

Türkiye'deki Başlıca Ekonomi Serilerinin ARFIMA Modelleri ile Tahmini ve Öngörülebilirliği

Aziz Kutlar*

Tuba Turgut**

Özet: Bu çalışmada Türkiye'nin 1987.1-2005.8 dönemini kapsayan 224 veriden oluşan bazı önemli değişkenlerin oluşturduğu serilerin ARFIMA uzun hafızalı ekonometrik model çerçevesinde analizleri yapılarak, bu serilerin ARFIMA modeline uygunluğu incelenmiştir. Reel altın fiyatları (AltınR), enflasyon (Enf), altı aylık faiz oranları (Faiz6) ve reel para arzından (RM2) oluşan seriler ARFIMA modeline göre test edilerek sonuçlar üç tahmin yöntemine göre yorumlanmıştır. Buna göre Maksimum Olabilirlik ve Modifiye Profilli Olabilirlik yöntemleri ile yapılan tahminlerde bütün serilerin uzun hafızalı olduğu ve kullanılan yöntemin doğru olduğu sonucu çıkmaktadır. Oysa Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler yöntemi ile yapılan tahminde Enf serisi dışındaki serilerin uzun hafızalı olmadığı, Enf serisinin ise bu tahmin yöntemine göre de uzun hafızalı olduğu ve kullanılan yöntemin doğru olduğu şeklinde bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Tahmin sonuçlarına dayanarak Enf serisinin kesin olarak uzun hafızalı olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: ARFIMA, Türkiye, Reel Altın Fiyatları, Enflasyon, Faiz Oranları, Reel Para arzı

1.Giriş

Zaman serileri analizi, özellikle makroekonomik büyüklüklerin geçmiş tarihsel verilerini kullanarak gelecek için tahminlerde bulunmak amacıyla gerekli analiz yöntemlerini ve test tekniklerini kullanmaktadır. Zaman serilerinde kullanılan tekniklere dayanarak incelenen serinin geçmiş değerlerine bakılarak bu serinin gelecekteki davranışı hakkında tahmin ve öngöründe bulunulur.

* Prof. Dr. Aziz Kutlar, Cumhuriyet Üniversitesi İktisat Bölümü'nde öğretim üyesidir.

** Tuba Turgut, Cumhuriyet Üniversitesi İktisat Anabilimdalı'nda doktora öğrencisidir.

Değişik zaman serileri modelleri bulunmaktadır. Doğrusal olan zaman serilerinin en önemlilerinden biri bilinen ARMA veya ARIMA modelleridir. Bu modellerde d fark değişkeninin tam sayı çıkması, bazı ekonomik verilerin tahmininde esnekliğini kaybetmektedir. Bu modellerin bir adım daha ilerisinde yer alan kısaca ARFIMA olarak bilinen ardışık bağımlı kesikli entegre olan hareketli ortalama modelleri ARMA veya ARIMA modellerine göre daha esnektir ve son yıllarda çokça kullanılmaktadır. Bu modeller uzun hafızalı modeller olarak bilinmektedir. Bu konuda Beran (1992), Robinson (1994), Ballie (1996)'nin çalışmaları sayılabilir. ARFIMA modelleri ile elde edilen sonuçlar diğer modellerle elde edilen sonuçlara göre daha gerçekçidir.

ARFIMA (p,d,q) şeklindeki modelde ardışık bağımlım ve hareketli ortalama değerlerinin yanında d ile ifade edilen entegre d değeri yer alması ile modelde sağlanan esneklik sayesinde seriler daha rahat olarak hesaplanmaktadır. Uzun hafızalı olan bu modelle serilerin uzun dönem davranışları tahmin edilmektedir.

ARFIMA modelinin tahmininde kullanılan birçok tahmin yöntemi vardır. Ancak son yıllarda ARFIMA modellerinin tahmininde yaygın olarak üç tahmin yöntemi kullanılmaktadır (Doornik-Ooms, 2004). Bunlar; Tam Maksimum Olabilirlik Yöntemi, Modifiye Profilli Olabilirlik Yöntemi ve Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler Yöntemidir.

Tam Maksimum Olabilirlik Yönteminde, eğer modelde sabit varsa d değeri sabitin içinde hesaplandığında ortaya sorun çıkabilir. Bunun için Modifiye Profilli Olabilirlik Yöntemi kullanılır. Bu yöntem, modelle ilgili var olan bazı belirsizlikleri ortadan kaldırır (Hauser, 1999).

Bu modeller kısa hafızalı durağanlık şeklindeki (d=0) sıfır hipotezine karşı test edilebilirken aynı şekilde birim kökün var olduğu (d=1) durağan olmayan sıfır hipotezine karşı da test edilebilirler. d değeri $0 < d < 0,5$ aralığında ise süreç uzun hafızalı; eğer d değeri $-0,5 < d < 0$ aralığında ise süreç orta hafızalı veya aşırı farkı alınmış olarak değerlendirilir (Hendry-Doornik, 2001).

Bu çalışmada Türkiye'nin 1987.1-2005.8 dönemini kapsayan 224 veriden oluşan bazı önemli değişkenlerinin oluşturduğu serilerin ARFIMA uzun hafızalı ekonometrik model çerçevesinde analizleri yapılarak, Türkiye'nin mali piyasasının dört önemli verisinin, uzun hafızalı modellere uyup uymadığı araştırılmaktadır. Burada ele alınan verilerden ilki reel altın fiyatları (AltınR) serisidir. Türkiye'de verilen dönem içerisinde nominal altın fiyatları ÜFE endeksine bölünerek reel fiyatlara ulaşılmıştır. Ele alınan ikinci seriyi ise enflasyon (ENF) serisi, üçüncü seri altı aylık faiz oranları (Faiz6) ve son seriyi de reel para arzı (RM2) serisi oluşturmaktadır. Kullanılan yöntemlerle bu serilerin uzun hafızalı modellere uyup uymadığı araştırılmaktadır.

2. Literatür Özeti

ARFIMA modelleri diğer modellere göre önemli ölçüde daha iyi tahmin sağlayarak yargı ufkunu genişletmekteyken ARFIMA olmayan modellerde bu söz konusu değildir. Ekonomide Granger (1980)'in çalışmaları ile uzun süreli bellek modelleri tarafından sağlanan daha yeni ufuklar açma konusundaki katkıları da modelin uygunluğu konusunu açıklığa kavuşturmuştur. Granger birçok alana damgasını vurmuş ve ekonomide uzun süreli bellek modelleri teorisine katkıda bulunmuştur ve zaman serisi araştırmasında doğrusal olmayan modellerin yanında farklı analiz kuramlarının olacağını da (Granger ve Joyeux, 1980) ilk düşünenler arasında yer almıştır.

Beş ana stok indeks kar dönüşümünü Engle (1993) inceleyerek, bu değişkenler için genellikle zamanın yaklaşık üçte birinde ve sürekli hesaplanan günlük karın bir ay öncesinden tahmini durumunda daha iyi sonuç verdiğini ortaya koymuştur.

Diebold ve Inoue (2001) uzun hafızalı seriler doğrusal ve doğrusal olmayan modellerde yapısal düşüşler olduğunda ve kısa süreli bellek değişkenleri doğrusal dönüşüm değişkenleri kullanılarak model oluşturulduğunda değişken rejim modelleri için birçok içerikte ortaya çıktığını göstermiştir.

Engle, Granger ve Ding (1993), Stock ve Watson (2002), ve Liybourne, Haris ve McCabe (2003) tarafından da üç farklı veritabanı incelenmiş, standart kısa süreli bellek ölçümlerinde uzun hafızanın geniş kanıtını bulmuşlardır. ARFIMA modeli ayırıcı parametrelerin 4 farklı tahmin edicilerinin kullanılmasıyla oluşmuştur. Stock ve Watson (2002) tarafından daha geniş bir veritabanı ile yapılan incelemede de ARFIMA ile ulaşılan sonuçların daha doğru olduğu kanıtlanmıştır.

3. Zaman Serileri, ARFIMA Modelleri ve ARFIMA Modellerinin Tahmini

Zaman serileri, her değeri belirli bir zaman farkı ile ilişkili peş peşe gelen nümerik değerlerden ibarettir. Özellikle ekonomik büyüklüklerin analizinde, nüfus tahminlerinde, iklim değişikliklerinde ve diğer bilim dallarındaki kullanımıyla her gün biraz daha önem kazanan zaman serilerinin ekonometrik yöntemleri günden güne artmaktadır.

Herhangi bir zaman serisi modeli geliştirildiğinde, elde edilen stokastik sürecin niteliği zaman boyunca değişiyorsa; yani, seri durağan değilse, serinin geçmiş ve gelecek yapısının basit bir cebirsel modelle ifadesi mümkün değildir. Ancak stokastik süreç zaman boyunca sabit ise, serinin geçmiş değerleri kullanılarak seriye ait sabit katsayılı bir model elde edilebilir. Bu mantık tek denklemler regresyon modellerindeki değişkenler arasındaki değişmeyen ilişki gibidir.

Bir durağan zaman serisinde, bir seride peş peşe gelen iki değer arasındaki fark, zamanın kendisinden değil, sadece zaman aralığından kaynaklanmaktadır. Durağan

serideki bu ilişkiye göre serinin ortalaması zamanla değişmez. Gerçek dünyadaki zaman serilerinin çoğu durağan değildir ve serinin ortalaması zamanla değişir, seri genellikle azalan veya artan bir trende sahip olur. Serilerdeki büyük dalgalanmalardan dolayı da durağanlık ortadan kalkabilir (Kutlar, 2005: 256). Ancak ekonometrik seriler ya durağan ya da durağan olmayan serilerle sınırlı değildir. Yani seriler ya durağandır ya da durağan olmayan seridir şeklinde kesin bir ayrım yoktur. Uzun hafızalı seriler olarak bilinen seriler vardır ki bunlar ne tam olarak durağandır ne de tam olarak durağan olmayan seriler gibidir.

ARFIMA modelleri olarak bilinen uzun hafızalı modeller ekonomik zaman serilerinde çokça kullanılmaktadırlar. Gaussiyen kesirli entegre serileri olan ARFIMA modelleri genellikle Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile tahmin edilmişlerdir. Bu modellerin en önemli özelliği serilerin uzun dönem davranışlarını tahmin etmeleridir. Modeldeki bu esneklik sayesinde seriler daha rahat olarak hesaplanmaktadır.

ARFIMA (p,d,q) şeklindeki modelde ardışık bağlanım ve hareketli ortalama değerlerinin yanında d ile ifade edilen entegre d değeri yer almaktadır. Model ile ilgili süreç üç safhada gerçekleşmektedir. Birinci safha modelin tanımlanması, ikinci safha modelin tahmini ve sonuncu safha ise modelin test edilmesidir (Robinson, 1995). İlk önce modelin p ve q değerleri tahmin edildikten sonra d tam sayı değeri elde edilir. İkinci etapta Maksimum olabilirlik yöntemi kullanılarak tahmin gerçekleştirilir. Bilinen doğrusal ARMA modellerinden farklı olarak d değeri kesirli olarak elde edilir (Baillie, 1996).

Son yıllarda ARFIMA modellerinin tahmininde üç yöntem kullanılmaktadır. Tam Maksimum Olabilirlik Yönteminde, eğer modelde sabit var ise, d değeri sabitin içinde hesaplandığında ortaya sorun çıkabilir. Bunun için Modifiye Profilli Olabilirlik Yöntemi kullanılır. Bu yöntem, varsa bazı belirsizlikleri ortadan kaldırır. Son olarak uygulanan bir başka tahmin yöntemi Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler yöntemidir (Beran,1995). Son etapta elde edilen sonuçların test edilmesi gerekir. Test sürecinde başta normallik varsayımından yola çıkılır. Özellikle Portmanteau testi ile ARCH etkisi ve seri korelasyonunun olup olmadığına bakılır.

Bu modeller kısa hafızalı durağanlık şeklindeki (d=0) sıfır hipotezine karşı test edilir. Aynı şekilde birim kökün var olduğu (d=1) durağan olmayan sıfır hipotezine karşıda test edilebilirler. Bu modellerin testi için uygulanan en anlamlı testler Dickey-Fuller ve KPSS testleridir. d değeri $0 < d < 0,5$ aralığında ise süreç uzun hafızalı; eğer d değeri $-0,5 < d < 0$ aralığında ise süreç orta hafızalı veya aşırı farkı alınmış olarak değerlendirilir (Hendry ve Doornik, 2001).

ARFIMA modellerin üç tahmin yöntemi olan Tam Maksimum Olabilirlik (EML) Modifiye Profilli Olabilirlik (MPL) ve Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (NLS)

Yöntemi ayrı ayrı ele alınarak gerekli açılımlar yapılacaktır (Bhardwaj ve Swanson, 2003).

ARFIMA(p,d,q) şeklindeki model y_t değişkeni şeklinde aşağıdaki gibi gösterilir;

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, t=1, \dots, T \quad (1)$$

Ayrıca bozucu terimlerin, aşağıdaki gibi, sıfır ortalama ve normal dağılıma sahip olduğu kabul edilir: $\varepsilon_t \sim \text{NID}[0, \sigma_\varepsilon^2]$ ya da $E[\varepsilon_t] = 0$ ve $E[\varepsilon_t^2] = \sigma_\varepsilon^2$. Gecikme işlemcisi (L) ve ortalama değer olarak μ olmak üzere denklem,

$$\Phi(L)(y_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

olur.

Kesikli entegrasyon (bütünlenen) değişkeni d olmak üzere ARFIMA(p,d,q) modeli,

$$\Phi(L)(1-L)^d (y_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

şeklinde yazılabilir.

4. Ampirik Bulgular

Ülke ekonomisi açısından oldukça önem arz eden reel altın fiyatları, enflasyon, reel para arzı ve faiz oranları gibi makro ekonomik seriler uygulamanın kapsamını oluşturmaktadır. Bu dört seriyi kullanmamızın nedeni, ARFIMA modellerine uygulanabilir olmalarındandır. Diğer ekonomi serilerinin, verilen dönem içerisinde, uzun hafızalı modellerle tahmini uygun düşmemiştir. 1987.1-2005.8 dönemini kapsayan 224 veriden oluşan bu serilerin uzun hafızalı serilere, ARFIMA modellerine, uyup uymadığı ve her bir seri için model uygulamalarının sonuçları yer almaktadır.

Kullanılan serilerle ilgili tüm istatistiki bilgiler DİE ve TCMB'nin internet sayfalarından temin edilmiştir (www.tcmb.gov.tr, www.die.gov.tr).

Altın Fiyatları

Altın fiyatları dünyada ve Türkiye'de uzun yıllardan bu yana artan bir seyir izlemektedir. Altın fiyatları krizlerden veya bazı çevresel faktörlerden etkilenmeden artışını sürdürmektedir. Altın fiyatları ÜFE fiyatlarına oranlandığında da reel altın fiyatları elde edilir. 1970'li yıllardan itibaren altın fiyatları hızla yükselmiştir. Dünya altın üretimi, son 25 yılda yaklaşık olarak ikiye katlanmıştır.

Özellikle son on yıllık süreçte, dünyada dalgalanmalı bir seyir izleyen değerli metal piyasasında Türkiye, yaşanan ekonomik krizlere ve doğal afetlere rağmen küresel sıralamada daha üst sıralara çıkmayı başarmıştır.

1993'ten 1994'e fiyatların %6,8 oranında arttığı, reel artışında yaklaşık %4 olduğu görülmektedir (Aklan, 1996). 1994'ten beri üretim yanlı altın fiyatları, dolardan ve tüketim yanlı altın fiyatlarından daha az düşmüştür. 1994-2002 yılları arasında dolar reel olarak %33, tüketim ağırlıklı altının reel fiyatı %28 oranlarında azalırken, üretim ağırlıklı reel altın fiyatları %12 oranında azalmıştır.

Temel altın üreticisi ülkelerin reel efektif döviz kurlarının zayıf olması sebebiyle 1995-2001 yılları arasında global altın üretimi reel efektif döviz kurları kuvvetli olan ülkelere göre daha fazla olmuştur.

2002'nin son dönemlerinde altın talebinin durgun olmasına karşın sonraki dönemde politik istikrarsızlık ve dövize olan güven kaybı sebebiyle talep yeniden artmıştır (Demir, 2005).

Aşağıdaki Tablo 1'de reel altın fiyatlarının üç farklı tahmin yöntemine göre elde edilmiş sonuçları yer almaktadır. Birinci tahmin yönteminde sabit ve aylık etkiyi dikkate alan otoregresif ve hareketli ortalama değerlerinin 12 gecikmesi modele ilave edilmiştir. AR(12) ve MA(12) şeklinde gösterilen bu değişkenlerin dışında model sabit içermektedir. Maksimum Likelihood (ML) modelinde bağımsız değişkenlerin tamamının yeterli anlamlılık düzeyine sahip olmadıkları görülmektedir. Bunun yanında d parametresinin değeri 0.498 olarak elde edilmiştir. Bu sonuca göre ML yöntemiyle yapılan tahminde, seri uzun hafızalıdır. Ayrıca NLS yöntemiyle yapılan tahminde değişkenler, sabit hariç diğerleri %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Buna karşın d katsayısı 1.218 olduğundan, serinin bu modelle tahmininde uzun hafızalı olmadığı ortaya çıkmaktadır. MPL ile yapılan tahminde tahmin parametrelerinden ikisinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve d değerinin 0.499 olduğu elde edilmiştir. Bu tahmin yönteminde de serinin uzun hafızalı olduğu ortaya çıkmaktadır.

Aşağıdaki Tablo 1'de AltınR serisi için ARFIMA modelinin 12 gecikme değerine dayanan tahmini yer almaktadır.

Tablo 1: Türkiye'de Aylık Reel Altın Fiyatlarının (AltınR) ARFIMA/(12,d,12) Modeli Şeklinde Tahmini (1987.1-2005.8)

Maximum likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model ----

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	0.498328	0.002352	212.	0.000
AR-12	0.163072	0.2914	0.560	0.576
MA-12	0.0427375	0.2894	0.148	0.883
Constant	3.76923	2.847	1.32	0.187
log-likelihood	2.1835971			
no. of observations	224	no. of parameters	5	
AIC.T	5.6328058	AIC	0.0251464545	
mean(AltinR)	3.61608	var(AltinR)	0.515977	
sigma	0.236028	sigma ²	0.055709	

Non-linear least squares estimation of ARFIMA(12,d,12) model ----

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	1.21817	0.06770	18.0	0.000
AR-12	0.223389	0.1019	2.19	0.029
MA-12	-0.243504	0.1086	-2.24	0.026
Constant	0.679384	3.461	0.196	0.845
log-likelihood	103.320756			
no. of observations	224	no. of parameters	5	
AIC.T	-196.641513	AIC	-0.877863897	
mean(AltinR)	3.61608	var(AltinR)	0.515977	
sigma	0.152903	sigma ²	0.0233792	

Modified profile likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model

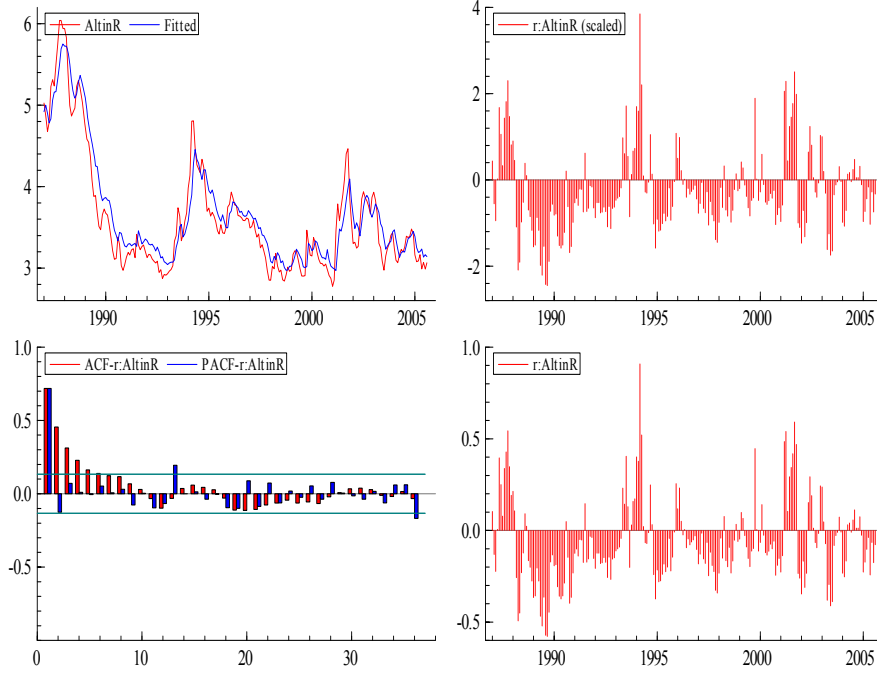
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	0.499419	0.0008073	619.	0.000
AR-12	0.544196	0.1129	4.82	0.000
MA-12	-0.112872	0.1196	-0.944	0.346
log-likelihood	-908.187217			
no. of observations	223	no. of parameters	4	
AIC.T	1824.37443	AIC	8.18105127	
mean(ons)	359.478	var(ons)	2920.95	
sigma	14.2082	sigma ²	201.873	

Tablo 2'de kalıntılar için test sonuçları verilmiştir. Test sonuçlarına bakıldığında normallikten sapmanın ve ayrıca farklı varyans etkisinin varlığı göze çarpmaktadır. Şekil 1'de ise AltınR serisinin gerçek ve tahmin değerleri ACF ve PACF değerleri ile kalıntıların dağılımları verilmektedir.

Tablo 2: AltınR ARFIMA (p,d,q) Test Sonuçları

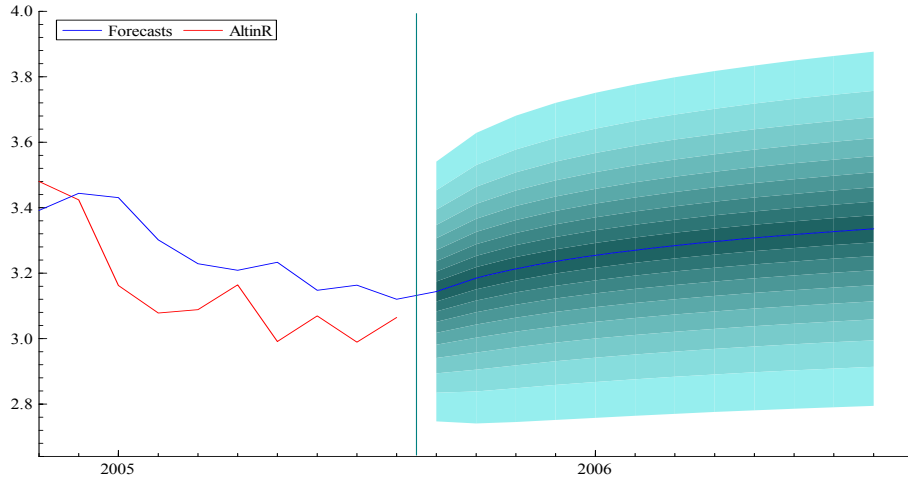
Normality test for residuals		
Observations		224
Mean		-0.067635
Std.Devn.		0.22613
Skewness		0.92442
Excess Kurtosis		1.6195
Minimum		-0.57751
Maximum		0.90819
Asymptotic test:	Chi ² (2) =	56.383 [0.0000]**
Normality test:	Chi ² (2) =	27.819 [0.0000]**
ARCH coefficients:		
Lag	Coefficient	Std.Error
1	0.48185	0.05936
RSS = 1.28984		sigma = 0.07692
Testing for error ARCH from lags 1 to 1		
ARCH 1-1 test:	F(1,218) =	65.899 [0.0000]**

AltınR Serisi'nde 12 gecikme için Maximum Likelihood Metodu ile yapılan tahminin grafiği aşağıdaki Şekil 1'deki gibidir. Burada sol üstteki grafik orijinal altın serisini, sağ üstteki grafik reel altın serisinin kalıntı değerlerini, sağ alttaki grafik reel altın serisini ve sol alttaki grafik ise reel altın serisinin ACF ve PACF tahmin sonuçlarını göstermektedir. Bu tahmin sonucuna göre reel altın serisinin yarı durağan olduğu görülmektedir.



Şekil 1. AltinR Serisinin(12,d,12) Maximum Likelihood Metodu ile Tahmini

Aşağıdaki Şekil 2’de ise bir yıl ötesi için yapılan öngörü yer almaktadır.



Şekil 2: AltinR Serisinin (12,d,12) Maximum Likelihood Metodu ile Öngörüsü (Forecasting)

Enflasyon

Ekonomide fiyatların sürekli artışı enflasyonu gösterir. Enflasyon piyasalar açısından istikrarı bozucu ve istenmeyen bir durumdur. Türkiye'de de enflasyon kurulduğu yıllardan itibaren süregelen bir sorundur. Hatta bazı yıllarda yüzde yüzü dahi aşmıştır. Bununla birlikte son yıllarda düşme eğilimindedir ve tek haneli enflasyon oranlarına ulaşılmıştır.

1980 öncesinde Türkiye'de, enflasyon büyük ölçüde talepten kaynaklanmaktayken 24 Ocak 1980 yılında daha önceki planların dışında bir iktisat politikası yürürlüğe konularak, istikrar kararları alınmıştır. Bu programın amacı Türkiye'nin yaşamakta olduğu hızlı enflasyon sürecinin denetim altına alınması ve enflasyon hızının yavaşlatılması olarak belirlenmiştir. (Şahin, 1998: 294).

1987'de kamu açıklarının artması ve enflasyonun yükselmeye başlaması mali piyasalardaki dengesizliği artırmış, Türk parasından kaçma eğilimini artırmış ve 1988 yılının Şubat ayında TL cinsinden tasarrufların çekilmesi ve dolayısıyla TL'ye olan talebi artırmak, ithalatı yavaşlatıp ihracatı canlandırmak ve kamu harcamalarını kısarak ekonomideki aşırı ısınmayı soğutmak amacıyla önlemler alınmıştır.

1994 krizinde kamu finansman açıklarından ve diğer bazı faktörlerden kaynaklanan enflasyon %144'le o güne kadarki en yüksek seviyesine yükselmiş ve ekonomideki dengesizlikler daha da artmıştır. Yüksek enflasyonu önleyecek ve ekonomide istikrarı sağlayacak etkin para ve maliye politikaları uygulanamamıştır (Parasız, 2002: 112).

1995 yılında IMF ile imzalanan stand-by anlaşmasına göre kur politikası, daha önceki dönemlerde olduğu gibi enflasyonla mücadelede nominal çıpa görevini üstlenmiş, enflasyon kadar veya daha az bir kur artışı öngörülmüştür. 1995 yılının sonundaki erken genel seçim nedeniyle, para politikası doğrudan piyasalarda istikrarı sağlamaya çalışmıştır. Seçimle birlikte IMF anlaşması sona erdirilmiştir.

2000 yılı başında uygulamaya konan ve üç yıllık bir dönemi kapsamayı düşüncülen program, 2000 Kasım ve 2001 Şubat aylarında yaşanan krizler sonrasında, temel bazı kriterler sürdürülemediği için sona erdirilmiş ve 2001 yılında Şubat ayından sonra "Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı" uygulamaya konulmuştur. Bu programla makroekonomik politikaların enflasyonla mücadelede etkin bir şekilde kullanılması amaçlanmıştır.

2001-2005 döneminde kronik enflasyonist ortamdan tek haneli rakamlara giderken temel amaç yüksek enflasyonu düşürmek olduğundan, hedeflerin altında kalınması beklentileri olumsuz bir şekilde etkilememiş; aksine enflasyondaki düşüşün süreceğine dair algılamaları kuvvetlendirmiştir. Dolayısıyla, söz konusu dönemde enf-

lasyonun hedeflerin altında kalması, üzerinde kalmasına oranla daha kabul edilebilir bir durum olarak değerlendirilmiş ve Merkez Bankası'nın ilan ettiği hedefler, örtük bir şekilde "üst sınır" olarak algılanmıştır. 2003 yılı enflasyon oranı için TÜFE %20 hedeflenmiş, %18,4 olarak gerçekleşmiştir. Yıllık TEFER oranı ise %13,9 olarak gerçekleşmiştir. 2004'te de enflasyondaki düşüş süreci devam etmiş ve önceki iki yılda olduğu gibi TÜFE enflasyonu hedeflenenin (%12) altında gerçekleşerek %9,3 olmuştur. 2005'te yıllık enflasyon, Nisan-Haziran dönemindeki artıştan sonra Temmuz ayıyla birlikte yeniden düşmüş ve yıl sonu hedefinin (%8) altına gerilemiş ve %7,7 olarak gerçekleşmiştir (<http://www.tcmb.gov.tr/>).

Son 23 senenin para politikalarının ortak hedefi enflasyonu düşürmektir. Para politikalarındaki istikrarsızlık, tutarsızlık ve güvensizlik nedeniyle bu hedefe ulaşılamamıştır ve Türkiye, dünyada kronik enflasyona sahip nadir birkaç ülkeden biri olarak kalmıştır.

Enflasyon serisi benzer şekilde, üç tahmin yöntemi ile tahmin edilmiştir. Modelde bağımsız değişkenlere iki yeni ilave yapılmıştır. Bu iki yapay değişkenden biri d94; 1994 yılındaki enflasyonun en yüksek değerini, ikinci d01 ise 2001 yılındaki en yüksek enflasyon değerini temsil etmektedir. Bütün tahmin yöntemlerinde, ikinci tahmin yöntemindeki MA(1) değişkeni hariç, diğer bütün değişkenlerin anlamlı oldukları görülmektedir.

Enflasyon serisinin her üç tahmin yöntemine göre de uzun hafızalı olduğu ortaya çıkmıştır. ML tahmin yönteminde d değeri 0.450, NLS yönteminde 0.48 ve MPL yönteminde 0.477 olarak elde edilmiştir. Bu üç tahmin yöntemine göre de enflasyon serisinin uzun hafızalı olduğu tespit edilmiştir. Modeller tahmin edilirken AIC değerlerinin en minimumu seçildiğinde yapılan tahminlerin en uygun model şeklinde olduğu kabul edilmektedir.

Aşağıdaki Tablo 3'te enflasyon serisinin 12 gecikmeli değeri için ARFIMA modeli tahmini yer almaktadır.

Tablo 3: Türkiye'de Aylık Enflasyonun (Enf) ARFIMA/(12,d,12) Modeli Şeklinde Tahmini (1987.1-2005.8)

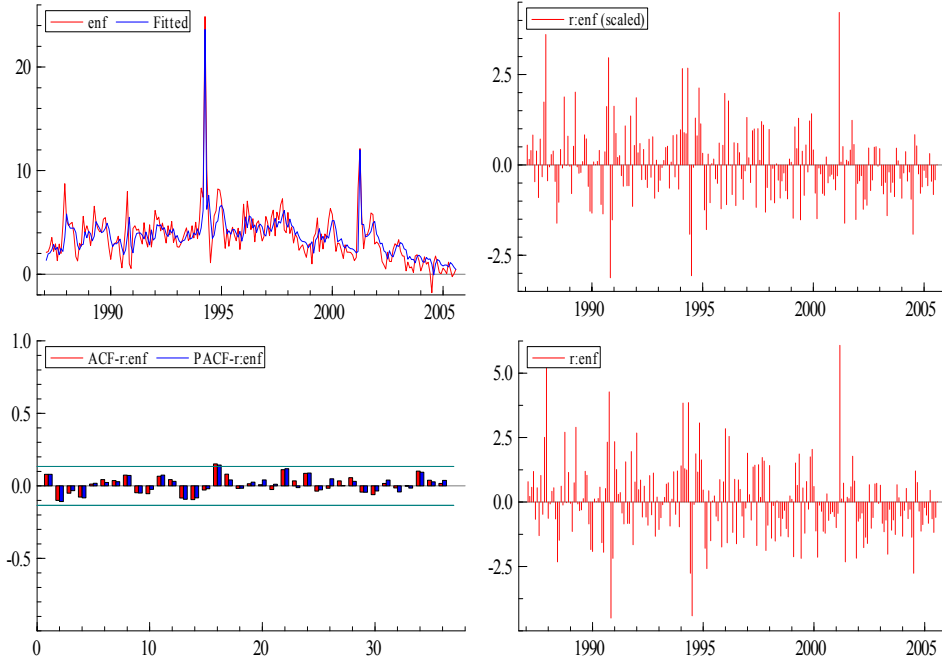
Maximum likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
d parameter	0.450755	0.04245	10.6	0.000
AR-12	-0.662734	0.3396	-1.95	0.052
MA-12	0.604350	0.3581	1.69	0.093
Constant	3.02636	1.994	1.52	0.130
d94	17.6391	1.295	13.6	0.000
d01	6.75029	1.295	5.21	0.000
log-likelihood	-398.771024			
no. of observations	223		no. of parameters	7
AIC.T	811.542047		AIC	3.63920201
mean(enf)	3.57594		var(enf)	6.13196
sigma	1.43834		sigma ²	2.06883
Non-linear least squares estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
d parameter	0.484066	0.05723	8.46	0.000
AR-12	0.00321656	0.2017	0.0159	0.987
MA-12	-0.0225330	0.1836	-0.123	0.902
Constant	2.84813	1.297	2.20	0.029
d94	17.4181	1.252	13.9	0.000
d01	6.71201	1.250	5.37	0.000
log-likelihood	-388.309598			
no. of observations	223		no. of parameters	7
AIC.T	790.619197		AIC	3.54537756
mean(enf)	3.57594		var(enf)	6.13196
sigma	1.38976		sigma ²	1.93144
Modified profile likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
d parameter	0.477455	0.02450	19.5	0.000
AR-12	-0.671592	0.3468	-1.94	0.054
MA-12	0.614837	0.3660	1.68	0.094
d94	17.5353	1.290	13.6	0.000
d01	6.65171	1.290	5.16	0.000
log-likelihood	-398.169934			
no. of observations	223		no. of parameters	6
AIC.T	808.339867		AIC	3.62484245
mean(enf)	3.57594		var(enf)	6.13196
sigma	1.44621		sigma ²	2.

Aşağıdaki Tablo 4 enflasyon serisinin ARFIMA test sonuçlarını vermektedir. Test sonuçlarında normallikten sapmanın ve kısmen farklı varyans etkisinin olduğu söylenebilir.

Tablo 4: Enf Serisinin ARFIMA (p,d,q) Test Sonuçları

Descriptive statistics for residuals:		
Normality test:	$\chi^2(2) =$	21.513 [0.0000]**
ARCH 1-1 test:	$F(1,215) =$	3.7076 [0.0555]
Portmanteau(36):	$\chi^2(33) =$	35.272 [0.3612] s
Normality test for residuals		
Observations		223
Mean		-0.053401
Std.Devn.		1.4374
Skewness		0.66555
Excess Kurtosis		2.0824
Minimum		-4.4044
Maximum		6.0026

Enflasyon serisinin tahmin ve gerçek değerleri ile kalıntıların sonuçları aşağıdaki şekilde verilmiştir. Ayrıca ACF ve PACF fonksiyonlarının değerleri de grafikte yer almaktadır. Burada sol üstteki grafik orijinal enflasyon serisini, sağ üstteki grafik reel enflasyon serisinin kalıntı değerlerini, sağ alttaki grafik reel enflasyon serisini ve sol alttaki grafik ise reel enflasyon serisinin ACF ve PACF tahmin sonuçlarını göstermektedir. Bu tahmin sonucuna göre enflasyon serisinin oldukça durağan olduğu görülmektedir.



Şekil 3: Enf Serisinin(12,d,12) Maximum likelihood Metodu ile Tahmin

Serinin öngörüsü ile ilgili yapılan tahminde, sekiz aylık gelecek zaman için öngöründe bulunulmuştur. Buna dayanarak enflasyonun gelecek tahmininin oldukça iyimser olduğu söylenebilir.

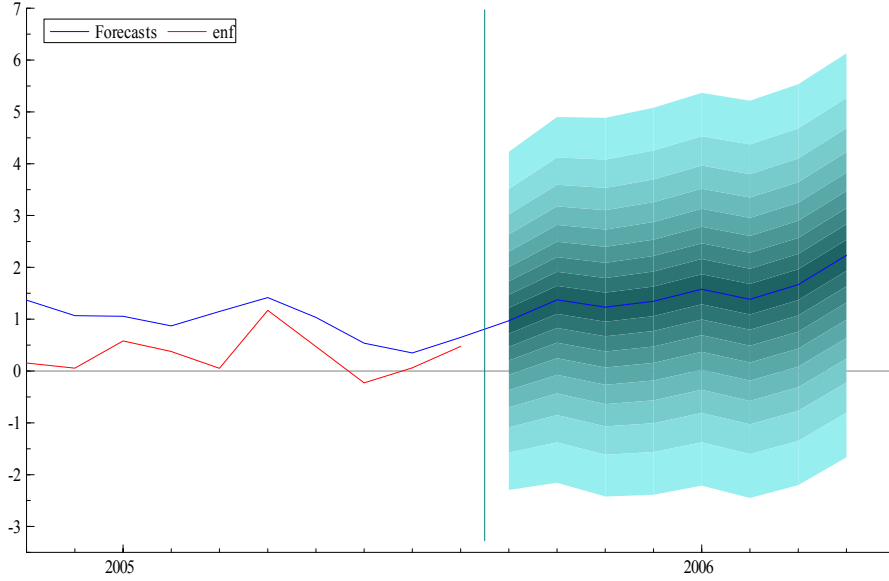
Enf. Serisinin Maximum Likelihood Metoduna göre yapılan tahminine dayanan sonuçlarının şekli aşağıdaki Şekil 4'teki gibidir.

Faiz Oranları

Faiz oranlarının dönemsel yapısını tümünden etkileyebilen kısa vadeli faiz oranları, para politikasının en önemli aracıdır (Aydın, M. Özcan, 2005). Faiz oranları ekonomide boçlanma, yatırım, tasarruf gibi birçok önemli konu için belirleyici durumdur ve faiz oranları da farklı yıllarda, farklı dönemlerde farklı oranlarda gerçekleşmiştir.

Ekonomik ve Parasal Birlik (EPB) kurulması, 1960'ların sonlarından itibaren Avrupa Birliği'nin bir projesi olmuştur. 1990-1991 yıllarında Maastricht Antlaşması müzakereleri esnasında, Avrupa paraları arasındaki döviz kurlarının dalgalanması

azaltılmış, enflasyon oranlarında ve uzun vadeli faiz oranlarındaki düşüş Avrupa Para Sistemi'nin (APS)'nin, başarısına katkıda bulunmuştur.



Şekil 4: Enf Serisinin (12,d,12) Maximum Likelihood Metodu ile Öngörüsü (Forecasting)

Ekonomik Parasal Birlik (EPB) faiz oranları kısa vadeli faiz oranlarının euro alanında eşitlenmesi düşünülmektedir. Fakat ülkeler arasında uzun vadeli faiz oranlarındaki farkların iki sebebi bulunmaktadır: Bunlardan ilki, faiz oranı, gelecekte olması beklenen gelişmelerin bir yansıması olmasıdır. Yatırımcılar, değeri zayıf bir paraya yatırım yapmak için daha yüksek bir faiz oranı talep edecektir. Euro alanı içinde döviz kuru riski olmayacağı için faiz oranı farkı bunu ortadan kaldıracaktır.

İkincisi de, borç alanların kredi değerliliğindeki farklardır. Temerrüt riski taşıyan borçlu ek bir prim öder. Euro alanına katılan üye devletler arasında kredi değerliği farkları olmaya devam edecektir. Katılan üye devletin ekonomisi güçlü ve istikrarlı olarak algılanıyorsa, o ülkedeki borçlanma oranları daha düşük olacaktır.

1994 yılında uygulanan yüksek faiz oranları sebebiyle kamusal borç yükü GSMH'ye göre artmıştır (Özker, 2005).

2002 sonu itibariyle gecelik borç alma faiz oranını %44, borç verme faiz oranını %51 olarak belirleyen Merkez Bankası, 3 puanlık indirimle borç alma faiz oranını %41'e borç verme faiz oranında %48'e düşürmüştür.

2002'de Merkez Bankası'nın kısa vadeli faiz oranları üzerindeki etkisi artırılmış ve dalgalı kur sistemine geçilmiştir. Merkez Bankası, gecelik faiz oranlarını kademeli olarak düşürmüş, Ocak –Nisan 2002 döneminde gecelik borçlanma faiz oranı %59'dan %48'e, borç verme faiz oranı ise, %62'den %55'e düşmüştür (Demirgil, 2003).

Reel Faiz Oranları ile İlgili Türkiye Uygulaması

Türkiye'de altı aylık faiz oranları mali piyasalar için önemli bir büyüklük olarak bilinmektedir. Bunun için altı aylık faiz değişkeninin uzun hafızalı model şeklinde üç tahmin yöntemine göre tahmini yapılmıştır. Daha önceki tahminlerde kullanılan yöntem aynen korunmuştur. Bağımsız değişkenler içine ilave olarak enflasyon değişkeninde olduğu gibi yapay değişkenler kullanılmıştır. Burada değişkenlerden d946; 1994 yılının altıncı ayında gerçekleşen en yüksek faiz oranı ile, 2001 yılı krizinde yine en yüksek faiz oranını gösteren d013 yapay değişkeni ek olarak kullanılmıştır.

Yapılan ilk ML tahmin yönteminde sabit hariç diğer bütün değişkenlerin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve d parametresinin 0.5'ten küçük olduğu, 0.498, belirlenmiştir. İkinci NLS model tahmin değerinde ise, d değerinin 1'den büyük olduğu, diğer taraftan MPL tahmin yönteminde ise yine d değerinin 0.498 olduğu, tahmin sonuçlarından elde edilmiştir. İkinci tahmin yönteminde yapay değişkenler hariç diğer değişkenler anlamlı değildir. Üçüncü tahmin yönteminde ise bütün bağımsız parametrelerin anlamlı olduğu ve modelin çok iyi bir şekilde tasarlandığı söylenebilir.

Faiz6 Serisinin ARFIMA modeli ile tahmini Tablo 5'teki gibidir. Buna dayanan Tablo 6'da yer alan test sonuçlarına bakıldığında normallikten sapmanın ve kalıntılarda ARCH veya farklı varyans etkisinin olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 5. Türkiye'de Altı Aylık Faiz Oranlarının (Faiz6) ARFIMA/(12,d,12) Modeli Şeklinde Tahmini (1987.1-2005.8)

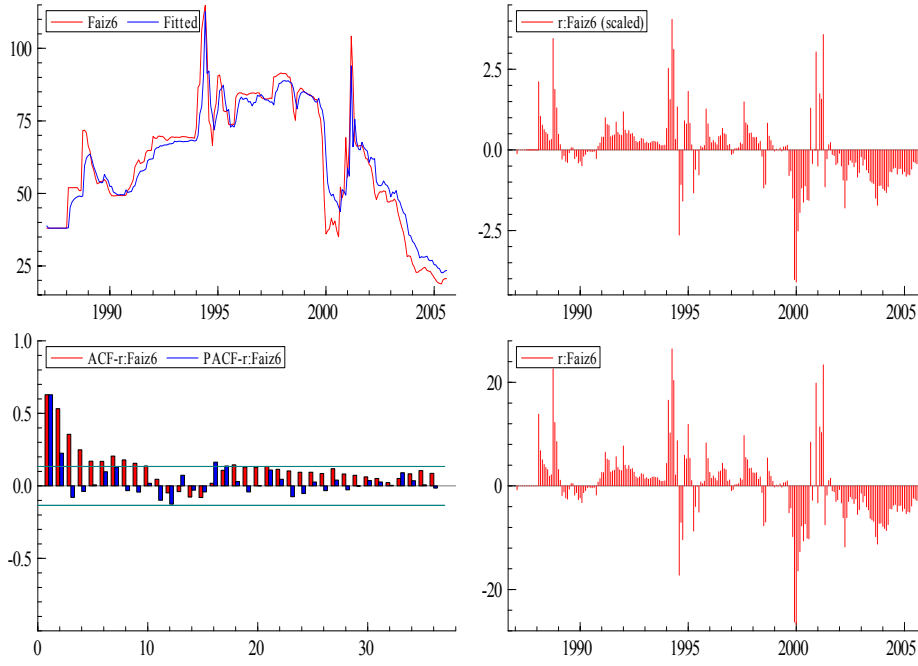
Maximum likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	0.498199	0.002534	197.	0.000
AR-12	0.707422	0.1230	5.75	0.000
MA-12	-0.571652	0.1308	-4.37	0.000
Constant	48.5747	89.09	0.545	0.586
d946	17.0614	5.713	2.99	0.003
d013	32.2686	5.714	5.65	0.000
log-likelihood	-738.398202			
no. of observations	223			no. of parameters 7
AIC.T	1490.7964			AIC 6.68518567
mean(Faiz6)	61.3863			var(Faiz6) 451.144
sigma	6.53094			sigma^2 42.6532
Non-linear least squares estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	1.04372	0.06505	16.0	0.000
AR-12	-0.649119	0.4972	-1.31	0.193
MA-12	0.601110	0.5192	1.16	0.248
Constant	-33.7634	190.0	-0.178	0.859
d946	9.01644	3.404	2.65	0.009
d013	25.4474	3.389	7.51	0.000
log-likelihood	-668.287583			
no. of observations	223			no. of parameters 7
AIC.T	1350.57517			AIC 6.05639088
mean(Faiz6)	61.3863			var(Faiz6) 451.144
sigma	4.87753			sigma^2 23.7903
Modified profile likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	0.498592	0.001992	250.	0.000
AR-12	0.711276	0.1225	5.81	0.000
MA-12	-0.575031	0.1307	-4.40	0.000
d946	17.0512	5.737	2.97	0.003
d013	32.2612	5.738	5.62	0.000
log-likelihood	-731.256377			
no. of observations	223			no. of parameters 6
AIC.T	1474.51275			AIC 6.61216482
mean(Faiz6)	61.3863			var(Faiz6) 451.144
sigma	6.56026			sigma^2 43.0371

Tablo 6: Faiz6 Serisinin ARFIMA (p,d,q) Test Sonuçları

Descriptive statistics for residuals:		
Normality test:	Chi ² (2) =	86.822 [0.0000]**
ARCH 1-1 test:	F(1,215) =	59.332 [0.0000]**
Portmanteau(36):	Chi ² (33)=	288.49 [0.0000]**
Normality test for residuals		
Observations		223
Mean		-0.014995
Std.Devn.		6.5309
Skewness		0.21283
Excess Kurtosis		4.3002
Minimum		-26.785
Maximum		26.457
Asymptotic test:	Chi ² (2) =	173.50 [0.0000]**
Normality test:	Chi ² (2) =	86.822 [0.0000]**

Şimdiye kadar olduğu gibi, aşağıdaki Şekil 5'te Faiz6 serisinin gerçek ve tahmin g, ACF ve PACF fonksiyonları ile j kalıntı değerlerinin seyri yer almaktadır. Burada sol üstteki grafik orijinal faiz serisini, sağ üstteki grafik reel faiz serisinin kalıntı değerlerini, sağ alttaki grafik reel faiz serisini ve sol alttaki grafik ise reel faiz serisinin ACF ve PACF tahmin sonuçlarını göstermektedir. Bu tahmin sonucuna göre reel faiz serisinin yarı durağan olduğu görülmektedir.

Faiz 6 Serisinin 12 gecikmeli değeri için Maximum Likelihood Metodu ile tahmini Şekil 5'teki gibidir.



Şekil 5. Faiz 6 Serisinin(12,d,12) Maximum Likelihood Metodu ile Tahmini

Reel M2 Serisi

Para arzı M1, M2, M2Y, M3, M3A gibi farklı şekillerde tanımlanmıştır. Ancak para arzı denildiğinde genel olarak M2 para arzı tanımlaması düşünülür. Reel para arzı hesaplanırken de değerler ÜFE değerlerine oranlanarak hesaplanır (Parasız, 2005: 63).

Piyasaya para arzını ifade eden sembol M1; dolaşımdaki nakit para ile kredi kuruluşlarındaki vadesiz mevduatı, merkez bankasındaki serbest mevduatı ve emisyonu, M2; kısa vadeli mevduatlarla her türlü tasarruf mevduatı ve M1 kapsamına giren parayı, M2Y; yurt içinde yerleşik kişilerin açtıkları döviz tevdiat hesaplarıyla M2 kapsamına giren parayı, M3A; mevduat bankalarındaki resmi mevduat ile M2 kapsamına giren paranın toplamını, M3; uzun vadeli tasarruf mevduatı ve M3A kapsamına giren parayı ifade eder. M1 dar anlamda para arzı, M2 geniş anlamda para arzı olarak belirtilebilir. Para arzının, mal ve hizmet üretim artış oranından daha hızlı artması durumunda enflasyon olması beklenir.

Freadman'a göre parasal büyüklük için en uygun ölçü M2'dir (Keyder, 2002: 189). Çünkü ampirik olarak M2'nin gelir düzeyi ve temel ekonomik göstergeleri a-

çıkılma gücü diğer parasal büyüklüklere göre daha fazladır ve kısa dönemde ortaya çıkan dalgalanmalar diğerlerine göre daha küçüktür. M2 halkın elindeki nakit para, vadesiz ve vadeli mevduat toplamlarından oluşmaktadır.

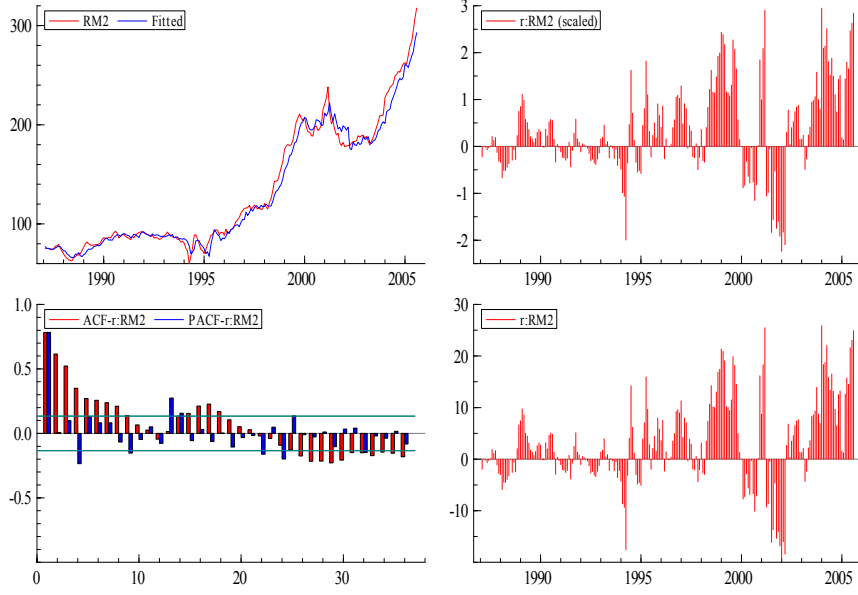
Tablo 7 Türkiye'deki reel M2 miktarının uzun hafızalı ARFIMA modeliyle tahminini vermektedir. Burada da benzer şekilde üç farklı hesaplama yöntemi kullanılmıştır. İlk ML yöntemi ile yapılan tahminde MA12 ve sabit katsayılarının anlamlı olmadığı, diğer taraftan d değerinin 0.5'ten küçük olması (0.498) serinin uzun hafızalı olduğunu göstermektedir. Oysa aynı serinin NLS yöntemiyle yapılan tahmininde d değerinin birden büyük, yani serinin durağan olduğu görülmektedir. PL yöntemiyle yapılan tahminde ise seri uzun hafızalıdır. İkinci tahmin yönteminde AR ve MA katsayıları, son tahminde ise MA katsayısı anlamlı gözükmemektedir.

Türkiye'de Aylık Reel M2 Arzının ARFIMA modeli şeklindeki tahmini Tablo 7'deki gibidir.

Aşağıdaki Şekil 6'da M2 serisinin gerçek ve tahmini seyri, ACF ve PACF grafiği ile kalıntıların grafiği yer almaktadır. Burada sol üstteki grafik orijinal M2 serisini, sağ üstteki grafik reel M2 serisinin kalıntı değerlerini, sağ alttaki grafik reel M2 serisini ve sol alttaki grafik ise reel M2 serisinin ACF ve PACF tahmin sonuçlarını göstermektedir. Bu tahmin sonucuna göre reel M2 serisinin de yarı durağan olduğu görülmektedir.

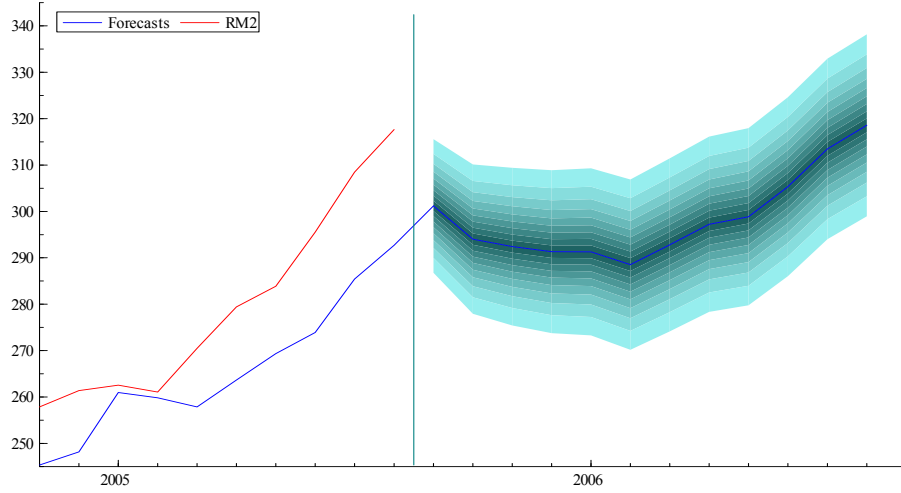
Tablo 7: Türkiye'de Aylık Reel M2 Arzının(RM2) ARFIMA/(12,d,12) Modeli Şeklinde Tahmini (1987.1-2005.8)

Maximum likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
d parameter	0.498730	0.001784	279.	0.000
AR-12	0.832963	0.06901	12.1	0.000
MA-12	-0.188988	0.1323	-1.43	0.155
Constant	180.597	473.7	0.381	0.703
log-likelihood	-809.982316			
no. of observations	223		no. of parameters	5
AIC.T	1629.96463		AIC	7.30925844
mean(RM2)	133.727		var(RM2)	3942.26
sigma	8.77358		sigma ²	76.9756
Non-linear least squares estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
d parameter	1.27508	0.05667	22.5	0.000
AR-12	0.0145078	0.1640	0.0885	0.930
MA-12	0.0180868	0.1743	0.104	0.917
Constant	-26.8881	202.5	-0.133	0.895
log-likelihood	-643.327247			
no. of observations	223		no. of parameters	5
AIC.T	1296.65449		AIC	5.81459414
mean(RM2)	133.727		var(RM2)	3942.26
sigma	4.34134		sigma ²	18.8473
Modified profile likelihood estimation of ARFIMA(12,d,12) model				
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
d parameter	0.498889	0.001566	319.	0.000
AR-12	0.834822	0.06882	12.1	0.000
MA-12	-0.191406	0.1330	-1.44	0.152
log-likelihood	-805.622558			
no. of observations	223		no. of parameters	4
AIC.T	1619.24512		AIC	7.26118886
mean(RM2)	133.727		var(RM2)	3942.26
sigma	8.77209		sigma ²	76.9495



Şekil 6: RM2 Serisinin(12,d,12) Maximum Likelihood Metodu ile Tahmini

Aşağıdaki Şekil 7'de RM2 serisinin ARFIMA modeline dayanarak bir yıl ilerisi için öngörüsü yapılmıştır.



Şekil 7: RM23 Serisinin (12,d,12) Maximum Likelihood Metodu ile Öngörüsü (Forecasting)

Tablo 8 tahmin edilen Reel M2 serisinin ML yöntemiyle yapılan tahminde kalıntı değerlerinin test sonuçları verilmektedir. Tahminde normallik testine göre sapma görülmezken, ARCH etkisinin, yani farklı varyans etkisinin olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 8. RM2 Serisinin ARFIMA (p,d,q)ModeliTest Sonuçları

Descriptive statistics for residuals:		
Normality test:	Chi ² (2) =	5.5537 [0.0622]
ARCH 1-1 test:	F(1,217) =	183.58 [0.0000]**
Portmanteau(36):	Chi ² (33)=	519.93 [0.0000]*
Normality test for residuals		
Observations	223	
Mean	2.8931	
Std.Devn.	8.2829	
Skewness	0.30489	
Excess Kurtosis	0.60545	
Minimum	-19.624	
Maximum	25.875	
Asymptotic test:	Chi ² (2) =	6.8610 [0.0324]*
Normality test:	Chi ² (2) =	5.5537 [0.0622]

Test sonuçlarına bakıldığında ARCH testi sonuçlarında sapmaların olduğu görülmektedir. Buna dayanarak RM2 serisi için farklı varyansın varlığından söz edilebilir.

5. Sonuç

Türkiye'nin önemli dört ekonomik değişkeninin ARFIMA (p,d,q) uzun hafızalı model çerçevesinde tahminlerinin yapıldığı bu çalışmada sonuçlar değerlendirilmiştir. Bu değişkenlerden oluşan seriler 1987.1-2005.8 dönemini kapsayan 224 veriden oluşmaktadır. Seriler dönemsel ve aylık olarak ele alındığında sonuçlar yukarıda bahsedilen dönemler içerisinde bir anlam ifade etmektedir. Bu dönemin en önemli özelliğinin Türkiye'de ekonomik istikrarsızlığın olduğu bir dönem olduğunu unutmamak gerekir. Tahminlerde ML, NLS ve MPL yöntemleri kullanılmıştır. ML ve MPL ile yapılan tahminlerde bütün serilerin uzun hafızalı olduğu ve kullanılan yöntemin doğru olduğu sonucu çıkmaktadır. Oysa NLS yöntemi ile yapılan tahminde ise Enf serisi dışındaki serilerin uzun hafızalı olmadığı, Enf serisinin ise bu tahmin yöntemi-

mine göre de uzun hafızalı olduğu ve kullanılan yöntemin doğru olduğu şeklinde bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Yani AltınR, Faiz6, RM2 serilerinin NLS yöntemine göre yapılan tahminde uzun hafızalı olduğu kesin olarak belirlenemezken, ML ve MLP yöntemine göre yapılan tahminde bu serilerin de uzun hafızalı olduğu tespit edilmiştir. Buna göre Türkiye'nin önemli dört ekonomik değişkeninin ARFIMA uzun hafızalı modellere uygunluğunu test etmek için yapılan tahminlerde enf serisinin uygulanan her üç tahmin yöntemine göre de ARFIMA uzun hafızalı modellere uygun olduğu, diğer üç serisinin ise ML ve MLP tahmin yöntemlerine göre yapılan tahminlere göre bu modele uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yapılan tahminlerde enf serisinin kesin olarak uzun hafızalı olduğu tespit edilmiştir. Bu seri ile ilgili her üç tahmin yönteminde de d değeri 0.5'in altında ve anlamlı olarak tahmin edilmiştir. Bütün seriler için aylık etki göz önünde bulundurularak AR ve MA değerleri modele dahil edilmiştir. Bu değişkenlerin katsayıları ise genellikle anlamlı çıkmıştır. Ayrıca bu değişkenler kullanılmadan yapılan tahminlerde AIC bilgi kriter değerleri daha yüksek çıktığından, bu katsayıların kullanılması modelin verimliliği açısından daha önem arz etmektedir. Diğer taraftan bazı enflasyon ve faiz serileri için iki farklı yapay değişken modellere dahil edilmiştir. Bu iki yapay değişken 1994 ve 2001 yıllarındaki krizin ilgili aydaki maksimum etkisini ifade etmektedir.

EK:1

ARFIMA Tahmini

Durağan ARMA modelinin otokovaryan fonksiyonu ise,

$$c(i)=E[(y_t - \mu)(y_{t-i} - \mu)] \quad (1)$$

olur.

$y=(y_1, \dots, y_T)'$ nin varyans matrisi;

$$V[y] = \begin{pmatrix} c(0) & c(1) & c(2) & \cdots & c(T-1) \\ c(1) & c(0) & c(1) & \ddots & \vdots \\ C(2) & c(1) & c(0) & \ddots & c(2) \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & c(1) \\ c(T-1) & \cdots & c(2) & c(1) & c(0) \end{pmatrix} = T[c(0), \dots, c(T-1)] = \Sigma \quad (2)$$

olur. Normallik varsayımı altında,

$$y \sim N_T(\mu, \Sigma) \quad (3)$$

şeklindedir.

Otokovaryans Fonksiyonu (ACF)

Otokorelasyon fonksiyonu aşağıdaki şekilde türetilmiştir (Sowell, 1992: 53,165-188);

$$c(i) = \sigma_\varepsilon^2 \sum_{k=-q}^q \sum_{j=1}^p \psi_k \zeta_j C(d, p+k-i, p_j) \quad (4)$$

Burada,

$$\psi_k = \sum_{s=|k|}^q \theta_s \theta_{s-|k|}, \zeta_j^{-1} = p \left[\prod_{i=1}^p (1 - p_i p_j) \prod_{m \neq j} (p_j - p_m) \right] \quad (5)$$

ve

$$C(d, h, p) = \frac{\Gamma(1-2d)}{[\Gamma(1-d)]^2} \frac{(d)_h}{(1-d)_h} \left[p^{2p} F(d+h, 1-d+h, p) + F(d-h, 1-d-h, p) - 1 \right] \quad (6)$$

şeklindedir. Denklemde, Γ gamma fonksiyonu, ρ_i , AR polinomunun köklerini gösterirken, hipergeometrik fonksiyon,

$$F(a, b; c; p) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(a)_i (b)_i}{(c)_i} \frac{p^i}{i!} \quad (7)$$

biçimindedir. AR parametrelerinin olmaması durumunda denklem,

$$(a)_i = a(a+1)(a+2)\dots(a+i-1), (a)_0 = 1 \quad (8)$$

şeklinde olur (Hendry ve Doornik, 2001).

Bir dizi dışsal değişken setinin olduğu durumda, ortalama değer aşağıdaki gibidir (Clements ve Hendry, 1998);

$$z = y - \mu, \mu = f(X, \beta) \quad (9)$$

Burada X, Txk matrisi, $f(X, \beta) = X\beta$ eşitliğinde β , $k \times 1$ vektördür.

Tam Maksimum Olabilirlik (EML)

Normallik varsayımı altında, log-olabilirlik denklemi;

$$\log L(d, \phi, \theta, \beta, \sigma_\varepsilon^2) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log|\Sigma| - \frac{1}{2} z' \Sigma^{-1} z \quad (10)$$

şekindedir (Doornik ve Ooms, 2003: 333-348).

$$\log L(d, \phi, \theta, \beta, \sigma_\varepsilon^2) \alpha = -\frac{1}{2} \log(R) - \frac{T}{2} \log \sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} z' R^{-1} z \quad (11)$$

$$\sigma_\varepsilon^2 = T^{-1} z' R^{-1} z \quad (12)$$

yoğun olabilirlik

$$l_c(d, \phi, \theta, \beta) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} - \frac{1}{2} \log|R| - \frac{T}{2} \log[T^{-1} z' R^{-1} z] \quad (13)$$

$$l_p(d, \phi, \theta) = -\frac{T}{2} (1 + \log 2\pi) - \frac{1}{2} \log|R| - \frac{T}{2} \log \left[T^{-1} \hat{z}' R^{-1} \hat{z} \right] \quad (14)$$

şeklinde olurken burada,

$$\hat{z} = y - X \hat{\beta}, \hat{\beta} = (X' R^{-1} X)^{-1} X' R^{-1} y \quad (15)$$

olur. Maksimizasyon prosedürü,

$$-\frac{1}{2} \{ T^{-1} \log|R| + \log \sigma_\varepsilon^2 \} \quad (16)$$

şeklinde olup, log-olabilirlik kolayca türetilebilir.

$$\sigma_\varepsilon^2 = T^{-1} z' R^{-1} z = T^{-1} e' e \quad (17)$$

olur. Yapılan tahmin sonucunda;

- $d \leq -0,5$ veya $d > 0,49999$
- $|\rho_i| \geq 0,9999$

ise modelin durağanlığı reddedilir (Sowell, 1992: 53, 165-168).

Modifiye Profilli Olabilirlik Yöntemi (MPL)

Modelin log-olabilirlik hesaplanması aşağıdaki gibidir;

$$l_m(d, \phi, \theta) = -\frac{T}{2}(1 + \log 2\pi) - \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{T}\right) \log |R| - \frac{T-k-2}{2} \log \left[T^{-1} \hat{z}' R^{-1} \hat{z} \right] - \frac{1}{2} X' R^{-1} X \quad (18)$$

Kalıntı varyansı tahmin edicisi de;

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-k} \hat{z}' R^{-1} \hat{z} \quad (19)$$

şeklinde olur.

Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler Yöntemi(NLS)

ARFIMA(p,d,q) modelinin uygulamasında elde edilen kalıntıların, e_t 'nin kalıntı varyansı,

$$\hat{u}_t = \sum_{i=1}^k \beta_i \left(\frac{\partial f(x_t, \theta)}{\partial \theta_i} \right) + \sum_{i=p}^r \alpha_i \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

şeklinde dir.

NLS'nin maksimizasyonu kısaca;

$$f(d, \phi, \theta, \beta) = -\frac{1}{2} \log \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \right) \quad (21)$$

biçiminde olacaktır.

Öngörü

Modelin öngörüsü için, $z = (z_1, \dots, z_T)'$ şeklinde tanımlanan eşitlikte, z tahmin yöntemindeki gözlemleri göstermek üzere;

$$\hat{z}_{T+h} = [r(T-1+h) \dots r(h)] \{T[r(0), \dots, r(T-1)]\}^{-1} z = q' z \quad (22)$$

MSE (ortalama hata terimi)

$$(\hat{z}_{T+h}) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 (r(0) - r' q) \quad (23)$$

olur.

$$\mu_t = f(x_t, \beta)$$

Öngörü,

$$\hat{y}_{T+h} = q'(y - \mu) + \mu_{t+h} + x'_{T+h} \hat{\beta} \quad (24)$$

şeklindedir.

Zt'nin özellikleri direk olarak d ile ilişkilidir. Eğer $d < 0.5$ ise, seride kovaryans durağanlıktan bahsedilir. Eğer $-0.5 < d < 0$ ise, süreç orta hafızalı veya aşırı farkı alınmış olarak tanımlanır (Hosking, 1981: 68, 165-176).

Estimation and Predictability of Economic Series in Turkey with ARFIMA Models

Abstract: In this study, economic series of certain significant variables with a data base of 224, covering the period of 1987.1-2005.8 in Turkey are analysed and an assessment is made with respect to their consistency with ARFIMA long memory econometric model. The series were composed of real gold prices (AltınR), inflation (Enf), 6 months interest rates (Faiz6) and real money supply (RM2) and after being tested under ARFIMA model, the results were interpreted by using three different methods of estimation. Estimations made in accordance with Maximum Likelihood and Modified Profile Likelihood methods lead us to conclude that all of the series were long memory and the method used was proper. However, estimation made by using Non-linear Least Squares method, we found out that expect for Enf other series were not long memory; whereas for Enf series this method was proper. Our results clearly indicated that Enf series was long memory.

Key Words: ARFIMA, Turkey, Real Gold Prices, Inflation, Interest Rates, Real Money Supply.

Kaynakça

- Agiakloglou, C., P. Newbold ve M. Wohar, 1992, Bias in an Estimator of the Fractional Difference Parameter, *Journal of Time Series Analysis*, 14, 235-246.
- Aklan, Hüsnü, 1996, Altın: Dünya ve Türkiye Gerçekleri ve Bankacılık Sektörü, Bankacılar Dergisi, s:16.
- Baillie, R.T., 1996, Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 73, 5-59.
- Bank of Sweden, 2003, Time-Series Econometrics: Cointegration and Autoregressive

- Conditional Heteroskedasticity, *Advanced Information on the Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel*, The Royal Swedish Academy of Sciences.
- Beran, J., 1995, Maximum Likelihood Estimation of the Differencing Parameter for Invertible Short and Long Memory Autoregressive Integrated Moving Average Models, *J. R. Statist. Soc. B*, 57, No. 4, 659-672.
- Bhardwaj, G. ve N.R. Swanson, 2003, An Empirical Investigation of the Usefulness of ARFIMA Models For Predicting Macroeconomic and Financial Time Series, Working Paper, Rutgers University.
- Bos, C.S., P.H. Franses ve M. Ooms, 2002, Inflation, Forecast Intervals and Long Memory Regression Models, *International Journal of Forecasting*, 18, 243-264.
- Bowerman, Bruce L. ve O'Connell, Richard T., *Forecasting & Time Series*, Boston: Duxbury Basım 340.
- Box, G. ve G. Jenkins, 1976, *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.
- Cheung, Y.-W., 1993, Tests for Fractional Integration: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Time Series Analysis*, 14, 331-345.
- Clements, M.P. ve D.F. Hendry, 1998, *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press. (ISBN 0-521-63480-6).
- Clements, M.P. ve J. Smith, 2002, Evaluating Multivariate Forecast Densities: A Comparison of Two Approaches, *International Journal of Forecasting*, 18, 397-407.
- Corradi, V. ve N.R. Swanson, 2002, A Consistent Test for Out of Sample Nonlinear Predictive Ability, *Journal of Econometrics*, 110, 353-381. 23.
- Diebold, F. ve A Inoue, 2001, Long Memory and Regime Switching, *Journal of Econometrics*, 105, 131-159.
- Ding, Z., C.W.J. Granger ve R.F. Engle, 1993, A Long Memory Property of Stock Returns and a New Model, *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Dittman, I. ve C.W.J. Granger, 2002, Properties of Nonlinear Transformations of Fractionally Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 110, 113-133.
- Doornik, J.A. ve D.F. Hendry, 2001, *GiveWin: An Interface to Empirical Modelling* (2nd edition), London: Timberlake Consultants Press. (ISBN 0-9533394-3-2) (1st ed. 1996, 2nd ed. 1999).
- Doornik, J.A. ve M. Ooms, 2003, Computational Aspects of Maximum Likelihood Estimation of Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average Models, *Computational Statistics and Data Analysis*, 42, 333-348.
- Doornik, J.A. ve M. Ooms, 2004, Inference and Forecasting for ARFIMA Models With an Application to US and UK Inflation, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. (Vol 8: 2, 2004)

- Harvey, D.I., S.J. Leybourne ve P. Newbold, 1997, Tests for Forecast Encompassing, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 254-259.
- Hauser, M.A., 1999, Maximum Likelihood Estimators for ARMA and ARFIMA Models: A Monte Carlo Study, *Journal of Statistical Planning and Inference* 80, 229-255
- Hendry, D.F. ve J.A., Doornik, 2001, Empirical Econometric Modelling Using PcGive Volumes I, II and III London: Timberlake Consultants Press. (Vol I: 2nd ed. 1999, 1st ed. 1996; version 8: 1994, version 7: 1992) (Vol II: 2nd ed. 1999, 1st ed. 1997; version 8: 1994).
- Hosking, J., 1981, Fractional Differencing, *Biometrika*, 68, 165-76.
- Keyder, N., 2002, Para Teori- Politika-Uygulama, Ankara: Bizim Büro Basımevi, 8. Baskı, 189.
- Kutlar A., 2000, Ekonometrik Zaman Serileri, Ankara: Gazi Kitabevi, 49.
- Kutlar A., 2005, Uygulamalı Ekonometri, Ankara: Nobel Basım Dağıtım, 251-294.
- Parasız, İ., 2002, Enflasyon Kriz Ayarlamalar, Bursa: Ezgi Kitabevi, 2. Baskı, 112.
- Parasız, İ., 2005, Para Banka ve Finansal Piyasalar, Bursa: Ezgi Kitabevi, 8. Baskı, 63.
- Robinson, P., 1994, Time Series With Strong Dependence, In C.A. Sims (Ed.), *Advances in Econometrics, Sixth World Congress: Cambridge University*, 47-95
- Robinson, P., 1995, Log-Periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence, *The Annals of Statistics*, 23, 1048- 1072.
- Sowell, F.B., 1992, Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models, *Journal of Econometrics*, 53, 165-188. 25.
- Aydın, S. ve K. Metin Özcan, 2005, "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans Yaklaşımlarının Karşılaştırılarak Değerlendirilmesi" ODTÜ Gelişme Dergisi, 32 (Haziran), 1-20.
- Şahin, H., 1998, Türkiye Ekonomisi, Bursa: Ezgi Kitabevi, 5. Baskı, 294.
- Yıldırım, K. ve D. Karaman, 2003, Makroekonomi, Eskişehir: Eğitim, Sağlık ve Bilimsel Araştırma Çalışmaları Vakfı, 59.
- Çarıklı, E., "Türkiye'de Ekonomik Gelişmeler (20 Ocak 2004)", <http://www.cankaya.edu.tr/turkce/yayinlar/h2g1.html> (03.11.2005)
- Demir, R., "Türkiye Kuyumculuk Sektöründe Durum Analizi", http://www.turkishtime.org/sector_2/118_tr.asp (26.12.2005)
- Demirgil, H., "Türkiye'de Para Politikaları", 10.06.2003, <http://groups.yahoo.com/group/ueuluslararasıiktisat/message/79> (26.12.2005)
- Özker, A. N., "Son Dönem Kamu Kesimi Borçlanma Gereği Rasyoları ve Bütçenin Monetizasyonu", http://www.academical.org/dergi/MAKALE/9_10sayi/s9ozker1.htm, Akademik Araştırmalar Dergisi Sayı: 9-10 (12.11.2005)