileceğini, yapılan ampririk çalışmaların sonucuna dayanarak vurgulamıştır.

Yukarıda sözü edilen etkileri destekleyecek şekilde, bu modelden elde edilen kalıntıların, Jarque-Bera normallik testine göre normal dağılmadığı belirlenmiştir. Başka bir ifadeyle, test istatistiği 46.859'un $\chi^2(2)$ 'den büyük olduğu bulunmuş ve normallik hipotezi reddedilmiştir.



Şekil 2. Kırılma Noktası Göz Önüne Alınmaksızın Kurulan Modelden Elde Edilen Hataların Dağılımı

Birim kök analizi için yapılan ADF (Augmented Dickey-Fuller) testine göre bulunan tau değeri -2.0997 , mutlak değerce $(-3.498, -2.891, -2.58)$ MacKinnon kritik değerlerinden daha küçük olduğu için hata serisi birim kök taşır.

Gerek hataların normal dağılmaması gerekse birim kökün varlığına ilişkin sonuçlar, kırılma noktasının varlığının birer göstergesi olarak, belirtilen dönemde yaşanan Rusya ekonomik krizini doğrular. Bu bulgular ışığında daha önce de sözü edilen iki yaklaşımla kırılma -LS- noktası bulunmuştur.

Buna göre, TSW çıktısı serideki sapan gözlemleri şöyle belirlemiştir;

AO01 (0292, -5.67^*) AO02 (1296, 3.23^*) AO03 (0492, -3.05^*)
TC01 (0693, -3.83^*) TC02 (0892, -3.34^*) LS01 (0998, -8.57^*)

Seride bir yapısal kırılma, üç AO ve iki TC noktası vardır. Bu sapan gözlemlerden LS01, ilgilenilen yapısal kırılma noktasıdır. Rusya'nın ekonomik durumuna uygun düşen bir sonuçla, LS01 Eylül 1998 (0998) olarak bulunmuştur. Diğer sapan gözlemler AO ve TC noktalarının ise aslında Rusya ile ihracatı etkileyecek gelişmeleri yansıttığı söylenebilir. Buna açıklık getirmek üzere, ülkenin ilgili dönemle sınırlı, iktisadi konjonktürü Ek1'dedir.

Bayesyen değerlendirmeye geçildiğinde, sonuçlara göre kırılma noktası yine TSW'yi doğrulayacak şekilde 81. gözlem olarak bulunmuştur. Bu gözlem Eylül 1998'e denk gelmektedir.

* Çıktıda görülen rakam t -değerini gösterir, hipotez " H_0 : Aykırı gözlemdir" şeklindedir.

Node	Mean	sd	MC Error
M	81.21	0.00143	0.00149

Uygulamada bu değerlendirmeler göz önüne alınarak belirsiz ön dağılım kullanılmıştır. Belirsiz ön dağılım için kod içinde, otokorelasyon parametresi için ortalaması 0.5 ve kesinliği 0.001 (yani oldukça büyük varyansı) olan normal dağılım; modelin kesinliği için ise alfa ve beta parametresi çok küçük olan gama dağılımı atanır.

Belirlenen ön dağılımla verinin birleştiği modelin, ilk aşamada tüm parametreler ile çıktısı alınmıştır. WinBUGS'ın son dağılıma ilişkin özet istatistikleri verdiği tabloda öncelikle, MC Hatasına (MC Error'a) bakılmaktadır. MC hatası, Markov Zinciri algoritması ile yapılan tahminin standart hatasını gösterir. Bilindiği gibi bu değer mümkün oldukça küçük olması istenir (yani genellikle 0.05'ten küçük). Son dağılımın ortalaması Markov Zinciri ile çekilen örnek değerlerinin ortalamasıdır.

Kırılma noktasının tespitinde kullanılan bu iki farklı ekonometrik yaklaşım birbiriyle örtüşen sonuç vermektedir. Bu sonuç göz önüne alınarak, kırılma döneminin 81 (09.1998) olduğu bilgisiyle, LS etkisi aşağıdaki gibi yeniden modellenmiştir;

$$\log y_t = 15.744 + 0.0139tr + 0.4512 \log y_{t-1} + 0.323 D1_t (t \geq 1998.09) \quad (6.26) \quad (5.51) \quad (5.14) \quad (3.57)$$

$$- 0.7699 D2_t (t = 1998.09) + \hat{\varepsilon}_t \quad (-2.84)$$

$$t = 01.1992, \dots, 12.2000$$

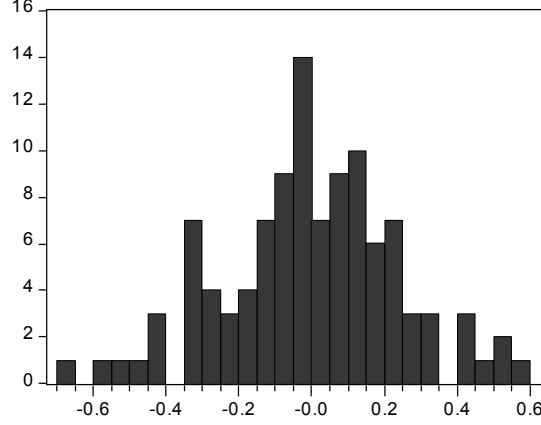
Burada tr değişkeni, (01.1992-09.1998) dönemi için doğrusal trende karşılık gelirken, kukla değişkenler aşağıdaki gibidir;

$$\left\{ \begin{array}{l} (t \geq 1998.09) \text{ ise } D1_t = 1 \\ (t < 1998.09) \text{ ise } D1_t = 0 \end{array} \right. \quad \text{ve} \quad \left\{ \begin{array}{l} (t = 1998.09) \text{ ise } D2_t = 1 \\ (t \neq 1998.09) \text{ ise } D2_t = 0 \end{array} \right.$$

Parantez içinde verilen t değerlerinden de anlaşılacağı üzere, kurulan modelde tüm değişkenler anlamlıdır.

Aslında dikkat edilirse modeldeki kukla değişkenlerden D1, eğimdeki değişimi, D2 ise seviyedeki (ortalamadaki) değişimi gösterir.

Bu yeni model üzerinden elde edilen kalıntılara uygulanan Jarque-Bera testi sonucu test istatistiği 0.4115 olarak elde edilmiş ve bu değer de $\chi^2(2)$ 'den oldukça küçük olması dolayısıyla kalıntıların normal dağıldığı sonucuna varılmıştır. Histogram çizimi de, ilk modelden elde edilen kalıntıların sola çarpıklığının, kırılmayı dikkate alarak oluşturulan modelleme ile tamamen simetrik bir görünüme kavuştuğunu göstermektedir.



Şekil 3. Kırılma Noktası Göz Önüne Alınarak Kurulan Modelden Elde Edilen Hataların Dağılımı

Yapısal kırılma söz konusu olduğunda bilindiği üzere ADF testi yerine kullanılan testlerden birisi de Perron (1989) sürecine dayalıdır. Perron (1989) sürecinde kırılma noktasının bilindiği varsayılır ve bu doğrultuda model yeniden düzenlenerek ADF testi uygulanır. Bu anlamda modelde yapılması gereken düzenleme, aslında LS etkisini dikkate alan LS modelinden farklı değildir. Kırılma noktasının bilinmediği durumda ise Zivot-Andrews kullanılabilir.

Her iki yaklaşımla da doğrulanan LS noktası elde edildikten sonra Perron testinin kullanılması daha uygun bulunmuştur. Bu son modelin kalıntılarına bakıldığında, birim kök analizi için yapılan testten bulunan tau değeri -11.047 , mutlak değerce $(-3.493, -2.888, -2.58)$ Mac Kinnon kritik değerlerinden daha büyük olduğu için birim kök var hipotezi reddedilir.

4. Sonuç

Çalışılan serinin yapısı gereği sezgisel olarak algılanabilen bir yapısal kırılma noktası, sapan gözlem başlığı altında düşünülerek, iki farklı yöntemle teşhis edildiğinde, beklenenle aynı sonucu vermiştir. Modelde yapısal kırılmanın neden olduğu bir kısım etkiler tartışılmış, ekonometrik olarak sağlıklı çıkarsama yapmaya engel ciddi bulgulara işaret edilmiştir. Bu LS etkisi dikkate alınarak yeniden yapılan modelleme ile zaman serisinin sağlıklı parametre tahmini ve güçlü öngörülere zemin hazırlayacak yapıya gelmesi sağlanmıştır.

Referanslar

- CHEN C., LIU L., (1993). Forecasting time series with outliers. *Journal of Forecasting*, Vol.12, No.1, 13-35.ss.
- CHEN C., TIAO, G.C. (1990). Random level-shift time series models, ARIMA approximations, and level-shift detection. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 8, No.1, 83-97.ss.
- EKİCİ, O. (2005). *Bayesyen regresyon ve WinBUGS ile bir uygulama*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

- FRANSES, H.P. (2002). *Time series model for business and economic forecasting*. Cambridge, Cambridge University Press.
- GIORDANI, P., KOHN, R., DICK VAN DIJK (2007). A Unified approach to nonlinearity, structural change, and outliers. *Journal of Econometrics*, Vol. 137, No.1, 112-133.ss.
- KARLUK, R., TONUS, O., ÇATALBA, N. (1999). Güneydoğu Asya ve Rusya krizi karşısında Türkiye. *Prof. Dr. Orhan Oğuz Hatırasına Armağan*. İstanbul, Marmara Üniversitesi.
- KIM, I.M., (1991). *Structural change and unit roots*. Yayımlanmamış doktora tezi, University of Florida.
- KOOP, G., POTTER, S., (2000). Nonlinearity, structural breaks or outliers in economic time series?. *Nonlinear Econometric Modeling in Time Series Analysis*, (Chapter 4), Editörler W. BARNETT, D. HENDRY, S. HYLLEBERG, T. TERASVIRTA, D. TJOSTHEIM ve A. WURTZ, Cambridge, Cambridge University Press.
- LEDOLTER, J. (1989). The Effect of additive outliers on the forecasts from ARIMA models. *International Journal of Forecasting*, Vol.5, No.2, 231-240.ss.
- MADDALA, G.S., KIM, M., (2002). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, 505.s.
- MARAVALL, A., (2006). An application of the TRAMO-SEATS automatic procedure; direct versus indirect adjustment. *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol.50, No.9, 2167-2190.ss.
- PERRON, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, Vol.57, No.6, 1361-1401.ss.
- PERRON, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No.2, 153-162.ss.
- TSAY, R.S., (1989). Outliers, level shifts and variance changes in time series. *Journal of Forecasting*, Vol.7, No.1, 1-20.ss.
- TSAY, R.S. (1986). Time series model specification in the presence of outliers. *Journal of the American Statistical Association*, 81, No.393, 32-141.ss.
- DPT (Devlet Planlama Teşkilatı), (1999). Erişim adresi : <<http://www.dpt.gov.tr/dptweb/ekutup98/prog99/prog99-2.html>>, [Erişim Tarihi: 18.03.2007].
- TCMB (Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası). Erişim adresi: <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>, [Erişim Tarihi: 18.03.2007].
- TÜSİAD (Türkiye Sanayici ve İş Adamları Derneği), (2001). Erişim adresi : <http://www.tusiad.org/konj_int.nsf/>, [Erişim Tarihi: 18.03.2007].

Ek-1

t = 1991 Rusya'da piyasa ekonomisine ani ve hızlı geçiş.

t = 2 Ocak 1992'de fiyatların serbest bırakılması.

t = 1992-1995 özelleştirmenin ilk aşaması (tarım, hizmet ve sanayi sektörlerindeki küçük ve orta ölçekli işletmelerin özel girişimcilere verilmesi)

t = 1996 özelleştirmenin ikinci aşaması (devlet kontrolündeki bazı büyük ve kârlı işletmelerin yönetimi, bütçe açıklarını finanse etmek amacıyla, alınan krediler karşılığı (loan-for-share) bankalara satılması)

t = Ağustos 1998, 1997 yılında uzak Asya'da başlayan krizin de etkisiyle Rusya'nın ciddi bir mali krizin içine girmesi, devalüasyon ve moratoryum ilan etmesi.