T.C.
GAZİOSMANPAŞA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

GECİKMESİ DAĞITILMIŞ MODELLER (ALMON MODELİ) : TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Hazırlayan
Mehmet Ali Cezayirli

İktisat Ana Bilim Dalı
Yüksek Lisans Tezi

Danışman
Prof. Dr. Aziz Kutlar

TOKAT – 2007

T E Ş E K K Ü R

Bana bu araştırma olanağını sağlayan, beni bu konuda çalışmaya yönlendiren ve çalışmalarımın her safhasında, yakın ilgisini ve alakasını benden hiç esirgemeyen danışman hocam, Prof. Dr. Aziz KUTLAR'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Lisansüstü eğitimim boyunca bana hep destek olan, Cumhuriyet Üniversitesindeki ve Gaziosmanpaşa Üniversitesindeki, birbirinden değerli hocalarıma ve arkadaşlarıma teşekkürlerimi sunarım.

Çalışmalarım süresince bana gösterdikleri yüksek anlayış ve sonsuz destekten dolayı aileme teşekkürlerimi sunarım.

Ö Z E T

Ekonometri literatüründe uygulama ve test aşamalarında gecikmeli ilişkiler sıkça kullanılmakta ve gün geçtikçe gecikmesi dağıtılmış modellere daha fazla başvurulmaktadır. Bu çalışmada gecikmesi dağıtılmış modeller, sonlu ve sonsuz gecikmesi dağıtılmış modeller olarak ele alınmış ve modellerin genel tanımı, gecikmenin nedenleri ve modellerin tahmin yöntemleri üzerinde durulmuştur. Türkiye'nin Aralık 1995 ve Aralık 2006 yılları arasındaki üçer aylık gözlemlerden oluşan GSMH, M1, M2, TÜFE ve Sanayi Üretimi (SÜ) verileri kullanılarak, GSMH – M1, GSMH – M2 ve SÜ – M2 aralarındaki gecikmeli ilişkilerin analizleri yapılmıştır. Analizler ALMON modeli ve EKK tahmin yöntemleriyle yapılmış ve GSMH ile M1 ve GSMH ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkilerin tahmininde, ALMON tahmin yönteminin EKK tahmin yöntemine göre daha üstün olduğu görülmüştür. SÜ ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkilerin tahmininde ise EKK tahmin yönteminin ALMON tahmin yöntemine göre daha üstün olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Gecikmesi dağıtılmış modeller, ALMON modeli, Sanayi üretimi, Para arzı, GSMH.

A B S T R A C T

In the literature of economics, at both application and testing processes, lag relations are widely used and distributed lag models are increasingly being employed. In this study, distributed lag models are divided into two groups as definite and indefinite; and the descriptions of models, the reasons of lag, and the prediction methods of models are analysed. Using GNP, M1, M2, CPI and Industrial Production (IP) quarterly data for the period between 1995 – 2006 (1995Q4 – 2006Q4), lag relations between GNP – M1, GNP – M2 and IP – M2 are analysed. ALMON model and Ordinary Least Squares (OLS) are employed and ALMON method is found superior to OLS in GNP – M1 and GNP – M2 lag relationship analysis. On the other hand, OLS method was superior to ALMON in the case of IP – M2 relationship.

Key Words: Distributed Lag Models, ALMON Model, Industrial Production, Money Supply, GNP.

İ Ç İ N D E K İ L E R

Sayfa

Sayfa

TABLOLAR LİSTESİ

ŞEKİLLER LİSTESİ

KISALTMALAR LİSTESİ

AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Ardışık Bağlanımlı Süreç
ARMA	Ardışık Bağlanımlı Hareketli Ortalama Süreci
ARIMA	Ardışık Bağlanımlı Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreci
ARCH	Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans
EKK	En Küçük Kareler
EVDS	Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
KKT	Kalıntıların Kareleri Toplamı
MA	Hareketli Ortalama Süreci
M1	(Dolaşımdaki Para + Vadesiz Mevduat) Para Arzı
M2	(M1 + Vadeli Mevduat) Para Arzı
ML	Medyan Gecikmesi
SBC	Schwarz Bayesian Kriteri
SÜ	Sanayi Üretimi Endeksi
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi

1. GİRİŞ

Bu çalışmanın amacı gecikmesi dağıtılmış modelleri ve bu modellere ait tahmin yöntemlerini incelemek ve ülkemizin makroekonomik verilerinden bazılarını kullanarak ALMON modeli ile bir analiz yapmaktır.

Klasik regresyon modellerinde marjinal etkiler anlık (bir seferlik) etkilerdir. Bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenlerin bir birini etkilemeleri derhal gerçekleşir ve ölçme zamanının sonunda tamamlanmış kabul edilir. Fakat hayatımızın her anında gerçekleşen birçok olayın, zamanla ortaya çıkan etkileri bulunmaktadır. Yapılacak regresyon modellerinin daha doğru ve gerçeğe daha yakın olabilmesi için gecikmeli değişkenleri de içermesi gereklidir. Regresyon modellerinde açıklayıcı değişken X'in yalnız şimdiki değerleri (cari değerleri) değil, geçmiş (gecikmeli) değerleri de yer alıyorsa, bu tür modellere **Gecikmesi Dağıtılmış Modeller (Distributed Lag Models)**[1] denir. İktisat literatüründe gecikmesi dağıtılmış modellerin önemli bir yeri vardır.

Çalışmanın birinci bölümünde; gecikmesi dağıtılmış modellerin genel tanımı, gecikmenin nedenleri ve modellerin tahmin yöntemleri üzerinde durulmuştur.

Çalışmanın ikinci bölümünde ise; Aralık 1995 – Aralık 2006 yılları arasındaki GSMH, M1 ve M2 (para arzları), Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Sanayi Üretimi endeksi verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan bu veriler T.C. Merkez Bankası (TCMB)'nın internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) temin edilmiş olup üçer aylık gözlemlerden oluşmaktadır. M1, M2 ve GSMH verileri önce reel hale getirilmiş daha sonra ise logaritmaları ve farkları alınmıştır. Sanayi üretimi endeksinin ise sadece logaritması alınarak logaritması alınmış reel M2 ile analiz yapılmıştır.

---

[1] Literatürde (Distributed Lag Models) bazen "Dağıtılmış Gecikmeli Modeller", bazen "Gecikmeli Regresyon Modelleri", veya bazen de "Gecikmeli – Dağıtılmış Modeller" olarakta yer almaktadır.

Alternatif gecikmesi dağıtılmış modeller ve ALMON çok terimli gecikme modeli kullanılarak oluşturulan farklı modellerle, GSMH ile M1, GSMH ile M2 ve Sanayi Üretimi ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkiler incelenmiştir. Analizler bilgisayar ortamında EViews5.0 paket programı yardımıyla tahmin edilmeye çalışılmış ve sonuçlar yorumlanmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Gecikmeli ilişkiler, iktisat biliminde özellikle ekonometride durağanlık, Granger Nedensellik Testinde, model seçim tekniklerinden Hendry'nin yaklaşımı gibi konularda, zaman serileri için geliştirilen; ardışık bağlanımlı süreç (AR), hareketli ortalama süreci (MA), ardışık bağlanımlı hareketli ortalama süreci (ARMA), ardışık bağlanımlı bütünleşik hareketli ortalama süreci (ARIMA) ve ardışık bağımlı koşullu değişen varyans (ARCH) gibi modellerinde sık sık kullanılır.

Bu çalışmanın uygulama kısmında, gecikmesi dağıtılmış model olarak ALMON modeli kullanıldığından, konunun dağılmaması amacıyla ve gereksiz bilgi kirliliği oluşturmaması açısından, literatür taraması mümkün olduğu kadar ALMON Modeli üzerinde durularak yapılmıştır. Yukarıda da bahsedildiği gibi, gecikmeli ilişkiler ve gecikmesi dağıtılmış modeller ekonometrinin neredeyse birçok yerinde kullanılmaktadır.

Dikmen (2004) çalışmasında tütün üretimi ve alım fiyatları arasındaki ilişkiyi Koyck ve Almon modelleri yaklaşımıyla belirlemeyi amaçlamış ve bu ilişkiyi, modeller arasındaki karşılaştırma sonucunda Almon modelinin, Koyck modeline göre daha iyi açıklayan bir model olduğu sonucuna varmıştır.

Yerdelen (2001) çalışmasında, dağıtılmış gecikmeli modeller ve bu modellerin tahmin yöntemlerini incelemiş, dayanıklı ve dayanıksız tüketim malları üreten firmaların stok ve satışları ile ilgili analizler yapmıştır. Dayanıklı tüketim malları üreten firmalarda gecikme sayısının 2,5 – 4 yıla yayılırken dayanıksız tüketim malları üreten firmalarda ise gecikme sayısının 1 – 1,5 yıla kadar düştüğünü belirlemiştir.

Heerde, Leeflang ve Wittink (2000) Almon modeli kullanarak, marketlerde hane halklarının promosyondan ne ölçüde etkilendiklerini belirlemek için yapmış oldukları çalışmada, ürünlerin gecikmeli fiyat ve miktar serilerini kullanmışlar ve sonuçta promosyonun satışlar üzerinde %4 – %25 arasında etkili olduğunu belirlemişlerdir.

Schwartz (2000) Amerika'daki 10 şehri ele almış ve bu şehirlerdeki hava kirliliği ile 65 yaşın üzerindeki insanlarda günlük ölüm oranlarındaki ilişkiyi kısıtlanmış ve kısıtlanmamış gecikmesi dağıtılmış modellerle açıklamaya çalışmıştır. Kısıtlanmamış modellerde ölüm oranlarının %1,4 ve kısıtlanmış modellerde ise %0,65 arttığını belirlemiştir.

Yurdakul (1997) çalışmasında yine bir tarım ürünü olan pamuk üretimi ve pamuk fiyatının gecikmeli değerlerinin Koyck ve Almon modellerinden hangisi ile daha iyi açıklanabildiğini incelemiş ve sonuçta Almon modeli ile daha iyi açıklanabildiğini ortaya koymuştur.

Godfrey ve Poskitt (1975) Almon yaklaşımının sınırlarının ölçmesini amaçlamışlar ve Almon modelinde kullanılmak üzere polinom sırasının seçiminin önemi üzerinde durmuşlardır.

Schmidt ve Waud (1973) Almon modelindeki gecikme uzunluğundan ve polinomun derecesinden kaynaklanan problemleri incelemişlerdir. Gecikme uzunluğunun seçiminin oldukça yanıltıcı olabileceğinin önemine değinerek, bunun doğurduğu sorunları (parasal ve cari iki örnek vererek) ortaya koymuşlardır.

3. GECİKMESİ DAĞITILMIŞ MODELLER

3.1. GECİKMESİ DAĞITILMIŞ MODELLERE GİRİŞ

3.1.1. Tanım

Regresyon modellerinde açıklayıcı değişken X'in yalnız şimdiki değerleri (cari değerleri) değil, geçmiş (gecikmeli) değerleri de yer alıyorsa, bu tür modellere **gecikmesi dağıtılmış modeller** denir (Kutlar, 2005: 203). Bu modeller şu şekilde gösterilebilir;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_k \mathrm{X}_{t-k} + u_t \qquad (3.1)$$

Modelin açıklayıcı değişkenleri arasında, bağımlı değişkenin gecikmiş değerleri yer alıyorsa bu tür modellere *otoregresif modeller* veya *ardışık bağlanımlı modeller* denir. Bu modeller de şu şekilde gösterilebilir;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta \mathrm{X}_t + \gamma \mathrm{Y}_{t-1} + u_t \qquad (3.2)$$

İktisadi hayat statik olmayıp dinamik bir süreçtir. Bu yüzden gecikmeler çoğu iktisadi davranışlarda vardır. Gecikmelerin ekonometrik modellerde yer alması ise analizlere dinamik bir özellik kazandırmaktadır (Tarı, 2002: 247).

Modellerde kullanılan veri setleri yıllık olarak değil de üçer aylık ve hatta aylık olarak alınırsa gecikmeli ilişkiler çok daha önem kazanır.

Gecikmeli değişkenler arasındaki ilişkileri ilk olarak inceleyen ve tartışan bilimsel çalışma, Ezeikel tarafından yapılan 1938 yılındaki *"Örümcek Ağı Teoremi"* (The Cobweb Theorem)'dir (Chiang, 1999: 547). Gecikmeli değişkenler, iktisadi davranışın uyarlanma (oluşma) sürecindeki zamanın uzunluğunu hesaba katmak için bir araçtır ve bunları dinamik kılmanın belki de en etkin yollarından biridir (Koutsoyannis, 1977: 295).

3.1.2. Gecikme

Gecikmesi dağıtılmış modelleri genel olarak sonsuz gecikmeli ve sonlu gecikmeli modeller olarak iki gruba ayırmak mümkündür.

Gecikmesi sonsuz modeller, gecikmenin geçmişe doğru uzunluğu tanımlanmamış modellerdir ve şu şekilde ifade edilir;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + \ldots + u_t \tag{3.3}$$

Gecikmesi sonlu dağıtılmış k gecikmeli bir model ise şu şekilde ifade edilir;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + \ldots\ldots \beta_k \mathrm{X}_{t-k} + u_t \tag{3.4}$$

Bu model kısaca;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \sum_{i=0}^{k} \beta_i \mathrm{X}_{t-i} + u_t \tag{3.5}$$

şeklinde ifade edilir. Bu model açıklayıcı değişken X'in yalnız şimdiki değerleri (X_t) ile değil, geçmiş dönemlerdeki değerleri ile de (X_{t-1}...............X_{t-k}) bağımlı değişkeni (Y_t) etkilediğini ifade eder. Yani X'in belli sayıdaki geçmiş değerleri de bağımlı değişken üzerinde etkilidir. Burada çoğu zaman Y, X'e bir süre sonra tepki gösterir. İşte bu süreye gecikme denir (Dikmen, 2004: 2)

3.1.3. Gecikme Operatörü

İlgili değişkenin önüne yazılan L, serinin önceki değerlerini temsil eder ve gecikme operatörü olarak adlandırılır (Johnston ve Dinardo, 1997: 206 – 207). Örneğin X_t'nin bir dönem önceki değerini LX_t şeklinde yazabiliriz. Daha önceki dönemlerin açılımı ise;

$$L^0 X_t = 1X_t = X_t$$

$$LX_t = X_{t-1}$$

$$L^2 X_t = L[L(X_t)] = L(X_{t-1}) = X_{t-2}$$

$$L^3 X_t = L[L^2(X_t)] = L[L(X_{t-1})] = L(X_{t-2}) = X_{t-3}$$

……………..

……………………………………………..

$$L^s X_t = X_{t-s} \tag{3.6}$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = (1-L)X_t$$

$$\Delta X_{t-1} = X_{t-1} - X_{t-2} = (1-L)(1-L)X_t = (1-L)^2 X_t \tag{3.7}$$

Birçok kaynakta gecikme operatöründeki polinom şu şekilde gösterilir (Greene, 1997: 785);

$$A(L) = 1 + aL + (aL)^2 + (aL)^3 + ... = \sum_{i=0}^{\infty} (aL)^i \ . \tag{3.8}$$

Eğer $|a| < 1$ ise,

$$A(L) = \frac{1}{1-aL} . \tag{3.9}$$

A(L) ve B(L) olarak iki operatör ele alınırsa ve $A_p(L).B_q(L) = 1$ ise A(L), B(L)'nin tersidir ve şu şekilde gösterilebilir (Judge, vd., 1988: 679 – 680);

$$A_p(L) = B_q(L)^{-1}. \tag{3.10}$$

3.1.4. Gecikmenin Nedenleri

İktisadi olaylar önceki olaylarla önemli ölçüde ilişkili olduğu için, ekonometrik modellerde kullanılan geçmiş değerler açıklayıcı değişkenler olarak önemli işlev üstlenirler. Örneğin bireylerde tüketim davranışı, geçmiş tüketim alışkanlığından dolayı, geçmiş gelir ve cari gelirle alakalıdır. İşletmelerin stokları, geçmiş stoklarıyla alakalıdır. Yine para miktarı ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişki, ancak belli bir süre sonra tespit edilebilir.

Meydana gelen iktisadi olaylarda, yukarıda açıklanan gecikmenin meydana gelmesinin birçok nedenleri vardır. Bunları birkaç başlık altında toplayacak olursak aşağıdaki gibi altı başlıktan bahsedebiliriz. Bunlar: (Lardaro, 1993: 542 – 543)

- Psikolojik Nedenler (Alışkanlıklar),
- Yetersiz Bilgi,
- Yeni Duruma Uyarlamanın Maliyeti,
- Sözleşmelerin Varlığı,
- Devamlılık (Yavaş Hareketlilik),
- Teknolojik Sebepler (Kutlar, 2005: 204).

Psikolojik Nedenler (Alışkanlıklar); Bireyler karşılaştıkları yeni durumlara karşı hemen tepki veremezler. Önceki alışkanlıkları bu tür hızlı tepki vermeye engel olur. Örneğin tanımadığı bir aile bireyinden yüklü bir miktarda miras kalıp milyoner olan birisi, hemen, doğuştan milyoner olanlar gibi davranamaz ve tüketim kalıbını hemen değiştiremez.

Yetersiz Bilgi; Çoğu değişkenin gelecekteki değerleri ile ilgili beklentiler, bu değişkenlerin geçmişteki değerleri ile ilişkilidir. Değişikliklerin uyarlanması zaman alır. Buda birçok bilinmezlikleri beraberinde bulundurur. Örneğin, politika yapıcıları piyasada başlayan durgunluğu, başladığı anda algılayamazlar. Bu durgunluğun geçici mi yoksa sürekli mi olduğunun tespiti için geçen bu süreye "tanıma gecikmesi" denir.

Yeni Duruma Uyarlamanın Maliyeti; Bir firmanın ürettiği mala olan talebin artmasıyla, firma hemen üretimini arttırma yoluna gidecektir. Bunu en kısa zamanda yapmaya çalışacaktır. Örneğin elde olan işçileri fazla çalıştıracak veya yeni işçi alacak veya bunların her ikisini birden uygulayacaktır. Yeni işçi alımına gitmek için firmanın, yeni oluşan bu talebin geçici mi yoksa sürekli mi olduğunu anlaması gerekir. Sonuçta eğer talep geçici ise, yeni aldığı işçileri işten çıkarmanın da bir maliyeti olacaktır (tazminat ve diğer yasal zorunluluklar gibi). Talepteki artışın arza uyarlanması için, belli bir süre geçecektir.

Sözleşmelerin Varlığı; Firmaların birçok faaliyeti birkaç döneme yayılmış kontratlara bağlıdır. Örneğin hammadde veya aramalı alımlarında veya sendikalarla firmalar arasındaki toplu iş sözleşmelerindeki gibi. Yeni kontratların yapılması, eskilerinin bitmesine, dolayısıyla bu da belli bir sürenin geçmesine bağlıdır.

Devamlılık (Yavaş Hareketlilik); İktisadi olayların çoğu anlık değildir ve devamlılık arzeder. Bu yüzden olguların geçmiş değerleri gelecekteki birkaç dönem sonraki değerleri etkiler. Örneğin enflasyon değerleri gibi. Gelecek dönemdeki enflasyon değerleri, şimdiki ve birkaç dönemki enflasyon değerleri ve bu konuyla ilişkili birçok konunun beklentileriyle oluşur.

Teknolojik Sebepler; Teknolojideki meydana gelen bazı değişiklikler (yenilikler), sonuçta sermaye maliyetlerinde bir düşüşe sebep olabilir. O zaman üretimde, emeğin yerine daha fazla sermayenin ikame edilmesi gerekir. Fakat yine burada sermaye maliyetlerindeki düşüşün sürekli mi yoksa geçici mi olduğunun bilinmesi gerekir. Bu bilinmezlik yüzünden geçiş süresi belli bir zaman alır.

3.1.5. Regresyon Modellerinde Gecikmenin Etkileri

Gecikmesi dağıtılmış modellerin genel şeklini şu şekilde de yazabiliriz (Greene, 1997: 783);

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \mathrm{X}_{t-i} + u_t \tag{3.11}$$

Bu modelde X_t'deki bir defalık değişim $\mathrm{E}[\mathrm{Y}_s]$'yi takip eden her dönemde etkileyecektir. Gecikmeli etkinin çok uzun olacağının tahmin edildiği ve zaman içerisinde etkisini kaybeden durumlarda sonsuz gecikmeli modeller tercih edilmektedir. Fakat modellerde X değişimlerinin küçük dönem sayılarıyla etkilenmesi şeklinde sınırlandırılmışlardır. Bu tür sınırlandırılmış modellere ise sonlu modeller denir.

Klasik regresyon modellerinde marjinal etkiler anlık (bir seferlik) etkilerdir. Y'nin X değişimlerine cevabı derhal gerçekleşir ve ölçme zamanının sonunda tamamlanmış olur. Gecikmesi dağıtılmış modellerde marjinal etkilerin karşılığı Y_t'deki X_t'nin tek seferlik değişimidir. Eğer X_t'nin seviyesi *t*' ye göre takip eden dönemlerde sabit kalıyorsa $\mathrm{E}[\mathrm{Y}_t]$ eşitlik değeri;

$$\overline{Y} = \alpha + \overline{X} \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \tag{3.12}$$

Burada $\overline{x}$, X_t'nin sabit (ortalama) değeridir. Bunun sonlu olması için;

$$\left|\sum_{i=0}^{\infty}\beta_i\right| < \infty \qquad \text{olmalıdır.}$$

Bunu bir örnekle açıklayalım: Günlük ev kullanımında elektrik, doğal gaz, akaryakıt gibi maddeler, ocak ve otomobil gibi araçları çalıştırmak için kullanılır. Hane halkının kullanacağı enerji (veya stoklarında tutacağı miktar), hane halkının gelirine, alışkanlıklarına ve yakıtların geçmiş dönem fiyatlarına göre belirlenir. Herhangi bir andaki evin enerji ihtiyacı (Q_t), o andaki yakıt fiyatlarının (P_t), bir fonksiyonudur. (K_t) ne sıklıkta stok tutulduğunu gösterir. Gelir ve geçmiş fiyatlar depolanan yakıtın (stoğun) oranını ve büyüklüğünü belirler. Bu etkilerin basit bir yapısal modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$\text{(Talep)}\, Q_t = \alpha + \beta P_t + \gamma K_t + u_t, \tag{3.13}$$

$$\text{(Stok)}\, K_t = \delta Y_t + \theta_0 + \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 P_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots v_t\,. \tag{3.14}$$

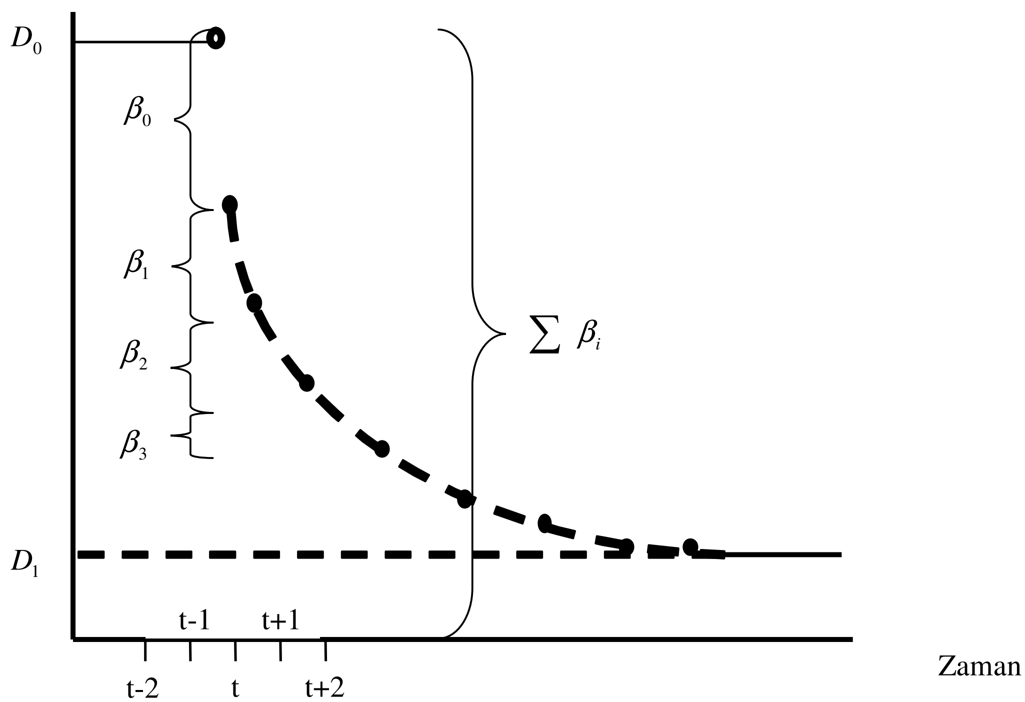
İkinci eşitlik (3.9), birincinin (3.8) içerisindeki yerine konulmasıyla gecikmesi dağıtılmış modeli oluşturur;

$$Q_t = \alpha + \beta P_t + \gamma(\delta Y_t + \theta_0 + \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 P_{t-2} + \ldots\ldots\ldots) + u_t + \gamma v_t \qquad \text{veya,}$$

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \beta_0 P_t + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 P_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \varepsilon_t \tag{3.15}$$

Eğer enerji fiyatları değişirse, bunun ani etkisi malzemelerin daha seyrek kullanılması şeklinde olacaktır. Fakat malzemenin yenilenmesi zaman alacaktır ve fiyat değişiminin gerçek etkisi belli bir süre sonra hissedilmeyecektir.

Eşitlik (3.7)'deki $\overline{x}$'in birim değişiminin s periyodundaki etkisini ele alalım. Örneğimizdeki X_t'yi birim fiyat olarak değerlendirelim. Enerji krizinden önce, alışkanlıklar belli bir noktada dengelenmiş ve oturmuş gerçek fiyatlar oluşmuştur. Şimdi X enerji fiyatının s periyodunda enerji fiyatının $\bar{x}$'den $\bar{x}+1$'e çıktığını düşünelim. Yeni dengeye ulaşmak için değişim eğrisi Şekil 3.1'de görüldüğü gibi olacaktır. Kısa vade etkileri, x'in değişim periyodu ile aynı zaman aralığında gerçekleşir (Greene, 1997: 783). Bu şekil 3.1'deki β_0'dır.



Şekil 3.1. Gecikme Ayarlanması

3.2. GECİKMESİ DAĞITILMIŞ MODELLERİN SINIFLANDIRILMASI

Gecikmesi dağıtılış modellerin çeşitli kaynaklarda, çok çeşitli sınıflandırılmaları yapılmıştır. Gecikmesi dağıtılış modellerin genel kalıbını şu şekilde gösterebiliriz;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + \dots\dots\dots\dots\dots + \beta_k \mathrm{X}_{t-k} + u_t \qquad (3.1)$$

Burada gecikmelerin sayısı (k), sonsuz ya da sonlu olabilir. Bu bölümde gecikmesi dağıtılış modeller, iki ana başlık altında (sonsuz gecikmesi dağıtılmış modeller ve sonlu gecikmesi dağıtılmış modeller olarak) ele alınacaktır.

Yine üzerinde durulması gereken iki önemli kavram daha vardır. Bunlar medyan gecikmesi ve ortalama gecikmedir. Medyan gecikme, toplam etkinin yarısına (%50) ulaşmak için gerekli olan dönem sayısını ifade eder (İşyar, 1999: 305 – 306). Medyan Gecikmesi (ML) şu şekilde ifade edilir;

$$\text{Medyan Gecikmesi (ML)} = -\frac{\log 2}{\log \mu} \qquad (3.16)$$

Burada μ 0 ile 1 arasında olup, azalma oranı olarak kabul edilir.[2]

Ortalama gecikme ise, β katsayıları tartılar olmak üzere, bütün gecikmelerin tartılı ortalaması olarak tanımlanır (Gujarati, 2001: 595).

$$\text{Ortalama Gecikme} = \frac{\sum_{i=0}^{k} i\beta i}{\sum_{i=0}^{k} \beta_i} = \frac{\beta_1 + 2\beta_2 + 3\beta_3 + \dots\dots\dots\dots + k\beta_k}{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots\dots\dots\dots\dots + \beta_k} \qquad (3.17)$$

[2] Koyck modelinde daha ayrıntılı olarak anlatılmıştır.

3.2.1. Sonsuz Gecikmesi Dağıtılmış Modellerin Tahmini

Gecikmesi dağıtılmış modellerin genel kalıbını şu şekilde gösterebiliriz;

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + ... + \beta_k X_{t-k} + u_t \qquad (3.1)$$

Modelde X'in sonsuz değeri Y'yi etkilemektedir. Bu yüzden model sonsuz parametre içermektedir. Model bu haliyle tahmin edilemez. Modeli tahmin edilebilir bir hale getirmek gerekir. Bunun için parametre sayısını azaltmak amacıyla parametrelere bazı kısıtlamalar getirmek gerekir (Chow, 1983: 102).

3.2.1.1. Koyck Modeli

L. M. Koyck'un 1954 yılındaki "*Distributed Lags and Investment Analysis"* adlı çalışması, geçmişteki ve şimdiki ekonomistler için ilham kaynağıdır (Franses, 2004: 381).

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + ... + \beta_k X_{t-k} + u_t \qquad (3.1)$$

Eşitlik (1.1) modelini ele alalım. Burada tüm β'lar aynı işarete sahiptir ve her sonra gelen β, bir öncekine göre daha az bir değere sahip olmalıdır. Çünkü aynı değişkenin geçmiş değeri, cari değerine göre daha az etkilidir. Örneğin tüketim davranışımızı etkilemesi bakımından, geçmişteki gelirimizin etkisi, cari gelirimizin etkisinden daha azdır.

Modelde; u ~ N (0, σ_u^2),

E($u_i u_j$) = 0 (i $\neq$ j),

E($u_i X_j$) (j = 1,2,3,……….)'dir.

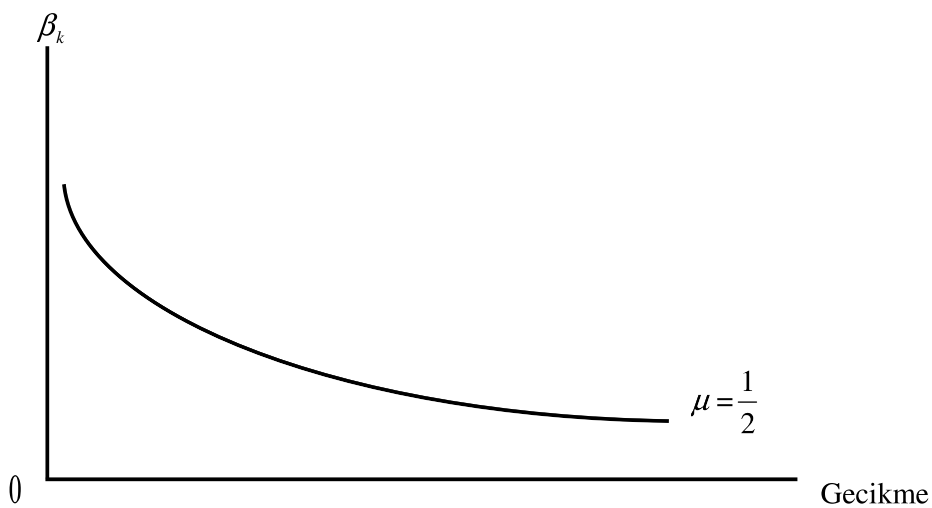
Koyck modelinde, β değerlerinin geometrik olarak azaldığı varsayılır ve şu şekilde gösterilir;

$$\beta_k = \beta_0 \mu^k \tag{3.18}$$

k=1,2,3,………..

Burada μ, (0< μ <1)'dir ve azalma oranını belirtir. (1- μ) ise uyarlama hızını belirtir. μ ne kadar büyükse gecikme katsayısı da o kadar hızlı azalır. μ <1 olduğu zaman her β kendinden sonra gelen β'dan daha küçük değere sahip olur. Bu yüzden β'ların Y'te üzerindeki etkisi geriye doğru gittikçe azalır (Gujarati, 2001: 592).

Koyck şeması genel olarak şu şekilde ifade edilir (Kutlar, 2005: 205);



Şekil 3.2. Koyck Şeması

Koyck modelinde β gecikme katsayılarını şu şekilde gösterebiliriz (Koyck, 1954: 304);

$\beta_1 = \mu\beta_0$

$\beta_2 = \mu^2\beta_0$

$\beta_3 = \mu^3\beta_0$

……………….

$$\beta_k = \mu^k\beta_0 \tag{3.19}$$

$$\sum \beta_k = \beta_0(1 + \mu + \mu^2 + \mu^3 + ...) \tag{3.20}$$

k = 0, 1, 2, 3, ………

Eşitlik (3.20)'deki β_0, X'teki bir birimlik değişme ile, Y'de ortalama kaç birimlik değişikliğin olacağını gösterir. Bu yüzden β_0'a kısa dönem çarpanı denir. Bütün β'ların toplamı ($\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 +$………) ise uzun dönem çarpanını verir ve şu şekilde ifade edilir;

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k = \beta_0\left(\frac{1}{1-\mu}\right) \tag{3.21}$$

Eşitlik (3.21)'i, eşitlik (3.1)'de yerine koyarsak, aşağıdaki doğrusal olmayan bir model haline gelen eşitliği elde ederiz;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0\mathrm{X}_t + \beta_0\mu\mathrm{X}_{t-1} + \beta_0\mu^2\mathrm{X}_{t-2} + \beta_0\mu^3\mathrm{X}_{t-3} + ... + u_t \tag{3.22}$$

Model (1.22)'nin çözümü, parametreler doğrusal olmadığından dolayı bir hayli zordur. Bu zorluğu aşmak için, modele aşağıda basamakları gösterilen Koyck transformasyonu (dönüşümü) uygulanır (Tarı, 2002: 256).

Model (3.19)'da t. dönem yerine, (t-1) dönemi (bir dönem gecikmesi alınırsa) düzenlenirse;

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \mu X_{t-2} + \beta_0 \mu^2 X_{t-3} + \beta_0 \mu^3 X_{t-4} + \dots\dots\dots + u_{t-1} \qquad (3.23)$$

sonucu elde edilir. Model (3.23)'de eşitliğin her iki tarafıda μ ile çarpıldığında;

$$\mu Y_{t-1} = \mu\alpha + \mu\beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \mu^2 X_{t-2} + \beta_0 \mu^3 X_{t-3} + \dots\dots\dots\dots\dots + \mu u_{t-1} \qquad (3.24)$$

olur. Elde edilen bu denklem (3.22)'den çıkarıldığında;

$$Y_t - \mu Y_{t-1} = (1-\mu)\alpha + \beta_0 X_t + (u_t - \mu u_{t-1}) \qquad (1.25)$$

olur. Eşitlik (3.25)'teki Y_t'yi, eşitliğin sol tarafında yalnız bırakmak için yeniden düzenlersek;

$$Y_t = (1-\mu)\alpha + \beta_0 X_t + \mu Y_{t-1} + v_t \qquad (3.26)$$

$v_t = u_t - u_{t-1}$'dir.

(3.22)'den (3.26)'ya olan dönüşüme Koyck transformasyonu (dönüşümü), model (3.26)'ya da Koyck Modeli denir. Bu dönüşümle model kolayca tahmin edilebilir bir hale gelmiştir. Çünkü bu dönüşümle, sonsuz sayıdaki bilinmeyen parametreden, sadece üç bilinmeyenli (α, β ve μ) bir modele varılmıştır. Modelde gecikmelerin tümünün ($X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-3}, \dots\dots\dots$) değerleri, tek bir terimde (Y_{t-1}) ifade edilmiştir.

Koyck dönüşümü ile ilgili özellikleri ise aşağıdaki gibi sıralayabiliriz (Koutsoyannis, 1977: 308 – 311);

i. Koyck modeli, eşitliğinin sağ tarafında, modelin gecikmeli değeri Y_{t-1} olduğundan dolayı otoregresif (ardışık bağlanımlı) bir modeldir. Modelin parametreleri eğilimsiz tahmin edilebilir (Klein, 1958: 154).

ii. Bu dönüşüm bize, gecikmesi dağıtılmış bir modelden otoregresif bir modele nasıl ulaşıldığını göstermektedir.

iii. En Küçük Kareler (EKK) metodu varsayımlarına göre, açıklayıcı değişkenlerin stokastik olmamaları ve birbirlerinden bağımsız dağılmaları gerekir. Modelde ise, kullanılan Y_{t-1} stokastik bir değişkendir.

iv. Modelde u_t bozucu terimi, $v_t = u_t - u_{t-1}$'e dönüşmektedir. u_t değerleri arasında olmayan otokorelasyon, v_i değerleri arasında vardır. Yani $v_t = u_t - u_{t-1}$ şekline dönüşen hata payları birbiriyle ilişkilidir (otokorelasyon vardır). Bu yüzden modelde oluşabilecek ardışık bağımlılık mutlaka göz önünde bulundurulmalıdır, yoksa parametre tahminlerinin güvenilirliği ortadan kalkar (Hannan, 1965: 207).

v. Modelde ardışık bağımlılık için *Durbin h* testi kullanılır. Modeli otoregresif bir modele dönüştüren ve eşitliğin sağ tarafında bulunan Y_{t-1} değişkeninin varlığı, *Durbin – Watson d* testinin yapılmasını olanaksız hale getirir.

vi. Modelde medyan gecikme şu şekilde ifade edilir;

$$\text{Medyan Gecikmesi (ML)} = -\frac{\log 2}{\log \mu} \tag{3.16}$$

Medyan gecikme, X'deki bir birimlik bir değişmenin, Y'de yapacağı toplam değişmenin ilk yarısının veya %50'sinin kaç dönem sonra gerçekleşeceğini gösterir. Burada μ azalma oranını, (1-μ) ise uyarlama hızını verir. Örneğin μ=0,2 olması durumunda, Medyan Gecikmesi (ML) = 0,4312 olur ki bu da, Y'deki %50'lik değişimin yaklaşık yarım dönemde gerçekleştiğini gösterir. μ=0,7 olması durumunda ise, Medyan Gecikmesi (ML) = 1,943 olur, yani Y'deki %50'lik değişimin yaklaşık olarak iki dönemde gerçekleştiğini gösterir. Bir başka bakış açısıyla da şöyle söylenebilir, μ değeri ne kadar yüksek olursa uyarlama hızıda (1-μ) o kadar düşük olur.

vii. Modelin ortalama gecikmesi;

$$\text{Ortalama Gecikme} = \frac{\mu}{1-\mu} \tag{3.27}$$

şeklindedir. Burada $\mu = \frac{1}{2}$ ise, ortalama gecikme 1'e eşit olur.

3.2.1.2. Kısmi Uyarlama Modeli (Stok Ayarlama Modeli)

Marc Nerlove (1956) tarafından geliştirilen *kısmi uyarlama* veya *stok ayarlama* modelinde, Y bağımlı değişkeninin gözlenen değeri (Y_t) yerine, bu değişkenin istenen değeri (Y_t*) kullanılmaktadır. Modelde t döneminde Y'nin (Y_t), t dönemindeki X değerine (X_t) dayanan ve istenen bir düzeyi vardır. Örneğin (teknoloji veya faiz oranları gibi diğer koşulların sabit olması koşulu ile) belli bir üretimin gerçekleştirilmesi için, gerekli sermaye stokunun uzun dönemde optimum bir denge miktarının olması gerekir. İşte bu istenen sermaye miktarı (Y_t*), üretimin (X) doğrusal bir fonksiyonudur. Bunu şu şekilde gösterebiliriz;

$$\mathrm{Y}_t* = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{X}_t + u_t \tag{3.28}$$

Burada istenen sermaye miktarı (Y_t*) doğrudan gözlenemediği için Nerlove tarafından aşağıdaki kısmi uyarlama veya stok ayarlama tezi ortaya atılmıştır;

$$\mathrm{Y}_t - \mathrm{Y}_{t-1} = \varphi(\mathrm{Y}_t* - \mathrm{Y}_{t-1}) \tag{3.29}$$

$\mathrm{Y}_t - \mathrm{Y}_{t-1} =$ Gözlenen (gerçekleşen) değişme,

$\mathrm{Y}_t* - \mathrm{Y}_{t-1} =$ İstenen değişme,

φ ise uyarlama (ayarlama) katsayısıdır ve $0 \le \varphi \le 1$ arasında değişir. Örneğin $\varphi = 1$ ise, gerçek sermaye stoku istenen sermaye stokuna eşittir, yani; $\mathrm{Y}_t = \mathrm{Y}_t*$. Şayet

$\varphi = 0$ ise, sermaye stokunda herhangi bir değişme meydana gelmemiştir, yani; $Y_t = Y_{t-1}$'dir. Tabi bu iki örnek aşırı iki ucu temsil etmektedir, gerçekte ise istenen sermaye stokuna erişmeyi engelleyen bir çok sebepler vardır.

Eşitlik (3.29)'daki Y_t* yerine, eşitlik (3.28)'i yazarak yeniden düzenlersek;

$$Y_t - Y_{t-1} = \varphi[(\beta_0 + \beta_1 X_t + u_t) - Y_{t-1}] \tag{3.30}$$

olur. Eşitliğin sol tarafında Y_t'yi yalnız bırakarak eşitliği yeniden düzenlersek;

$$Y_t = (\varphi\beta_0) + (\varphi\beta_1)X_t + (1-\varphi)Y_{t-1} + (\varphi u_t) \tag{3.31}$$

Ortaya çıkan (3.31) modeline Kısmi (stok) Ayarlama Modeli denir. Modeldeki t dönemindeki Y değeri, kısmen t dönemindeki X değeri ve kısmen de bir dönem önceki (t-1) Y değeri ile belirlenmektedir. Koyck modelinde olduğu gibi bu modelin de değişkenleri (Y_t, X_t ve Y_{t-1})'dir. Yalnız Koyck modelindeki hata teriminde görülen otokorelasyona bu modelde rastlanmaz (Koutsoyannis, 1977: 313).

3.2.1.3. Adaptif Beklentiler ve Rasyonel Beklentiler Modeli

P. Cagan'ın kullandığı ve arzın, geçmiş fiyatların geometrik olarak azalan bir fonksiyonu şeklinde ifade edildiği modellerdir. Bu modeller, açıklayıcı değişkenlerin tam setinin ölçülebildiği, örnekleme döneminde yapının sabit kaldığı ve verilerin yeterince uzun bir dönemi kapsadığı durumlarda geçerlidirler. Model gelecekteki etmenlerin, iktisadi davranışlarda ele alınması ile yaygınlaştırılmıştır.

İktisat teorisinde para talebi faizin bir fonksiyonudur ve genel olarak şu şekilde ifade edilir (Kutlar, 2005: 207);

$$\mathrm{Y}_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{X}_t^* + u_t \tag{3.32}$$

Y_t = Para talebi

X^* = Beklenen denge faiz oranı

Bu eşitlik istatistiksel olarak işlevsel değildir. Çünkü beklenen veya denge faiz oranı hakkında yeterli ve güvenilir bilgi yoktur. Bu eşitliği işlevsel hale dönüştürmek için bekleyişler hakkında yardımcı bir hipoteze ihtiyaç vardır. Cagan ve Friedman'ın ortaya koydukları a*daptif (uyumlu) beklentiler veya hata öğrenme hipotezi* şu şekildedir (Cagan, 1956: 313 – 315);

$$\mathrm{X}_t^* - \mathrm{X}_{t-1}^* = \gamma\left(\mathrm{X}_t - \mathrm{X}_{t-1}^*\right) \tag{3.33}$$

Burada γ, $0 \leq \gamma \leq 1$'dir ve beklenti katsayısıdır. Hipoteze göre ekonomik birimler hatalarından ders çıkarırlar ve beklentilerini geçmiş deneylerinin ışığında belirlerler. Bu yüzden beklentiler her dönemde, değişkenin cari değeri ile önceki beklendiği değer arasındaki farkın γ katsayısı kadar revize edilir. Model (3.32)'deki faiz oranları hakkındaki beklentiler, her dönem gözlenen cari faiz oranı ile önceki dönemde beklenen değeri arasındaki farkın γ katı kadar gözden geçirilmiş şeklini (veya hipotez (3.33)'deki X_t^*'yi eşitliğin sol tarafında yalnız bırakırsak) şu şekilde gösterebiliriz;

$$\mathrm{X}_t^* = \gamma \mathrm{X}_t + (1-\gamma)\mathrm{X}_{t-1}^* \tag{3.34}$$

Buna göre t döneminde beklenen faiz oranları, t dönemindeki gerçek faiz oranının ortalama ağırlık değeri ile onun bir önceki dönemdeki beklenen oranının (1-γ) kadar değerinin toplamına eşittir. Burada örneğin γ=1 ise, $\mathrm{X}_t^* = \mathrm{X}_t$ olur. Yani, beklenen faiz değeri gerçek faiz değerine eşittir ve beklentiler tamamen aynı dönemde gerçekleştirilecektir. γ=0 ise, $X_t^* = X_{t-1}^*$'dır, yani t döneminde beklenen faiz oranı bir önceki dönemin beklenen faiz oranına eşit olur. Bir başka deyişle, beklentiler statiktir yani bugün geçerli olan koşullar izleyen dönemlerde de sürdürülecektir. Gelecekteki beklenen değerler, cari değerlerle tanımlanmış olacaktır (Lardaro, 1993: 567).

Başlangıçtaki ilişkiyi ele alırsak;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t \tag{3.32}$$

Bir dönem gecikmesi alınırsa;

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1}^* + u_{t-1} \tag{3.35}$$

olur ve bunu (1-γ) ile çarparsak;

$$(1-\gamma)Y_{t-1} = (1-\gamma)\beta_0 + (1-\gamma)\beta_1 X_{t-1}^* + (1-\gamma)u_{t-1} \tag{3.36}$$

elde edilir. Son (3.36) eşitliğini, başlangıçtaki (3.32) eşitliğinden çıkartırsak;

$$Y_t = \gamma\beta_0 + \gamma\beta_1 X_t + (1-\gamma)Y_{t-1} + u_t - (1-\gamma)u_{t-1} \tag{3.37}$$

veya;

$$Y_t = \gamma\beta_0 + \gamma\beta_1 X_t + (1-\gamma)Y_{t-1} + v_t \tag{3.38}$$

elde edilir. Burada $v_t = u_t - (1-\gamma)u_{t-1}$'dir.

Başlangıçtaki model (3.32)'de β_1, X^*'daki bir birim değişmenin, Y'deki ortalama değişimini ölçerken, model (3.38)'deki $\gamma\beta_1$ ise, gerçek veya gözlenen X değerlerindeki bir birim değişmenin, Y'deki ortalama değişimini ölçmektedir. Model (3.38) tahmin edildikten sonra, gecikmeli Y'nin katsayısından γ'nin bir tahmini elde edilir ve X_t'nin katsayısı $\gamma\beta_1$'i γ'ye bölerek β_1 parametresi tahmin edilir. Modelde hata terimi v_t, Y_{t-1} değişkeni ile ilişkilidir. Bu yüzden EKK tahmincileri sapmalı ve tutarsızdırlar (Gujarati, 2001: 597).

Bu modelin değişkenleri de, Koyck ve kısmi (stok) uyarlama modellerindeki değişkenlere benzerler. Modellerdeki bu benzerliklerin nedeni ise, modellerin tümünün aynı gecikme dizinini kullanmalarıdır. Yani modellerin hepsindeki gecikme katsayılarının geometrik olarak azaldığını varsaymalarıdır. Her üç model de otoregresiftir ve hata terimleri birbirlerine benzerler (Koutsoyannis, 1977: 315).

Bireyler sadece geçmiş verileri kullanarak beklentilerini oluştururlarsa, bu beklentiler pek gerçekçi olmaz. Beklentilerini oluştururlarken, geçmişin yanında bugünün koşullarını da göz önüne alırlarsa daha rasyonel davranmış olurlar. Kısaca bu şekilde oluşturulan teoriye *rasyonel beklentiler teorisi* denir. Bu konudaki ilk çalışmayı 1961 yılında J. F. Muth *"Rational Expetations and Theory of Price Movements"* adlı çalışmasıyla yapmıştır. Daha sonra bu teori, R. Lucas ve T. Sargent tarafından geliştirilmiştir.

Rasyonel beklentilerle ilgili model (Kutlar, 2005: 208);

$$y_t^* - y_{t-1}^* = \lambda\left(y_{t-1} - y_{t-1}^*\right) \qquad 0<\lambda<1 \tag{3.39}$$

şeklinde ifade edilir. Denklemde;

$y_t^* = y_t$'nin (t–1) dönemindeki oluşturulan beklentisi,

λ = Ekonomik sistemdeki değişmeleri içeren sabittir.

Öngörülen hata terimi ise, $u_t = y_t - y_t^*$ şeklinde ve $E(u_i) = 0$ olarak kabul edilmektedir.

3.2.1.4. Adaptif Beklentiler ve Kısmi Uyarlama Modellerinin Bileşimi

Konu başlığından da anlaşıldığı gibi, bu model adaptif beklentiler modeli ile kısmi (stok) uyarlama modelinin birleştirilmesinden oluşmaktadır. Şimdi bu birleşmenin basamaklarını inceleyelim;

Y_t yerine kısmi uyarlama modelinde, Y_t^* yani Y_t'nin *istenen değeri* kullanılmıştı;

$$Y_t{}^* = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \qquad (3.28)$$

Adaptif beklentiler modelinde ise X_t yerine, X_t^* yani X_t'nin *beklenen değeri* kullanılmıştı;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t \qquad (3.32)$$

Her ne kadar Y'nin istenen, X'in de beklenen değerleri alınsa da, her iki teriminde gelecekteki düzeyleri düşünülmektedir (kastedilmektedir). Şimdi istek ve beklentileri aynı modelde birleştirerek yazarsak, şu modeli elde etmiş oluruz;

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t \qquad (3.40)$$

Oluşan yeni model de Y'nin istenen düzeyi, X'in beklenen düzeyine bağlıdır (Koutsoyannis, 1977: 315).

Kısmi uyarlama tezi eşitlik (3.29)'da ve adaptif beklentiler hipotezi ise eşitlik (3.33)'te şu şekilde verilmişti;

$$Y_t - Y_{t-1} = \varphi\left(Y_t{}^* - Y_{t-1}\right) + u_t \qquad 0 \le \varphi \le 1 \qquad (3.29)$$

$$X_t^* - X_{t-1}^* = \gamma\left(X_t - X_{t-1}^*\right) + u_t \qquad 0 \le \gamma \le 1 \qquad (3.33)$$

Şimdi model (3.40)'taki Y_t^*'ı kısmi uyarlama tezinden ve X_t^*'ıda adaptif beklentiler hipotezinden alarak yerine koyalım. Çözümleme sonucunda şu bileşik modeli elde ederiz;

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_0\varphi\gamma + \beta_1\varphi\gamma X_t + [(1-\gamma)+(1-\varphi)]Y_{t-1} - [(1-\varphi)(1-\gamma)]Y_{t-2} \\ &\quad + [\varphi u_t - \varphi(1-\gamma)u_{t-1}] \end{aligned} \tag{3.41}$$

veya kısaca şu şekilde gösterilebilir;

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 Y_{t-1} - a_3 Y_{t-2} + v_t \tag{3.42}$$

elde edilir. Bu modelde kısaltmalar ise şu şekildedir;

$$a_0 = \beta_0\theta\gamma$$

$$a_1 = \beta_1\theta\gamma$$

$$a_2 = [(1-\gamma)+(1-\varphi)]$$

$$a_3 = [(1-\varphi)(1-\gamma)]$$

$$v_t = [\varphi u_t - \varphi(1-\gamma)u_{t-1}]$$

Model otoregresif bir modeldir. Model her ne kadar kısmi uyarlama modeli ve adaptif beklentiler modelinin bileşiminden ortaya çıksada, bu modellerde olmayan Y_{t-2} gibi ek bir değişkeni içermektedir. Friedman'ın sürekli gelir hipotezi, bu modele verilebilecek en iyi örnektir (Gujarati, 2001: 602). Simetrik olarak bulunduklarından dolayı φ ve γ parametrelerinin ayrı ayrı tahminleri mümkün değildir. Fakat buna karşılık $(\varphi+\gamma)$, $(\varphi\gamma)$, $[(1-\varphi).(1-\gamma)]$ ve $[(1-\varphi)+(1-\gamma)]$ bulunabilir olduklarından dolayı β_0 ve β_1 tahmin edilebilir (Koutsoyannis, 1977: 316).

3.2.1.5. Pascal Modeli (Pascal Gecikme Dizimi)

Bu model R. M. Solow tarafından 1960 yılında *"On Family of Lag Distrbutions"* adlı çalışmayla önerilmiştir. Geometrik gecikmeli modelin genelleştirilmiş bir şeklidir (Cargill ve Mayor, 1974: 1032). Modelde tartıların değeri istendiği gibi belirlenmektedir ve Pascal gecikmeli dağılımına bağlı olarak tanımlanmaktadır. Gecikmelerin dizilişi ise *"ters V"* biçimindedir.

Gecikmesi dağıtılmış model genel olarak şu şekildeydi;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + \dots\dots\dots\dots\dots + \beta_k \mathrm{X}_{t-k} + u_t \tag{3.1}$$

Model (3.1) şu şekilde yazılırsa;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta\left[W_0 X_t + W_1 X_{t-1} + W_2 X_{t-2} + \dots\dots\dots\dots + W_k X_{t-k}\right] + u_t \tag{3.43}$$

$$u \sim N\left(0, \sigma_u^2\right)$$

$\mathrm{W}_0, \mathrm{W}_1, \mathrm{W}_2, \dots\dots\dots\dots \mathrm{W}_k$ ağırlıkları Pascal gecikme modeline göre tanımlanmıştır;

$$W_i = \frac{(i + r - 1)!}{i!(r-1)!}(1-\lambda)^r \lambda^i \tag{3.44}$$

Burada i gecikme dönemi (i = 0, 1, 2, ………k) ve r isteğe bağlı olarak seçilmiş pozitif bir tamsayıdır.

Model şu şekildedir;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta(1-\lambda)^r \left[\mathrm{X}_t + r\lambda \mathrm{X}_{t-1} + \frac{r(r+1)}{2!}\lambda^2 \mathrm{X}_{t-2} + \dots\dots\dots\dots\right] + u_t \tag{3.45}$$

Modelde r =1 olarak alınırsa, $W_i = (1-\lambda)^r \lambda^i$'dir ve Pascal modeli geometrik gecikmeli bir modeldir. Eğer r =2, 3, 4,…….k ise (yani r>1) *"ters V"* şeklindeki gecikmeli dağılımı bulunur. Modelde r değeri büyüdükçe, parametrelerin tahmin sorunu da o denli karmaşıklaşır. Parametrelerin tahmininde bazı formüller geliştirilmiştir, fakat bu yöntemler uygulamada pek başarılı sonuçlar vermemiştir (Koutsoyannis, 1977: 318).

3.2.1.6. Gecikmesi Rasyonel Dağıtılmış Model

D. Jorgenson tarafından 1966 yılında ileri sürülen modele göre; Pascal gecikmeli modelinin (eşitlik (1.45)) r =2 için değeri alınırsa;

$$Y_t = \alpha + \beta(1-\lambda)^2\left[X_t + 2\lambda X_{t-1} + 3\lambda^2 X_{t-2} + 4\lambda^3 X_{t-3} + ...\right] + u_t \qquad (3.46)$$

olur. Bir dönem gecikmesi alınıp (-2λ) ile çarpılırsa;

$$-2\lambda Y_{t-1} = -2\lambda\alpha + \beta(1-\lambda)^2\left[-2\lambda X_{t-1} + 4\lambda^2 X_{t-2} + 6\lambda^3 X_{t-3} + ...\right] - 2\lambda u_{t-1} \qquad (3.47)$$

ve aynı modelin bir de iki dönem gecikmesi alınıp λ^2 ile çarpılırsa;

$$\lambda^2 Y_{t-2} = \lambda^2\alpha + \beta(1-\lambda)^2\left[\lambda^2 X_{t-2} + 2\lambda^3 X_{t-3} + 3\lambda^4 X_{t-4} + ...\right] + \lambda^2 u_{t-2} \qquad (3.48)$$

Model (3.45), (3.46) ve (3.47) toplanarak şu model elde edilir;

$$Y_t = \alpha(1-\lambda)^2 + \beta(1-\lambda)^2 X_t + 2\lambda Y_{t-1} - \lambda^2 Y_{t-2} + \left[u_t - 2\lambda u_{t-1} - \lambda^2 u_{t-2}\right] \qquad (3.49)$$

Son model r'nin pozitif herhangi bir tamsayı değerine göre genelleştirilirse;

$$Y_t = \binom{r}{1}(\lambda)Y_{t-1} + \binom{r}{2}(\lambda)^2 Y_{t-2} + ...+ \binom{r}{r}(-\lambda)rY_{t-r} = \alpha(1-\lambda)^r + \beta(1-\lambda)^r X_t +$$

$$\left[u_t + \binom{r}{1}(-\lambda)^{-1}u_{t-1} + ...+ \binom{r}{r}(-\lambda)^r u_{t-r}\right] \qquad (3.50)$$

olur. Modeli genel olarak şu şekilde de yazabiliriz;

$$Y_t = \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 Y_{t-2} + ...+ \delta_r Y_{t-r} = \alpha + \beta_0 X_t + \left[u_t + \delta_1 u_{t-1} + ...\right] \qquad (3.51)$$

Diğer modellerde de olduğu gibi, bu model de, Y'nin gecikmeli değerlerini içermektedir (Koutsoyannis, 1977: 318 – 319).

3.2.1.7. Geometrik Gecikmeli Model ve Polinom Gecikmeli Modelin Birleşimi

Model, geometrik gecikmeli model ile polinom gecikmeli modelin bileşiminden oluşmaktadır. Geometrik gecikmeli modelin tartıları (ağırlıkları) şu şekilde yazılabilir;

$$\beta_i = \left(a_0 + a_1 i + ...a_p i_p\right)\lambda^i \qquad \left(0 < \lambda < 1\right) \tag{3.52}$$

Dağılımın gecikmeli katsayıları, başta polinom gecikmeli modeli andırmasına rağmen sonlarına doğru geometrik gecikmeli model daha hâkimdir. Bu modelde, polinom gecikmeli modeldeki gibi, maksimum gecikme uzunluğunun araştırılmasına gerek yoktur. Bu yüzden öncelikle polinomun derecesine karar verilmelidir. Modelin geometrik gecikmeli modele daha da yaklaşması için ($a_0 = a_1 = a_2 = ... = a_p$) olması gerekir. Bu durumda parametrelerin tahmini geometrik gecikmeli modelde olduğu gibi tahmin edilebilir.

Şu şekilde bir model ele alınırsa;

$$\mathrm{Y}_t = a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + \mu_0^0 \lambda^t + \mu_1^0 \lambda^t + \mu_2^0 \lambda^t + \varepsilon_t \tag{3.53}$$

$$Z_{0t} = \sum_{i=0}^{t-1} \lambda^i \mathrm{X}_{t-1}$$

$$Z_{1t} = \sum_{i=0}^{t-1} i\lambda^i \mathrm{X}_{t-1} \tag{3.54}$$

$$Z_{2t} = \sum_{i=0}^{t-1} i^2 \lambda^i \mathrm{X}_{t-1}$$

Bu modelde λ, 0–1 aralığında hataların karelerini minimum yapan değerlerinin araştırılması ile, EKK metoduyla tahmin edilebilir (Greene, 1997: 575 – 576).

3.2.2. Sonlu Gecikmesi Dağıtılmış Modellerin Tahmini

Buraya kadar sonsuz gecikmesi dağıtılmış modeller incelendi. Bu bölümde ise sonlu gecikmesi dağıtılmış modeller ele alınacaktır. Sonlu gecikmesi dağıtılmış modeller; en küçük kareler yöntemi, gecikmeli değişkenlerin tartılarına isteğe bağlı değerler vererek tahmin yöntemi, Almon'un polinom gecikmeli modeli, sınırlandırılmış en küçük kareler yöntemi ve Shiller'in ön izleme düzeltmesi yöntemleridir.

3.2.2.1. En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi

Açıklayıcı değişken X'in hata payından bağımsız yani stokastik varsayımı altında α ve β en küçük kareler (EKK) parametreleri, en iyi eğilimsiz tahmincilerdir. Bu yüzden gecikmesi dağıtılmış modellerde teknik olarak bu yöntem uygulanmaktadır. Fakat bu uygulamalarda bazı problemlerle karşılaşılabilir. Bu problemleri şu şekilde özetleyebiliriz (Lardaro, 1993: 546 – 547);

i. Modelde eğer çok fazla gecikmeli değişken varsa, bu durum parametrelerin eğilimli ve tutarsız tahmin edilmelerine sebep olabilir. X'in cari ve gecikmeli değerleri arasındaki korelasyon nedeniyle çoklu doğrusallık problemleriyle karşı karşıya kalınabilir. Çoklu doğrusallık nedeni ile t istatistikleri olduğundan daha düşük çıkabilir. Modelin gecikme sayısı t istatistiğine göre belirlenecek olur ise, model kapsamına alınacak gecikme sayısı tahminlerden az olur.

ii. Eğer gözlem sayısı (n) az ve gecikme uzunluğu (k) oldukça büyük ise, parametreler tahmin edilemeyebilir. Hesaplamalara her bir gecikmeli X değeri dahil edildiğinde, bir serbestlik derecesi kaybedilmektedir. Bu yüzden gecikme uzunluğu gözlem sayısından büyükse, hesaplamalarda yeteri kadar serbestlik derecesi olmadığından, istatistiki test ve güven aralıkları sağlıksız olur.

Gecikmesi dağıtılmış modellerin EKK ile tahmininde ortaya çıkan ve yukarıda bahsedilen bu problemleri aşmak için çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemlerde, parametrelere sınırlamalar getirmek, gecikmeli değişkenlerin doğrusal birleşimlerinden yeni değişkenler türetmek veya gecikmeli değişken sayılarını azaltmak, amaçları için çalışmalar yapılmıştır.

3.2.2.2. İsteğe Bağlı Değerler Vererek Tahmin Yöntemi

Bu yöntemde X gecikmeli değişkenlere, ağırlık (tartı) olarak isteğe bağlı değerler verilerek bu değişkenlerin doğrusal bileşimlerinden yeni değişkenler (W) türetilmektedir. Bu yöntemde araştırmacılar, sadece aşağıda bahsedeceğimiz ağırlıkların yapısı hakkında karar vermezler. Aynı zamanda gecikmeli değişkenlerin ağırlıklarına da (W) sayısal değerler verirler. Daha sonra çeşitli W'ler türetirler ve her bir W_i'yi tek bağımsız değişken olarak alan değişkenlerle denemeler yaparlar. Örneğin;

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Y}_t &= a_0 + a_1 W_{1t} + u_t \\
\mathrm{Y}_t &= a_0 + a_1 W_{2t} + u_t \qquad (3.55) \\
\mathrm{Y}_t &= a_0 + a_1 W_{3t} + u_t
\end{aligned}
$$

Bu alternatif modeller arasından seçimi ise, istatistiki kriterlere göre (yani uyum iyiliği ve tahminin standart hatalarının büyüklüklerine göre) yapar.

Gecikmeli değişkenlerin katsayılarına isteğe bağlı değerler vererek tahmin yönteminde, azalan ağırlıklı gecikmeli dizim, eşit ağırlıklı gecikmeli dizim ve "ters V" şeklinde (önce artan sonra azalan) gecikmeli dizim olmak üzere üç yöntem kullanılır (Koutsoyannis, 1977: 297 – 299).

i. *Azalan Ağırlıklı Gecikmeli Dizim;*

Birbirini takip eden X değişkenlerinin, Y üzerindeki etkisinin, geçmiş dönemlere gidildikçe azaldığı varsayılır. Genel olarak şu şekilde gösterilir;

$$W_{1t} = W_0 X_t + W_1 X_{t-1} + W_2 X_{t-2} + ...+ W_k X_{t-k} \qquad (3.56)$$

$$W_0 > W_1 > W_2 > ....W_k$$

Gecikme sayısı 5'i (k=5) örnek olarak vermek gerekirse;

$$W_{1t} = 1/3\,X_t + 1/5\,X_{t-1} + 1/7\,X_{t-2} + 1/9X_{t-3} + 1/11X_{t-4} + 1/13X_{t-5} \qquad (3.57)$$

ii. *Eşit Ağırlıklı Gecikmeli Dizim;*

Birbirini takip eden X değişkenlerinin, Y üzerindeki etkisinin, aynı olduğu kabul edilir. Örneğin (k=5) için;

$$W_{2t} = 1/5\,X_t + 1/5\,X_{t-1} + 1/5\,X_{t-2} + 1/5X_{t-3} + 1/5X_{t-4} + 1/5X_{t-5} \qquad (3.58)$$

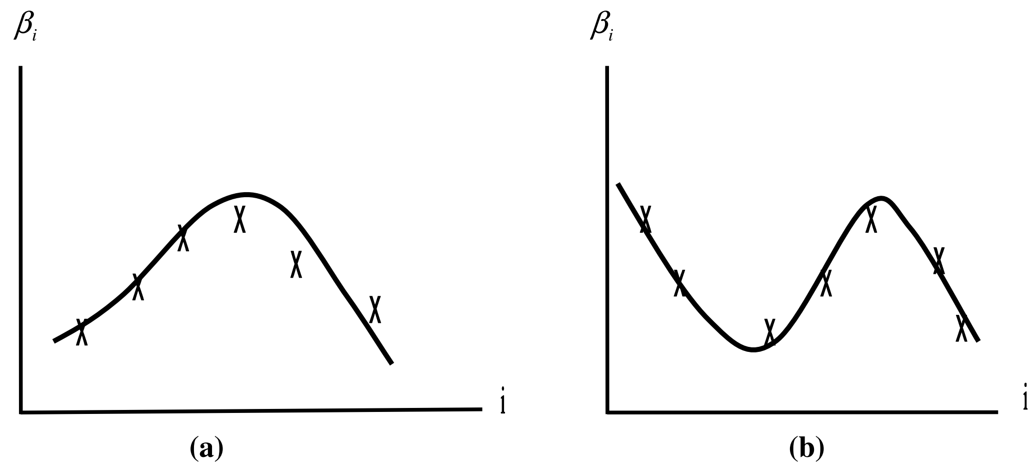
iii. *''Ters V'' Biçiminde (Önce Artan Sonra Azalan Ağırlıklı) Gecikmeli Dizim;*

Birbirini takip eden X değişkenlerinin, Y üzerindeki etkisinin, önce artmakta ve sonra azalmakta olduğu kabul edilir. Örneğin (k=5) için;

$$W_{2t} = 1/11\,X_t + 1/9\,X_{t-1} + 1/7\,X_{t-2} + 1/5X_{t-3} + 1/8X_{t-4} + 1/10X_{t-5} \qquad (3.59)$$

3.2.2.3. Almon Çok Terimli Gecikme Modeli (Polinom Gecikmeli Model)

Koyck modeli β'lar sürekli azaldığından dolayı, farklı olabilecek diğer birçok durumları göz ardı etmektedir. Örneğin şekil 3.3'teki gibi β'lar önce artıp sonra azalabilir veya önce azalıp sonra artabilir.



Şekil 3.3. ALMON Çok Terimli Gecikme Şeması

S. Almon (1965: 178 – 196) bu olasılıkları kapsayacak şekilde ve matematikte *Weierstrass Teoremi*[3] olarak bilinen teoremden de yararlanarak, modeli ortaya koymuştur. Modelde β değerleri i'nin (gecikmenin) belli bir derecedeki fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Genel olarak sonlu gecikmesi dağıtılmış modeli şu şekilde ifade etmiştik;

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_k X_{t-k} + u_t \qquad (3.1)$$

Bunu kısaca şu şekilde de yazabiliriz (Amemiya, 1985: 178);

[3] Teorem B. Bolzano tarafından ortaya atılmış ve teoremin tam ispatı K. Weierstrass tarafından yapılmıştır. Bu yüzden teorem Bolzano – Weierstrass teoremi olarakta bilinir.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{k} \beta_i X_{t-i} + u_t \tag{3.60}$$

β_i ’leri şu şekilde tahmin edebiliriz, örneğin gecikme dizini şekil 3.3 (a)’daki gibi ise;

$$\beta_i = c_0 + c_1 i + c_2 i^2 \tag{3.61}$$

Burada karşımıza ikinci dereceden bir polinom çıkmaktadır. Gecikme dizini şekil 3.3 (b)’deki gibi ise;

$$\beta_i = c_0 + c_1 i + c_2 i^2 + c_3 i^3 \tag{3.62}$$

Bu da üçüncü dereceden bir polinomdur. Şimdi β_i ’lerin tahminini genel olarak yazacak olursak;

$$\beta_i = c_0 + c_1 i + c_2 i^2 + c_3 i^3 ....c_m i^m \tag{3.63}$$

i’nin m’inci derecedeki değeri şeklinde bir polinoma ulaşmış oluruz. m’nin k’dan (maksimum gecikme uzunluğu) daha küçük olduğu varsayılır. Eşitlik (3.63)’te c’ler ve polinomun derecesi m’ler bilinirse, β ’nın da yaklaşık değeri bulunmuş olur.

Almon modelinin nasıl işlediğini açıklamak için β ’ların şekil 3.3 (a)’daki örüntüye uyduğunu, yani ikinci derecede bir polinom olduğu durumu ele alalım. Eşitlik (3.63), eşitlik (3.60)’daki yerine konulursa;

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{k} \left(c_0 + c_1 i + c_2 i^2\right) X_{t-i} + u_t \tag{3.64}$$

veya daha açık yazarsak;

$$Y_t = \alpha + c_0 \sum_{i=0}^{k} X_{t-i} + c_1 \sum_{i=0}^{k} i X_{t-i} + c_2 \sum_{i=0}^{k} i^2 X_{t-i} + u_t \tag{3.65}$$

Burada şu kısaltmaları yaparsak;

$$A_{0t} = \sum_{i=0}^{k} X_{t-i}$$

$$A_{1t} = \sum_{i=0}^{k} iX_{t-i} \tag{3.66}$$

$$A_{2t} = \sum_{i=0}^{k} i^2 X_{t-i}$$

Bu kısaltmalarla eşitliği yeniden yazarsak;

$$Y_t = \alpha + c_0 A_{0t} + c_1 A_{1t} + c_2 A_{2t} + u_t \tag{3.67}$$

biçimindeki denklemi elde ederiz.

Modelde Y, X değişkenleri ile değil, oluşturulan A değerleri ile regrese edilir. c'ler (3.67) eşitliğinden bir kez tahmin edildiğinde, ilk baştaki β'larda (3.65)'teki eşitlikten şu şekilde tahmin edilebilir (Gujarati, 2001: 614 – 615);

$$\tilde{\beta}_0 = \tilde{c}_0$$

$$\tilde{\beta}_1 = \tilde{c}_0 + \tilde{c}_1 + \tilde{c}_2$$

$$\tilde{\beta}_2 = \tilde{c}_0 + 2\tilde{c}_1 + 4\tilde{c}_2$$

$$\tilde{\beta}_3 = \tilde{c}_0 + 3\tilde{c}_1 + 9\tilde{c}_2$$

…………………………..

$$\tilde{\beta}_k = \tilde{c}_0 + k\tilde{c}_1 + k^2\tilde{c}_2 \tag{3.68}$$

Modelin uygulamasında öncelikle şu üç sorunu çözmeliyiz (Gujarati, 2001: 615 – 616);

i. Öncelikle gecikmenin maksimum uzunluğunu (k) önceden belirlemeliyiz.

ii. En uzak uzunluğu k'yı belirledikten sonra, m'yi yani çokterimlinin derecesini saptamamız gerekir. Polinom derecesi, her bükülme (maksimum veya minimum noktaları) sayısından bir fazladır veya en az bir fazladır. Örneğin şekil 3.3 (a)'da bir dönüm noktası olduğu için ikinci dereceden polinom iyi bir yaklaştırma olacaktır. Ancak unutulmamalıdır ki bükülme noktaları önceden bilinemez, dolayısıyla k'nın ve m'nin belirlenmesi büyük ölçüde özneldir. Bu yüzden k'nın ve m'nin belirlenmesi araştırmacıların keyfiyetine kalmıştır. Araştırmacılar uygun olan bir gecikme sayısını kendileri belirlerler. Örneğin polinomun ikinci dereceden mi yoksa üçüncü dereceden mi olması konusunda tereddüt edildiğinde genellikle A_{3t}'nin regresyon tahmin sonucuna bakılır. Burada c_2 istatistiği anlamlı, fakat c_3 istatistiği anlamsız ise ikinci dereceden polinomun iyi bir yaklaşım sağladığını varsayabiliriz (Akın, 2002: 670 – 671). Gecikme sayısı ve polinom derecesinin tahmin edilmesi için kullanılan yöntemler daha sonraki bölümlerde anlatılacaktır.

iii. k ve m belirlendikten sonra eşitlik (3.66)'daki A değerlerini belirleyebiliriz. Örneğin m=2 ve k=4 olduğunda A'lar şu şekilde olur;

$$A_{0t} = \sum_{i=0}^{4} X_{t-i} = \left(X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} + X_{t-4}\right)$$

$$A_{1t} = \sum_{i=0}^{4} iX_{t-i} = \left(X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3} + 4X_{t-4}\right) \tag{3.69}$$

$$A_{2t} = \sum_{i=0}^{4} i^2 X_{t-i} = \left(X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3} + 16X_{t-4}\right)$$

Almon modelinde özellikle polinom derecesi 2'yi aştığında, A değişkenleri arasında çoklu doğrusallık problemi ile karşılaşılabilir. Oluşabilecek bu çoklu doğrusallık nedeni ile c'lerin standart hataları olduğundan büyük çıkabilir (Akın, 2002: 671).

Almon modeli matrisler yardımı ile de çözülebilir (Greene, 1997: 553). H matrisi eşitlik (3.63)'deki β katsayılarından oluşan bir matristir ve şu şekilde gösterilir;

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & .... & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & .... & 1 \\ 1 & 2 & 2^2 & 2^3 & .... & 2^j \\ .... & .... & .... & .... & .... & .... \\ 1 & i & i^2 & i^3 & .... & i^j \end{bmatrix} \tag{3.70}$$

Y = XHa+ ε şeklinde model kurulur. Modeli Y = Za+ ε şeklinde yazabiliriz. (Burada Z = XH'dir.) Modelin parametreleri;

$$\hat{a} = [Z'Z]^{-1} Z'y \tag{3.71}$$

$\hat{\beta} = H\alpha$ denkleminden de β'lar elde edilir.

3.2.2.3.1. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme uzunluğunun belirlenmesi üç başlık altında incelenecektir.

i. Akaike Bilgi Kriteri ve Schwartz Bayesian Kriteri

Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bayesian Kriteri (SBC), model seçiminde ve modellerin uygunluğuna karar vermede sıkça kullanılırlar (Kutlar, 2000: 44 – 46). Akaike Bilgi Kriteri (AIC);

$$\text{AIC}= T \ln \hat{\sigma}^2 + 2n \tag{3.72}$$

Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) ise;

$$\text{SBC}= T \ln \hat{\sigma}^2 + n \ln(T) \tag{3.73}$$

T = Kullanılabilir gözlem sayısı,

n = Tahmin edilen parametre sayısı,

$\hat{\sigma}^2 = \dfrac{KKT}{T-n} = \sigma^2$ 'nin en yüksek olabilirlik tahmini veya modele ilişkin hata paylarının varyansı,

KKT = Kalıntıların kareleri toplamıdır.

Model seçiminde dolayısıyla uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC ve SBC için istenilen en ideal değer, mümkün olan en küçük değerdir. Çeşitli modeller için AIC veya SBC değerleri bulunur, bunlar içerisinde hangi model en küçük AIC veya SBC değerini veriyorsa, o model en uygun model olarak seçilir. Modele ilave edilen her yeni bir açıklayıcı değişkenin, açıklayıcılık gücü ne kadar yüksekse, AIC veya SBC değerleri o kadar düşer (Kutlar, 2000: 46).

ii. Maksimum Gecikme Uzunluğu Bilindiği Zaman Gecikme Uzunluğunun Tahmini

Maksimum gecikme uzunluğu (M), genellikle aylık veya üçer aylık verilerle çalışıldığında çok büyük veya sonsuz, yıllık verilerle çalışıldığında ise düşük veya çok küçük kabul edilebilir (Thomas, 1997: 315). Gecikme uzunluğu için, eğer bir üst sınır biliniyorsa aşağıdaki aşamaları gösterilen yöntem izlenerek, bir seçim yapılır (Judge vd., 1988: 723).

a) Birinci aşamada Y_t'nin (X_t) değişkeni ile regresyonu bulunur. Daha sonra Y_t'nin (X_t ve X_{t-1}) değişkenleri ile regresyonu bulunur. İşleme bu şekilde (X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, …………, X_{t-M}) değişkenleri ile regresyonu bulununcaya kadar devam edilir.

b) Aşağıdaki modeller tahmin edilir;

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + u_t$$

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + u_t$$

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + u_t$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \beta_0 \mathrm{X}_t + \beta_1 \mathrm{X}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{X}_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_M \mathrm{X}_{t-M} + u_t \qquad (3.74)$$

c) Bütün modellerin düzeltilmiş R^2'leri ($\overline{R}^2$) hesaplanır;

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{\tilde{\sigma}_u^2}{\sum(\mathrm{Y}_t - \tilde{\mu}) / (n - M - 1)} \qquad (3.75)$$

Payda (n-M) gözlem kullanarak kurulan Y'nin örnek varyansıdır ve değeri bütün modeller için sabittir. Eşitlik (3.71)'de görüldüğü gibi, $\overline{R}^2$'nin en büyük olabilmesi için, hata teriminin varyansının tahmininin ($\tilde{\sigma}_u^2$) en küçük olmasına bağlıdır.

d) Son aşamada da elde edilen tüm $\overline{R}^2$'lere bakılarak, en büyük $\overline{R}^2$'li model, en iyi gecikme uzunluğu ifadesini verdiğinden dolayı seçilir.

Gecikme uzunluğunun seçimini $\overline{R}^2$'ye göre yapan bu yöntemde, şu hususun da göz önünde bulundurulması gerekir (Genceli, 2001: 546);

Bu yöntem, modellerden birinin doğru model olduğu varsayımına dayanır. Fakat $\overline{R}^2$'si en yüksek olan model, istenen doğru model olmayabilir.

iii. Gecikme Uzunluğunun Çapraz Korelasyon Fonksiyonu Yardımı ile Tahmini

Çapraz korelasyon fonksiyonuna genelde zaman serisi analizlerinde başvurulur ve X değişkeninin gecikmelerinin Y ile ilgili olup olmadığına karar vermek için kullanılır. Y ve X'in durağan olması varsayımı altında bu fonksiyon, X'in gecikmeli değerleri ile Y_t arasında farklı korelasyon katsayılarından meydana gelir. X ve Y arasındaki çapraz korelasyon (ρ_{xy}) şu şekilde gösterilebilir (Lardaro, 1993: 550 – 551);

$$\rho_{xy}(i) = E\left[(X_t - M_x)(Y_{t-i} - M_y)\right] / (\sigma_x \sigma_y) \qquad (3.76)$$

$i = 0, \pm1, \pm2, \pm3, \ldots\ldots\ldots\ldots$ için

ρ_{xy} = Ana kütle korelasyon katsayısı,

i = İncelenen periyodun sayısı (pozitif veya negatif değerler alabilir)

σ_x = X'in standart sapması,

σ_y = Y'in standart sapması,

Burada X'in, Y'nin bir tahmincisi olarak ifade edilebilmesi için, i'nin pozitif olması yani Y'nin gelecek değerlerinin, cari X değerleri ile korelasyonlu olması durumuna bağlıdır. i'nin sıfıra eşit olması durumunda ise eşitlik (3.76), X_t ve Y_t arasındaki doğrusal ilişkiyi verir. Günümüzde birçok istatistik paket programı işlevsel özellikleri içerisinde, çapraz korelasyon fonksiyonunun hesaplamalarını ve grafik çizimlerini bulundururlar.

3.2.2.3.2. Polinom Derecesinin Seçilmesi

Modelde maksimum gecikme uzunluğu q iken, eğer q. dereceden bir polinom kullanılıyorsa H matrisi bir kare matris olur. Bu durumda $\alpha = H^{-1}\beta$'dir ve (q+1) EKK tahmincisi, q. sıradaki polinoma tamamen uygun olur. Modelde bu düzeydeki katsayılar üzerinde hiçbir kısıtlama yoktur. Bu yüzden daha aşağıdaki polinomlar kısıtlamadan etkileneceklerdir. p* = q olmak üzere bir dizi test uygulayıp p*'a karar verilebilir. (p* = Polinom derecesi, q = Maksimum gecikme uzunluğu.) Polinom derecesinin testi için F dağılımı kullanılır (Godfrey ve Poskitt, 1975: 105 – 108);

$$F\left(p^*-p, T-p^*-1\right)=\frac{\left[e'e|p-e'e|p^*\right]/\left(p^*-p\right)}{e'e|p^*/\left(T-p^*-1\right)} \tag{3.77}$$

Hesaplanacak sonuç, F tablosundan bulunacak olan kritik değerden küçük ise, polinom derecesi en düşük p olarak kabul edilir. Yüksek dereceli bir polinomla çalışılırsa çoklu doğrusallık problemi ciddi bir hal alabilir (Maddala ve Vogel, 1971: 114)

3.2.2.4. Sınırlandırılmış En Küçük Kareler Yöntemi

Modelde n sayıda gecikme varsa örneğin, parametreler üzerine (n-p) şeklinde bir kısıtlama konulur. p. sıradaki kısıtlamalar genel olarak şu şekilde gösterilir (Greene, 1997: 556 – 557);

$$(1-L)^{p+1}\beta_i = 0 \tag{3.78}$$

$\delta_i = a_0 + a_{i-1} + a_{i-2}$ şeklindeki bir eşitlik ele alındığında, kısıtlamalar şu şekilde olur (Johnston, 1985: 355 – 356);

$$\begin{aligned} L\delta_i &= \delta_i - \delta_{i-1} \\ L^2 i &= (\delta_i - \delta_{i-1}) - (\delta_i - \delta_{i-1}) = \delta_i - 2\delta_{i-1} - \delta_{i-2} \\ L^3 i &= \delta_i - 3\delta_{i-1} + 3\delta_{i-2} - 2\delta_{i-3} \end{aligned} \tag{3.79}$$

Genel olarak üçüncü dereceden bir polinom için kısıtlamalar şu şekilde yazılabilir;

$$\delta_s - 4\delta_{s-1} + 6\delta_{s-2} - 4\delta_{s-3} + \delta_{s-4} = 0 \tag{3.80}$$

Burada kullanılan katsayılar *Pascal Üçgeninden* oluşur. Böylece polinom sınırlandırılmış EKK ile tahmin edilebilir.

Polinom küçük dereceli ise parametreler anlamsızlaşabilir, fakat polinom derecesinin büyük olduğu modellerde, yapılan tahmin ile gerçek değerler arasında çok büyük sapmalar olabilir (Greene, 1997: 555 – 557).

3.2.2.5. Shiller'in Ön İzleme Düzeltmesi

Bu metodda da diğer metodlardaki gibi en küçük kareler üzerine lineer bir kısıtlama konulur. Metodda elde edilen parametreler Almon modelinin parametre tahminlerine çok yakındır (Yerdelen, 2001: 44). Robert J. Shiller'in bu modelini şu şekilde açıklayabiliriz (Shiller, 1973: 775 – 787);

$$\mathrm{Y}_t = \sum \beta_i \lambda_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.81}$$

Burada X_t'nin zaman serisi olan Y_t'nin üzerine lineer dağıtılmış bir gecikme izlediğini düşünelim. Eşitlikte;

λ = Gecikme uzunluğu,

β_i = Gecikme katsayısı,

ε_t = Hata terimidir.

Y vektörü;

$$\mathrm{Y} = \{\mathrm{Y}_{t-n-1}, \mathrm{Y}_{t-n-2}, \mathrm{Y}_{t-n-3}, \ldots\ldots\ldots\ldots, \mathrm{Y}_t\} \tag{3.82}$$

X'in cari ve gecikmeli değerlerinden oluşan X matrisi;

$$\mathrm{X} = \begin{bmatrix} \mathrm{X}_{t-n+1} & \mathrm{X}_{t-n} & \ldots\ldots & \mathrm{X}_{t-n-\lambda+2} \\ \mathrm{X}_{t-n+2} & \ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots \\ \ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots \\ \mathrm{X}_t & \mathrm{X}_t & \ldots\ldots & \mathrm{X}_{t-\lambda+1} \end{bmatrix} \tag{3.83}$$

β vektörü;

$$\beta = \{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots\ldots, \beta_{\lambda-1}\} \tag{3.84}$$

u, β_i 'nin (d+1). dereceden farkı olmak üzere;

$$u = R_d \beta \tag{3.85}$$

veya,

$$R_d \beta + u = 0 \tag{3.86}$$

R_d matrisinin katsayıları tıpkı sınırlandırılmış EKK yönteminde olduğu gibi Pascal üçgenine uyar ve (λ-d-1 x λ) boyutunda bir matristir.

$$\begin{bmatrix} y \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X \\ R_d \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon \\ u \end{bmatrix} \tag{3.87}$$

$$\tilde{\mathrm{X}} = \begin{bmatrix} X \\ R_d \end{bmatrix}, \ \tilde{\mathrm{Y}} = \begin{bmatrix} \mathrm{Y} \\ 0 \end{bmatrix}$$

β 'nın EKK tahmincisini ise genel olarak şu şekilde hesaplayabiliriz;

$$\tilde{\beta} = \left(\frac{1}{\sigma^2} \mathrm{X'X} + \frac{1}{\lambda^2} R'_d \, R_d \right) \left(\frac{1}{\sigma^2} \mathrm{X'Y} + \frac{1}{\lambda^2} R'0 \right) \tag{3.88}$$

4. ALMON MODELİ İLE BİR TÜRKİYE UYGULAMASI

4.1. MATERYAL VE YÖNTEM

Çalışma hazır derlenmiş verilerden yararlanılarak yapılmıştır. Bu veriler analize uygun olduğunu düşündüğümüz çalışmalar neticesinde kurumsal değerlendirilmelerin sonucunda derlenmiş verilerdir. Çalışmada kullanılan GSMH, M1 ve M2 (para arzları), Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Sanayi Üretimi endeksi verileri, Aralık 1995 – Aralık 2006 dönemine ait üçer aylık gözlemlerden oluşmaktadır. Bu veriler TC. Merkez Bankası (TCMB)'nın internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) temin edilmiştir. M1, M2 ve GSMH verileri önce reel hale getirilmiş daha sonra ise logaritmaları ve farkları alınmıştır. Sanayi üretimi endeksinin ise sadece logaritması alınarak logaritması alınmış reel M2 ile analiz yapılmıştır.

Modelle ilgili uygulama çalışmasında kullanılan bu verilerin yanı sıra, teorik içeriği ele alırken de, ulusal ve uluslararası kitap, makale, araştırmalar vb. literatürden de yararlanılmıştır.

Ülkemizde ALMON modeli ile bugüne kadar yapılan çalışmalar ya mikroekonomik bazda yapılmıştır ya da tarımsal bir ürünün üretim ve fiyatı arasındaki ilişki ele alınmıştır. Bu çalışmada ise ALMON modeli kullanılarak oluşturulan farklı modellerle, GSMH ile M1, GSMH ile M2 ve Sanayi Üretimi ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkiler incelenmiştir. Analizler bilgisayar ortamında EViews5.0 paket programı yardımıyla yapılmış ve sonuçlar yorumlanmıştır.

Uygulamada kullanılacak modeller;

$$\Delta \ln\left(\frac{\mathrm{Y}_t}{\mathrm{P}_t}\right) = \sum_{i=0}^{k} \beta_i \Delta \ln\left(\frac{\mathrm{M1}_{t-i}}{\mathrm{P}_{t-i}}\right) + u_t \tag{4.1}$$

$$\Delta \ln\left(\frac{\mathrm{Y}_t}{\mathrm{P}_t}\right) = \sum_{i=0}^{k} \beta_i \Delta \ln\left(\frac{\mathrm{M2}_{t-i}}{\mathrm{P}_{t-i}}\right) + u_t \tag{4.2}$$

$$\ln SU_t = \alpha + \sum_{i=0}^{k} \beta_i \ln\left(\frac{M2_{t-i}}{P_{t-i}}\right) + u_t \tag{4.3}$$

Model (4.1)'de eşitliğin sol tarafı logaritması ve farkları alınmış reel GSMH'yı, sağ tarafı ise logaritması ve farkları alınmış reel M1'i göstermektedir. Model (4.2)'de eşitliğin sol tarafı yine logaritması ve farkları alınmış reel GSMH'yı, sağ tarafı ise logaritması ve farkları alınmış reel M2'yi göstermektedir. Model (4.3)'te ise eşitliğin sol tarafı logaritması alınmış Sanayi Üretimi Endeksi (SÜ)'ni, sağ tarafı ise logaritması alınmış reel M2'yi göstermektedir.

Modellerde GSMH ve SÜ bağımlı değişken olup, bağımsız değişkeni ise model (4.1)'de M1, diğer modellerde de M2 oluşturmaktadır. Açıklayıcı değişkenlerin (M1 ve M2) sadece bugünkü değerleri değil geçmiş dönemlere ait değerleri de bağımlı değişkeni (GSMH veya SÜ) etkilemektedir.

Her bir modele farklı farklı gecikme sayısı ve polinom derecesi uygulanarak, yeni modeller türetilmiş ve bunların içerisinden istatistiki yönden en iyisinin elde edilmesi yoluna gidilmiştir.

Eldeki veri setleri aynen kullanılarak bir de EKK yöntemi ile GSMH ile M1, GSMH ile M2 ve Sanayi Üretimi ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkiler tahmin edilmiş ve bu iki yöntemden hangisinin gecikmeli ilişkileri daha iyi açıkladığına karar verilmiştir.

4.2. BULGULAR

Tablo 4.1. ALMON Modeli ile GSMH ve M1 İlişkisinin Tahmini

Model:1 **k:2 m:1** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.287719	-1.249899	0.2186
PDL02	-0.464160	-1.704729	0.0960
Sum squared resid		2.313474	
Akaike info criterion		0.034196	
Schwarz criterion		0.116942	
Durbin-Watson stat		1.943352	

Model:2 **k:3 m:2** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.669808	-2.512720	0.0163
PDL02	-0.374646	-1.559869	0.1271
PDL03	0.581322	3.290177	0.0022
Sum squared resid		1.827647	
Akaike info criterion		-0.126324	
Schwarz criterion		-0.000941	
Durbin-Watson stat		2.189244	

Model:3 **k:4 m:2** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.198408	-0.727522	0.4715
PDL02	0.208808	1.511285	0.1392
PDL03	0.158152	1.562007	0.1268
Sum squared resid		2.085498	
Akaike info criterion		0.034005	
Schwarz criterion		0.160671	
Durbin-Watson stat		2.001792	

Model:4	**k:4 m:3**	(k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.199290	-0.777251	0.4421
PDL02	0.984729	2.846905	0.0072
PDL03	0.155924	1.637909	0.1102
PDL04	-0.231699	-2.420398	0.0207
Sum squared resid		1.793620	
Akaike info criterion		-0.066767	
Schwarz criterion		0.102121	
Durbin-Watson stat		2.076576	

Model:5	**k:5 m:3**	(k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.183432	-0.713741	0.4801
PDL02	0.717772	3.206204	0.0029
PDL03	0.173856	1.945404	0.0598
PDL04	-0.161706	-3.721144	0.0007
Sum squared resid		1.599746	
Akaike info criterion		-0.150711	
Schwarz criterion		0.019910	
Durbin-Watson stat		2.273738	

Tablo 4.1 incelendiğinde, oluşturulan 5 model içerisinde, GSMH ile M1 ilişkisini bize en iyi açıklayan modelin (Model 2) olduğu görülmektedir. Bu tür modellerin model seçiminde SBC değerleri AIC değerlerine göre daha fazla tercih edilir. İncelenen 5 model içerisinde bize en küçük SBC değerini -0.000941 ile Model 2 vermektedir. Model 2'de kullanılan gecikme sayısı 3, gözlem sayısı n=41 ve polinom derecesi ise 2'dir.

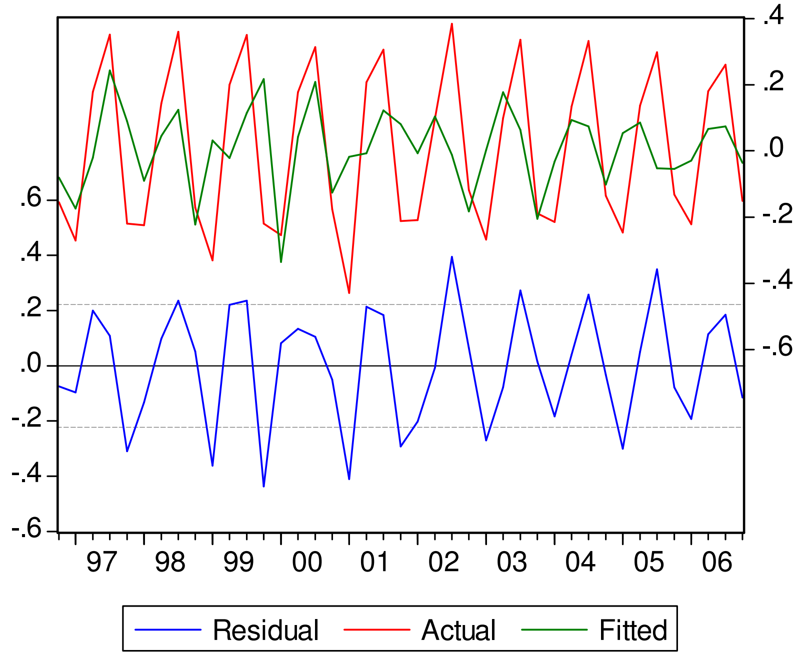
Modelde katsayıların işaretleri incelendiğinde, sadece 3 dönem önceki reel M1 (PDL03) değerinin, reel GSMH'yı pozitif yönde etkilediği görülmektedir. 1995:4 – 2006:4 döneminde reel M1 PDL01'de (bir önceki dönemde) 1 birim arttığında, reel GSMH 0,669808 azalmakta, PDL02'de (iki önceki dönemde) 1 birim arttığında 0,374646 azalmakta ve PDL03'te 1 birim arttığında ise reel GSMH 0,581322 artmaktadır.

t istatistiği değerleri 41 serbestlik derecesine sahip t tablo değerleri olan 2,021 ile karşılaştırıldığında, %95 güven düzeyinde, t istatistiğinin 1 ve 3 gecikmeli değerler için anlamlı olduğu görülmektedir. Olasılık (Prob.) değerlerinden de bu sonuç çıkarılabilir. %5 anlamlılık düzeyinde veya %95 güven aralığında sadece PDL02 değişkeninin anlamsız olduğu diğer değişkenlerin ise anlamlı olduğu görülmektedir. Bir başka deyişle, PDL02 dışındaki diğer değişkenler, bağımlı değişkeni açıklamakta anlamlıdırlar.

Tabloda model 1 ve model 3'ün katsayılarının %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamsız oldukları, model 4'te PDL02'nin %1 anlamlılık düzeyinde ve PDL04'ün %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı diğerlerinin anlamsız oldukları ve model 5'te PDL02 ve PDL04'ün %1 anlamlılık düzeyinde, PDL03'ün ise %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları diğerlerinin ise anlamsız oldukları görülmektedir.

Şekil 4.1. GSMH ve M1 İlişkisinin Grafiği

Model:2



GSMH ile M1 arasındaki ilişkinin tahminini en iyi veren model 2'nin grafiği yukarıda şekil 4.1'de verilmiştir.

Tablo 4.2. ALMON Modeli ile GSMH ve M2 İlişkisinin Tahmini

Model:1 **k:2** **m:1** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.140217	-0.602187	0.5504
PDL02	-0.222768	-0.562599	0.5768

Sum squared resid	2.529614
Akaike info criterion	0.123512
Schwarz criterion	0.206258
Durbin-Watson stat	1.983157

Model:2 **k:3** **m:2** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.747771	-2.246022	0.0306
PDL02	-0.336803	-0.941486	0.3524
PDL03	0.640825	2.249384	0.0304
Sum squared resid		2.043507	
Akaike info criterion		-0.014686	
Schwarz criterion		0.110697	
Durbin-Watson stat		2.135034	

Model:3 **k:4** **m:2** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.140598	-0.443720	0.6598
PDL02	0.218348	1.397598	0.1706
PDL03	0.107087	0.734725	0.4671
Sum squared resid		2.243711	
Akaike info criterion		0.107129	
Schwarz criterion		0.233795	
Durbin-Watson stat		1.981310	

Model:4 **k:4** **m:3** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.144697	-0.473948	0.6384
PDL02	1.252493	2.286991	0.0282
PDL03	0.107554	0.765889	0.4487
PDL04	-0.315937	-1.963938	0.0573
Sum squared resid		2.026583	
Akaike info criterion		0.055349	
Schwarz criterion		0.224237	
Durbin-Watson stat		2.077983	

Model:5	**k:5 m:3**	(k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
PDL01	-0.147909	-0.496145	0.6229
PDL02	0.904672	2.969862	0.0054
PDL03	0.184397	1.380755	0.1761
PDL04	-0.199822	-2.838698	0.0075
Sum squared resid		1.783455	
Akaike info criterion		-0.042004	
Schwarz criterion		0.128618	
Durbin-Watson stat		2.194679	

Tablo 4.2 incelendiğinde, oluşturulan 5 model içerisinde, GSMH ile M2 ilişkisini bize en iyi açıklayan modelin (Model 2) olduğu görülmektedir. İncelenen 5 model içerisinde bize en küçük SBC değerini 0.110697 ile Model 2 vermektedir. Model 2'de kullanılan gecikme sayısı 3, gözlem sayısı n=41 ve polinom derecesi ise 2'dir.

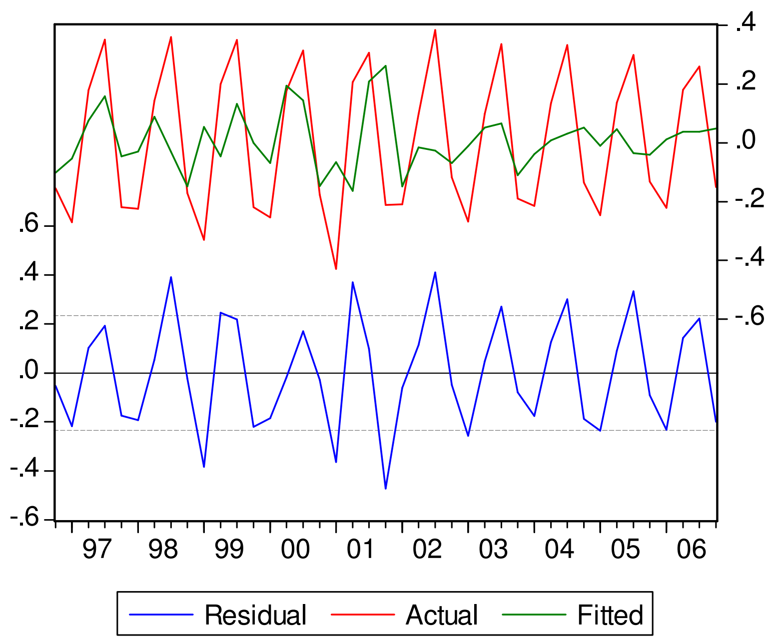
Modelde katsayıların işaretleri incelendiğinde, sadece 3 dönem önceki reel M2 (PDL03) değerinin, reel GSMH'yı pozitif yönde etkilediği görülmektedir. 1995:4 – 2006:4 döneminde reel M2 PDL01'de (bir önceki dönemde) 1 birim arttığında, reel GSMH 0.747771 azalmakta, PDL02'de (iki önceki dönemde) 1 birim arttığında 0.336803 azalmakta ve PDL03'te 1 birim arttığında ise reel GSMH 0.640825 artmaktadır.

t istatistiği değerleri 41 serbestlik derecesine sahip t tablo değerleri olan 2,021 ile karşılaştırıldığında, %95 güven düzeyinde, t istatistiğinin 1 ve 3 gecikmeli değerler için anlamlı olduğu görülmektedir. Olasılık (Prob.) değerlerinden de bu sonuç çıkarılabilir. %5 anlamlılık düzeyinde veya %95 güven aralığında sadece PDL02 değişkeninin anlamsız olduğu diğer değişkenlerin ise anlamlı olduğu görülmektedir. Bir başka deyişle, PDL02 dışındaki diğer değişkenler, bağımlı değişkeni açıklamakta anlamlıdırlar.

Tabloda model 1 ve model 3'ün katsayıların %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamsız oldukları, model 4'te PDL02'nin %1 anlamlılık düzeyinde ve PDL04'ün %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı diğerlerinin anlamsız oldukları ve model 5'te PDL02 ve PDL04'ün %1 anlamlılık düzeyinde, PDL03'ün ise %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları diğerlerinin ise anlamsız oldukları görülmektedir.

Şekil 4.2. GSMH ve M2 İlişkisinin Grafiği

Model:2



GSMH ile M2 arasındaki ilişkinin tahminini en iyi veren model 2'nin grafiği yukarıda şekil 4.2'de verilmiştir.

GSMH ile M1 ve GSMH ile M2 arasındaki ilişkilerin tahmin edildiği tablo 4.1 ve tablo 4.2'de sabit terim olmadığı için çoklu doğrusallık problemine bakmaya gerek yoktur.

Tablo 4.3. ALMON Modeli ile Sanayi Üretimi ve M2 İlişkisinin Tahmini

Model:1 **k:2 m:1** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.457344	138.8212	0.0000
PDL01	0.101782	7.636478	0.0000
PDL02	-0.244829	-1.888867	0.0662
Sum squared resid		0.323624	
Durbin-Watson stat		0.765565	
Akaike info criterion		-1.911962	
Schwarz criterion		-1.789087	
F-statistic (Prob)		30.32950 (0.000000)	

Model:2 **k:3 m:2** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.453592	131.2390	0.0000
PDL01	-0.155975	-1.081645	0.2862
PDL02	-0.391814	-2.535937	0.0154
PDL03	0.287351	2.022273	0.0502
Sum squared resid		0.302854	
Durbin-Watson stat		0.781266	
Akaike info criterion		-1.903822	
Schwarz criterion		-1.738330	
F-statistic (Prob)		19.59348 (0.000000)	

Model:3 **k:4 m:2** (k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.455726	120.5930	0.0000
PDL01	-0.136380	-1.140217	0.2615
PDL02	-0.059365	-1.653622	0.1067
PDL03	0.099859	1.658752	0.1056
Sum squared resid		0.317169	
Durbin-Watson stat		0.710895	
Akaike info criterion		-1.828894	
Schwarz criterion		-1.661716	
F-statistic (Prob)		16.53975 (0.000001)	

Model:4	**k:4 m:3**	(k: Gecikme sayısı m: Polinom derecesi)	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.451869	123.1892	0.0000
PDL01	-0.139657	-1.196030	0.2395
PDL02	0.473119	1.486498	0.1459
PDL03	0.101272	1.723227	0.0934
PDL04	-0.162160	-1.683251	0.1010
Sum squared resid		0.294028	
Durbin-Watson stat		0.806222	
Akaike info criterion		-1.855873	
Schwarz criterion		-1.646901	
F-statistic (Prob)		13.72780 (0.000001)	

Tablo 4.3 incelendiğinde, oluşturulan 4 model içerisinde, Sanayi Üretimi (SÜ) ile M2 ilişkisini bize en iyi açıklayan modelin (Model 1) olduğu görülmektedir. İncelenen 4 model içerisinde bize en küçük SBC değerini -1.789087 ile ve en yüksek F istatistiğini 30.32950 ile Model 1 vermektedir. Model 1'de kullanılan gecikme sayısı 2, gözlem sayısı n=43 ve polinom derecesi ise 1'dir.

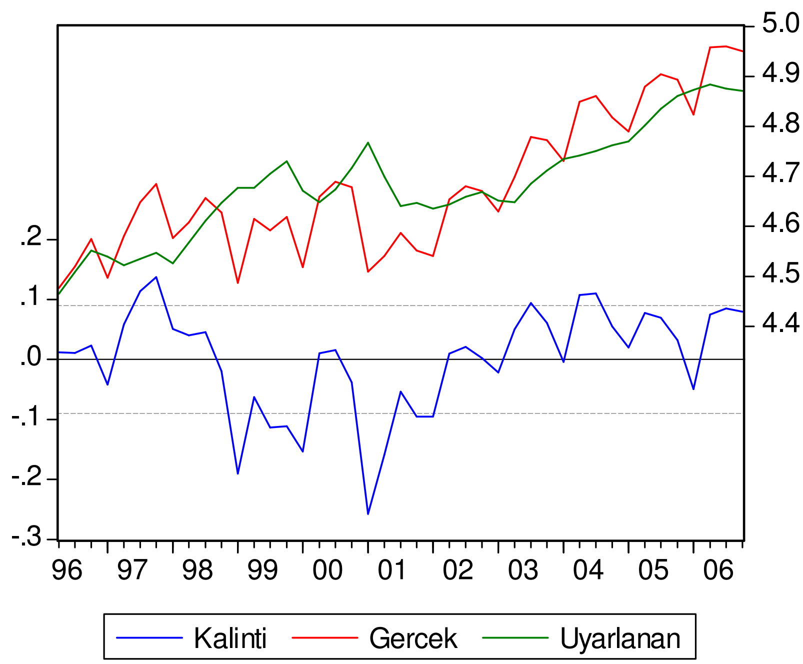
Modelde katsayıların işaretleri incelendiğinde, 2 dönem önceki reel M2 (PDL02) değerinin, SÜ'ni negatif yönde etkilediği görülmektedir. 1995:4 – 2006:4 döneminde reel M2 PDL01'de (bir önceki dönemde) 1 birim arttığında, SÜ 0,101782 artmakta, PDL02'de (iki önceki dönemde) 1 birim arttığında ise SÜ 0,244829 azalmaktadır.

t istatistiği değerleri 43 serbestlik derecesine sahip t tablo değerleri olan 2,021 ile karşılaştırıldığında, %95 güven düzeyinde, t istatistiğinin 1 gecikmeli değer için anlamlı olduğu görülmektedir. Olasılık (Prob.) değerlerinden de bu sonuç çıkarılabilir. %5 anlamlılık düzeyinde veya %95 güven aralığında PDL02 değişkeninin anlamsız olduğu diğer değişkenlerin ise anlamlı olduğu görülmektedir. Bir başka deyişle, PDL02 dışındaki diğer değişkenler, bağımlı değişkeni açıklamakta anlamlıdırlar.

Otokorelasyon için Durbin – Watson d istatistiğinin d=0,765565 olduğu görülmektedir. Tablo değerlerine bakıldığında[4] $0 < d < d_L$' dir. Yani *"pozitif ardışık bağımlılık yoktur"* hipotezi reddedilir. Yani ardışık bağımlılık vardır. ALMON modeli ile çalışıldığında otokorelasyon probleminin ortaya çıkması gayet doğaldır.[5] Fakat bu çalışmada parametre tahminleri ile ilgilenildiğinden dolayı bu problem göz ardı edilecektir. Otokorelasyon problemi ile tahmin edilen parametreler *"en iyi, doğrusal ve sistematik hatasız tahminci"* olma özelliklerini koruyacaklar, fakat olduklarından daha düşük değerlerde tahmin edilmiş olacaklardır.

Şekil 4.3. Sanayi Üretimi (SÜ) ve M2 İlişkisinin Grafiği

Model:1



---

[4] DW Tablo değerleri; n=43, k=2, α =0,05 için d_L =1,43 ve d_U =1,615

[5] Daha ayrıntılı bilgi için bölüm 3.2.2.3'e bakınız.

GSMH ile M2 arasındaki ilişkinin tahminini en iyi veren model 1'in grafiği yukarıda şekil 4.3'de verilmiştir.

Tablo 4.4. EKK Metodu ile GSMH ve M1 İlişkisinin Tahmini

Model:1 **k:3** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DLM1	0.271668	0.743369	0.4620
DLM1(-1)	-0.625260	-1.728888	0.0922
DLM1(-2)	-0.507573	-1.402663	0.1691
DLM1(-3)	0.922108	2.540941	0.0154

Sum squared resid	1.825955
Akaike info criterion	-0.078470
Schwarz criterion	0.088708
Durbin-Watson stat	2.188451

Model:2 **k:4** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DLM1	0.258539	0.648979	0.5206
DLM1(-1)	-0.608757	-1.656027	0.1067
DLM1(-2)	-0.485732	-1.337711	0.1896
DLM1(-3)	0.908532	2.477123	0.0182
DLM1(-4)	0.487618	1.327495	0.1929

Sum squared resid	1.732568
Akaike info criterion	-0.051398
Schwarz criterion	0.159712
Durbin-Watson stat	2.039409

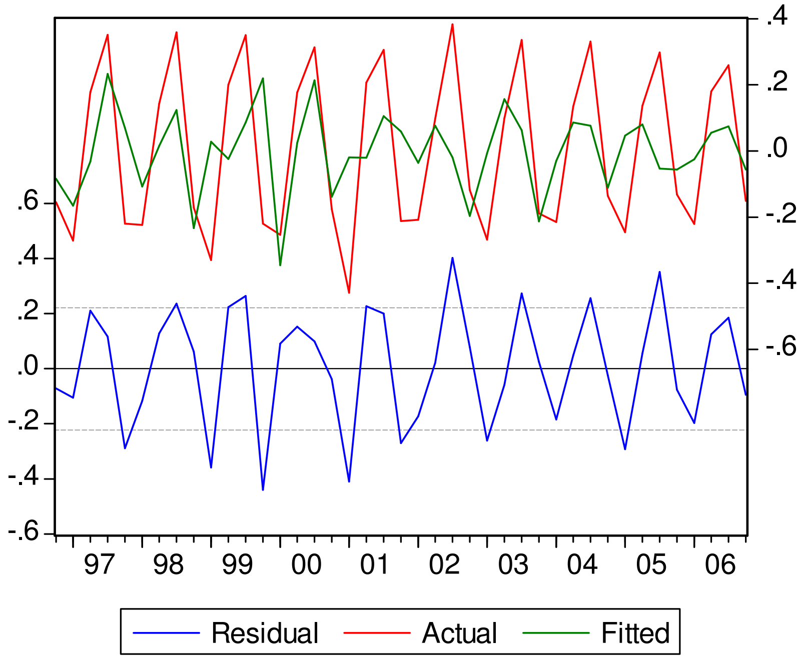
Model:3	**k:5**	(k: Gecikme sayısı)	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DLM1	0.354499	0.916354	0.3661
DLM1(-1)	-0.448698	-1.161520	0.2538
DLM1(-2)	-0.441903	-1.243002	0.2226
DLM1(-3)	0.862955	2.429665	0.0207
DLM1(-4)	0.465609	1.301853	0.2020
DLM1(-5)	-0.773389	-2.116405	0.0419
Sum squared resid		1.519922	
Akaike info criterion		-0.099333	
Schwarz criterion		0.156600	
Durbin-Watson stat		2.194263	

Tablo 4.4 incelendiğinde, oluşturulan 3 model içerisinde, GSMH ile M1 ilişkisini bize en iyi açıklayan modelin (Model 1) olduğu görülmektedir. İncelenen 3 model içerisinde bize en küçük SBC değerini 0.088708 ile Model 1 vermektedir. Model 1'de kullanılan gecikme sayısı 3 ve gözlem sayısı n=41'dir.

t istatistiği değerleri 41 serbestlik derecesine sahip t tablo değerleri olan 2,021 ile karşılaştırıldığında, %95 güven düzeyinde, t istatistiğinin sadece 3 gecikmeli değerler için anlamlı olduğu görülmektedir. Olasılık (Prob.) değerlerinden de bu sonuç çıkarılabilir. Tabloda model 2'de sadece DLM1(-3) ve model 3'te ise DLM1(-3) ile DLM1(-5) haricindeki tüm değerlerin %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamsız oldukları görülmektedir.

Şekil 4.4. EKK Metodu ile GSMH ve M1 İlişkisinin Grafiği

Model:1



EKK metoduyla GSMH ile M1 arasındaki ilişkinin tahminini en iyi veren model 1'in grafiği yukarıda şekil 4.4'te verilmiştir.

Tablo 4.5. EKK Metodu ile GSMH ve M2 İlişkisinin Tahmini

Model:1 **k:3** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DLM2	0.279828	0.552714	0.5838
DLM2(-1)	-0.898503	-1.739054	0.0903
DLM2(-2)	-0.293950	-0.570467	0.5718
DLM2(-3)	1.088947	2.194914	0.0345

Sum squared resid	2.035368
Akaike info criterion	0.030103
Schwarz criterion	0.197281
Durbin-Watson stat	2.132373

Model:2 **k:4** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DLM2	0.284989	0.535115	0.5960
DLM2(-1)	-0.869253	-1.631797	0.1117
DLM2(-2)	-0.306025	-0.573196	0.5702
DLM2(-3)	1.006485	1.896237	0.0662
DLM2(-4)	0.242164	0.473616	0.6387
Sum squared resid		2.018663	
Akaike info criterion		0.101433	
Schwarz criterion		0.312543	
Durbin-Watson stat		2.073111	

Model:3 **k:5** (k: Gecikme sayısı)

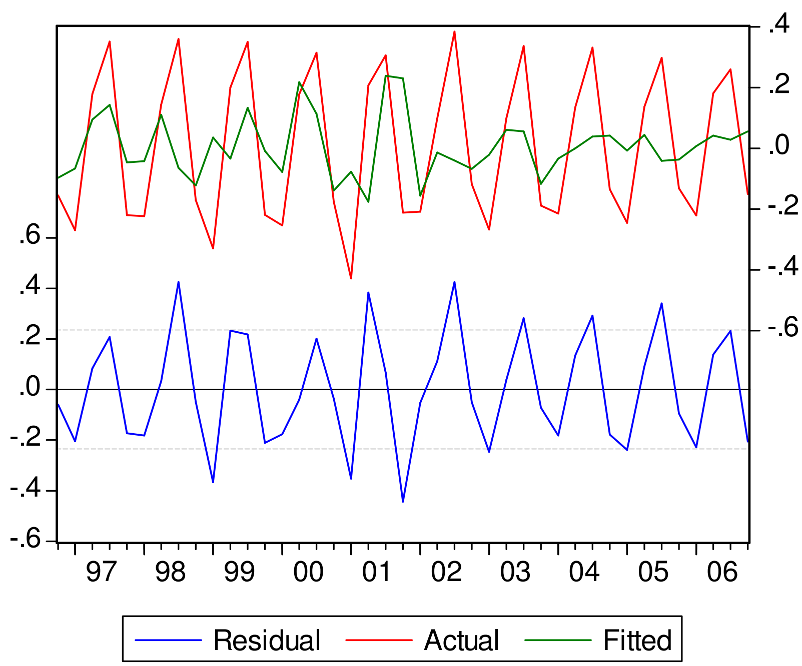
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DLM2	0.431479	0.823068	0.4164
DLM2(-1)	-0.713637	-1.362241	0.1823
DLM2(-2)	-0.332691	-0.647457	0.5218
DLM2(-3)	1.163571	2.274620	0.0296
DLM2(-4)	0.469690	0.927310	0.3605
DLM2(-5)	-1.085016	-2.159760	0.0382
Sum squared resid		1.731334	
Akaike info criterion		0.030900	
Schwarz criterion		0.286832	
Durbin-Watson stat		2.172032	

Tablo 4.4 incelendiğinde, oluşturulan 3 model içerisinde, GSMH ile M2 ilişkisini bize en iyi açıklayan modelin (Model 1) olduğu görülmektedir. İncelenen 3 model içerisinde bize en küçük SBC değerini 0.197281 ile Model 1 vermektedir. Model 1'de kullanılan gecikme sayısı 3 ve gözlem sayısı n=41'dir.

t istatistiği değerleri 41 serbestlik derecesine sahip t tablo değerleri olan 2,021 ile karşılaştırıldığında, %95 güven düzeyinde, t istatistiğinin sadece 3 gecikmeli değerler için anlamlı olduğu görülmektedir. Olasılık (Prob.) değerlerinden de bu sonuç çıkarılabilir. Tabloda model 2'de sadece DLM2(-3) %10 anlamlılık düzeyinde anlamlıyken, model 3'te ise DLM2(-3) ile DLM2(-5) haricindeki tüm değerlerin %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamsız oldukları görülmektedir.

Şekil 4.5. EKK Metodu ile GSMH ve M2 İlişkisinin Grafiği

Model:1



EKK metoduyla GSMH ile M2 arasındaki ilişkinin tahminini en iyi veren model 1'in grafiği yukarıda şekil 4.5'te verilmiştir.

Tablo 4.6. EKK Metodu ile Sanayi Üretimi ve M2 İlişkisinin Tahmini

Model:1 **k:3** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.421889	156.6869	0.0000
LM2	-0.175824	-1.053044	0.2991
LM2(1)	0.144390	0.572054	0.5707
LM2(2)	0.129330	0.507335	0.6149
LM2(3)	0.210031	1.249431	0.2194

Sum squared resid	0.203901
Durbin-Watson stat	1.218011
Akaike info criterion	-2.251816
Schwarz criterion	-2.044950
F-statistic (Prob.)	20.85181(0.000000)

Model:2 **k:4** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.395643	171.4783	0.0000
LM2	-0.248369	-1.707992	0.0965
LM2(1)	0.252890	1.145107	0.2599
LM2(2)	0.185570	0.838169	0.4076
LM2(3)	-0.423782	-1.913127	0.0639
LM2(4)	0.558010	3.801229	0.0006

Sum squared resid	0.143809
Durbin-Watson stat	1.410839
Akaike info criterion	-2.522279
Schwarz criterion	-2.271512
F-statistic (Prob.)	23.82739 (0.000000)

Model:3 **k:5** (k: Gecikme sayısı)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.387775	173.5668	0.0000
LM2	-0.252740	-1.835131	0.0755
LM2(1)	0.223770	1.066788	0.2938
LM2(2)	0.212185	1.000021	0.3246
LM2(3)	-0.376193	-1.784252	0.0836
LM2(4)	0.180011	0.852929	0.3998
LM2(5)	0.333711	2.367747	0.0239

Sum squared resid	0.121512
Durbin-Watson stat	1.502848
Akaike info criterion	-2.608743
Schwarz criterion	-2.313189
F-statistic (Prob.)	20.36298 (0.000000)

Tablo 4.6 incelendiğinde, oluşturulan 3 model içerisinde, Sanayi Üretimi (SÜ) ile M2 ilişkisini bize en iyi açıklayan modelin (Model 3) olduğu görülmektedir. İncelenen 3 model içerisinde bize en küçük SBC değerini -2.313189 ile Model 3 vermektedir. Model 3'te kullanılan gecikme sayısı 5 ve gözlem sayısı n=40 'tır.

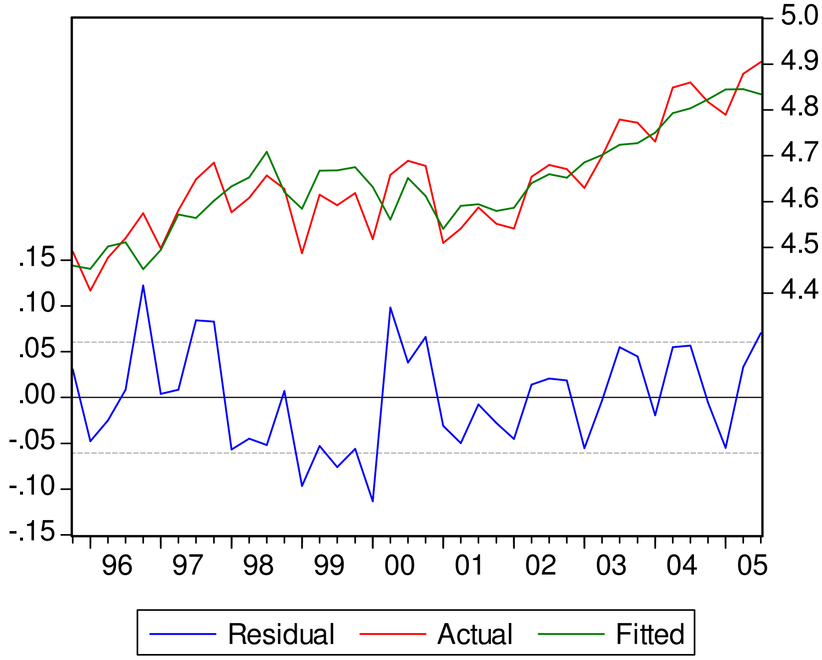
Modelde katsayıların işaretleri incelendiğinde, 1995:4 – 2006:4 döneminde reel M2 1 birim artınca SÜ 0.252740 birim azalmakta, LM2(1)'de 1 birim artınca 0.223770 birim artmakta, LM2(2)'de 1 birim artınca 0.212185 birim artmakta, LM2(3)'de 1 birim artınca 0.376193 birim azalmakta, LM2(4)'de 1 birim artınca 0.180011 birim artmakta ve LM2(5)'de 1 birim artınca 0.333711 birim artmaktadır.

t istatistiği değerleri 40 serbestlik derecesine sahip t tablo değerleri olan 2,021 ile karşılaştırıldığında, %95 güven düzeyinde, t istatistiğinin sadece LM2(5) (5 gecikmeli değer) için anlamlı olduğu görülmektedir. Olasılık (Prob.) değerlerinden de bu sonuç çıkarılabilir.

Otokorelasyon için Durbin – Watson d istatistiğinin d=1.502848 olduğu görülmektedir. Tablo değerlerine bakıldığında[6] $d_L < d < d_U$ ' dur. Bir başka deyişle d kararsız bölgededir.

Şekil 4.6. EKK Metodu ile SÜ ve M2 İlişkisinin Grafiği

Model:3



EKK metoduyla SÜ ile M2 arasındaki ilişkinin tahminini en iyi veren model 3'ün grafiği yukarıda şekil 4.6'da verilmiştir.

[6] DW Tablo değerleri; n=40, k=6, α =0,05 için d_L =1,75 ve d_U =1,54

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Ekonometri literatüründe uygulama ve test aşamalarında gecikmeli ilişkiler sıkça kullanılmakta ve gün geçtikçe gecikmesi dağıtılmış modellere daha fazla başvurulmaktadır. Bu çalışmada gecikmesi dağıtılmış modeller, sonlu ve sonsuz gecikmesi dağıtılmış modeller olarak ele alınmış ve modellerin genel tanımı, gecikmenin nedenleri ve modellerin tahmin yöntemleri üzerinde durulmuştur.

Bu çalışmada Türkiye'nin Aralık 1995 ve Aralık 2006 yılları arasındaki üçer aylık gözlemlerden oluşan GSMH, M1, M2, TÜFE ve Sanayi Üretimi (SÜ) verileri kullanılarak, GSMH – M1, GSMH – M2 ve SÜ – M2 aralarındaki gecikmeli ilişkilerin analizleri yapılmıştır. Analizler önce ALMON modeli metodu ile yapılmış ve parametre tahminlerinin farkını görmek için daha sonra EKK metodu ile de yapılmıştır. Parametre tahminleri arasındaki farklar grafiklerle de gözlemlenmeye çalışılmıştır.

GSMH ile M1 arasındaki ve GSMH ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkilerin incelenmesi için yapılan analizlerde, ALMON modeli ile tahmin yönteminin EKK tahmin yöntemine göre daha iyi sonuç verdiği görülmüştür. Buna rağmen SÜ ile M2 arasındaki gecikmeli ilişkilerin incelenmesi için yapılan analizde, EKK tahmin yönteminin ALMON modeli tahmin yöntemine göre daha üstün olduğu görülmüştür. Gecikmeli ilişkilerin analizleri için oluşturulan model (4.1) ve model (4.2)'nin, model (4.3)'e göre daha üstün oldukları gözlemlenmiştir.

Gecikmesi dağıtılmış modeller konusunda yurtiçi kaynakların yetersizliği nedeni ile genellikle yurtdışı kaynaklardan (kitap, makale vb.) yararlanılmıştır. Çalışmada ele alınan bu konunun bir başlık altında toplanması ve uygulama kısmının da ülkemizin makroekonomik verileri kullanılarak yapılması, bu çalışmayı özgünlük katan nedenler arasındadır.

1995 yılı son çeyreğinden önceki istatistiki verilere ulaşılamaması nedeniyle uygulamadaki analizlerin çok fazla veri ile çalışılamaması, bir eksiklik olarak nitelendirilebilir. Çalışmanın uygulama kısmında gözlem sayısının 45 (n = 45) olarak alınması yeterli görülmekle birlikte, yapılan tahminlerin güvenilirliği açısından biraz daha uzun olmasında yarar olabileceği düşünülmektedir.

K A Y N A K L A R

Akın, F., (2002), *Ekonometri,* **Ekin Kitabevi, Bursa.**

Akkaya, Ş. ve M. V. Pazarlıoğlu, (1998), *Ekonometri II,* **2. Baskı, Anadolu Matbaacılık, İzmir.**

Almon, S. (1965), "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica,* **33(1):178 – 196.**

Amemiya, T., (1985), *Advanced Econometrics,* **Harvard University Pres, Cambridge.**

Cagan, P., (1956), "The Monetary Dynamics of Hyper Inflations", in Friedman, Studies in the Quantitiy Theory of Money, Chicago University Pres, Aktaran *A. Koutsoyannis, a.g.e., s.313 – 315.*

Cargill, T. F. ve R. A. Meyer, (1974), "Some Time and Frequency Domain Distributed Lag Estimators: A Comperative Monte Carlo Study", *Econometrica,* **42(6):1031–1042.**

Chiang, A. C., *Matematiksel İktisadın Temel Yöntemleri,* **4. Baskı, Çev. Osman Aydoğuş, Muzaffer Sarımeşeli, Gazi Kitabevi, Ankara.**

Chow, G. C., (1983), *Econometrics,* **McGraw-Hill Book Company, New York, ABD.**

Darnell, A. C. (1994), *A Dictionary of Econometrics,* **Edward Elgar, Hants, England.**

Dikmen, N. "Koyck – Almon Yaklaşımı İle Tütün Üretimi ve Fiyat İlişkisi", 10 Ekim 2006. (http://www.ekonometridernegi.org/bildiriler/o16s1.pdf).

Franses, P. H., (2004), "Fifty Years since Koyck (1954)" *Statistica Neerlandica,* **58(4):381–387.**

Genceli, M., (2001), *Ekonometri ve İstatistik İlkeleri,* **Filiz Kitabevi, İstanbul.**

Greene, W. H. (1997), *Econometric Analysis,* **Prentice – Hall Inc., New Jersey, USA.**

Griliches, Z., (1967), "Distributed Lag: A Survey", *Econometrica,* **35(1):16–49.**

Godfrey, L. G. ve D. S. Poskitt (1975), "Testing the Restrictions of the Almon Lag Technique", *Journal of the American Statistical Association,* **70(349): 105 – 108.**

Gujarati, D. N. (2001), *Temel Ekonometri,* **2. Baskı, Çev. Ümit Şenesen Gülay Göktürk Şenesen, Literatür Yayınları:33, İstanbul.**

Güriş, S. ve E. Çağlayan, (2000), *Ekonometri Temel Kurallar,* **Der Yayınları:282, İstanbul.**

Hannan, E. J., (1965), "The Estimation of Relationships Involving Distributed Lag", *Econometrica,* **33(1):206–224.**

Heerde, H. J., P.S.H. Leeflang ve D. R. Wittink, "The Estimation of Pre- and Postpromotion Dips with Store – Level Scanner Data", 24 Eylül 2006. (http://som.eldoc.ub.rug.nl/FILES/reports/1995-1999/themeB/1999/99B36/99b36.pdf).

Intriligator, M., (1978), *Econometric Models Tecniques and Application,* **Amsterdam, Nort Holland.**

İşyar, Y. (1999), *Ekonometrik Yöntemler,* **Gözden Geçirilmiş 2. Baskı, Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı, Yayın No:141, Bursa.**

Johnston, J., (1985), *Econometric Methods,* **3*rd* edition, McGraw Hill Inc., Singapore.**

Johnston, J. ve J. Dinardo, (1997), *Econometric Methods,* **4th edition, McGraw Hill Inc., Singapore.**

Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lütkepohl ve T. C. Lee, (1988), *Introduction to The Theory and Practice of Econometrics,* **2nd edition, John Wiley, New York.**

Jorgenson, D., (1966), "Rational Distributed Lag Functions", *Econometrica,* **Vol(34), s.135–149, Aktaran** *A. Koutsoyannis, a.g.e., s.319.*

Karaca, O., "Türkiye'de Faiz Oranı İle Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi ?", 30 Eylül 2006. (http://www.tek.org.tr/dosyalar/karaca-05.pdf).

Kennedy, P., (2006), *Ekonometri Kılavuzu,* **5. Baskı, Çev. Muzaffer Sarımeşeli, Şenay Açıkgöz, Gazi Kitabevi, Ankara.**

Kılıçbay, A. (1983), *Uygulamalı Ekonometri,* **Filiz Kitabevi, İstanbul.**

Klein, L. R., (1958), "Estimation of Distributed Lag", *Econometrica,* **26:553–565.**

Koutsoyannis, A. (1977), *Theory of Econometrics,* **2nd edition, Barnes-Noble Books, New York.**

Koyck, L. M., (1954), "Distributed Lag and Investment Analysis", North Holland, Aktaran *A. Koutsoyannis, a.g.e., s.304.*

Kutlar, A. (2005), *Uygulamalı Ekonometri,* **Genişletilmiş 2. Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.**

Kutlar, A., (2002), *Eş-Bütünleme: "Türkiye'de Para Talebi ve Döviz Kuru Uygulaması",* **Yargı Yayınevi, Ankara.**

Kutlar, A., (2000), *Ekonometrik Zaman Serileri,* **Gazi Yayınları, Ankara.**

Kutlar, A., (1998), *Bilgisayar Uygulamalı Ekonometriye Giriş,* **Beta Yayınları, İstanbul.**

Lardaro, L., (1993), *Applied Econometrics,* **Harper Collins, New York.**

Maddala, G. S. ve R. C. Vogel, (1971), "Estimating Lagged Relationships in Corporate Demad for Liquid Assest", *Econometrica,* **39(1):112–121.**

Muth, J. F., (1961), "Rational Expetations and Theory of Price Movements", *Econometrica,* **Vol (29):315–335, 1961.**

Nerlove, M., (1956), "Estimated of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities", *Journal of Farm Economics,* **Vol:38(2), Aktaran** *A. Koutsoyannis, a.g.e., s.310.*

Ramanathan, R., (1992), *Introductory Econometrics With Applications,* **Second Edition, The Dryden Pres, USA.**

Resa Corporation, "Finite Distributed Lag", 08 Aralık 2006. (http://www.resacorp.com/finite_dl.htm).

Schmidt, P. ve R. N. Waud, (1973), "The Almon Lag Technique and the Monetary Versus Fiscal Policy Debate", *Journal of the American Statistical Association, 68*(**341): 11 – 19.**

Schwartz, J., (2000), "The Distributed Lag Between Air Pollution and Daily Deaths", *Epidemiology,* **Vol.11(3):320 – 326.**

Shiller, R. J., (1973), "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Prior", *Econometrica,* **41(4):775–787.**

Solow, R. M., (1960), "On Family of Lag Distributions", *Econometrica,* **Vol(28):393–406, Aktaran** *A. Koutsoyannis, a.g.e., s.316.*

Tarı, R. (2002), *Ekonometri,* **Gözden Geçirilmiş 2. Basım, Alfa Basım ve Yayım Dağıtım, İstanbul.**

TC. Merkez Bankası, 11 Nisan 2007. (http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=$cbtweb&DIL=TR)

Terzi, H. ve H. Zengin, (2003), *Temel Ekonometri Teori ve Uygulama,* **Derya Yayınevi, Trabzon.**

Thomas, R. L., (1997), *Modern Econometrics and Introduction,* **Addision-Wesley, Cambridge.**

Yavan, Z. A., (1992), *Ekonometride Metodoloji ve Para Talebi Üzerine Bir Deneme,* **Devlet Planlama Teşkilatı Uzmanlık Tezleri Yayınları, Ankara.**

Yerdelen, F., (2001), *Dağıtılmış Gecikmeli Modellerin Analizi ve Firma Verilerine Uygulanması,* **Yayınlanmamış yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, İstanbul.**

Yurdakul, F., "Pamuk Üretimi İle Pamuk Fiyatı Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Koyck – Almon Yaklaşımı", 10 Ekim 2006. (http://www.econturk.org/funda.pdf).

Winters, L. A. ve D. Sapsford, (1990), *Primary Commodity Prices: Economic Models and Policy,* **Cambridge University Pres, London.**

E K L E R

EK 1. GSMH Veri Seti (Reel GSMH logaritması ve farkı alındıktan sonra)

1995Q4		2001Q3	0.306440308448362
1996Q1	-0.207550077094995	2001Q4	-0.211815865298353
1996Q2	0.140710528604413	2002Q1	-0.208356849269529
1996Q3	0.372999555126091	2002Q2	0.097707069400167
1996Q4	-0.154883078116829	2002Q3	0.383641986345675
1997Q1	-0.270423477044453	2002Q4	-0.117806572931293
1997Q2	0.178599143901967	2003Q1	-0.267514495897716
1997Q3	0.351242198983999	2003Q2	0.098980819787527
1997Q4	-0.219510420481041	2003Q3	0.336289363310912
1998Q1	-0.223470019707153	2003Q4	-0.188695452462284
1998Q2	0.143415001213001	2004Q1	-0.214922688541406
1998Q3	0.35995902261126	2004Q2	0.13449714444401
1998Q4	-0.170647387863378	2004Q3	0.33183365404876
1999Q1	-0.329688238743681	2004Q4	-0.13501453114946
1999Q2	0.199841922521114	2005Q1	-0.245906762416297
1999Q3	0.350165811335985	2005Q2	0.136269741969258
1999Q4	-0.21924747175774	2005Q3	0.298388531510019
2000Q1	-0.253682308568322	2005Q4	-0.13177239557067
2000Q2	0.177445153367964	2006Q1	-0.220907254275212
2000Q3	0.313791562545518	2006Q2	0.180679776483672
2000Q4	-0.175946648339864	2006Q3	0.26007051054915
2001Q1	-0.428680925269304	2006Q4	-0.1504605606704
2001Q2	0.207277002645366		

EK 2. M1 Para Arzı Veri Seti (Reel M1 logaritması ve farkı alındıktan sonra)

1995Q4	
1996Q1	-0.0784505900037029
1996Q2	0.0276488572441904
1996Q3	0.0924706510425568
1996Q4	0.222583555075306
1997Q1	-0.0179756773151225
1997Q2	-0.0570759759026743
1997Q3	-0.0590068116233058
1997Q4	0.0750515995092379
1998Q1	-0.139402739900279
1998Q2	0.0757951946903479
1998Q3	0.115965763920499
1998Q4	0.0220990741261309
1999Q1	0.114338882615856
1999Q2	-0.176377649128768
1999Q3	0.0497937678803494
1999Q4	0.206219778669715
2000Q1	-0.103436059868422
2000Q2	0.0686652707331219
2000Q3	0.0525252771592475
2000Q4	0.0923726013071753
2001Q1	0.0070508588148821
2001Q2	-0.0613851780543464
2001Q3	-0.0532018415266566
2001Q4	-0.0442166203282987
2002Q1	-0.123238908051498
2002Q2	0.096161595701631
2002Q3	0.0713216993220614
2002Q4	0.0378654299116876
2003Q1	-0.130838617059949
2003Q2	0.107460229834069
2003Q3	0.107546137668513
2003Q4	0.107174058974663
2004Q1	-0.0283747096718567
2004Q2	0.0881198652611406
2004Q3	0.067725138249839
2004Q4	0.00769140443507288
2005Q1	0.0155919321247703
2005Q2	0.115291960707927
2005Q3	0.0746842407696315
2005Q4	0.129452578169655
2006Q1	-0.0449628726268126
2006Q2	0.0899821876905829
2006Q3	-0.0411390539164207
2006Q4	0.0181617380529344

EK 3. M2 Para Arzı Veri Seti (Reel M2 logaritması ve farkı alındıktan sonra)

1995Q4	
1996Q1	-0.0264336790168633
1996Q2	0.0786554774953746
1996Q3	0.090097365266058
1996Q4	0.129343913291741
1997Q1	-0.0344725956371087
1997Q2	0.01399444884226
1997Q3	0.0168555525397944
1997Q4	0.0375182290422959
1998Q1	-0.0657163233743549
1998Q2	0.155493656891079
1998Q3	0.0526117157622497
1998Q4	0.151718205675959
1999Q1	0.0648769657664195
1999Q2	0.0436465869207072
1999Q3	0.0934623589780976
1999Q4	0.0629090705029008
2000Q1	-0.149113058200695
2000Q2	0.00254996767464299
2000Q3	0.0117618654902454
2000Q4	0.120874469447968
2001Q1	0.114939590429447
2001Q2	-0.178101071142119
2001Q3	-0.0706237805566999
2001Q4	-0.0351127488314833
2002Q1	-0.0503553967224195
2002Q2	0.023950795339606
2002Q3	0.0162006350308419
2002Q4	0.0313571981481774
2003Q1	-0.0518257793573564
2003Q2	0.0187235746928613
2003Q3	0.0800233729821954
2003Q4	0.0602437041837713
2004Q1	0.0827206912694591
2004Q2	0.0194267970407968
2004Q3	0.0549882710663813
2004Q4	0.0257327971979879
2005Q1	0.0372691614205771
2005Q2	0.0912973650336051
2005Q3	0.0841742192480992
2005Q4	0.0882152390830488
2006Q1	0.0429842506481806
2006Q2	0.054310277821618
2006Q3	-0.0222482973783773
2006Q4	0.0158960971490547

EK 4. Sanayi Üretimi Endeksi (SÜ) Veri Seti

1995Q4	89.2	2001Q3	98.2
1996Q1	81.9	2001Q4	94.8
1996Q2	88	2002Q1	93.8
1996Q3	91.8	2002Q2	105
1996Q4	97	2002Q3	107.8
1997Q1	89.8	2002Q4	106.8
1997Q2	97.6	2003Q1	102.5
1997Q3	104.4	2003Q2	109.8
1997Q4	108.3	2003Q3	119
1998Q1	97.2	2003Q4	118.2
1998Q2	100.3	2004Q1	113.4
1998Q3	105.3	2004Q2	127.6
1998Q4	102.3	2004Q3	129.1
1999Q1	88.9	2004Q4	123.7
1999Q2	101	2005Q1	120.3
1999Q3	98.7	2005Q2	131.5
1999Q4	101.4	2005Q3	134.9
2000Q1	91.7	2005Q4	133.4
2000Q2	105.5	2006Q1	124.4
2000Q3	108.8	2006Q2	142.3
2000Q4	107.6	2006Q3	142.6
2001Q1	90.9	2006Q4	141.2
2001Q2	93.8		

EK 5. (SÜ) Ve Reel M2 Veri Seti (Logaritması alındıktan sonra)

	LSU	LM2			
			2001Q2	4.54116485601	0.764477165638
1995Q4	4.49088103958	-0.0229955470075	2001Q3	4.58700621536	0.693853385081
1996Q1	4.40549899085	-0.049429226024	2001Q4	4.55176940926	0.658740636250
1996Q2	4.47733681447	0.0292262514709	2002Q1	4.54116485601	0.608385239527
1996Q3	4.51961229762	0.119323616736	2002Q2	4.65396035015	0.63233603486
1996Q4	4.57471097850	0.248667530028	2002Q3	4.6802776584	0.648536669898
1997Q1	4.49758497530	0.214194934391	2002Q4	4.67095792652	0.679893868046
1997Q2	4.58087749341	0.228189383233	2003Q1	4.62986279857	0.628068088689
1997Q3	4.64822967544	0.245044935773	2003Q2	4.69866052907	0.646791663382
1997Q4	4.68490515400	0.282563164815	2003Q3	4.77912349311	0.726815036364
1998Q1	4.57677071146	0.216846841441	2003Q4	4.772378104	0.78705874054
1998Q2	4.60816569496	0.372340498332	2004Q1	4.73092139129	0.86977943181
1998Q3	4.65681341913	0.424952214094	2004Q2	4.84890037091	0.889206228858
1998Q4	4.62790967295	0.576670419770	2004Q3	4.8605872978	0.944194499924
1999Q1	4.48751214251	0.641547385537	2004Q4	4.81785927939	0.969927297122
1999Q2	4.61512051684	0.685193972458	2005Q1	4.78998862298	1.00719645854
1999Q3	4.59208494643	0.778656331436	2005Q2	4.87900685161	1.09849382357
1999Q4	4.61907309115	0.841565401939	2005Q3	4.90453376321	1.18266804282
2000Q1	4.51852237926	0.692452343738	2005Q4	4.89335213348	1.27088328190
2000Q2	4.65871095291	0.695002311412	2006Q1	4.82350218030	1.31386753255
2000Q3	4.68951133442	0.706764176903	2006Q2	4.95793750509	1.36817781037
2000Q4	4.67842064772	0.827638646351	2006Q3	4.9600435079	1.3459295129
2001Q1	4.50976000118	0.942578236780	2006Q4	4.95017732505	1.36182561014