VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER ve PARA ARZI İLE TÜKETİCİ FİYATLARI ENDEKSİ İLİŞKİSİNİN ANALİZİ

*Prof.Dr. Münevver TURANLI **Yrd.Doç.Dr. Ünal H. ÖZDEN
***Dr. Dicle DEMİRHAN

Vektör otoregresif modeller çok değişkenli zaman serilerinin analizinde kullanılan bir yöntemdir. Bu çalışmada vektör otoregresif modellerin kurulması aşamasındaki özellikler, modeldeki parametrelerin tahmini ve modelin geçerliliğinin sınanmasına ilişkin açıklamalar yapılacak ve para arzı ile tüketici fiyatları endeksine ilişkin bir matematiksel model kurulacaktır.

1. GİRİŞ

Kurulacak zaman serisi modellerinde, işletme, ekonomi, mühendislik ve çevre ile ilgili olayların analizinde birçok veriye ihtiyaç duyulmaktadır. Zaman serilerinde veriler, saatlik, günlük, haftalık, aylık, üç aylık ve yıllık şeklinde düzenlenmektedirler. Bu şekilde, zaman serisi modellerinin kurulması ve analizinin yapılmasının iki önemli yararı vardır.

* İstanbul Ticaret Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü Öğretim Üyesi
** İstanbul Ticaret Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü Öğretim Üyesi
***İstanbul Ticaret Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü Öğretim Üyesi

Bunlardan birincisi, modelde yer alan değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin saptanmasıdır. Değişkenler birbirleriyle eşanlı olarak ilişkili olabilirler. Diğer taraftan değişkenler arasında geri besleyici (back sheet operatör) bir ilişki olabileceği gibi, bir değişken diğerleri için öncü gösterge niteliği de taşıyabilir.

Zaman serisi modellerinin kurulması ve analizinin yapılmasının ikinci Önemli yararı ise, gelecek tahmininin doğru olarak yapılabilmesi ve tahminin doğruluğunun artırılabilmesidir. Bir zaman serisinin içerdiği bilgi veya bilgilerin başka bir seri tarafından içerilmesi durumunda, bu serilerin birleşik bir modeli kurulup, bu modele dayalı daha doğru tahminler yapılabilir.

Aşağıda görülen Z_{1t}'lerin;

$$\{Z_{1t}\}, \ldots, \{Z_{kt}\}, \quad t=0, \pm 1, \pm 2, \ldots \qquad (1.1)$$

eşit zaman aralıklı k tane seri, olduğu kabul edildiğinde,

$$Z_t = (Z_{1t}, \ldots, Z_{kt}) \qquad (1.2)$$

olarak yazılan k tane seri çok değişkenli zaman serilerinin k-boyutlu vektörü olarak adlandırılır. Bunun gibi kullanılabilecek çok değişkenli zaman serileri modellerinin Özellikleri ve onları gerçek verilerle ilişkilendiren metodlar, literatürde ayrıntılı olarak tartışılmaktadır. Bu çalışmada bu tartışmaya girilmeyecektir.

Bu çalışmadaki temel amacımız, bir iteratif model kurma aşamasında kullanılan değişik modellerin tanıtımı, Box ve Jenkins'in 1970'de geliştirdikleri transfer fonksiyon modellerinin ve geniş olarak kullanılan tek değişkenli (k=l) zaman serilerinin açıklanması vektör otoregresif hareketli ortalama modellerinin tartışılması ve teorik olarak yapılan bu açıklamalara göre, para arzı ile tüketici fiyatları endeksine ilişkin bir matematiksel model çalışmasının yapılmasıdır.

2. TEK DEĞİŞKENLİ ZAMAN SERİLERİ VE TRANSFER FONKSİYON MODELLERİ

Eşitlik (1.2)'de, k **=1** olduğunda Z_t = Z_t olarak yazabileceği gösterilmişti. Önemli bir model Yule (1927) ve Slutsky (1937) tarafından önerilen ve Barletlett, Kendall, Walker, Wold ve Yaglom tarafından geliştirilen kesikli tek değişkenli zaman serileri için kurulan modelinin stokastik fark eşitliğidir. Bu eşitlik,

$$\phi_P(B)z_t = \theta_q(B)a_t \qquad (2.1)$$

şeklindedir. Burada,

$$\phi_P(B) = 1 - \phi_1 B -, ..., - \phi_P B^p$$

ve

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B -, ..., \theta_q B^q$$

şeklinde yazılabilir. Eşitlik (2.1)'de a_t'ler bağımsız (ilişkisiz) olarak aynı ve sıfır ortalama, σ^2 varyanslı normal dağılım gösteren rassal şoklar (yada beyaz gürültü)dır; B ise BZ_t - Z_t-ı gibi back-shift operator; $z_t = Z_t - \eta$ de Z_t gözleminin uygun η yerinden sapmasıdır.

k serileri($\{z_{lt}\}$, ...,$\{z_{kt}\}$) arasındaki ilişkiler bazen (2.2) formunda lineer transfer fonksiyon modelleri tarafından temsil edilebilirler.

$$Z_{ht} = \sum_{i\in k(h)} \left[\omega_{s_{hi}}(B)B^{b_{hi}} / \delta_{r_{hi}}(B)\right] z_{ti} + \left[\theta_{qh}(B) / \varphi_{ph}(B)\right] a_{ht} \qquad (2.2)$$

$$(h = 1, 2, ..., k)$$

Burada $z_{\{\}t} \equiv O$, $k(h)$ ise $(1,...,h-1)$ setini; ω_{shi} (B), δ_{rhi} (B),φ_{ph} **(B),** ve Θ_{qh} (B) de B'deki polinomları; b_{hi}'ler negatif olmayan tam sayıları; ve $\{a_{1t}\},..,\{a_{kt}\}$ise sıfır aritmatik ortalamalı ve $^{2}{}_{1},...,\sigma^{2}{}_{k}$ varyanslı k bağımsız normal dağılımlı beyaz gürültü süreçlerini göstermektedir. Özellikle bu formun bir ya da birden fazla z_h endikatör değişkenli yaratılmış modellerin kullanılır olduğu görülmüştür.

Buna rağmen eşitlik (2.2)'deki fonksiyon modelleri, seriler uygun olarak düzenlendiklerinde, bir üçgen ilişkiye sahiptirler. Dolayısıyla z_1 sadece kendisinin bir geçmiş değerine bağımlıdır; z_2 ise kendi geçmişinin yanında bugününe ve ayrıca z_1'in geçmişine bağımlıdır; z_3 de kendisinin geçmişine, bugününe ve z_2 ve z_1'in geçmişlerine bağımlıdır; ve böyle devam eder. Buna karşın eğer z_1, z_2'nin geçmişine bağımlı ise ve yine z_2 z_1'in geçmişine bağımlı ise, o zaman geri beslemeye olanak sağlayan bir modele sahip olunabilinir.

3. ÇOKLU STOKASTİK FARK DENKLEMLERİ MODELLERİ

3.1 Vektör ARMA Modeli

Yukarıda belirtilen k tane seri arasında geri-besleme ilişkilerine olanak sağlayan Yule-Slutsky ARMA modellerinin direk genelleştirilmesi olarak sunulan Vektör ARMA modelleri (2.2)'de k(h)'dan h'ın çıkarılarak (1, ...,k) olarak kurulması ile elde edilir.

Bu modeller ayrıca Vektör Otoregresif Hareketli Ortalama ARMA modelleri olarak da ifade edilebilirler.

Eşitlik (2.1)'de yer alan

$$\varphi_p(B) = I - \varphi_1 B - \ldots - \varphi_p B^p,$$

$$\theta_q(B) = I - \theta_1 B - \ldots - \theta_q B^q$$

B'deki matris polinomlar, φ ve Θ k x k matrisleri

$$z_t = Z_t - \eta$$

ise serilerin durağan olduğu durumlarda aritmatik ortalama olan η orijininden sapmaların vektörünü göstermektedir ve

$$a_t = (a_{1t}, \ldots\ldots, a_{kt})$$

olan $\{a_t\}$ ise, sıfır aritmatik ortalamalı ve ξ, kovaryans matris'li benzer olarak bağımsız ve normal dağılımlı rassal şok vektörler dizinidir. Burada $|\varphi\ (B)|$ ve $|\varphi_q\ (B)|$ determinantlı polinomların sıfır değerlerinin, birim çember üzerinde ya da dışında olmaları gerekmektedir. Eğer $|\varphi_q\ (B)|$'nın sıfır değerlerinin tümü bîrim çemberin dışında ise, z_t serileri durağan olacaktır ve eğer $|\varphi_q\ (B)|$'nın sıfır değerlerinin tamamı birim çemberin dışında olursa z_t serilerinin durağan olmayacaktır. Böyle modellerin Özellikleri Hannan (1970), Anderson (1975), ve Granger ve Newbold (1977) tarafından ayrıntılı olarak tartışılmıştır.

Uygulamada zaman serilerinin genellikle durağan olmadıkları görülür. Böyle durumlarda yani durağan olmayan seriler söz konusu olduğunda, (3.1)'deki $|\varphi_q\ (B)|$'nın sıfır değerlerinin birim çember içinde bulunmaları sağlanarak bu serilere ilişkin model kurulabilinir. Serilerin durağanlaştırılmasında fark alma yöntemi kullanılabilmektedir.

3.1.1 Transfer Fonksiyon Modeli

(3.1)'deki vektör modeli için genelde z_t'nin bütün elemanları z_{t-j} (j = 1,2,....) 'nin bütün elemanlarıyla ilişkilidir ve bütün seriler arasında geri-besleme ilişkisi vardır. Ancak, z_t 'ler katsayılar matrisleri (φ ve Θ)'nin düşük Üçgende olmalarını sağlamak için yeniden düzenlenirse, o zaman eşitlik (3.1), (2.2) formundan hareketle bir transfer fonksiyon modeli olarak yazılabilir. Daha genel olarak, eğer φ ve Θ'lar düşük blok üçgen iseler, o zaman girdi vektör serilerinin ve çıktı vektör serilerinin her ikisinin de geri-besleme ilişkilerine sahip olmasını sağlayan (2.2)'nin transfer fonksiyon formunun bir genellemesini elde etmiş oluruz. Vektör transfer fonksiyonu modeli ile ekonometrik lineer eşanlı denklem modelleri arasındaki ilişkiler ayrıntılı olarak Zellner ve Palm (1974) tarafından tartışılmıştır.

3.2 Cross-Kovaryans ve Cross-Korelasyon Matrisleri

η aritmatik ortalamalı durağan bir vektör zaman serisi $\{Z_t\}$ için; ι, r(ι)'nin gecikmeli cross-kovaryans matrisi ve ρ (ι) - {pij (ι)} ise ilgili cross-koralasyon matrisi olduğunda,

$$\Gamma(l) = E(\mathbf{z}_t - \mathbf{z}'_t) = \{\gamma_{ij}(l)\}, \quad l = 0, \pm 1, \pm 2, \ldots \quad (3.4)$$
$$i,j = 1, 2, \ldots, k$$

olarak yazılabilir.

(3.1)'deki vektör ARMA modeli durağan olduğunda;

$$\Gamma(l) = \begin{cases} \sum_{j=l-r}^{l} \Gamma(j)\varphi_{l-j}^{l} - \sum_{j=0}^{r-l} \psi_j \xi \theta_{j+l}^{l}, & l = 0,1,\ldots,r \\ \sum_{j=1}^{r} \Gamma(l)\varphi_j^{l}, & l > r \end{cases} \quad (3.5)$$

olur. Burada ψ'lar

$\psi(B) = \varphi^{-1}(B)\,\theta(B) = (\mathbf{I} + \psi_1 B + \ldots\ldots),$

eşitliğindeki ilişkiden elde **edilir.**

$\theta_0 = -\mathbf{I}$, $r = \max(p, q)$,

ve anlaşılacağı üzere;

(a) eğer $p < q$ ise, $\varphi_{p+1} = \ldots\ldots = \varphi_r = 0$ ve

(b) eğer $q < p$ ise, $\theta_{q+1} = \ldots\ldots = \theta_r = 0$ olur.

Özellikle p - 0 olduğunda, yani bir vektör MA (q) modeline sahip olduğunda, o zaman

$$\Gamma(l) = \begin{cases} \sum_{j=0}^{q-l} \psi_j \xi \theta_{j+l}^{I}, & l = 0,1,\ldots,q \\ \mathbf{0}, & l > q \end{cases} \quad (3.6)$$

olarak ifade edilebilir.

Sonuçta ι > q olduğunda bütün oto-korelasyonlar ve cross-korelasyonlar sıfır olur. Buna karşın bir vektör otoregresive model için, |ι| artıkça oto -korelasyonlar ve cross-korelasyonlar genelde kademeli olarak sıfıra yaklaşacaktır.

3.3 ARMA Modelleri ve Kısmi Otoregrasyon Matrisleri İçin Karar Verme Kriteri

Durağan bir ARMA (p,q) modeli için (3.5)'deki moment eşitliğinden otokovaryans matrisleri $\Gamma(\iota)$ ve otoregresif katsayı matrisleri φ_1 .... , φ_p aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{A}(p,m) & \mathbf{b}(p,m) \\ \mathbf{g}^{\prime}(p+m) & \Gamma(m) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{p-1} \\ \varphi_p^{\prime} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{c}(p,m) \\ \Gamma(p+m) \end{bmatrix}, \quad m = q, q+1, \ldots \tag{3.7}$$

$\mathbf{A}(p,m)$

$$\begin{bmatrix} \Gamma(m) & \Gamma(m-1) & . & \Gamma(m-p+2) \\ \Gamma(m+1) & . & . & . \\ . & . & . & \Gamma(m-1) \\ \Gamma(m+p) & . & \Gamma(m+1) & \Gamma(m) \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{b}(p,m) = \begin{bmatrix} \Gamma(m-p+1) \\ . \\ . \\ . \\ \Gamma(m-1) \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{c}(p,m) = \begin{bmatrix} \Gamma(m+1) \\ . \\ . \\ . \\ \Gamma(m+p-1) \end{bmatrix}$$

$\mathbf{g}^{\prime}(p,m) = [\Gamma(m+p-1), \ldots, \Gamma(m+1)]$

ve

$\phi'_{:} = [\phi_1, \ldots, \phi_{p-1}]'$

olarak tanımlanır. kxk matrisi ise,

$$\mathbf{D}(l,\mathrm{m}) = [d_{ij}(l,\mathrm{m})] \qquad l = 1,2,\ldots \qquad \mathrm{m} = 0, 1, \ldots \tag{3.8}$$

olarak tanımlansın. Burada $d_{ij}(l,m)$ determinant değeridir ve

$$d_{ij} = (l,m) = \det\begin{bmatrix} \mathbf{A}(l,\mathrm{m}) & \mathbf{c}_j(l,\mathrm{m}) \\ \mathbf{g}_i^l(l,\mathrm{m}) & \gamma_{ij}(l+\mathrm{m}) \end{bmatrix}, \qquad i, j = 1,2,\ldots,k$$

olarak gösterilir. Yukarıdaki ifadede $c_j(l, m)$, $c_j(l, m)$ matrisinin j'inci sütunu; $g^1(l, m)$, $g^1 i(l, m)$'nin i'inci satırı ve $(l+ m)$ ise $\gamma_{ij}(l+ m)$'nin (i,j)'inci elemanıdır.

(3.7) nolu ifadeden ARMA(p,q) modeli için;

$l > p$ ve $m \geq q$ için, $\qquad D(l, m) = 0 \qquad$ (3.9)

elde edilir. Bu Gray, Kelley, ve Mclntire (1978)'in tek değişkenli ARMA modelleri için elde ettikleri sonuçların çok değişkenli bir genellemesidir.

m = q = 0 gibi Özel bir durum söz konusu ise (3.7) Yule-Walker eşitliklerinin tek değişkenli zaman serilerindeki otoregresif modellerinin çok değişkenli bir genellemesi olur. Kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tek değişkenli durumu benzer şekilde , bir kısmi otokorelasyon matris fonksiyonu $\underline{p}(l)$ tanımlanabilir. Böyle bir fonksiyon aşağıdaki özelliğe sahip olabilir; eğer model AR (p) ise o zaman

$$\underline{P}(l) = \begin{cases} \varphi_l, & l = \mathrm{p} \\ \mathbf{0}, & l > \mathrm{p} \end{cases} \qquad \varphi l,\ l = \mathrm{p}$$

$0, l > p$, (3.10)

(3.7) 'den $\underline{P}(l)$,

$$\underline{P}(l) = \begin{cases} \Gamma^{-1}(0)\Gamma(1), l = 1 \\ \left[\Gamma(0) - \mathbf{b}^{l}(l,0)\mathbf{A}^{-1}(l,0)\mathbf{b}(l,0)\right]^{-1} \\ \left[\Gamma(0) - \mathbf{b}^{l}(l,0)\mathbf{A}^{-1}(l,0)\mathbf{c}(l,0), l > 1\right] \end{cases} \qquad (3.11)$$

şeklinde tanımlanabilir.

4. PARA ARZI İLE TÜKETİCİ FİYATLARI ENDEKSİ İLİŞKİSİNİN VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER İLE ANALİZİ

Genellikle iktisadi değişkenler arasında karşılıklı dinamik etkileşim söz konusudur. Diğer bir ifade ile bu tür değişkenler birbirlerine farklı gecikmelerle etkide bulunurlar. Ülkemizde, bu türden bir etkileşim para arzı ile enflasyon arsında da söz konusudur. Para arzı enflasyonu, enflasyonda para arzını gecikmeli olarak veya doğrudan etkilemektedir. Karşılıklı dinamik etkileşimlerin saptanmasında kullanılan yöntemlerden birisi vektör otoregresif (VAR) modellerdir. Çalışmamızın bu bölümünde bu iki iktisadi değişkenin birbirlerini nasıl etkilediklerini araştıracağız.

Araştırmada 1996-2001 yılları arasındaki aylık veriler kullanılmıştır. Modelde para arzı için M2 ve enflasyonun göstergesi olarak Türkiye Tüketici Fiyatları Endeksi(1994-100) yer alması düşünülmüştür. Bunun yanı sıra para arzı ile TUFE arasında pozitif bir ilişki çıkması beklenmektedir. Kurulan alternatif modeller arasında logaritmik modelin en uygun model olduğu gözlenmiştir.

Öncelikle kurulan modelin değişkenleri arasında nedensellik (causaliy) testi yapılmış, hesaplanan F değeri 2.43 ve buna karşılık gelen kuyruk olasılık değeri 0.095 olarak bulunmuştur. Dolayısıyla iki gecikmeye göre logaritmaları alınarak incelenen LTUFE ve LM2 %90 anlamlılık düzeyine göre birbirlerini etkilemektedirler. Bu nedenle bu iki değişken kullanılarak VAR modeli kurulabilir.

Tablo 1: Granger Nedensellik Testi

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1996:01 2001:12
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LTUFE94 does not Granger Cause LM2	71	2.43669	0.09540
LM2 does not Granger Cause LTUFE94		2.44123	0.09500

Modelde yer alan iki değişkenin otokorelasyon katsayıları incelendiğinde (Tablo 2 ve Tablo 3) durağan olmadıkları görülmüştür. LM2 değişkeni için Tablo 2'deki 18 gecikmeye göre (n/4) Ljung-Box Q-istatistik değeri 621.48'dir. Bu değeri karşılaştırmak için tablodan alınan $\chi^2_{(18,0.10)}$ ise 25.99'dur. Dolayısıyla seri durağan değildir.

Tablo 2: LM2'nin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları

Sample: 1996:01 2001:12

Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |*******|	. |*******|	1	0.959	0.959	68.979	0.000
. |*******|	. | . |	2	0.919	-0.006	133.23	0.000
. |*******|	. | . |	3	0.878	-0.032	192.73	0.000
. |****** |	. | . |	4	0.837	-0.027	247.57	0.000
. |****** |	. | . |	5	0.796	-0.014	297.96	0.000
. |****** |	. | . |	6	0.755	-0.026	344.00	0.000
. |****** |	. | . |	7	0.713	-0.033	385.72	0.000
. |***** |	. | . |	8	0.673	-0.013	423.38	0.000
. |***** |	. | . |	9	0.632	-0.027	457.12	0.000
. |***** |	. | . |	10	0.590	-0.029	487.05	0.000
. |**** |	. | . |	11	0.551	0.004	513.60	0.000
. |**** |	. | . |	12	0.513	-0.020	536.95	0.000
. |**** |	. | . |	13	0.475	-0.019	557.30	0.000
. |*** |	. | . |	14	0.438	-0.009	574.94	0.000
. |*** |	. | . |	15	0.401	-0.027	590.01	0.000
. |*** |	. | . |	16	0.365	-0.020	602.70	0.000
. |*** |	. | . |	17	0.328	-0.040	613.12	0.000
. |** |	. | . |	18	0.291	-0.027	621.48	0.000

Benzer şekilde LTUFE94 değişkeni için Tablo 3'deki 18 gecikmeye göre Ljung-Box Q-istatistik değeri 608.71'dir. Bu değeri karşılaştırmak için tablodan **alınan** $\chi^2_{(18,0.10)}$ ise 25.99'dur. Dolayısıyla seri durağan değildir.

Tablo 3: LTUFE'nin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları

Sample: 1996:01 2001:12 LTUFE94
Included observations: 72

<table>
<tr><th>Autocorrelation</th><th>Partial Correlation</th><th></th><th>AC</th><th>PAC</th><th>Q-Stat</th><th>Prob</th></tr>
<tr><td>. |*******|</td><td>. |*******|</td><td>1</td><td>0.958</td><td>0.958</td><td>68.844</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |*******|</td><td>. | . |</td><td>2</td><td>0.915</td><td>-0.027</td><td>132.60</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |*******|</td><td>. | . |</td><td>3</td><td>0.873</td><td>-0.019</td><td>191.43</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |****** |</td><td>. | . |</td><td>4</td><td>0.832</td><td>-0.009</td><td>245.61</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |****** |</td><td>. | . |</td><td>5</td><td>0.791</td><td>-0.016</td><td>295.35</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |****** |</td><td>. | . |</td><td>6</td><td>0.749</td><td>-0.032</td><td>340.68</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |***** |</td><td>. | . |</td><td>7</td><td>0.707</td><td>-0.036</td><td>381.62</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |***** |</td><td>. | . |</td><td>8</td><td>0.664</td><td>-0.025</td><td>418.35</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |***** |</td><td>. | . |</td><td>9</td><td>0.622</td><td>-0.015</td><td>451.12</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |**** |</td><td>. | . |</td><td>10</td><td>0.583</td><td>0.001</td><td>480.32</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |**** |</td><td>. | . |</td><td>11</td><td>0.544</td><td>-0.014</td><td>506.21</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |**** |</td><td>. | . |</td><td>12</td><td>0.505</td><td>-0.032</td><td>528.89</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |**** |</td><td>. | . |</td><td>13</td><td>0.467</td><td>-0.022</td><td>548.55</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |*** |</td><td>. | . |</td><td>14</td><td>0.428</td><td>-0.023</td><td>565.37</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |*** |</td><td>. | . |</td><td>15</td><td>0.390</td><td>-0.021</td><td>579.58</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |*** |</td><td>. | . |</td><td>16</td><td>0.353</td><td>-0.019</td><td>591.41</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |** |</td><td>. | . |</td><td>17</td><td>0.316</td><td>-0.024</td><td>601.07</td><td>0.000</td></tr>
<tr><td>. |** |</td><td>. | . |</td><td>18</td><td>0.278</td><td>-0.033</td><td>608.71</td><td>0.000</td></tr>
</table>

Durağan hale getirmek için fark alma yöntemi kullanılabilirdi. Fakat fark alma işlemi sonrası değişkenlere ilişkin bazı bilgi kayıpları olduğundan, fark alma işlemi yapılmamıştır. Ayrıca vektör otoregresif modeller kurulurken tek tek değişkenlerin durağan olması gerekmemektedir. Yalnızca bu değişkenlerin birbirleriyle cointegrated olması yeterlidir. Yapılan Engle-Granger "cointegrasyon" testleri sonucunda α = 0.5 düzeyinde incelediğimiz iki değişken "cointegrated" çıkmıştır.

Tablo 4, Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7'de Dickey-Fuller t istatisitği ile MacKinnon kritik değeri verilmiştir. Dickey-Fuller t istatistiği, MacKinnon kritik değeri ile karşılaştırıldığında her iki değişken de birbirleriyle cointegrated çıkmıştır.

Tablo 4: Engle-Granger Cointegration Testi

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(N,0)

--Cointegrating Vector--			
LM2	1.000000		
LTUFE94	-1.183652		
Dickey-Fuller *t-statistic*		-1.4062	
MacKinnon critical values:		1%	-4.0567
		5%	-3.4248
		10%	-3.1055

Tablo 5

LS // Dependent Variable is D(RESID)

SMPL range: 1996.01 - 2001,12

Number of observations: 72

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(N,0)

VAR	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT	2-TAIL SIG.
RESID(-1)	-0.0802627	0.0570797	-1.4061526	0.1642

R-squared	0.025132
Mean of dependent var	-0.001700
Adjusted R-sq.	0.025132
S.D. of dependent var	0.032339
S.E. of regression	0.031930
Sum of squared resid	0.070348
Log likelihood	142.2721
Durbin-Watson stat	1.37104

Tablo 6: Engle-Granger Cointegration Testi

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(N,0)

--Cointegrating Vector--			
LTUFE94	1.000000		
LM2	-0.841345		
Dickey-Fuller t-statistic		-1.3318	
MacKinnon critical values:		1%	-4.0567
		5%	-3.4248
		10%	-3.1055

Tablo 7

LS // Dependent Variable is D(RESID)
SMPLrange: 1996.01 -2001.12
Number of observations: 72
Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(N.0)

VAR	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
RESID(-1)	-0.0761794	0.0571995	-1.3318203	0.1873

R-squared	0.021602
Mean of dependent var	0.001611
Adjusted R-squared	0.021602
S.D. of dependent var	0.027240
S.E. of regression	0.026944
Sum of squared resid	0.050092
Log likelihood	154.1578
Durbin-Watson stat	1.370103

Sonuç olarak, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon incelendiğinde LM2 ve LTUFE94 değişkenlerine ait VAR modellerinin VAR(1,0,0) formunda kurulmasına karar verilmiştir.

VAR Model Formu

LM2 = C(1,1)*LM2(-1) + C(1,2)*LTUFE94(-1)
LTUFE94 = C(2,1)*LM2(-1) + C(2,2)*LTUFE94(-1)

LM2 ve LTUFE94 değişkenlerine ait VAR(1 ,0,0) modellerinin tahminlerine ilişkin sonuçlar Tablo 8'de toplu olarak verilmiştir.

Tablo 8: VAR(1,0,0) Modeli

Sample(adjusted): 1996:02 2001:12
Included observations: 71 after adjusting endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

	LM2	LTUFE94
LM2(-1)	1.019023	0.011396
Std.Error	(0.00354)	(0.00203)
t-stat	(287.632)	(5.62143)
LTUFE94(-1)	-0.035461	0.980606
Std.Error	(0.00787)	(0.00451)
t-stat	(-4.50307)	(217.621)
R-squared	0.999321	0.999689
Adj. R-squared	0.999311	0.999684
Sum sq. resids	0.053482	0.017511
S.E. equation	0.027841	0.015931
F-statistic	101574.7	221530.7
Log likelihood	154.5388	194.1755
Akaike AIC	-4.296866	-5.413395
Schwarz SC	-4.233129	-5.349658
Mean dependent	16.11491	7.231028
S.D. dependent	1.060895	0.896325

Determinant Residual Covariance	1.85E-07
Log Likelihood	348.8785
Akaike Information Criteria	-9.714888
Schwarz Criteria	-9.587414

VAR Modellerinin Matematiksel Formları

LM2 = 1.019022577*LM2(-1) - 0.03546125357*LTUFE94(-l)
LTUFE94 = 0.01139572532*LM2(-1) + 0.9806063271*LTUFE94(-1)
Tahmin edilen modelde katsayılara ait t istatistik değerlerinin anlamlı

çıktığı gözlemlenmiştir. Bunun yanı sıra katsayıların işaretleri ve büyüklükleri başta belirtilen beklentiler doğrultusunda çıkmıştır. VAR(1,0,0) modelinde LM2 ve LTUFE94'deki değişmenin %99'u

LM2(-1) ve LTUFE94(-1) değişkenler ile açıklanabilmektedir. Modellerin standart hataları 0.027 ve 0.018 gibi çok küçük değerler bulunmuştur.

VAR(1,0,0)'a ait modellerin kalıntıları incelendiğinde Tablo 9 ve Tablo 10'daki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 9: Kalıntılara İlişkin Betimsel İstatistikler

Series: Residuals LM2
Sample 1996:02 2001:12
Observations 71

Mean	3.04E-05
Median	-0.002571
Maximum	0.090544
Minimum	-0.049686
Std. Dev.	0.027641
Skewness	0.515030
Kurtosis	3.493344
Jarque-Bera	3.858890
Probability	0.145229

Tablo 10: Kalıntılara İlişkin Betimsel İstatistikler

Series: Residuals LTUFE94
Sample 1996:02 2001:12
Observations 71

Mean	-2.15E-05
Median	-0.001695
Maximum	0.059246
Minimum	-0.032039
Std. Dev.	0.015816
Skewness	0.729576
Kurtosis	4.450777
Jarque-Bera	12.52522
Probability	0.001906

Modellere ait kalıntılar incelendiğinde, Jacque-Bera test istatisti $\chi^2_{(0.1,69)}$ tablo değerinden (~85.53) küçük çıktığı için dağılımlarının istenildiği gibi normal dağılıma yakınsadığı gözlenmiştir.

Kurulan modele göre, para arzı M2 ve TÜFE değişkenleri birbirleriyle eşanlı olarak ilişkili olduğu gibi, bu değişkenler arasında geri besleyici bir ilişki de söz konusudur. Analiz sonucunda elde edilen VAR(1,0,0) modeli,

LM2 - 1.019022577*LM2(-l) - 0.03546125357*LTUFE94(-l)
LTUFE94 = 0.01139572532*LM2(-l) + 0.9806063271*LTUFE94(-l)

ve R^2 = %99 olarak bulunmuştur.

Sonuç olarak, para arzı ile tüketici fiyatları endeksi ilişkisinin vector otoregresif modeler ile analizi sonucunda, bu iki değişken arasında beklenildiği gibi güçlü bir dinamik ilişkinin olduğu görülmektedir.

KAYNAKÇA

ANDERSON, T.**W.** (1971), The Statistical Analysis of Time Series, New York: John Wiley.

BOX, G.E. ve G.C.TIAO. (1981), Modeling Multiple Time Series With Applications, Journal of American Statistical Association, December, 803-810.

BOX, G.E. ve G.M. JENKINS. (1970), Time Series Analysis: Forcasting and Analysis, San Francisco: Holden Day.

BRAILSFORD, Timothy J.; PENM, Jack H.W.; TERRELL, R. Deane, The Adjustment of the Yule-Walker Relations in VAR Modeling: The Impact of the Euro on the Hong Kong Stock Market, Multinational Finance Journal, Mar2001, Vol. 5 Issue 1, p35, 24p.

GRANGER, C.W.J. ve P. NEWBOLD. (977), Forcasting Economic Time Series, New York: Academic Press.

HANNAN, E.J. (1970), Multiple Time Series, New York: John Wiley.

HECQ, Alain; PALM, Franz C. , Perman ent-Transıtory Decomposıtıon in Var Models Wıth Coıntegratıon And Common Cycles, Oxford Bulletin of Economics & Statistics, Sep2000, Vol. 62 Issue 4, p511, 22p.

HOFFMANN, Mathias Long, Run recursive VAR models and QR decompositions Econometric Letters, Oct2001, vo.73, Issue 1,pp. 15-21.

HYLLEBERG S., R.F. ENGLE, C.W.J. GRANGER, B.S. YOO, Seasonal Integration and Cointegration, Journal of Econometrics, 44, 1990, pp.215-253.

ROBERTSON, John; TALLMAN, Ellis W , Improving Federal-Funds Rate Forecasts in VAR Models Used for Policy Analysis, Journal of Business & Economic Statistics, jul2001 vol 19, pp.324-331.

ZELLNER, A. ve F. PALM, Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models, Journal of Econometrics. 1974,2, pp.17-54.