

TÜRKİYE İÇİN DEĞİŞKEN GECİKME YAPISI İLE ENFLASYON MODELİ

Doç.Dr.Emel ŞIKLAR*

ABSTRACT

Variable time lags are a possible source of randomness in relationships between economic time series. They are modelled here by means of variable regression coefficients. The model entails heteroscedastic residuals with a negative serial correlation and can be estimated by the Kalman filter. This extension of the traditional regression model is highly significant for the relationship between quarterly values of money stock and prices in Turkey.

ÖZET

İktisadi zaman serileri arasındaki ilişkilerde mevcut olan tesadüfiliğin olası kaynaklarından bir tanesi de değişken gecikme yapısıdır. Bu çalışmada değişken gecikme yapısı, değişken regresyon katsayılarının ortalaması şeklinde modellenmiştir. Söz konusu model negatif otokorelasyona sahip değişken varyanslı artık terimleri gerektirmekte ve Kalman filtreleme tekniği ile tahmin edilebilmektedir. Geleneksel regresyon modelinin bu şekilde genişletilmesi, Türkiye’de para arzı ve fiyatlar arasındaki ilişki açısından istatistiksel olarak anlamlı sonuçların elde edilmesi ile sonuçlanmaktadır.

I. GİRİŞ

Nedensellik bağı içeren ilişkilerde tesadüfiliğin olası bir kaynağı zaman içerisinde değişen gecikme yapısıdır. Buna karşın ekonometrik modellerin bir çoğunda stokastik eleman toplamsal artıklar aracılığı ile modele dahil edilir ve bunların ölçüm hatalarını temsil ettiği ve açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olduğu kabul edilir. Bu bağlamda söz konusu modellere dayandırılarak gerçekleştirilen enflasyon tahminlerine ilişkin hatalar genellikle ertelenen veya beklenmeyen ücret, kur ve para arzı artışlarına bağlanmaktadır. Bu çalışmada söz

* Eskişehir Anadolu Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü.

konusu türdeki değişkenliğe olanak tanıyan bir model geliştirerek Türkiye ekonomisi için enflasyon olgusunu modellemeye çalışacağız. Bu modelin tahmin edilmesi aşamasında kullanılacak olan diğer ekonometrik teknikler konusunda ayrıntıya girilmeyecek, sadece kullanılan tekniğin isminin verilmesiyle yetinilecektir¹. Enflasyondaki büyük dalgalanmalara karşın, ücret, kur ve para arzına bağlı olarak enflasyonu açıklamaya dönük modellerde yer alan parametrelerin istikrarlı olması gerekmektedir. Ancak değişken bir gecikme yapısını esas alan tahmin sürecinde, gecikmeli değişkenlere bağlı olarak ortaya çıkan değişken varyanslılık sorununun çözümü gerekmektedir. Söz konusu etkinin modellenebilmesi için farklı olasılıklar izleyen bölümlerde göz önüne alınacaktır.

Bilindiği gibi Türkiye ekonomisinde enflasyon 1970'li yılların ortalarından itibaren hızlanmaya başlamış ve bu yıllardan itibaren günümüze dek batılı ülkelerdeki enflasyon oranlarının çok üstünde bir seyir izlemiştir. Yüksek ve değişken bir yapı sergileyen enflasyonun yaşandığı bir ekonomik ortamda enflasyon tahminlerine duyulan ihtiyaç da artmakta, özellikle stratejik planlama açısından bu tahminlerin doğruluğu büyük önem taşımaktadır. Söz konusu tahminlerin gerçekleştirilmesinde ücretlerde, döviz kurunda, para arzında ve önceki dönemlere ilişkin enflasyon değerlerinde gözlenen geçmişteki değişmelerin ağırlıklı ortalaması kullanılmakta, zaman zaman da hata düzeltme terimlerini ve artık terimlere ilişkin zaman serisi modellerini içeren daha karmaşık tekniklere müracaat edildiği görülebilmektedir. Yüksek ve değişken enflasyon dönemlerinde söz konusu tahminlerin gerçekleştirilmesine olanak tanıyan eşitlikler, ancak eşitlikte kullanılan bağımsız değişkenlerin yeterli bir doğrulukla belirlenebilir olması durumunda yararlı olacaktır. Oysa yukarıda sözü edilen değişkenlerden ücretler dışında kalanların böyle bir ortamda önceden kesin bir doğrulukla belirlenebilir özellik göstermesi beklenmemelidir. İşte bu nedenlerle enflasyonun modellenmesinde zamana bağlı olarak değişen bir gecikme yapısının kullanılması daha anlamlıdır. Türkiye ekonomisi açısından bu türden zamana bağlı

¹ Söz konusu teknikler konusunda ayrıntılı bilgi için özellikle bkz. HENDRY,D., *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford 1998.

olarak deęişen gecikme yapısı ieren bir modelin geliřtirilmesi bu alıřmanın amacını oluřturmaktadır. Bu amaca donuk olarak ncelikle kullanılan zaman serileri ve bunların zellikleri tartiřılmakta ve deęişken gecikme yapısına iliřkin aıklamalar ikinci bolumun konusunu oluřturmaktadır. İlk iki bolumdeki tespitlere dayanarak gerekleřtirilen tahmin sonuları ise uuncu bolumde ele alınmaktadır. Sonu bolumunde ise elde edilen temel bulgular vurgulanmakta ve bazı nerilere yer verilmektedir.

II. ZAMAN SERİLERİ

Bu alıřmada kullanılacak deęişkenler ařaęıda tanımlanan zaman serilerinin u aylık ortalama deęerlerinden oluřmaktadır:

p : tuketici fiyat indeksi

w: cret indeksi

m: dar tanımlı para arzı

e : \$/TL doviz kuru

1980-1998 donemini² kapsayan analizin ilk ařamasında yukarıda tanımlanan deęişkenlerin zaman serisi zellikleri geniřletilmiř (augmented) Dickey-Fuller (ADF) testleri aracılıęı ile incelenmiřtir. Soz konusu test sonuları ařaęıdaki Tablo 1'de verilmektedir. İlgili zaman serilerinin birinci dereceden butunleřik oldukları, yani I(1) sureci takip ettikleri ilgili test sonularından anlařılmaktadır.

Ele alınan deęişkenlerin bir bolumunun (fiyat ve cretler) genel tanımlı indeksler aracılıęı ile lulmesi nedeniyle, uzun donemdeki deęiřim eęilimlerini yakalamakta lumden kaynaklanan sistematik hataların rolu nemli duzeyde olabilir. Bu nedenle analizde kullanılan zaman serileri arasında mevcut olabilecek eřbutunleřik iliřkilere ait tutarlı tahminlerin elde edilmesinde gulukler ortaya ıkabilir. Bu baęlamda, zellikle tuketici fiyat indekslerinin oluřumunda gerekleřtirilen deęiřiklikler ve cretlerin oluřumunda

² Fiyat, para arzı ve doviz kuru verileri TC Merkez Bankası EDDS veri tabanından, cret verileri ise TİSK veri tabanından elektronik ortamda elde edilmiřtir.

yasalarla ve toplu iş sözleşmeleri ile ortaya çıkan değişikliklerin rolü büyüktür. Bu sorunun çözümü için kullanılabilir verimlilik serilerinin dönemin tamamı için oluşturulamıyor olması ise söz konusu değişkenlerin kullanımını zorunlu kılmaktadır.

TABLO 1
ADF TEST SONUÇLARI

<u>Değişken</u>	<u>Gecikme</u>	<u>Düzye</u>	<u>İlk Fark</u>	<u>Logoritmik</u>	
				<u>Düzye</u>	<u>İlk Fark</u>
p	2	3.925	6.279	-0.222	-5.493*
m	2	3.836	-0.882	-0.496	-6.248*
e	2	5.992	2.232	-0.388	-4.215*
w	2	1.897	-4.290*	-1.246	-3.934*

(*) Seride birim kökün varlığının reddini gerektirmektedir.

Mevcut veri setine dayanarak tutarlı eşbütünleşik ilişkileri tahmin edemeyecek olmamızın bir diğer nedeni de, Dickey-Fuller testi sonuçları ne olursa olsun, söz konusu zaman serilerinin ilk farklarının gerçek anlamda bir durağan süreci temsil etme konusunda yeterli derecede güvenilir olmamalarıdır. Yer kısıtı nedeniyle sonuçları burada ayrıca sunulmamasına karşın, gerek Phillips-Peron testi sonuçları, gerekse ARIMA modeli bileşenleri bu tür bir olasılığın varlığına işaret etmektedir. Durağan süreçlere ilişkin ortalama değerler ve otokovaryans fonksiyonlarının zamandan bağımsız olması gerekmektedir. Bunu görebilmek amacıyla kullanılabilir geleneksel yöntem ilgili korelogramın belirli bir gecikmeden sonra sıfıra inip inmediğine bakmaktır. Ancak bizim ele aldığımız değişkenlerde bu türden bir teknik tutarlı sonuçlar vermektense oldukça uzaktır. Örneğin ARIMA(p,1,q) modeline göre enflasyon ortalama değerine oldukça uzun bir sürede ulaşabilmekte ve bu süreçte ortalama yıllık enflasyon yüzde 22 olarak gerçekleşmektedir. İncelenen dönemde Türkiye’de yıllık enflasyonun ortalama yüzde 60 civarında olduğu düşünülürse, bu tahminin tutarsızlığı kendiliğinden

ortaya çıkmaktadır. Enflasyonun I(2) süreci izlediği varsayılsa bile bu sorun çözümlenememekte, zira ARIMA(p,2,q) modeli bir yıl içerisinde (yani 1999 yılı içerisinde) önemli bir deflasyonist sürecin söz konusu olacağını göstermektedir. Bu nedenlerle aşağıdaki bölümlerde gerçekleştirilecek analizlerde ilgili zaman serilerinin ilk farklarının ve hata terimlerinin kullanılması gerekmektedir. Öte yandan yukarıda sözü edilen indekslerdeki ölçüm değişikliklerinin ve verimlilikte ortaya çıkan değişmelerin etkisini modele dahil edebilmek amacıyla bir adet trend değişkeninin kullanılması uygun görülmüştür.

III. DEĞİŞKEN GECİKME YAPISI

Çalışmamızın giriş bölümünde de belirtildiği gibi Türkiye’de fiyat değişikliklerinin önceden tahmininde yapılan hataların en önemli nedeni ertelenen veya beklenmeyen iktisat politikası değişikliklerinin söz konusu olmasıdır. Bu tür yanlışların etkisi bir ölçüde kullanılan hata düzeltme terimi aracılığı ile giderilebilmektedir. Örneğin, ücretlerde meydana gelen bir artışa bağlı olarak fiyatlarda ortaya çıkması beklenen artış ertelenmişse, hata düzeltme terimi artmakta ve dengeye ulaşıncaya dek daha büyük Δp değerlerinin ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla enflasyona ilişkin bir modelde hata düzeltme teriminin işlevi, düzensiz gecikme yapısını göz önüne almak değil, uzun dönem dengesine yönelmeyi sağlamaktır. Örneğin hata düzeltme terimine ilişkin katsayı 0.1 civarında bir değer olarak elde edilmişse, uyum sürecinin yaklaşık bir yılda gerçekleşeceği ifade edilebilir. Bu sorunun üstesinden gelebilmek amacıyla uyumun bir sonraki üç aylık dönemde gerçekleşeceğini kabul ederek değişken gecikme yapısını modele dahil etmek mümkündür.

Bu süreci para arzını (m) örnek değişken olarak kullanarak ortaya koymaya çalışalım. Buna göre Δm ’nin katsayılarının değişken olduğunu kabul ederek aşağıdaki fiyat eşitliğini yazabiliriz:

$$(1) \quad \Delta p = \sum_{j=0}^k \beta_{jt} \Delta m_{t-j} + \text{diğer değişkenler} + \xi_t$$

Bu eşitlikte yer alan her β_{jt} terimi b_j gibi sabit bir ortalamaya sabittir. Buna göre ilk β katsayısı aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:

$$\beta_{0t} = b_0 + \delta_{0t}$$

Burada b_0 sabit bir değeri, δ_{0t} ise Δm_t 'nin düzensiz bir yapıda ortaya çıkan gecikmeli etkisini ifade etmektedir. Benzer şekilde Δm_{t-1} 'in katsayısı da ilgili terimlere sahip olacak, ancak ilave olarak $\beta_{0,t-1}$ katsayısının b_0 değerinden sapmasına uyum göstermesine de olanak sağlayacaktır. Aynı yöntem diğer tüm $\beta_{j,t}$ 'ler için de geçerli olacağından genel olarak,

$$\beta_{jt} = b_j - \delta_{j-1,t-1} + \delta_{jt}$$

yazmak mümkün olacaktır. Burada $0 < j < k$ olduğunu belirtmek gerekir. Öte yandan tahmin edilecek son β katsayısı sadece $\beta_{k-1,t-1}$ tarafından ifade edilen düzensizliğe uyum gösterecek şekilde tahmin edilmelidir. Yani,

$$\beta_{kt} = b_k - \delta_{k-1,t-1}$$

olarak modele dahil edilmektedir. Yukarıdaki eşitliklerde elde edilecek tüm δ_{it} parametreleri aşağıda sıralanan geleneksel istatistiksel özelliklere sahip olmaktadır:

1. $\forall \delta_{it} \Rightarrow N(0; \omega_i^2)$
2. $E\{\delta_{it} \delta_{js}\} = 0, \forall t \neq s$ ve
3. $E\{\delta_{it} \delta_{jt}\} = \rho_{ij} \omega_i \omega_j, \forall i \neq j$

Burada ρ_{ij} korelasyon katsayılarını, ω_{ij} standart sapmaları ifade etmektedir. Gecikmeli artık terimleri dışarıda bırakılır ve β_{jt} otoregresif olarak yazılırsa, örneğin $k=3$ için,

$$\beta_{1t} = b_1 - [\beta_{0,t-1} - b_0] + \delta_{1t}$$

$$\beta_{2t} = b_2 - [\beta_{1,t-1} - b_1 + \beta_{0,t-2} - b_0] + \delta_{2t}$$

$$\beta_{3t} = b_3 - [\beta_{2,t-1} - b_2 + \beta_{1,t-2} - b_1 + \beta_{0,t-3} - b_0] + \delta_{3t}$$

elde edilir. Buna bağılı olarak β_t vektörünün diğere üç elemanını da aşığıdaki biçimde tanımlamak mümkündür:

$$\beta_{4t} = \beta_{0,t-1}$$

$$\beta_{5t} = \beta_{1,t-1}$$

$$\beta_{6t} = \beta_{0,t-2}$$

Bu tanımlamalardan yararlanarak,

$$(2) \quad \beta_t = \phi\beta_{t-1} + \mathbf{B} + \delta_t$$

yazılabilir ve burada

$$\mathbf{B} = (b_0, b_0 + b_1, b_0 + b_1 + b_2, b_0 + b_1 + b_2 + b_3, 0, 0, 0)'$$

$$\delta_t = (\delta_{0t}, \delta_{1t}, \delta_{2t}, 0, 0, 0, 0)'$$

olmakta, ϕ vektörünün elemanları ise β_{jt} zaman serilerinin otoregresif biçiminden elde edilmektedir.

Pagan³ ve Harvey-Phillips⁴ yaptıkları çalışmalarda otoregresif bir modelden yararlanılması durumunda regresyon katsayılarının tahmini sorununu ele almaktadırlar. Burada gözlemlenemeyen zaman serisi konumundaki β_t ve (1) nolu eşitlikte yer alan parametreler (b_i , ω_i ve ρ_{ij} de dahil olmak üzere) Kalman filtreleme tekniğı ve Harvey tarafından önerilen⁵ tek aşamalı belirleme hatasına ilişkin benzeşim (likelihood) fonksiyonu kullanılarak tahmin edilmiştir.

Uygulamada bu tekniğın kullanılması ile tahmin edilebilecek parametrelerin sayısı sınırlıdır. Bu nedenle bir zaman aralığından daha uzun gecikmelerin yarattığı değışmeler dışarıda bırakılarak basitleştirici bir varsayımın yapıldığını tekrar hatırlatmakta yarar

³ PAGAN, A., "Some Identification and Estimation Results for Regression Models with Stochastically Varying Coefficients", *Journal of Econometrics*, C.13, Y.1980, s.341-363.

⁴ HARVEY, A.C-PHILLIPS, G.D.A., "The Estimation of Regression Models with Time-Varying Parameters", *Games, Economic Dynamics and Time Series Analysis* (Ed. M.DEISTER ve diğere) içinde s.185-214.

⁵ HARVEY, A.C., *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge, 1989, s.175-177.

görüyoruz. Bu sorun gözlemler arasında uygun bir zaman aralığı bırakılarak çözülebilir. Örneğin para arzındaki bir değişimin etkilerinin ortaya çıkmasında gözlenen bir erteleme yaratan ekonomik koşullar bu değişkenin şimdiki veya gecikmeli değerleri üzerinde de benzer etkiler yaratacaktır. Dolayısıyla, bu tür değişken gecikmelerin söz konusu olması durumunda pozitif ve büyük ρ_{ij} değerlerinin bulunması normal olacaktır. Bu konuda uygun bir basitleştirme tüm ρ_{ij} 'lerin aynı değeri aldığını kabul etmektir. Bir diğer basitleştirme ise zamana bağlı değişmelerin büyüklüğünü ilgili ortalama etkiye bağlamaktır. Sözü edilen bu yaklaşımı kullanarak ve zamana bağlı değişikliklerin birbirleriyle bağlantılı olduğunu varsayarak, zamana bağlı değişken gecikme yapısı ilave bir parametre ile aşağıdaki gibi modellenmelidir:

$$(3) \quad \Delta p_t = (1 + \delta_t) \sum_{j=0}^k b_j \Delta m_{t-j} - \delta_{t-1} \sum_{j=0}^k b_j \Delta m_{t-1-j} \\ + \text{diğer değişkenler} + \xi_t$$

Yukarıda yer alan eşitlikte geleneksel olarak $\delta_t \sim IN(0; \omega_t^2)$ özelliği yerine getirilmektedir.

Yukarıda sunulan değişken gecikme yapısına ilişkin model gecikmeli artık terimlere ilişkin negatif katsayının söz konusu olduğu MA(1) ilişkisine karşılık gelmektedir. Artık terimlerin varyansı ve gecikmeli terimin katsayısı, Δm_t ve buna ilişkin gecikmeli değerlere bağlı olarak belirlenmektedir. Bu nedenle model içerisindeki ilişkilerin değişken gecikme yapısı ile modellenmesinde değişken varyanslılığın ve negatif MA(1) katsayısının ortaya çıkması normaldir.

IV. TAHMİN SONUÇLARI

A) SABİT KATSAYILAR

Değişken gecikme yapısının dahil edilmesi ile elde edilen ve tahmin edilecek nihai eşitlik aşağıdaki gibidir:

(4)

$$\begin{aligned}\Delta p_t = & c + \alpha \Delta p_{t-1} + \sum_0^1 \beta_j \Delta m_{t-j} + \sum_0^1 \gamma_j \Delta e_{t-j} + \sum_0^1 \varphi_j \Delta w_{t-j} \\ & + \theta_1(m-p)_{t-1} + \theta_2(e-p)_{t-1} + \theta_3(w-p)_{t-1} \\ & + \theta_4 T + \xi_t + \theta_5 \xi_{t-1}\end{aligned}$$

Bu eşitliğin tahmini ile elde edilen sonuçlar ise aşağıda yer alan Tablo 2’de verilmektedir. Tabloda sunulan tahmin sonuçları ile ilgili olarak gerçekleştirilen diagnostik testleri ve elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

Normallik: $\chi^2(2) = 3.23$ (p=0.199)

Otokorelasyon: $F(2,67) = 2.21$ (p=0.114)

ARCH: $F(1,73) = 0.074$ (p=0.787)

Değişken varyanslılık: $F(10,63) = 1.49$ (p=0.104)

Değişken varyanslılık: $F(29,44) = 1.96$ (p=0.0041)

Ramsey reset testi: $F(1,68) = 3.66$ (p=0.058)

Otkorelasyon ve ARCH için diğer gecikmeler esas alınarak gerçekleştirilen testlerde sunulandan daha yüksek p değerleri elde edilmiştir. p_{t-1} , m_{t-1} , e_{t-1} ve w_{t-1} değişkenlerinin parametrelerine ilişkin homojenlik kısıtı test edilmiş ve istatistiksel olarak kabul edilmiştir (p=0.540). Bu da kullanılan trend değişkeninin modelin dışında bırakılan değişkenleri ve uzun dönemdeki ölçüm hatalarını yeterince temsil etme gücüne sahip olduğunu göstermektedir.

TABLO 2 TAHMİN SONUÇLARI

Parametre	Eşitlik (4)	Eşitlik (1)	Eşitlik (3)
Δp_{t-1}	0.323 (0.100)	0.306 (0.069)	0.266 (0.072)
Δm_t	0.164 (0.032)	0.146 (0.029)	0.121 (0.032)
Δm_{t-1}	0.038 (0.039)	0.079 (0.038)	0.111 (0.030)
Δe_t	0.193 (0.025)	0.182 (0.018)	0.186 (0.018)
Δe_{t-1}	0.037 (0.033)	0.051 (0.023)	0.058 (0.021)
Δw_t	0.082 (0.024)	0.041 (0.015)	0.039 (0.011)
Δw_{t-1}	0.020 (0.008)	0.033 (0.010)	0.025 (0.009)
$m_{t-1}-p_{t-1}$	-0.115 (0.034)	-0.111 (0.025)	-0.114 (0.026)
$e_{t-1}-p_{t-1}$	-0.076 (0.024)	-0.073 (0.017)	-0.078 (0.018)
$w_{t-1}-p_{t-1}$	-0.00128 (0.00036)	-0.00122 (0.00028)	-0.00124 (0.00029)
T	0.00108 (0.00031)	0.00103 (0.00025)	0.00105 (0.00027)
c	0.093 (0.028)	0.085 (0.019)	0.089 (0.020)
MA(1)	-0.194 (0.179)	0.59 (0.33)	0.75 (0.34)
ω_0		0.036 (0.021)	
ω_1		0.087 (0.029)	
ω			0.54 (0.20)
ρ_{12}		1.0	1.0
Log(L)	386.77	399.44	397.44
σ	0.0129	0.0065	0.0063
RMSE	0.0129	0.0127	0.0126

Not: Parantez içerisindeki değerler standart hata değerleridir.

Değişen ekonomik koşullar göz önüne alındığında, tahmin edilen ilişkinin istikrarlı olup olmadığı aşağıdaki dört temel dönem esas alınarak test edilmiştir:

- I 1980:1 - 1983:2 (Demokrasiye geçiş seçimi)
- II 1983:3 - 1987:2 (Liberalizasyon kararları)
- III 1987:3 - 1994:1 (Nisan krizi)
- IV 1994:2 - 1998:4 (Kriz sonrası)

$\text{Var}(\xi) = \sigma_i^2$ (i=I,II,III ve IV için) dışında ortak parametrelerin tahmini sonucunda $\log(L)=396.88$ değeri elde edilmiştir ve bu değer oldukça önemli bir artışa işaret etmektedir. Elde edilen değerler aşağıda yer alan Tablo 3'te verilmektedir:

TABLO 3

Ortak Parametre Tahminleri

i	I	II	III	IV
$\hat{\sigma}_i$	0.0136	0.0140	0.0150	0.0053
$\overline{\Delta p}$	0.032	0.100	0.051	0.008

Tablo 1'de sunulan sonuçlara göre (4) nolu eşitlikte yer alan MA teriminin varlığının sorgulanması gerekmektedir. Bu terimin dışarıda bırakılması durumunda elde edilen tahmin sonuçlarına göre herhangi bir otokorelasyon sorunu gündeme gelmemekte, ancak eşitliğe dahil edildiğinde tahmin edilen katsayı dönemden döneme büyük değişiklik gösterebilmektedir. MA parametresinin dışındaki tüm parametrelerin yukarıda sözü edilen dört dönemde aynı kaldığı şeklindeki hipoteze ilişkin benzeşim oranı testi $\chi^2(26)=37.04$ (p=0.074) değerini vermektedir. Eşitlikte MA teriminin yer almaması durumunda, $\text{Var}(\xi)$ dışındaki parametrelerin sabit olduğu şeklindeki hipotezin testinde ise $\chi^2(26)=28.52$ (p=0.333) sonucu elde edilmektedir.

(4) nolu eşitlik için $\text{Var}(\xi)$ değerindeki değişkenliğin en mantıklı açıklaması söz konusu değerin enflasyonla birlikte değişim göstermesidir. Oysa, Tablo 3'te yer alan ilgili döneme ilişkin $\hat{\sigma}_i$ değeri ile ortalama enflasyon oranları karşılaştırıldığında bunun teorik anlamda uygun bir açıklama olmadığı kolayca anlaşılır.

Değişken varyanslılık için yukarıda verilen ilk F testi $\hat{\xi}_i^2$ değerlerinin eşitlikte yer alan bağımsız değişkenler ve bunların kareleri üzerine regresyona tabi tutulması ile elde edilmiştir. Elde edilen sonuç $\text{Var}(\xi)$ değerinde sistematik bir varyasyon bulunmadığını ifade etmektedir. İlgili regresyon katsayılarının incelenmesinde Δp ve Δp^2 katsayılarına ilişkin mutlak t değerlerinin 1'den küçük olduğu, sadece $(m-p)_{t-1}$, $(e-p)_{t-1}$ ve $(w-p)_{t-1}$ değişkenlerine ilişkin katsayılara ait mutlak t değerlerinin 1'den büyük olduğu anlaşılmaktadır.

Değişken varyanslılık için gerçekleştirilen ikinci test ilk testte yer alan açıklayıcı değişkenlere ilave olarak kullanılan zaman serilerinin ikişerli olarak birbirleriyle çarpımlarının da bağımsız değişken olarak kullanılması ile tahmin edilmiştir. Elde edilen test istatistiği istatistiksel olarak oldukça anlamlıdır. Oysa eşitliğin tahmininde kullanılan gözlem sayısı ile karşılaştırıldığında kullanılan açıklayıcı değişkenlerin sayısı oldukça fazladır. Dolayısıyla serbestlik derecesinin oldukça kısıtlanmış olması bu testin yanlış spesifikasyona veya değişken varyanslılığa işaret ettiği şeklinde yorumlanmasına engel olmaktadır. Elde edilen bu eşitlikte ise mutlak değer olarak 1'den büyük t değerine sahip 6 adet değişken yer almaktadır: Δp_{t-1} , Δp_{t-1}^2 , $\Delta p_{t-1}(e_{t-1}-p_{t-1})$, $\Delta p_{t-1}(m_{t-1}-p_{t-1})$, $\Delta p_{t-1}(w_{t-1}-p_{t-1})$ ve $\Delta p_{t-1}T$.

B) DEĞİŞKEN GECİKME YAPISI

Nihai form eşitlikte yer alan para arzı, döviz kuru ve ücretlere ilişkin değişken gecikme yapısını incelediğimizde ücretlerde ve döviz kurunda gözlenen değişmelerin fiyatlar üzerinde değişken bir gecikme

yapısı göstermedikleri anlaşılmıştır⁶. Bu nedenle sadece Δm_{t-i} 'ye ilişkin değişken katsayılarına ait sonuçlara değinilecektir. Daha önce verilen Tablo 1'in ikinci sütununda yer alan sonuçlar, (1) nolu eşitliğin (2) nolu eşitlikte verilen β_{jt} parametreleri ve $k=2$, $b_2=0$ değerleri ile birlikte tahminiyle elde edilmiştir. δ_{0t} ve δ_{1t} artık terimlerine ilişkin sıfırdan farklı olan varyansları da kapsayan logoritmik benzeşim değeri, bir önceki eşitliğe göre 12.67 puan artarak 399.44 olarak bulunmuştur. Buna göre para arzı artışlarının değişken gecikme yapısının modellenmesinde ω_1 , ω_2 ve ρ_{12} parametrelerinin ayrı ayrı tahmini aşırı parametreleştirme ile sonuçlanmaktadır. Öte yandan benzeşim fonksiyonu ρ_{12} değerine karşı hassas değildir. Örneğin $\rho_{12} = 0$ olarak alındığında $\text{Log}(L)=399.28$ olarak elde edilmekte ve sadece 0.16 puanlık bir düşüş göstermektedir. Dolayısıyla, değişken gecikme yapısının bu şekilde modellenmesinde artık terimler arasındaki korelasyonun sıfır olarak kabul edilmesi (1 olarak kabul edilmesine göre) daha etkin bir yol olmaktan uzaktır. Farklı modellerin karşılaştırmasını yapacağımız aşağıdaki bölümlerde, bu nedenle söz konusu değer 0.5 olarak sabitlenecektir. Ancak hemen belirtelim ki, elde edilen sonuçlar $\rho_{12}=0$ veya $\rho_{12}=1$ olması durumunda elde edilen sonuçlardan çok büyük ölçüde farklılık göstermemektedir.

Daha önce de belirtildiği gibi, değişken gecikme yapısı, değişken varyanslılık ve artık terimlere ilişkin korelasyonun MA(1) formunda ele alınması bağlamında modellenmektedir. Sözü edilen modelin değişken gecikme yapısı olmaksızın tahmini sonucu ortaya çıkan değişken varyanslılık göstergesi artık (2) nolu eşitliğin ifade ettiği biçimde olmayacak, aksine

$$\text{Var}\{\xi_t\} = \sigma^2(1 + c_0\Delta m_t^2 + c_1\Delta m_{t-1}^2 + c_2\Delta m_{t-2}^2)$$

ifadesinden elde edilecektir. Yukarıdaki ifadede δ_{it} terimleri arasında korelasyonun sıfır olarak varsayıldığını hatırlatmakta yarar

⁶ Söz konusu sonuçlar oldukça kapsamlı bir çıktı oluşturduğu için bu sonuçlara değinilmeyecek sadece değişken gecikme yapısı özelliği gösteren para arzına ilişkin sonuçlara değinilecektir. Söz konusu tahminlere ilişkin sonuçlar istek üzerine yazardan istenebilir.

görüyoruz. (4) nolu eşitliğin $\text{Var}\{\xi\}$ teriminin bu şekilde formüle edilmesi ile tahmini $\text{Log}(L)=398.37$ değerini vermekte, ancak bu durumda sadece c_1 katsayısı istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmaktadır. Elde edilen MA(1) terimi oldukça küçük çıkmasına karşın istatistiksel olarak anlamlı değildir. Buna göre değişken gecikme yapısının modellen-meksizin varlığının kabul edilmesi durumunda söz konusu MA(1) terimi beklenen yönde işarete sahip olmaktadır. Bu da söz konusu mo-delleme sorunun ayrıca ele alınmasını gerektirmektedir.

Yukarıda ortaya konan sonuçtan yola çıkarak (4) nolu eşitliğin üç farklı biçimde genişletilmesi ile değişken gecikme yapısının modellenmesi sorununu çözmeye çalışacağız. Söz konusu genişletmeler üç yapısal değişkenliğin ele alınması ile gerçekleştirilmektedir: σ_i parametresi ile temsil edilen zamana bağlı değişme, ω_i parametresi ile temsil edilen zamana bağlı gecikme ve $c_1 \Delta m_{t-1}^2$ terimi ile birlikte $\text{Var}\{\xi\}$ değerinin değişmesi. Sözü edilen bu genişletmelerin her biri ayrı ayrı $\text{Log}(L)$ değerinde önemli artışlar doğurmakta ve zaman içerisinde $\text{Var}\{\xi\}$ değerinde meydana gelen değişimleri açıklamaktadırlar. Dolayısıyla bu genel tespitin söz konusu genişletmelerin her biriyle ayrı ayrı ve olası kombinasyonları ile test edilmesi gerekmektedir. Aşağıda yer alan Tablo 4 her bir genişletmenin ayrı ayrı, ikili kombinasyonları ve üçlü bileşim ile (4) nolu eşitliğin tahminiyle elde edilen $\text{Log}(L)$ değerlerini göstermektedir. Söz konusu tabloda aşağıda verilen üç adet hipotez için benzeşim oranı testleri gerçekleştirilmiştir:

$$H_0^1 : \sigma_I = \sigma_{II} = \sigma_{III} = \sigma_{IV}$$

$$H_0^2 : \omega_1 = \omega_2 = 0$$

$$H_0^3 : c_1 = 0$$

Tablo 4'ün ilk satırında modelin tam versiyonuna ilişkin test sonuçları yer alırken, bunun altında bulunan üç satırda daha önce verilen hipotezlerin alternatif karşısındaki (tüm parametrelerin serbestçe kullanımı) test sonuçları yer almaktadır. Test sonuçlarına göre yukarıda verilen hipotezlerin reddini gerektirecek güçlü bir kanıt bulunmamaktadır. Dolayısıyla modele dahil edilen üç tür

genişletmeden herhangi ikisine ait kombinasyon kabul edilebilir niteliktedir. Öte yandan söz konusu testleri sadece bir genişletmenin modele dahil edilmesi kısıtı altında tekrarlamak da amaçlarımız açısından yararlıdır. Her bir genişletme versiyonuna ilişkin hipotezler alternatif karşısında (üç tür genişletmenin ve ikili kombinasyonların kullanımı) test edilmiş ve sonuçlar Tablo 4'ün son üç satırında verilmiştir. Sadece artık terim varyansının kullanılması şeklindeki basitleştirici yaklaşım her bir hipotezde reddedilmektedir. Buna karşın değişken gecikme yapısının kullanımı konusunda ise hipotezin reddi için elde edilen kanıtlar oldukça yetersizdir. Artık terim varyansında olduğu gibi, sadece $c_1 \Delta m_{t-1}^2$ terimi ile birlikte $\text{Var}\{\xi\}$ değişmesinin kullanımı da reddedilmektedir.

TABLO 4
Genişletilmiş Modellerin Karşılaştırılması

İlave Edilen Parametreler	Parametre Sayısı	Log(L)	Hipotezler
σ_I, ω_I, c_1	18	403.51	
σ_I, ω_I	17	402.34	$H_0^3: p=0.126$
$\sigma_I, c_1,$	16	401.58	$H_0^2: p=0.152$
ω_I, c_1	15	400.42	$H_0^1: p=0.103$
σ_I	15	396.88	$H_0^2 \cap H_0^3: p=0.004$ $H_0^2: p=0.004$ $H_0^3: p=0.002$
$\omega_I,$	14	399.43	$H_0^1 \cap H_0^3: p=0.085$ $H_0^1: p=0.121$ $H_0^3: p=0.159$
c_1	13	397.53	$H_0^1 \cap H_0^2: p=0.035$ $H_0^1: p=0.044$ $H_0^2: p=0.056$

Benzeşim fonksiyonu tarafından ifade edilen uygunluk testlerinin dışında, değişken gecikme yapısının uygunluğu konusunda

bir diğ er destek de tahmin edilen MA(1) terimlerinin işaretlerinden elde edilmektedir. Öte yandan doğru spesifik edilmiş de ğ işken gecikme yapısı içeren bir modelin tahmini sonucu elde edilen hata kareler ortalamasının karekök (root mean squared error) de ğ erinin azalması beklenir. Bizim elde ettiğimiz sonuçta çok küçük de olsa bu düşüş görülmektedir.

Korelasyon katsayılarının 1'e eşitlenmesi ve ilgili gecikmedeki varyansın katsayıya oranlanması ile oluşturulan de ğ işken gecikme yapısına ilişkin bir diğ er spesifikasyon (3) nolu eşitlikte verilmişti. (4) nolu eşitliğin sözü edilen tek parametrelilik modelle genişletilmesi sonucu elde edilen Log(L) de ğ eri 397.44 civarındadır. Tahmin edilen parametre de ğ erleri ise Tablo 2'nin son sütununda verilmektedir. $H_0^1 \cap H_0^3$ hipotezi için elde edilen benzeşim oranı testine ilişkin olasılık de ğ eri 0.051 civarındadır. Sadece δ_{1t} artık terimlerinin dahil edilmesiyle oluşturulan modele ait Log(L) de ğ eri 397.90, $H_0^1 \cap H_0^3$ hipotezi için elde edilen olasılık ise 0.057'dir.

V. SONUÇ

Sabit katsayılı regresyon modellerinde stokastik terim açıklayıcı de ğ işkenlerden bağımsız olan toplamsal hatalar biçiminde dahil edilmektedir. De ğ işken gecikme yapısı ekonomik ilişkilerde ortaya çıkan düzensizliklerin nedenlerinden birisi olarak kabul edilmektedir. Bu tür modellerin spesifikasyonu negatif korelasyon içeren artık terimleri içermekte ve varyans ilgili açıklayıcı de ğ işkenin büyüklüğüne bağlanmaktadır.

Geleneksel modelin bu şekilde genişletilmesi, Türkiye'de özellikle para arzı ve fiyatlar arasındaki ilişki açısından oldukça önemlidir. Bununla beraber, gözlenen de ğ işkenliğin gecikme yapısından mı, yoksa para arzı de ğ işmeleri ile birlikte ortaya çıkan diğ er de ğ işmelerden mi kaynaklandığını kesin anlamda ayırt edebilmek mümkün de ğ ildir.

De ğ işken gecikme yapısı veya artıklar varyansı bir dönem gecikmeli para arzı artışları ile birlikte ortaya çıkmaktadır. Bu terimin regresyon katsayısının küçük olmasına karşın istatistiksel olarak oldukça anlamlı olması dikkat çekmekte ve bu çalışmada öne sürülen

değişken gecikme yapısı modelinin kullanılabilir olduğunu göstermektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

HARVEY, A.C: Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press, Cambridge, 1989.

PHILLIPS,G.D.: "The Estimation of Regression Models with Time-Varying Parameters", Games, Economic Dynamics and Time Series *Analysis* (Ed. M.DEISTER ve diğerleri) içinde s.185-214.

HENDRY,D.: *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford 1998.

PAGAN, A.: "Some Identification and Estimation Results for Regression Models with Stochastically Varying Coefficients", *Journal of Econometrics*, C.13, Y.1980, s.341-363.

DEISTER, M.ve diğ.(Ed.): *Games, Economic Dynamics and Time Series Analysis* Physica-Verlag, Würzburg, 1982.

