

## FİNANSAL VARLIK FİYATLARINDAKİ DEĞİŞME – PARASAL BÜYÜKLÜKLER ETKİLEŞİMİ

Hakan KAHYAOĞLU\*

Aylin ABUK DUYGULU\*\*

### ÖZET

*Bu çalışmanın amacı, TCMB bilançosundan elde edilen parasal büyüklüklerin ve bunları oluşturan bileşenlerinin uzun hafızaya sahip olup olmadıklarını ortaya koymak ve bu büyüklüklerin bir politika hedefi olarak kullanılıp kullanılmayacağını, ampirik olarak analiz etmektir. İktisadi zaman serilerinde, fractional (parçalı) yapıya dayalı, test ve analiz yöntemleri, bu çalışmanın ampirik boyutuna taban oluşturmaktadır.*

*Anahtar kelimeler; para politikası, finansal ekonometri, finansal zaman serileri, uzun hafıza süreçleri, parçalı dinamikler*

### 1. Giriş

Parasal büyüklüklerin kullanıldığı uygulamalı çalışmalar, genellikle zaman serisi verilerinden oluşmaktadır. Zaman serisi kullanılan uygulamalı çalışmalarda, birbirleri ile ilişkisi araştırılan değişkenlerin durağan olup olmadıklarının, yani bir trend içerip içermediklerinin belirlenmesi, elde edilecek bulguların istatistiksel ve iktisadî anlamlılığı açısından büyük önem taşımaktadır.

Parasal büyüklükleri de içeren iktisadî değişkenlerin çoğu, zaman içinde uzun-dönemli yukarıya doğru bir trend içermektedir. Diğer bir ifade ile, söz konusu değişkenler, örneğin mevsimlik ve devresel hareketler nedeni ile kısa dönemli dalgalanmalar gösterebilir, uzun dönemde genellikle artmakta veya bazen de azalmaktadırlar (Uygur,2001:101). Böyle bir trendin varlığı durumunda, bu tür değişkenler kullanılarak yapılacak tahminleme sonucu elde edilecek bulgular, sahte regresyon sonuçlarına bağlı olarak, doğru olmayacaktır. Bu nedenle, son dönemlerde iktisadî zaman serisi kullanılan çalışmalarda araştırmacılar, bu sorunu dikkate alan koentegrasyon teknikleri, hata düzeltme modelleri gibi yeni yaklaşımları uygulamaktadırlar (Thomas,1993:353).

Verilerin zaman serisi özelliklerinin belirlenmesi süreci, aslında serilerin entegrasyon (bütünleşme) düzeylerinin belirlenmesi sürecidir.

\* Araş. Gör., DEÜ, İİBF İktisat Bölümü, Buca/İZMİR.

\*\* Yrd. Doç. Dr. DEÜ, İİBF İktisat Bölümü, Buca/İZMİR.

Ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmeyen seriler durağan olarak adlandırılır ve bu serilerin entegrasyon düzeyi sıfırdır<sup>1</sup>.

Uygulamalı çalışmalarda verilerin durağanlığı şu açıdan önem taşımaktadır: İktisat politikasının temel amacı, değişkenler arası ilişkilere belli bir yön vermektir (Savaş,1982:428). İktisat politikası önerileri, değişkenler arası ilişkilerin yani parametrelerin doğru tahminlenmesine dayanmaktadır. Parametrelerin doğru tahminlenebilmesi ise, değişkenlerin elde edildiği verilerin durağan olmasına bağlı olmaktadır. Burada parametreler, politikaların etkilerini yani büyüklüklerini ve derecelerini gösterirler. Parametreler, politikalara göre değişmezlerse (Lucas Kritiği), mevcut politika uygulamalarının, uzun dönemde geçerli olduğu söylenebilir. Burada politika değişkenin elde edildiği zaman serisi, eğer parçalı yapıya sahipse ve bu dikkate alınmamışsa, bu durum parametrelere ait istikrarlı tahmincilerin elde edilmesine imkan verse bile, Lucas Kritiği'nde olduğu gibi, politikaların yapısal değişimi dikkate almadığı anlamına gelir.

Ekonometrik analizlerde kullanılan serilerin durağan olması durumunda, söz konusu seriler geçmişe ilişkin çok az bilgi taşıyacaklarından, herhangi bir şokun etkisi geçici olacak ve seriler ortalamaları etrafında hareket edeceklerdir. Bununla birlikte, durağan olmayan seriler ise, serinin varyansı, zamanın bir fonksiyonu haline geldiğinden, geçmişteki bir şokun etkisini kalıcı kılabilecek kadar uzun bir bilgiyi bünyelerinde taşıyacaklardır. Bu bağlamda Holden ve Thompson (1992:2-6), zaman serilerinin durağan olup olmasının salt sahte regresyon sorunu açısından değil, durağan olmayan serilerle yapılan öngörülerin geçerliliği açısından da önem taşıdığını vurgulamaktadır.

Türkiye'de son dönemde, parasal büyüklükleri içeren uygulamalı çalışmaların, zaman serisi literatüründe ortaya çıkan bu gelişmeleri dikkate aldığı görülmektedir. Bununla birlikte, yapılan çalışmalarda ağırlığın daha çok birim kök (unit root) literatürüne verildiği, gelişim çizgisi birim kök literatürü ile hemen hemen aynı döneme rastlayan parçalı birim kök (fractional unit root) literatürünün kullanıldığı çalışmaların ise, yok denecek kadar az olduğu dikkati çekmektedir. Oysa, özellikle geleneksel yöntemlerle koentegrasyon ilişkisinin bulunamadığı ya da koentegrasyon testlerinin çelişkili sonuçlar verdiği durumlarda, parçalı birim kök ve parçalı koentegrasyon (fractional cointegration) testlerine başvurulması gerekmektedir (Sephton,2002:331). Ayrıca para arzı ya da parasal taban gibi Merkez Bankası (MB) bilançosundan elde edilen ve değişik bileşenlerden oluşan serilerin, toplulaştırma (aggregation)

---

<sup>1</sup> Durağan seriler I(0) olarak gösterilir. Parantez içindeki değer, genel olarak 'd' ile ifade edilir ve serinin entegrasyon düzeyini gösterir.

nedeniyle parçalı özellik göstermesi mümkündür<sup>2</sup>. Söz konusu serilerin parçalı özelliğe sahip olmasına karşın, bu özelliğin dikkate alınmaması da, hem teorik ve hem de politika uygulamaları açısından sorunlar ortaya çıkarabilir. Bu nedenle bu tür özelliklere sahip seriler belirlenmeli ve finansal piyasaları gelişmiş ekonomilerde, bu piyasalarla etkileşimin modellenmesinde bu özellikler (parçalı yapı) dikkate alınmalıdır.

Bu çalışmanın amacı, parçalı zaman serisi literatürünü dikkate alarak, Türkiye’de MB bilançosundan türetilen parasal büyüklüklerin, zaman serisi özelliklerini belirlemek ve bu özelliklerine göre finansal piyasalarla etkileşimini ele almaktır.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde, iktisadî açıdan parçalı zaman serisi literatürünün önemine yönelik açıklamalar yer almaktadır. İkinci bölümde ise; çalışmada kullanılan değişkenler, ekonometrik yöntem ve elde edilen bulgular sunulmaktadır. Çalışmanın üçüncü ve son bölümü, bulgular ışığında politika sonuçlarından oluşmaktadır.

## **2. Finansal Zaman Serilerinde Parçalılık Özelliği ve İktisadî Açıdan Önemi**

Türkiye’de para ile ilgili son dönem uygulamalı çalışmalarda, genellikle koentegrasyon yöntemi kullanılmaktadır. Koentegrasyon kavramı, ilk olarak Granger (1981) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Koentegrasyon analizinin; regresyon analizlerinde trendin neden olduğu sahte regresyon sonuçlarını gidermesi, ekonometrik tahminleme aşaması öncesinde bir ön-test olarak kabul edilmesi, uzun dönem iktisadî ilişkilerin yani iktisat teorisinin testine olanak vermesi ve değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi en azından bir yönde belirlemesi gibi katkıları vardır (Utkulu,2000:118). Koentegrasyon analizleri, tek denkleme dayalı ve sistem yaklaşımı olmak üzere, farklı yaklaşımlarla gerçekleştirilmektedir. Tek denkleme dayalı koentegrasyon yaklaşımı, daha çok Engle ve Granger (1987) İki Aşamalı Modelleme bağlamında ele alınmıştır. Ancak, tek denkleme dayalı bu modelleme yönteminin sahip olduğu bazı

sorunlar<sup>3</sup>, tek denkleme yaklaşımından sistem yaklaşımına (VAR) doğru bir yönelişi beraberinde getirmiştir. Sims (1980) tarafından geliştirilen bu yaklaşım

---

<sup>2</sup> Granger (1986), farklı özelliklere sahip serilerin bir araya getirilmesiyle oluşan toplulaştırılmış serilerin, parçalı dinamikler (fractional dynamics) üretmesinin mümkün olduğunu ifade etmiştir.

<sup>3</sup> Örneğin, uzun dönem regresyon denkleminin tutarlı tahminler vermesine karşın, bu tahminlerin tam olarak etkin olmaması ve koentegrasyon vektörü tahminlerinin normal

ile n sayıda değişkenden oluşan ve n sayıda denklemin yer aldığı bir sistem içinde, iktisadî ilişkileri modellemek, politika önerileri geliştirmek mümkündür. Sims'in geliştirdiği VAR yöntemi ile birlikte, parasal büyüklüklere ilişkin analizler, bir başka deyişle para teorisi ve para politikasına yönelik uygulamalar yeniden önem kazanmaya başlamıştır. Çünkü Sims, geliştirdiği bu yöntem ile temelleri çok eskilere dayanan para arzının içselliği-dışsallığı tartışmalarının, yeniden gündeme taşınmasına neden olmuştur<sup>4</sup>.

Literatürde tek denklem ve sistem yaklaşımı çerçevesindeki gelişme, zaman serileri ile ilgili çalışmalarda birim kökün olup olmamasına bağlı olmuştur. Ancak bu zaman serilerinin parçalı (fractional) özellikleri dikkate alınmamıştır. Zaman serilerinin parçalı bir özellik göstermesi, parçalı birim kök testlerini gerekli kılmıştır. Daha sonraki ilerlemeler ise, parçalı koentegrasyon tekniklerinin doğmasına katkıda bulunmuştur.

Nasıl ki, zaman serilerinde birim kök özelliğinin dikkate alınmaması 'sahte regresyon' sorununu ortaya çıkarmışsa, parçalı birim kökün dikkate alınmaması da, koentegrasyon tekniği kullanılarak ulaşılan modellerdeki sonuçların 'sahte ilişkiler' içermesine yol açabilir. Lebo, Walker ve Clarke (2000:32), yaptıkları çalışmada, parçalı dinamiklerin varlığının göz ardı edilmesinin, sahte regresyon aracılığıyla, 1. tip hatalara yol açarak, "ilişki yok" boş hipotezinin yanlışlıkla reddedilmesine neden olduğunu belirtmektedirler.

---

dağılmamasına bağlı olarak, parametrelerin anlamlılığı hakkında hassas bir karar vermenin zor olması (Engle ve Yoo,1991), uzun dönem denkleminde dinamik unsurların dikkate alınmamasının katsayı tahminlerinin sapmalı çıkma olasılığı (Saikkonen,1991), Engle ve Granger yaklaşımının geçerli olması için, açıklayıcı değişkenlerin en azından zayıf dışsal olmaları gerektiği varsayımı (Bu varsayımın geçerli olmaması durumunda, parametre tahminlerinin açıklayıcı değişkenlerin içselliğinden kaynaklanan sapmalı sonuçlar verebilmesi. Bu sorunu gidermek için Inder (1993) Tamamen Düzeltilmiş Kısıtsız ECM Tahmincisi, Phillips-Hansen (1990) Tamamen Düzeltilmiş En Küçük Kareler Tahmincisi yöntemleri kullanılabilir), hata uyarlamasının simetrik olmaması, asimetrik olması durumu (Threshold Adjustment-Enders ve Siklos (2001)). Ayrıca Engle ve Granger yaklaşımının bir diğer temel varsayımı ise, bu yaklaşımın tahmin sonuçlarının geçerli olabilmesi için, koentegre edici vektör sayısının bir olması gerektiğidir. Eğer koentegre edici vektör sayısı birden farklıysa ve iktisat teorisi, birden fazla uzun dönem ilişkisinin varlığını doğrulamıyorsa, bu durumda sistem yaklaşımı, en uygun yaklaşım olacaktır.

<sup>4</sup> Paranın ve bankacılığın gelişiminde, para arzının içselliği-dışsallığı tartışmaları, 1820'li yıllarda "Bankacılık Okulu-Nakit Okulu" tartışması bağlamında ortaya çıkmıştır (Ayrıntılı bilgi için bkz. Aktan, Utkulu ve Togay (1998,11-18)).

İktisadî açıdan, incelenen zaman serilerinin durağanlığı, söz konusu serilerin temsil ettiği parametrelerin istikrarlılığını, bir başka deyişle, ortalamasının ve varyansının zamana göre değişmemesini ve bu nedenle de sağlıklı tahminler yapılabilmesini ifade etmektedir<sup>5</sup>. Bu bağlamda durağanlık, iktisat politikaları konusunda karar alanların üzerinde durması gereken en önemli konudur. Benzer şekilde, incelenen zaman serilerinin parçalı özellik göstermesinin iktisadî sonuçları, serinin kısa hafızaya ya da uzun hafızaya sahip olup olmamasına da bağlıdır.

Makroekonomik zaman serilerinin analizinde genellikle, entegrasyon derecesi (d) açısından, d=0 ve d=1 durumları incelenmiştir. Daha genel bir ifade ile, zaman serilerinin durağanlık derecesinin tam sayı (integer) ile ifade edilebileceği vurgulanmıştır. Son dönemlerde ise, d'nin her zaman tamsayı değil, ondalıklı bir sayı olabileceği durumlar da dikkate alınmaktadır. Bu durumda parçalı entegrasyon söz konusu olmaktadır. Geleneksel durağanlık testlerinde d=1 durumu test edilirken, parçalı entegrasyon analizinde d'nin 0 ve 1'den farklı olduğu durumlar üzerinde durulmaktadır.

Parçalı entegrasyon kavramı ile ilgili ilk tanımlamalara, Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından yapılan çalışmalarda yer verilmiştir. Sonraki çalışmalar, ilgili literatürdeki ilerlemeler ışığında, makroekonomik verilere ve bunlar arasındaki ilişkilerin modellenmesine yöneliktir. Smallwood ve Norbin (2003:4-5), parçalı dinamikleri ele alan bazı çalışmaları şu şekilde özetlemişlerdir: Faiz oranlarına ilişkin (Barkoulas, Baum ve Oguz (2003), Baum ve Barkoulas (2002), Dueker ve Startz (1998)), toplulaştırılmış (aggregate) üretime ilişkin (Sowell(1992), Diebold ve Rudebusch (1989)), enflasyona ilişkin (Baillie, Chung ve Tieslau (1996)), işsizliğe ilişkin (Diebold ve Rudebusch (1989)), parasal büyüklüklere ilişkin (Barkoulas, Baum ve Caglayan (1999), Bae ve Jensen (1999)), ve döviz kurlarına ilişkin (Baillie ve Bollerslev (1994), Cheung ve Lai (1993), Cheung (1993), Diebold, Husted ve Rush (1991)). Türkiye'de, satın alam gücünün

---

<sup>5</sup> Dinamik Stokastik Genel Denge (DSGD) modellerinin para politikası ile ilgili analizlerinin çıkış noktası da budur. DSGD modelleri, para politikalarındaki temel değişikliklerin etkilerinin ve alternatif politika kurallarının değerlendirilmesinde kullanılan method olmuştur. Modellerin uygulanmasında kullanılan en önemli yöntemlerin başında filtreleme gelmektedir. Filtrelemenin temel özelliği de, zaman içinde parametre tutarsızlığına yol açan etkileri gidermektir. Bu açıdan bakıldığında parçalılık özelliğinin dikkate alınması da uzun dönemli modellemede tutarlı parametre tahminlerinin yapılmasını sağlar.

analizinde Özdemir (2003) ve reel döviz kurlarının ortalamaya dönme eğilimi Özdemir (2004) parçalı birim kök ve koentegrasyon yöntemiyle incelenmiştir.

Geleneksel koentegrasyon testlerinde, aralarında koentegrasyon ilişkisi bulunan serilerden elde edilen artıklar, uzun dönemde ortalamalarına geri dönen bir seyir izlemektedirler. ARMA süreci, bu tür özelliğe sahip zaman serilerine örnektir. Parçalı entegrasyon ise, ARFIMA sürecini dikkate almaktadır. ARFIMA süreci, otoregresif (AR) ve hareketli ortalamalar (MA) sürecini kapsayan ve serinin kaçınıcı dereceden entegre (bütünleşik) olduğunu belirleyen ARIMA modelinin farklılaştırılmış bir şeklidir (Maddala ve Kim,1998:297).

ARIMA sürecine dayanan geleneksel ADF ve Phillips-Perron (PP) gibi birim kök testleri, kısa hafıza (short memory) göstermekte ve fark parametresi  $d$ 'nin 0 veya 1 gibi bir tamsayı olması kısıtlarını içermektedir. Ancak bu kısıtlar, aslında uzun dönemde ortalamaya geri dönen bir sürecin, birim kök içeriyormuş gibi yanlış yorumlanmasına neden olabilmektedir. Çünkü uzun hafıza, geleneksel birim kök testlerinde, birim kök bulunması lehinde bir sapma yaratmaktadır (Turgutlu, 2004).

Çalışmanın bu kısmında, durağanlık ile ilgili şu temel özelliklerin yeniden hatırlatılması önemlidir: Durağan bir serinin ortalama ve varyans değerleri sabit, ortak varyansı ise zamandan bağımsız, fakat zaman aralığına bağımlıdır. Bu bağlamda durağan serilere yönelik şoklar, oldukça hızlı ortadan kaybolmaktadır. Durağan olmayan bir seriye yönelik bir şokun etkisi ise, sonsuza dek sürecektir. Daha da önemlisi, asimptotik standart varsayımlar geçerli olmayacaktır.

Peki, seri parçalı dinamiklere sahipse, bir başka deyişle uzun hafıza özelliği göstermekteyse, şokların etkisi için ne söylenebilir? Bu noktada, belirleyici olan unsur hafızanın derecesi, bir başka deyişle  $d$ 'nin değeridir:

$0 < d < 1$  aralığı, uzun hafıza sürecini göstermektedir ve bu süreçte şokların etkisi, yavaş ve hiperbolik olarak azalmaktadır<sup>6</sup>. Zaman serisi, ortalamasına, uzun dönemde geri dönmektedir. Barkolulas, Baum ve Oguz (1998), yaptıkları çalışmada, enflasyon serisinin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  süreci göstermemekle birlikte parçalı bir entegrasyon değerine (0 ile 1 arasında) sahip olabileceğini belirterek, böyle bir durumda enflasyon oranlarının ortalamaya döndüğünü, enflasyona yönelik bir şokun uzun süre kalıcı olacağını ancak, bu durumun er geç şokun dağılacağını gösterdiğini ifade etmektedirler.

---

<sup>6</sup> Bu durum aynı zamanda, ARFIMA sürecini ARMA sürecinden ayıran temel özelliklerden biri olarak da bilinmektedir (Smallwood ve Norbin,2003:7).

-0.5 < d < 0 aralığı, orta hafıza sürecini göstermektedir. Bu süreçte, şoklar açısından kalıcı bir etki görülmemektedir. Baillie (1996;13-14), bu sürecin tüm otokorelasyon katsayılarının negatif olduğuna ve hiperbolik olarak sıfıra doğru azaldığına dikkati çekmektedir.

0 < d < 0.5 aralığı, uzun hafıza sürecidir. Bu süreçte, zaman serisi hem ortalamasına dönmektedir hem de kovaryans durağandır. Sürecin otokorelasyon katsayılarının tamamı pozitiftir (Baillie,1996:13). Şokların etkisi, ARMA tipi süreçlerdeki üstel ve hızlı azalışın tersine, hiperbolik olarak ve daha yavaş azalmaktadır.

0.5 ≤ d < 1 aralığı, uzun hafıza sürecidir. Bu süreçte zaman serisi, ortalamasına dönmekle birlikte, durağan değildir. Varyans zamana bağlıdır ve sonlu değildir. Herhangi bir şokun, sürecin gelecekteki değerleri üzerinde uzun dönemli bir etkisi yoktur (Barkoulas, Baum ve Caglayan,1998).

d'nin değerinin 0 ile 1 arasında olduğu durumların dışında d=0 ve olan süreçler de vardır. d=0, sürecin kısa hafızaya sahip ve durağan olduğunu göstermektedir. Daha önce de değinildiği gibi, bu süreçte, şokun etkisi son derece hızlı bir biçimde ortadan kaybolur. d ≥ 1 ise, patlayan (explosive) süreci ifade eder ve bu süreçte seri, hem durağan değildir, hem de ortalamasına geri dönmemektedir (Turgutlu, 2004).

Buraya kadar yapılan açıklamalar, zaman serisi literatüründe parçalı dinamiklerin dikkate alınmasının, özellikle serilerin durağanlıklarının belirlenmesi aşamasında ne kadar önemli olduğu ortaya koymaktadır. Konunun bir de, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin saptanması, yani iktisat teorilerinin test edilmesi boyutu vardır.

Daha önce değinildiği gibi, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı, koentegrasyon analizi aracılığıyla ortaya konulmaktadır. Özellikle tek denklem yaklaşımlarında, hata teriminin durağan olması, uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Ancak geleneksel koentegrasyon testlerinde, hata teriminin entegrasyon düzeyi, tıpkı geleneksel birim kök testlerinde olduğu gibi, 0 veya 1 şeklinde bir tamsayı ile kısıtlanmıştır. Bu bağlamda Granger (1986), özellikle ekonomik değişkenlerin ve aralarındaki uzun dönem ilişkilerinin parçalı entegrasyona sahip olabileceğini belirtmektedir. Bu durumda, kısa dönemde ciddi bir kalıcı etki gösteren hata terimleri aslında, ortalamalarına geri dönen ve uzun hafıza özelliği taşıyan seriler olabilir. Parçalılık özelliği, tıpkı durağanlık testlerinde birim kök lehine sapmalı çıkabildiği gibi, koentegrasyon testlerinde de, koentegrasyon ilişkisi yoktur, hipozeti lehine sapmalı sonuç ortaya çıkarmaktadır. Bu nedenle standart koentegrasyon analizlerindeki keskin birim kök vardır/yoktur hipotezleri yerine,

hata teriminin uzun hafızaya sahip olabileceğini içeren koentegrasyon testleri daha doğru sonuçlar verebilecektir (Turgutlu, 2004).

Özetle, iktisadî zaman serilerinin, özellikle finansal seriler gibi yüksek frekanslı zaman serilerinin kullanıldığı uygulamalı çalışmalarda, parçalılık özelliği dikkate alınmalıdır. Bu çalışmada, parçalı yapıya dayalı test yöntemlerinin ele alınmasının gerekçeleri, yukarıda değinilen unsurlara dayanmaktadır.

TCMB bilançosundan türetilen parasal büyüklükler, Granger (1986)'ın ifade ettiği gibi toplulaştırılmış, yani farklı bileşenlerden elde edilen büyüklüklerdir ve bu nedenle de bünyesinde, parçalı dinamik unsurlar barındırabilir. Bu bağlamda, TCMB bilançosundan elde edilen parasal büyüklüklerin zaman serisi özelliklerinin bilinmesi, bu büyüklükleri bir politika aracı/hedefi olarak kullanan para otoriteleri açısından önem taşımaktadır. Çünkü bu büyüklüklerin zaman içindeki değişimlerinin yavaş ya da hızlı olması, bunların politika hedefi olarak kullanılmasında belirleyicidir.

Zaman içindeki değişimi görece yavaş olan büyüklüklerin, politika hedefi olarak kullanılması uygunken, değişimin hızlı olduğu büyüklüklerin hedef değişken olarak kullanılması, politikanın etkinliğini azaltabilir. Çünkü biliyoruz ki, parasal büyüklüklerin kontrolüne dayalı politikaların etkinliği, bu büyüklüklerin dışsal olmalarına, yani iktisadî finansal göstergeleri değiştirebilmelerine bağlıdır. Halbuki kendisi, iktisadî finansal göstergelerin değişiminden etkilenen bir parasal büyüklük, içsel hale gelecektir ve içsel değişkenler, politika hedefi olarak kullanılmaya uygun değildirler.

MB'lerin bilanço büyüklüklerinin, finansal araçların fiyatlarındaki dalgalanmalardan nasıl etkilendiği, bu fiyatların MB'nin ürettiği paraya yönelik talebi etkileyip etkilemediğine bağlıdır. Para teorisine ve uygulamasına yönelik çalışmalar genel olarak bu ilişkiyi, para talebinin istikrarlılığı çerçevesinde ele almaktadır. Literatürdeki bu yaklaşımın temelinde, ekonomide para ve tahvil gibi iki tane finansal araç olduğu varsayımı vardır. Para arzının dışsal olduğu varsayımı altında, MB para arzını belirlediğinde faiz oranlarını da etkileyebilmektedir.

Para talebinin istikrarlılığının koşullarının geçerli olması, reel iktisadî değişkenlerle, parasal değişkenlerin ilişkisinin öngörülebilir olmasını sağlar. Buradaki önemli nokta, MB'lerin mevcut istikrar için piyasada ortaya çıkan dalgalanmaları gidermek zorunda olmasıdır. Dalgalanmadan kastedilen, özellikle finansal piyasalarda ortaya çıkan oynaklıklardaki (volatility) yüksekliktir. MB'lerin oynaklıkları azaltmaya yönelik uygulamaları, finansal



piyasalarla MB'nin uygulamalarına bağlı olarak MB bilançosu arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmaktadır.

MB'nin müdahalesi, finansal araçların fiyatlarıyla, MB'nin araçları arasında simetrisinin oluşmasına yol açmaktadır<sup>7</sup>. Bu simetri, MB'nin bilançosuna yansiyacaktır. MB'nin bilançosundaki büyüklüklerin, finansal piyasalardaki gelişmelerden etkilenecek (ya da onları etkileyecek) olanları, uzun dönemde aynı dalgalanma yapısına sahip olacaktır. Bu aynı zamanda, finansal hareketlerin MB bilançosuna yansması demektir.

Buradaki temel tartışma noktası, hedef değişken olarak kullanılan parasal büyüklüklerde bir değişimin (şok) meydana gelmesi durumunda, söz konusu değişimin kalıcı olup olmadığıdır. Hedef değişkenin kısa hafızaya sahip olması durumunda, değişimin etkisi kalıcı olmayacaktır. Ancak hedef değişken, durağan değilse, şokun etkisi kalıcı olacaktır ve şokun etkisinin kalıcı olması halinde, hedef değişken olarak kullanılan büyüklüğün, ortalaması ve varyansı da değişecektir. Bu nedenle, bu özelliğe sahip bir değişken, hedef değişken olarak kullanılamayacaktır. Uzun hafıza gösteren zaman serilerinde ise, yukarıda değinildiği gibi, şokların etkisi uzun vadede yavaş da olsa, azalacaktır ve seri ortalamasına geri dönecektir. Bu özelliğe sahip bir parasal büyüklüğün, hedef değişken olarak kullanılıp kullanılamayacağı ise, para politikasının kısa ve uzun vadeli amaçları açısından değerlendirilmelidir.

Çalışmanın izleyen bölümünde, TCMB bilançosundan seçilen ve Türkiye'de dönem dönem hedef değişken olarak kullanılan parasal büyüklüklerin zaman serisi özelliklerinin belirlenmesine ve bunun için kullanılan ekonometrik yöntem, elde edilen bulgulara ilişkin değerlendirmeler yer almaktadır.

### **3. Ekonometrik Yöntem, Kullanılan Değişkenler ve Uygulama Bulguları**

Bu çalışmada, zaman serilerinin parçalı bir yapıda olup olmadığının testi beş şekilde yapılmıştır. Bu testlerden üçü; ADF, PP, ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) testi olmak üzere klasik birim kök testleridir. KPSS testi, ADF testinin boş hipotezine karşı analiz edilmektedir. PP testinde ise, ADF ile paralel hipotezler test edilmektedir.

---

<sup>7</sup> Çalışmamız açısından değişkenlerin aynı simetrik yapıya sahip olmasından kastedilen, serilerin belli bir dönemde dalgalanmasının aynı olmasıdır. Bu anlamda, kullanılan değişkenler zaman serisi ise, uzun hafızaya sahip olmalıdır. Uzun hafızaya sahip iki değişken, ortalamaya dönme eğilimi taşıdığından uzun dönem için modellemede kullanılabilir.

Zaman serilerine yönelik ADF ve PP gibi birim kök testlerinin sonuçları, gecikmelere karşı duyarlı olduğu için (Dülger ve Cin, 2002:6) KPSS testi, ADF ve PP testlerinin bu eksik yönünü dikkate alma bağlamında, uygulanması gerekli bir testtir. KPSS testinin sonucu, diğer iki test sonucuyla çelişiyorsa, yani ADF ve PP testlerinde birim kökün varlığı kabul edilirken, KPSS testinde birim kökün olmadığı kabul edilirse, bu serinin parçalı bir özellik taşıdığı konusunda bize ön bilgi vermektedir. Bununla birlikte, söz konusu testler Türkiye'ye ilişkin uygulamalı iktisat literatüründe yoğun olarak kullanılan testler oldukları için çalışmamızda cebirsel açıdan açıklanmamış, yalnızca test sonuçları, kullanılan diğer iki testten elde edilen bulgularla karşılaştırmak için rapor edilmiştir.

Çalışmamızın ana hipotezi olan, MB Bilançosunun finansal fiyatlarla etkileşiminin ortaya konması açısından iki test önemlidir. İlk test ARFIMA olup, Maksimum Olabilirlik (ML) yaklaşımına göre uygulaması yapılmıştır. İkinci test ise, Geweke ve Porter-Hudak (GPH) (1983) testidir.

Parçalı (Fractal) yapıların, parametrik olmayan yöntemlerle tahmin edilmesi gereklidir. Çünkü, iktisadî zaman serilerinin tahmin edilen spektral yapısı<sup>8</sup>, zaman serisinin düşük frekanslı bileşenin etkisi altında kalmaktadır. Bu nedenle GPH testi parametrik benzer (semi-parametric) bir test olduğundan, parametrik bir test olan ARFIMA'ya göre daha güçlü sonuçlar vermektedir (Henry ve Zaffaroni, 2002:1) Ayrıca GPH testinin, tahminlerini elde ettiği yönteminin logaritmik periodograma dayanması, serilerin etkiler karşısındaki tepkisinin yavaş mı hızlı mı olduğu konusunda bilgiyi sağlamaktadır. Bu sonucun daha iyi anlaşılması için GPH testi Ek 1'de açıklanmıştır. Burada yalnızca testin iktisadî özelliklerine değinilmiştir.

### 3.1 Değişkenler ve Tanımları

Bu çalışmada, MB'nin finansal fiyatlarla ilişkili olan ve bilançosundan türetilen toplam parasal ve finansal büyüklükler kullanılmıştır. Kullanılan değişkenlere ilişkin ayrıntılı bilgiler ve açık tanımlamaları Ek 2'dedir.

Finansal fiyatlar olarak, hazine ihalelerinde gerçekleşen faiz oranları kullanılmıştır. Bu değişkenin kullanılmasındaki en önemli gerekçe, ele alınan dönem içinde (1987-2004) temel bir finansal gösterge olarak kabul edilmesidir<sup>9</sup>.

---

<sup>8</sup> Mevcut olan veri setlerine ait bilgilerin, hangi frekans aralığında yoğunlaştığını gösteren fonksiyonel yapıdır. Ayrıntılı bilgi ve formel ifade için, bkz. Ek 1.

<sup>9</sup> Piyasada farklı faiz oranlarının bulunmasına karşın, bu faiz oranlarının benzer yönde hareket ettikleri varsayılmaktadır. Kuşkusuz bu varsayımı sınavacak farklı yöntemler

Ayrıca TCMB'nin açık piyasa işlemleri<sup>10</sup> aracılığı ile bu değişkenin temelini oluşturan mali aracın ikincil piyasa fiyatlarını etkiliyor olmasıdır. Bu piyasalara yönelik MB işlemleri, MB'nin kendi iç varlıklarındaki menkul kıymet stoklarında bir değişmeyi ortaya çıkarır. Bunun anlamı, MB'lerin bilançolarının *aynı dönem içinde* finansal piyasalar ile simetrik dalgalamalar göstermesidir. Bu açıdan bakıldığında, finansal fiyatlar ile MB'lerin büyüklüklerinin aynı hafızaya sahip olması gerekmektedir.

Analiz dönemi 1987-2004 yıllarını kapsamaktadır. Veriler, TCMB'nin elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır. Üç aylık faiz oranları, hazine iç borçlanma ihalelerinde oluşan faiz oranlarından<sup>11</sup> yararlanarak tarafımızdan hesaplanmıştır. Bu hesaplamada, üç aylık faiz oranlarının logaritmik ortalaması kullanılmıştır. Bunda amaç, aşırı değerlerin ortalama üzerinde yaratacağı etkiyi gidermektir. Elde ettiğimiz faiz oranı serisinin konjonktürle uyumunu göstermek için de, üç aylık banka faizleri ile birlikte dalgalanması incelenmiştir.

MB'nin bilançosu içinde yer alan parasal büyüklükler, hem söz konusu büyüklük içinde en yüksek paya sahip alt parçasıyla beraber hem de toplulaştırılmış şekliyle analiz edilmiştir. Büyük paya sahip kısımların ele alınmasındaki neden, bu değişkenlerin hareketlerinin toplam büyüklük üzerinde belirleyici olması nedeniyledir.

### **3.2 Uygulama Bulguları**

Çalışmamızın uygulama bölümündeki ana amaç, MB bilançosuyla finansal varlık fiyatları arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Bu ilişkinin ortaya konması için gerekli koşul, ilişkisi araştırılacak değişkenlerin uzun hafızaya sahip olup olmadığıdır. Böylece parasal büyüklüklerin de yer aldığı değişkenlerimizin hafıza yapısıyla, finansal değişkenlerimizin hafıza yapısının belirlenmesi, finansal fiyatlarda meydana gelen değişmelerin para talebi üzerindeki etkisi konusunda da bir bilgi verecektir. Bu, MB'lerin niçin piyasadaki oynaklıklara müdahale ettiklerinin de önemli bir nedenidir.

Tablo 1'de (bkz. Ek 3), değişkenlerimizin birim kök veya uzun hafızaya sahip olup olmadığının testi ADF, PP ve KPSS yaklaşımlarıyla test edilmiştir.

---

olmakla birlikte, söz konusu yöntemler ve bu varsayımın sınanması, bu çalışmanın kapsamı dışındadır.

<sup>10</sup> Repo ve ters repo işlemlerinde genel olarak kullanılan menkul kıymet varlıklarıdır.

<sup>11</sup> İç borçlanma faiz oranlarının, finansal fiyatların göstergesi olarak seçilmesinin nedenlerinin başında; Türkiye'de mali varlık stoku içinde bu araçların en büyük paya sahip olması gelmektedir. İkinci neden de, bu faizlerin finansal sistemde bankacılık sistemi tarafından işlem yapılan ikincil piyasalar için temel fiyat olmasıdır.

PP ve KPSS testlerinin boş hipotezleri birbirinin tersidir. PP testinin boş hipotezi durağan olmama (birim kökün varlığı), KPSS testinin boş hipotezi ise durağanlıktır. İki testin sağlamış olduğu en önemli bilgi ise serilerin entegrasyon derecesidir. Baum ve Barkoulas'a göre (1996:9), testlerin uygulamasından dört olası sonuç elde edilebilir:

1. PP test sonucuna göre red edilen hipotez, KPSS testine göre kabul edilirse, seri durağan, yani  $I(0)$  dir.
2. PP'na göre kabul edilen hipotez, KPSS testine göre reddediliyorsa seri birim kök içeriyor olacağından,  $I(1)$  dir.
3. PP ve KPSS testlerine göre, her iki testin boş hipotezleri reddedilemiyorsa, serinin düşük frekanslı özelliği açısından testler verilerin yeterli bilgi sağlamadığını göstermektedir.
4. PP ve KPSS testlerine göre, her iki testin boş hipotezleri reddediliyorsa, serilerin  $I(1)$  veya  $I(0)$  olmasının kararı için başka testlerin gerekliliği ortaya çıkar.

Bu sonuçlara göre Ek 3, Tablo 1 incelendiğinde; ADF ve PP testine göre LDTHYTL serisi dışındaki tüm serilerin birinci farkta durağan olduğu görülmektedir. Ancak PP testi ile KPSS testi ile birlikte değerlendirildiğinde, test bulgularının yukarıda açıklanan olası sonuçlardan sırasıyla 1. ve 3. maddelere paralel olduğu anlaşılmaktadır. Bu açıdan serilerin entegrasyon derecesine tam olarak karar verilemediğinden, ARFIMA parametrik testi ile GPH testi uygulanmıştır. Daha önce belirtildiği gibi, KPSS testi serinin parçalı bir özellik taşıdığı konusunda bize ön bilgi vermekte, ancak serinin entegrasyon derecesini vermemektedir.

Ek 3 Tablo 2'de, ARFIMA parametrik yaklaşımının sonuçları görülmektedir. Bulgulara göre, LM2Y, LM3, LM3Y ve LTTM değişkenleri  $I(2)$  dir. Tablo 1 ve 2 birlikte değerlendirildiğinde, serilerin frekans özelliklerinin değerlendirilerek sonuçların yorumlanması daha anlamlı olacaktır.

Bu açıdan GPH (1983) testi uygulanmış ve Ek 3 Tablo 3'deki sonuçlar elde edilmiştir. Tablo sonuçlarına göre, düşük frekansta (0.45) 1.1 değerinden büyük entegrasyon derecesine sahip değişkenlerin ortalamaya dönme eğilimi zayıftır. Bu durum, yüksek frekansta LM2 değişkeni için daha da artmaktadır. Bunun anlamı, ekonomideki şokların LM2 serisi üzerinde kalıcılık özelliği göstermiş olmasıdır. Düşük frekanslarda dalgalanmaların daha da fazla olduğu söylenebilir. Bunun ana nedeni, ekonomideki likidite şokları olabilir. Görüldüğü üzere frekansların artmasıyla, entegrasyon derecesinin 1 yaklaşması, serilerin ortalamaya dönme eğiliminde, uzun hafıza gösterdikleri biçiminde

yorumlanabilir. Bu, MB'nin istikrarlı bir para politikası izleme isteğinin bir göstergesi olarak kabul edilebilir.

Faiz değişkenini temsil eden serimizin analiz sonuçlarına baktığımızda (Ek 3, Tablo1, 2 ve 3), bu serinin farklı frekanslarda farklı entegrasyon derecesi gösterdiği görülmektedir. Bu durum, PP ve KPSS test sonuçları tarafından da desteklenmektedir. Bu açıdan bakıldığında, faiz serisi uzun hafıza özelliğine sahiptir. Fakat bu uzun hafıza özelliği, ortalamaya dönme eğiliminde değil, patlayan (explosive) yani ortalamadan gittikçe uzaklaşan bir yapıdadır. Bu serinin MB'nin büyüklükleri içinde doğrudan etkileyebileceği değişken LKM'dir ve bu değişkenin de ortalamaya dönme eğiliminde olmadığı görülmektedir. Bu durum, söz konusu değişkenin bir parçasını oluşturduğu parasal büyüklüğü de istikrarsız kılacaktır. Bize göre, MB'nin hazine kâğıtlarını birincil piyasalardan satın alınmasının engellenmesi ilgili uygulamalar, MB'nin hedefleme rejiminde politikalarını istikrarlı kılmaktadır. MB bilançosundan türetilen büyüklükler içinde hazinenin finansmanı ile ilgili olanların ortalamaya dönmeme eğilimi , düşük frekanslarda, d parametresinin ( $d > 1$ ) yüksek oluşundan kaynaklanmaktadır. Bu durum, MB'nin büyüklüklerinin maliye politikalarına bağlı şoklardan daha çok etkilendiğinin bir göstergesidir.

#### **4. Sonuç**

Yaptığımız analizler çerçevesinde, MB'nin parasal büyüklerinin farklı entegrasyon derecelerine sahip olduğu görülmektedir. Bu farklılığın ana nedeni, ilgili literatürde belirtildiği gibi toplulaştırılmış büyüklükler halinde olan serilerin, bileşiminlerinde bulunan düşük frekanslı serilerin etkisi altında kalmalarıdır. Bu nedenle parasal büyüklüklerle ilgili çalışmalarda serilerin alt büyüklüklerinin parçalı yapısının analiz edilmesi, stokastik ve trend süreçlerinin de belirlenmesini sağlayacaktır. Ayrıca para talebinin ve paranın dolanım hızının istikrarlılığı konusundaki teorik yaklaşımların geçerliliği ilgili çalışmalarda daha doğru modelleme (parametre) tahminleri yapılacaktır.

Çalışmamızda MB'nin bilanço büyüklüğü ile finansal fiyatları temsil ettiğini kabul ettiğimiz hazine ihalesi faiz oranlarının ilişkisi, parçalı birim kök yaklaşımıyla incelenmiştir. Yapılan testlerin sonuçlarına göre, Türkiye'de MB'nin bilançosundan elde edilen parasal büyüklüklerin, alt büyüklüklerinin farklı entegrasyon derecesine sahip oldukları tespit edilmiştir. Bu alt büyüklerin maliye politikasından etkilendikleri dikkate alındığında, TCMB'nin maliye politikasından kaynaklanan şoklarla karşı karşıya kaldığı görülmektedir. Buradan çıkacak önemli sonuç TCMB'nin, maliye politikasının finansal sistem üzerindeki etkisine bağlı olarak politika etkinliğinin olduğudur. Son dönemdeki istikrar politikalarındaki uygulamaların sonuçları da bunu doğrular niteliktedir.

### ABSTRACT

The aim of this study is to reveal whether the monetary aggregates and their components obtained from the CBRT balance sheet have long memory, and to analyze empirically whether these aggregates can be used as policy target. The empirical part of the study at hand consists of fractional analysis in the economic time series.

**Key words;** monetary policy, financial econometrics, financial time series, long memory process, fractional dynamics

### KAYNAKÇA

- AKTAN, Coşkun Can, UTKULU, Utku ve Selahattin TOGAY (1998), *Nasıl Bir Para Sistemi? Parasal Disiplin ve İstikrar İçin Alternatif Öneriler*, İMKB Yayını, İstanbul.
- AYTAÇ, Uğur (2002), “Dalgacıklar Teorisi”, <http://www.mat.itu.edu.tr/unalmis>, (21.Şubat.2005).
- BAILLIE, R.T. (1996), “Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 73, 5-59.
- BARKOULAS, J.T. ve C.F. BAUM (1998), “Stochastic Long Memory in Traded Goods Prices”, *Applied Economics Letters*, 5, 135-138.
- BARKOULAS, J.T., BAUM, C.F. ve M. CAĞLAYAN (1998), “Fractional Monetary Dynamics”, *Boston College Working Papers in Economics*, No.321.
- BAUM, C. ve J. BARKOULAS (1996), “Time-Varying Risk Premia in the Foreign Currency Futures Basis”, *Boston College Working Papers in Economic*, No.281.
- DÜLGER, Fikret ve Mehmet F. CİN (2002), “Türkiye’de Döviz Kuru Dinamiklerinin Belirlenmesinde Parasalcı Yaklaşım ve Eşbütünleşme Analiziyle Sınama”, *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 29(1-2).
- ENDERS, W. ve P.L. SIKLOS (2001), “Cointegration and Threshold Adjustment”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- ENGLE, R.F. ve C.W.J. GRANGER (1987), “Cointegration and Error Correction:Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- ENGLE, R.F. ve B.S. YOO (1991), “Cointegrated Economic Time Series:An Overview with New Results”, in *Long-run Economic*

- Relationships: Readings in Cointegration*, R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), Oxford University Press, New York.
- GEWEKE, J. ve S. PORTER-HUDAK (1983), “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models”, *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- GRANGER, C.W.J. (1981), “Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification”, *Journal of Econometrics*, 16, 121-30.
- GRANGER, C.W.J. (1986), “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213-28.
- GRANGER, C.W.J. ve R. JOYEUX (1980), “An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing”, *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-39.
- HENRY, Marc ve Paolo ZAFFARONI (2002), “The Long Range Dependence Paradigm for Macroeconomics and Finance”, *Columbia University Department of Economics Discussion Paper Series*, No.0102-19.
- HOLDEN, K. ve J. THOMPSON (1992), “Cointegration: An Introductory Survey”, *British Review of Economic Issues*, 14 (33).
- HOSKING, J.R.M. (1981), “Fractional Differencing”, *Biometrika*, 68, 165-76.
- INDER, Brett (1993), “Estimating Long-Run Relationships in Economics, A Comparison of Different Approaches”, *Journal of Econometrics*, 57, 53-68.
- LEBO, M. J., WALKER, R.W. ve H. D. CLARKE (2000), “You Must Remember This: Dealing With Long Memory in Political Analyses”, *Electoral Studies*, 19, 31-48.
- MADDALA, G.S., In-Moo KIM (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, UK.
- ÖZDEMİR, Zeynel Abidin (2003), “Satın Alma Gücü Paritesinin Kesirli Eşbütünleşme Analizi: Türkiye Uygulaması”, *GÜ İİBF VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu e-katalogu*.
- ÖZDEMİR, Zeynel Abidin (2004), “Mean Reversion in Real Exchange Rate: Empirical Evidence From Turkey, 1980-1999”, *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 31(2), 243-265

- PHILLIPS, Peter C.B. ve Bruce E. HANSEN (1990) “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”, *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- RESENDE, M. ve Nilson TEIXERIA (2000), “Permanent Structural Changes in the Brazilian Economy and Long Memory: A Stock Market Perspective”, [www.lacea.org/meeting2000/MarceloResende.PDF](http://www.lacea.org/meeting2000/MarceloResende.PDF) (20.Şubat.2005), 1-17.
- SAIKKONEN, Pentti (1991) “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions”, *Econometric Theory*, 7, 1-21.
- SAVAŞ, Vural (1982), *İktisat Politikası*, AR Yayın-Dağıtım, İstanbul.
- SEPHTON, P.S. (2002), “Fractional Cointegration: Monte Carlo Estimates of Critical Values, With Application”, *Applied Financial Economics*, 12, 331-35.
- SIMS, C. (1980), “Comparison of Interwar and Postwar Cycles: Monetarism Reconsidered”, <http://papers.nber.org/papers/w0430.v5.pdf>
- SMALLWOOD, A.D. ve S.C. NORRIBIN (2003), “Long Memory Processes, Cointegration Bias, and Exchange Rate Dynamics”, <http://faculty-staff.ou.edu/S/Aaron.Smallwood-1/cointBias.pdf>, 21.Ocak.2005
- THOMAS, R.L. (1993), *Introductory Econometrics: Theory and Applications*, Longman Economic Series, Second Edition, UK.
- TURGUTLU, Evrim (2004), “Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi”, *DEÜ İİBF Dergisi*, 19(2), 55-74.
- UTKULU, Utku (2000), “Türkiye’de Dış Açıkların Belirleyicileri: Uzun Dönem Yaklaşımı Çerçevesinde Karşılaştırmalı ve Uygulamalı Bir İnceleme”, Yayınlanmamış Doçentlik Tezi.
- UYGUR, Ercan (2001), *Ekonometri, Yöntem ve Uygulama*, İmaj Yayıncılık, Ankara.



**EK: 1**

ARFIMA modeller, zaman serilerindeki sürekliliğin (kalıcılık) derecesini tahminlemede, geleneksel ARIMA modellerden daha iyi sonuç elde edilmesi olanağı sağlamaktadır (Resende ve Teixeira,2000:4).

Bir ARFIMA (p,d,q) şöyle tanımlanmaktadır,

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \text{ WN}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

Bu eşitlikte L; gecikme operatörü, d; entegrasyon derecesini veya potansiyel parçalılığı ifade etmektedir. Bu da matematiksel olarak

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (2)$$

ve

$$\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q \quad (3)$$

şeklinde ifade edilebilir.

(1) nolu eşitlikteki polinomial yapının birim çember dışında olması, durağan veya eski durma dönmeyi ifade etmektedir.  $(1-L)^d$  parçalılığı gösteren bölüm binom açılımla sonlu bir MA süreci şeklinde;

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots \text{ yazılabilir.}$$

$d < 0.5$  ise durağan  $d > 0.5$  ise ortalamaya dönme eğilimi olarak ifade edilebilir.

Eğer,  $\phi(L)$  ve  $\theta(L)$  kökleri birim çember dışına çıkıyorsa süreç hem durağan hem de ortalamaya dönme eğilimindedir.

$y_t$ 'nin spektral yoğunluk fonksiyonunu,

$$f(\lambda) \sim c\lambda^{-2d}, \lambda \rightarrow 0 \text{ dir.}$$

Buna karşın asimptotik olarak ifade edilen aşağıdaki otokovaryans fonksiyonunda (h zaman yerine kullanılmaktadır).

$\gamma(h) \sim Ch^{2d-1}, h \rightarrow \infty$  dir. Bu durumda  $d \neq 0$  olarak parçalılık özelliğine sahip olur.

Resende ve Teixeira'nın Brockwell ve Davis (1991)'den aktardığı üzere, parçalı yapıda;  $-0.5 < d < 0$  kararsızlığı,  $0 < d < 0.5$  olması da kararlılığı göstermektedir. Yazarlara göre ,

$$f(\lambda) = \frac{|\theta(e^{i\lambda})|^2}{|\phi(e^{i\lambda})|^2} |1 - e^{i\lambda}|^{-2d} \frac{\sigma^2}{2\pi} \sim \frac{|\theta(1)|^{-2}}{|\phi(1)|^{-2}} \lambda^{-2d} \frac{\sigma^2}{2\pi} \quad \text{fonksiyonundaki}$$

lamdanın ( $\lambda$ ) sifira yaklaşması için  $d \neq 0$  olmakta ve fonksiyon  $d \neq 0$  için spektral yoğunluk fonksiyonunu vermektedir. Buna göre bir ARFIMA yapı geleneksel ARIMA modellere göre zaman serisinin süreklilik derecesini daha iyi vermektedir. Bunun nedeni, ARFIMA modellerinin otokorelasyonunun ARIMA modellere göre daha yavaş değişmesidir (Resende ve Teixeira;2000:4-6).  $d > 1$  olması durumunda süreç ortalamaya dönmeyecektir. Bu durumda şoklar, sürecin ilk durumdan sapmasına yol açacaktır. 1. eşitlikte  $0.5 < d < 1$  olması durumunda  $y_t$  sonlu bir varyansa sahiptir ve DF-t istatistiği  $-\infty$  doğru uzaklaşır. Ayrıca seri, bütünleşme derecesine sahip ancak kovaryans durağan değildir. Kovaryans durağan olmayan bir süreç eski trendine dönme eğilimi gösterir. Böyle bir yapıda şoklar kalıcı bir etkiye sahip değildir (Özdemir;2003:4). Eğer  $d > 1$  ise DF-t istatistiği  $+\infty$  doğru uzaklaşır.

Parametrik yöntemlerle tahmin edilen parçalılık özelliği  $p$  ve  $q$  düzeylerinin doğru bir şekilde tahmin edilmesine bağlıdır. Parametrik yöntemin bu olumsuzluğu Geweke ve Porter Hudak, spektral fonksiyonun logaritmasını alarak ortadan kaldırmıştır. Bununla birlikte yapısal ve rejim değişikliklerinden ortaya çıkan sahte uzun hafıza süreci de giderilmiş olmaktadır. Geweke ve Porter Hudak ilk denkleminizdeki  $(1-L)y_t$  'yi  $Z_t = (1-L)y_t$  şeklinde tanımlamıştır.

Daha sonra;  $(1-L)^d Z_t = \phi^{-1}(L)\theta(L)\varepsilon_t = u_t$ ,  $\tilde{d} = d-1$  eşitliği elde edilmiştir.

Bu fonksiyon yardımıyla spektral yoğunluk fonksiyonu,

$$f_z(W) = |1 - e^{-iW}|^{-2d} f_u(W) = \left| 2 \sin\left(\frac{W}{2}\right) \right|^{-2d} f_u(W) \quad \text{olarak elde}$$

edilmiştir.

$f_u(W)$   $W$  frekansındaki  $U_t$ 'nin spektral fonksiyonudur. Bu fonksiyonun logaritması alındığında aşağıdaki harmonik yapıdaki denklem elde edilir.

$$\log[f_z(W_j)] = \log[f_z(0)] - d \log \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{W_j}{2} \right) \right] + \log[f_z(w_j) / f_w(0)]$$

GPH  $\tilde{d}$  parametrisinin, ilk m periyodogramın da  $w_1, w_2, \dots, w_m$  düzeyinde tahminini önermektedir.  $I_z(W_j), j=1, \dots, m$  kadardır.

$$\text{Log}[I_z(W_j)] = \alpha + \beta \text{Log} \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{W_j}{2} \right) \right] + U_j \text{ eşitlikteki } \beta \quad (-\beta)$$

katsayısı  $\tilde{d}$  parametresine eşittir. Burada;

$$\log[I_z(W_j)], W_j = \frac{2\pi J}{T} \quad [J=(T-1)/2] \text{ dir.}$$

m, spektral fonksiyon da dahil, Fourier frekanslarının sayısını göstermektedir.

GPH'ın Fourier dönüşümü yoluyla, yukarıda belirttiğimiz avantajlara ek olarak, iktisadî zaman serilerinin analizinde çok önemli katkı sağlanmıştır. Bu katkılara literatürde değinilmemektedir. GPH'ın katkılarının daha iyi anlaşılması için zaman serilerinin parçalı yapısının analizinde yararlandığı log periodogram yaklaşımı ve bunun için kullandığı Fourier Dönüşümüne değinmekte yarar vardır.

Log periodogram fonksiyon, zaman serilerinde yapısal ve rejim değişmelerinden ortaya çıkan sahte uzun dönemi ortadan kaldırmaktadır. Fourier yaklaşımı ise zaman serilerinin belirli bir dönemine ait bilgilerin frekansının analizine olanak verir. Burada zamana göre tanımlanan bir fonksiyon, frekansa göre tanımlanan bir fonksiyona dönüştürülür. Böylece bir zaman serisindeki bilginin frekansı da incelenmiş olur. Ters Fourier dönüşümü uygulanırsa frekans tanım kümesinden zaman tanım kümesine geçilmiş olur. Bu özellik, bir süreç politikası olan büyüme ve iktisadî konjonktürün araştırılmasında önemli bir gelişmedir (Aytaç, 2002:11-13).

**EK: 2**

**Tablo 1:** Değişkenler Tablosu

<b>Değişkenler ve Tanımları</b>	
<b>LM1</b>	M1 Para Arzı
<b>LDP</b>	Dolaşımdaki Para
<b>LTVSIZM</b>	Vadesiz Ticari Mevduat
<b>LTVSIZ</b>	D1 (M1-Dolaşımdaki Para)
<b>LM2</b>	M2 Para Arzı
<b>LVADMEV</b>	Vadeli Mevduat
<b>LVT</b>	Vadeli tasarruf
<b>LTV</b>	D2 (M2-M1)
<b>LM2Y</b>	M2Y (M2+Döviz tevdiat hesabı (YTL))
<b>LDTHYTL</b>	Döviz Tevdiat Hesabi (YTL)
<b>LDTHUSD</b>	Döviz Tevdiat Hesabi (USD)
<b>LM3</b>	M3 Para Arzı
<b>LM3Y</b>	M3+Döviz Tevdiat Hesabi (YTL))
<b>LTTM</b>	Toplam Mevduat
<b>LMBKRD</b>	Mevduat Bankaları Yurtiçi Kredileri
<b>LMP</b>	Merkez Bankası Parası
<b>LKM</b>	Kamu Mevduatı
<b>LKMK</b>	Kamu Menkul Kıymetleri

**EK: 3**

**Tablo 1:** Birim Kök Testleri

<b>BİRİM KÖK TESTLERİ</b>						
<b>Değişkenler*</b>	<b>ADF</b>		<b>PP</b>		<b>KPSS</b>	
	<b>DÜZEY I(0) (t-n)</b>	<b>DÜZEY I(1) (t-n)</b>	<b>DÜZEY I(0) (t-n)</b>	<b>DÜZEY I(1) (t-n)</b>	<b>DÜZEY I(0) (t-n)</b>	<b>DÜZEY I(1) (t-n)</b>
<b>LM1</b>	-0.94	-6.95	-0.91	-6.94	1.191	0.27
<b>LDP</b>	-1.50	-2.8125	-1.08	-8.78	1.19	0.23
<b>LTVSIZM</b>	-1.00	-7.35	0.24	-8.58	1.19	0.13
<b>LD1</b>	-0.67 (3)	-7.29 (2)	-0.57	-6.44	1.19	0.16
<b>LM2</b>	-0.71 (2)	-4.99	-0.52	-5.03	1.18	0.25
<b>LVADMEV</b>	-0.77 (2)	-4.95	-0.57	-5.01	1.18	0.23
<b>LVT</b>	-0.88 (3)	-3.02	-0.29	-5.00	1.18	0.25
<b>LD2</b>	-0.57	-5.16	-0.3	-5.06	1.19	0.26
<b>LM2Y</b>	-1.21 (2)	-3.57	-1.10	-3.58	1.18	0.36
<b>LDTHYTL</b>	-2.14 (2)	-5.46	-2.59	-5.48	1.18	0.56
<b>LDTHUSD</b>	-3.3**	-----	-3.10	-----	1.15	0.53
<b>LM3</b>	-0.60 (2)	-2.61 (3)	-0.044	-4.91	1.19	0.26
<b>LM3Y</b>	-1.31 (2)	-3.48	-1.02	-3.42	1.19	0.35
<b>LTTM</b>	-0.51 (2)	-5.13	-0.37	-5.01	1.19	0.25
<b>LMBKRD</b>	-1.00 (2)	-4.34	-1.01	-4.19	1.19	0.24
<b>LMP</b>	-0.33 (3)	-7.92	-0.31	-7.83	1.18	0.061
<b>LKM</b>	-0.77	-4.95	-0.57	-5.01	1.18	0.24
<b>LMKM</b>	-0.21 (2)	-6.21	0.07	-6.17	1.19	0.14
<b>Faiz</b>	-2.64	-8.4031	-2.32	-10.84	0.2696	0.2251
<b>ADF ve PP test İstatistiği Kritik Değerleri</b>					<b>KPSS testi kritik değerleri</b>	
% 1					-3.520307	
% 5					-2.900670	
% 10					-2.587691	
					0.739000	
					0.463000	
					0.347000	

\*Bütün değişkenler sabit terim dahil edilerek analiz edilmiştir. Ayrıca parantez içindeki değerler ADF testi için optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir. Gecikme uzunluğu, EViews 5.0 programı tarafından otomatik olarak vermektedir.

\*\* I(0) “düzeyde” durağan.

Tablo 2: ARFIMA Testi

Değişkenler	ARMA(p,q)	d	t	t-olasılık
LM1	1,1	0.999991	172e+004	0.000
LDP	1,1	0.856604	4.48	0.000
LTVSIZM	1,1	0.999996	468e+004	0.000
LD1	1,1	0.999995	795e+004	0.000
LM2	1,1	0.999994	060e+004	0.000
LVADMEV	1,1	0.999997	047e+004	0.000
LVT	1,1	0.993809	41.7	0.000
LD2	1,1	0.999994	677e+004	0.000
LM2Y	1,1	0.561486	5.28	0.000
LM2Y	2,2****	2.00056****	3236	0.000
LDTHYTL	1,1	0.999991	793e+004	0.000
LDTHUSD	2,2	0.999970	498e+004	0.000
LM3	2,2****	2.00027****	4889	0.000
LM3Y	2,2	2.00025	3501	0.000
LTTM	2,2	2.00034	4616	0.000
LMBKRD	2,1	0.988060	6.94	0.000
LMP	2,2	0.00604732	0.268	0.789
LKM	2,1	6.46922e-005	0.000975	0.999
LMKM	1,1	1.00011	31	0.000
Faiz	2,2	0.790110	5.96	0.000

ARMA süreçlerine, EVIEWS’da bakılarak karar verilmiştir. Bütünleşme derecesi PC-Give kullanılarak elde edilmiştir.

Tablo 3: Geweke ve Porter-Hudak Test Sonuçları\*\*\*

Değişkenler	T <sup>0.4</sup>	T <sup>.45</sup>	T <sup>.0.5</sup>	T <sup>0.55</sup>	T <sup>0.60</sup>
LM1	1.0803	1.046**	1.028**	1.02	1.01*
LDP	1.072	1.0475**	1.043*	1.03*	1.0295*
LTVSIZM	1.0680	1.0438*	1.0104	1.0099*	1.0156*
LD1	1.0858	1.045**	1.014**	1.013*	1.0090*
LM2	1.0988	1.0923**	1.0610*	1.0498*	1.408**
LVADMEV	1.1028	1.1224**	1.0840*	1.0686*	1.0512*
LVT	1.11	1.127**	1.08*	1.0732*	1.05501**
LD2	1.105	1.1153**	1.078	1.0628*	1.0508*
LM2Y	1.1254	1.1102	1.0781	1.0648*	1.0461*
LDTHYTL	1.1066	1.0875**	1.0632*	1.0579*	1.0360*
LDTHUSD	0.9922	0.9266**	0.9350**	0.9387*	0.9711*
LM3	1.0988	1.0873**	1.0582	1.0527*	1.0423
LM3Y	1.1249	1.1061	1.0763	1.0677*	1.0473*
LTTM	1.1016	1.0937**	1.0604*	1.0559*	1.0442*
LMBKRD	1.1254	1.0332**	1.0326**	1.0235*	1.0166*
LMP	0.9918	1.1096	1.070*	1.0357*	1.0461*
LKM	1.1337	1.2521	1.41**	1.37**	1.2853*
LMKM	1.11	1.09**	1.04	1.06*	1.0436*
Faiz	1.35**	0.9096**	0.6685	1.5965	0.5219**

\*\*\* MATLAB kullanılarak hesaplanmıştır.

\*\* %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

\* %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.