

## YENİ KEYNESYEN PHILLIPS EĞRİSİNİN TÜRKİYE'YE UYGULANMASI\*

**Arş.Gör.Dr. Suna KORKMAZ**

Balıkesir Üniversitesi

Bandırma İİBF İktisat Bölümü

[sunakorkmaz@yahoo.com](mailto:sunakorkmaz@yahoo.com)

### ÖZET

1960'lı yılların sonlarında dünyada hâkim olan stagflasyon olgusu nedeniyle 1930'lardan 1970'li yılların başına kadar geçerli olan Keynesyen iktisat hem teorik hem de ampirik açıdan eleştirilere uğramıştır. Ampirik olarak eleştirilmesinin nedeni Klasik Phillips eğrisinin önemini yitirmesiydi. Bu nedenle birçok iktisatçı Keynesyen makro teoriye mikro temeller açısından bakmaya çalışmışlardır. Bu çalışmanın amacı, Yeni Keynesyen görüş ışığında Türkiye'deki enflasyonun, geçmiş enflasyona göre mi yoksa gelecek enflasyon beklentisine göre mi belirlendiğini melez formda oluşturulan modelle sınımlanmaktadır. Bu model 2AEKK yöntemi ile sınanarak enflasyon olgusuna mikro açıdan bakılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye'deki enflasyonun geçmiş enflasyondan çok gelecek enflasyon beklentisine göre belirlendiği ortaya çıkmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi, Enflasyon, 2AEKK Yöntemi.

### AN APPLICATION OF NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE ON TURKEY

#### ABSTRACT

Since 1930s until the beginning of the 1970s Keynesian economics dominated both theoretic and empirical economics. However, it has undergone criticisms both in theoretical and empirical perspectives due to the stagflation phenomenon dominates the world at the end of 1960s. The reason of empirical criticisms was due to declining importance of classic Phillips curve. For this reason, many economists have tried to analyze Keynesian macro-theory in terms of micro-foundations. The purpose of this study is to determine whether the inflation in Turkey is affected by the past inflation or expectations of future inflation in the new Keynesian view and test it by constructing hybrid form model. This model is tested by the method of TSOLS analyze the inflation phenomenon from a micro perspective. According to the results obtained, inflation in Turkey is determined by the expectations of future inflation rather than past inflation.

\* Bu çalışmaya, Suna Korkmaz'ın “Yeni Phillips Eğrisi ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama” başlıklı doktora tez çalışması temel oluşturmuştur (Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2009).

**Keywords:** *New Keynesian Phillips Curve, Inflation, TSOLS Method.*

## 1. GİRİŞ

Ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon makroekonomik göstergelerin en önemlileri kabul edilebilirler. Özellikle kısa dönemde istihdam ve enflasyon arasındaki ödünleşme ekonomi otoritelerinin hassas sorunlarından olagelmıştır. Hem istihdamı arttırmak hem de enflasyonu düşürmek hükümetlerin öncelikli hedefleri arasında yer almaktadır. Hükümetler, bu hedefe ulaşmak için kendi ülke şartlarına uygun olan programlar uygulamaktadırlar. Bu sorun görece iktisaden istikrarsız gelişmekte olan ülkelerde daha önemli yer tutmaktadır.

İşsizlik ve enflasyon gibi ekonominin tüm kesimlerini yakından ilgilendiren sorunlar çokça ele alınmakta ve incelenmektedir. Bu çerçevede enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi açıklama çabalarının en önemlilerinden biri olan Phillips eğrisi de literatürde geniş biçimde ele alınmıştır. Ancak 1960'lı yılların sonunda ortaya çıkan stagflasyon olgusu, enflasyon ile işsizlik arasında bir ödünleşmenin olamayabileceğini göstermiştir. Klasik Phillips eğrisi de bu yıllardan sonra önemini kaybetmeye başlamıştır.

Yeni Keynesyenler makro iktisadi analizi mikro ekonomik temeller üzerinden yapmaya çalışmışlardır. Bu nedenle nominal fiyatlar, ücret katılıkları, eksik bilgi, beklentiler ve piyasa başarısızlığı sorunlarına vurgu yapmışlardır. Klasik Phillips eğrisi enflasyonun gecikmeli değerleri ile çıktı açığı<sup>†</sup> veya işsizlik ilişkisi ile ilgilenmektedir. Yeni Keynesyen çerçevede oluşturulan Phillips eğrisi ise geçmiş ve beklenen enflasyonun nasıl belirlendiği ve cari enflasyon oranının çıktı açığı ile mi yoksa reel marjinal maliyet ile mi açıklandığı sorusu ile ilgilenmektedir. Yeni Keynesyen Phillips eğrisi beklenen enflasyon ve marjinal maliyetin bir fonksiyonudur. Marjinal maliyet veri iken enflasyon beklentisinde meydana gelen bir düşüş enflasyonu da düşürecektir. Dolayısıyla bu durumda istihdamı değiştirmeden enflasyonu etkilemek mümkün olmaktadır. Türkiye'deki enflasyonu belirlemede ileriye dönük mü yoksa geriye dönük yaklaşımın mı daha etkin olduğunu belirlemek amacı ile melez formda oluşturulan Yeni Phillips Eğrisi (YPE) tahmin edilmiştir. Oluşturulan modelin tahmini iki aşamalı en küçük kareler (2AEKK) yöntemine göre sınanmıştır.

## 2. KAVRAMSAL VE KURAMSAL ÇERÇEVE

Klasik Phillips eğrisi çıktı açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi açıklamaktadır (Genberg ve Pauwels, 2003:3). Yeni Keynesyen Phillips Eğrisine göre (YKPE) cari enflasyon, beklenen enflasyon ve zorlayıcı bir değişken olan fazla talep tarafından açıklanır (Bårdsen vd., 2002:1). Brissimis ve Magginas'ın aktardığına göre Robert 1995 yılında yaptığı çalışmasında nominal katılık çerçevesinde oluşturduğu fiyat modelini YKPE olarak adlandırmıştır. Buna göre cari enflasyon, beklenen enflasyon ve reel marjinal maliyet tarafından belirlenmektedir (Brissimis ve Magginas, 2006:5).

<sup>†</sup> Çıktı açığı, bir ekonomideki mevcut gayri safi yurtiçi hasıla düzeyi ile potansiyel gayri safi yurtiçi hasıla düzeyi arasındaki farktır.

Calvo'nun (1983) çalışması fiyat katılıklarını, eksik rekabet piyasası varsayımı altında, firmaların nominal fiyatlarını sürekli olarak değiştirmemelerine ve fiyat ayarlamalarını eş zamanlı olarak yapmalarına bağlamıştır. Fiyat katılıkları, firmaların fiyatlama davranışlarına bağlı olmakla birlikte fazla taleple de ilgilidir. Calvo, çalışmasında fazla talep ile enflasyonun hızı arasında negatif yönlü bir ilişkinin var olduğunu tespit etmiştir (Calvo, 1983:387). Ayrıca Bekart vd. (2005:5)'nin aktardığına göre, Calvo'nun aynı çalışmadaki fiyatlama modeli enflasyon ile reel marjinal maliyet arasında pozitif bir ilişki olduğunu vurgulamaktadır. Marjinal maliyet enflasyonist süreci tetikleyen bir etmen olarak önem kazanmaktadır (Céspedes vd., 2005:2). King (2000:62), Yeni Keynesyen çerçevede oluşturduğu modelde talepteki değişme ile enflasyon arasındaki ilişkiyi, firmaların fiyatlama davranışı ile marjinal maliyetin fazla talebe (çıktı açığına) göre esnekliği ile açıklamıştır. Yani fazla talep ile enflasyon arasındaki ilişki tamamen mikro yapı ile açıklanmaya çalışılmıştır.

### 3. MODEL VE YÖNTEM

Türkiye için YPE'nin geçerli olup olmadığı melez formda bir model oluşturularak sınanacaktır. Dolayısıyla firmaların fiyatlarını geçmiş enflasyona mı yoksa enflasyon beklentisine göre mi ayarladıkları belirlenmeye çalışılacaktır. Yöntem olarak 2AEKK yöntemi kullanılacaktır. Türkiye için model seçilirken Ribon'nun (2004) İsrail ekonomisi için uyguladığı model ele alınmıştır. Model kısıtlı ve kısıtsız olarak iki şekilde ele alınacaktır. Birinci durumda enflasyon, görelî fiyatın (burada görelî fiyat, ithalat fiyat endeksinden ücret endeksinin çıkartılması ile elde edilmektedir) olmadığı durumda tahmin edilecektir. Böylece sadece emek maliyetinden kaynaklanan marjinal maliyetten oluşacaktır. Yani birinci durumdaki model marjinal maliyet, enflasyon beklentisi ve enflasyonun bir gecikmeli değerinden oluşacaktır. İkinci durumda ise katsayılar üzerinde hiç bir kısıtlayıcı varsayım yapılmadan görelî fiyatın da dahil olduğu model tahmin edilecektir. Birinci durumdaki model aşağıdaki gibidir;

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 E\pi_{t+1} + \alpha_3 \pi_{t-1} + e_t \quad (1)$$

İkinci durumdaki model ise şöyledir;

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 (p^m - w) + \alpha_3 E\pi_{t+1} + \alpha_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

### 4. MODELDE KULLANILAN DEĞİŞKENLER

Model tahminlerinde kullanılan veriler çeyrek yıllık olup 1997:03 ile 2006:04 dönemini kapsamaktadır. Bu dönemin alınmasının nedeni modelde var olan enflasyon beklentisi verisinin daha önceki tarihlerde olmamasıdır. Kurulan modelde kullanılan değişkenler şunlardır;

$P_t$  = 1994 baz yıllı toptan eşya fiyatları endeksi olarak tanımlanmaktadır. Bu veri TÜİK'in Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır.

$\pi_t$  = Enflasyon oranı fiyat endeksindeki yıllık artış oranı olarak aşağıdaki formülle hesaplanmıştır.

$$\pi_t = (P_t - P_{t-4}) / P_{t-4} * 100;$$

**St** = Gelir yöntemiyle hesaplanan işgücü ödemeleri (cari fiyatlarla) / GSYİH (cari fiyatlarla). İşgücü ödemeleri ve GSYİH verileri TÜİK'in EVDS'den alınmıştır.

**En<sub>t+1</sub>** = TCMB'nin aylık olarak yayınlanan 12 ay sonrası için geçerli enflasyon beklentisinin üç aylık ortalaması. Diğer veriler çeyrek yıllık olduğu için bu değişkenin ortalaması alınarak çeyrek yıllık haline getirilmiştir. Bu veri TCMB'nin EVDS'den elde edilmiştir.

**w<sub>t</sub>** = 2003=100 bazlı imalat sanayi-üretimde çalışılanların saat başı ücret endeksi. Bu veri TCMB'nin EVDS'den elde edilmiştir.

**p<sup>m</sup>** = 2003 baz yılı ithalat fiyat endeksi (birim değeri) alınmıştır ve Dolar alış kuru ile çarpılarak TL'ye dönüştürülmüştür. Bu veri Hazine Müsteşarlığının EVDS'den alınmıştır.

**pw<sub>t</sub>** = (Log(p<sup>m</sup>) - Log(w)) ki burada p<sup>m</sup> ithalat fiyat endeksini, w ücret endeksini göstermektedir. Böylece pw<sub>t</sub> değişkeni görelî fiyat olarak ifade edilebilir.

**ir<sub>t</sub>** = Nominal bileşik faiz kullanılmıştır ve DPT'nin EVDS'den elde edilmiştir.

**oil<sub>t</sub>** = Bu değişken petrol fiyatını göstermektedir ve Amerikan Enerji Bakanlığının EVDS'den alınmıştır. Dolar alış kuru ile çarpılarak TL cinsinden petrol fiyat değişkeni oluşturulmuştur.

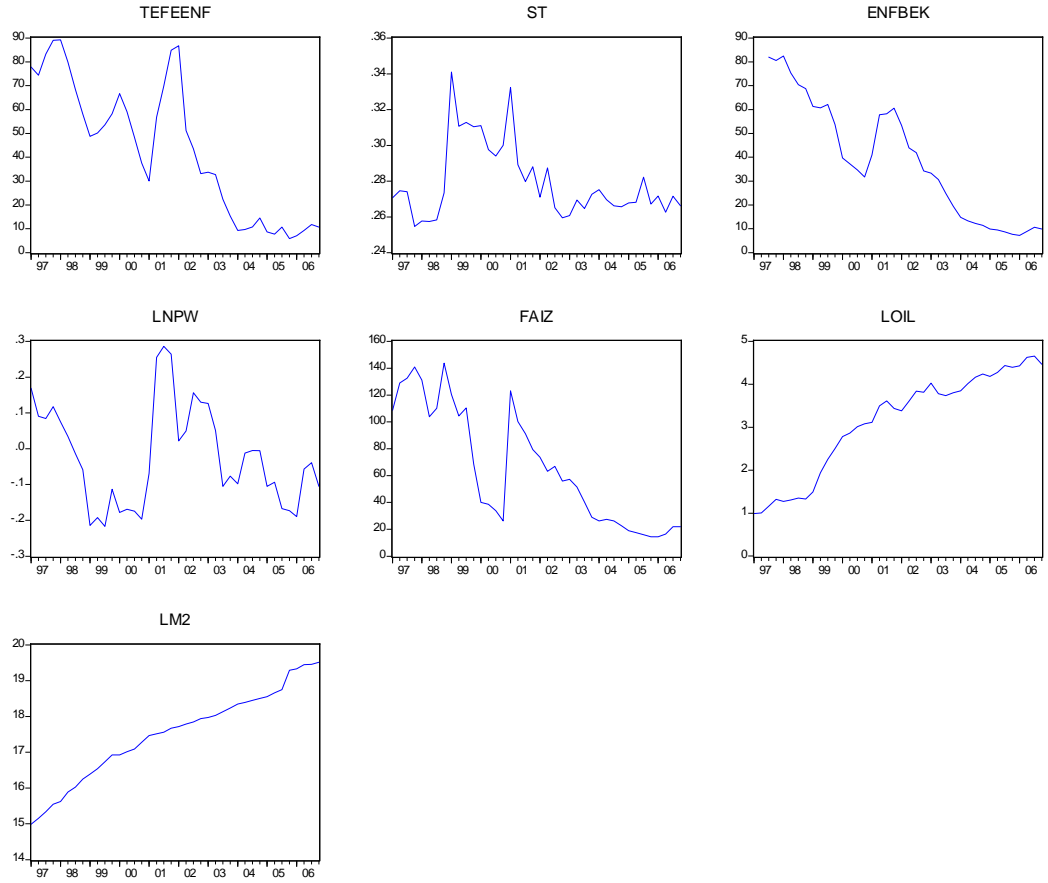
**M2** = Para arzını göstermektedir ve bu veri TCMB'nin EVDS'den alınmıştır.

**Döviz Kuru** = USD alış döviz kuru (TL dönüşümü yapılmış) olup, TCMB'nin EVDS'den elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerden ithalat fiyat endeksi, para arzı, petrol fiyatları ve ücret endeksinin logaritması alınarak model tahminlerinde kullanılmıştır.

Ele alınan dönem için değişkenlerin zaman içerisindeki seyri Grafik 1'de verilmiştir.

**Grafik 1: Ekonometrik Modelde Kullanılan Değişkenlerin Zaman İçerisindeki Seyri**



## 5. TAHMİN

Yanıltıcı regresyondan uzak durmak için verilerin birim köke sahip olmadıklarından emin olunması gerekmektedir. Bu nedenle tüm tahmin edilecek olan modeller için, verilerin birim kök sınamasına tabi tutulması gerekmektedir ve birim köke sahip olmayan veriler tahminlerde kullanılmalıdır. Bu nedenle model tahminlerinde kullanılacak değişkenlerin tümünün birim kök içerip içermediklerini belirlemek gerekmektedir. Bu amaçla Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök sınaması yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1: Birim Kök için ADF Sınaması Sonuçları

Değişken Veri Sayısı: Veri Dönemi	ADF için t- değeri	Sınama Sonucu (*)	Sabit, Trend	İçsel Bağıntı Gecikmesi
$\pi_t$ 34; 1998:3-2006:4	-2.439 p=0.354	Birim Kök Var	Sabit ve Trend	5
$\Delta\pi_t$ 34; 1998:3-2006:4	-2.270 p=0.024	Birim Kök Yok	Yok	4
$S_t$ 38; 1997:3-2006:4	-2.100 p=0.245	Birim Kök Var	Sabit	1
$\Delta S_t$ 38; 1997:3-2006:4	-8.084 p=0.000	Birim Kök Yok	Yok	0
$\ln pw_t$ 39; 1997:2-2006:4	-2.344 p=0.163	Birim Kök Var	Sabit	0
$\Delta \ln pw_t$ 38; 1997:3-2006:4	-5.246 P= 0.000	Birim Kök Yok	Yok	0
$E\pi_{t+1}$ 36; 1998:1-2006:4	-2.833 p=0.195	Birim Kök Var	Sabit ve Trend	1
$\Delta E\pi_{t+1}$ 36; 1998:1-2006:4	-3.883 p=0.005	Birim Kök Yok	Sabit	0
$ir_t$ 39; 1997:2-2006:4	-3.223 p=0.094	Birim Kök Var	Sabit ve Trend	0
$\Delta ir_t$ 38; 1997:3-2006:4	-6.769 p=0.000	Birim Kök Yok	Sabit	0
$oil_t$ 39; 1997:2-2006:4	-1.729 p=0.409	Birim Kök Var	Sabit	0
$\Delta oil_t$ 38; 1997:3-2006:4	-4.523 p=0.000	Birim Kök Yok	Sabit	0
$\ln M2$ 39; 1997:2-2006:4	-2.406 p=0.370	Birim Kök Var	Sabit ve Trend	0
$\Delta \ln M2$ 38; 1997:3-2006:4	-5.901 p=0.000	Birim Kök Yok	Sabit	0

ADF sınaması sonucunda p-değeri 0.05'den yüksek bulunmuşsa birim kök var, aksi durumda birim kök yok kararı verilmiştir. Kritik değerler MacKinnon'dan (1996) alınmıştır. Gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir.

Yukarıdaki tablodan da görüldüğü gibi değişkenlerin düzeylerine uygulanan ADF sınaması sonuçları değişkenlerin durağan olmadığını göstermiştir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir. Birim kök sınaması sonuçlarına göre model tahminlerinde değişkenler birinci farkları alınarak kullanılmıştır. Buna göre model aşağıdaki şekilde yeniden düzenlenmiştir.

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta S_t + \alpha_2\Delta E\pi_{t+1} + \alpha_3\Delta\pi_{t-1} + e_t \quad (1. \text{ model})$$

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta S_t + \alpha_2\Delta \ln pw_{t-1} + \alpha_3\Delta E\pi_{t+1} + \alpha_4\Delta\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2. \text{ model})$$

YPE'de olduğu gibi enflasyon beklentisi ile enflasyon arasında iki yönlü bir nedensellik varsa başka bir ifade ile enflasyon değişkeni enflasyon beklentisi değişkeni

tarafından veya enflasyon beklentisi değişkeni enflasyon değişkeni tarafından açıklanabiliyorsa bu modelde hata terimi ile bağımsız değişkenler arasında bir ilişkiden bahsedilebilir. Bu ilişki yeterince yüksek ise içsel yanlılık (endogeneity bias) problemi ortaya çıkar. İçsel yanlılık probleminin olduğu durumlarda model tahminlerinde 2AEKK yöntemi kullanılabilir. Bu nedenle model tahmininde 2AEKK yöntemi uygulanmıştır. Eşanlı denklem sisteminin 2AEKK yöntemi ile tahmin edilebilmesi için sıra ve aşama koşullarını sağlaması gerekmektedir.

### 5.1. Eşanlı Sistem İçin Gerekli Koşullar

Enflasyon ve enflasyon beklentisi için eşanlı denklem sistemi literatürde yer alan çalışmalar da dikkate alınarak oluşturulmuştur. Enflasyon ile M2 para arzı arasında pozitif bir ilişki vardır (Shelley vd., 2005:1). Cavallo'ya (2008) göre petrol fiyatlarındaki artış beklenen enflasyonun daha yüksek olmasına yol açacaktır. Petrol fiyatlarında meydana gelen beklenmedik bir şok beklenen enflasyon üzerinde geçici bir etki yaratmaktadır. Petrol fiyatlarında beklenmeyen bir artış beklenen enflasyon üzerinde geçici olarak pozitif bir etki yaratacaktır (Mehra ve Herrington, 2008:124). Berument vd. (2007) Fisher hipotezinin geçerliliğini sınamışlardır. Faiz oranı ve beklenen enflasyon arasında pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Bu bilgiler ışığında eşanlı denklem aşağıdaki gibi gösterilmiştir.

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta S_t + \alpha_2\Delta Lpw_{t-1} + \alpha_3\Delta E\pi_{t+1} + \alpha_4\Delta\pi_{t-1} + \alpha_5\Delta LM2_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1. model)

$$\Delta E\pi_{t+1} = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_t + \beta_2\Delta\pi_{t-1} + \beta_3\Delta ir_{t-1} + \beta_4\Delta Loil_t + e_t$$

(2. model)

Eşanlı sistem için ayırt edilebilirlik koşullarının geçerli olması gerekmektedir. Böylece her denklem Sıra Koşulu ve Aşama Koşulu açısından denetlenmelidir. Sıra Koşulu:  $(G - g) + (K - k) \geq (G - 1)$  veya  $K \geq k + g - 1$ . K sistemde var olan dışsal değişken sayısını, k denklemde olan dışsal değişken sayısını, G sistemde var olan içsel değişken sayısını ve g denklemde mevcut olan içsel değişken sayısını temsil etmektedir.

Aşama Koşulu: Denklemde bulunmayan sistemdeki değişkenlerin katsayısından oluşan matrisin rankı  $G - 1$  ile eşit olmalıdır.

Söz edilen koşulları oluşturulan eşanlı denklemlerin modelde sıra ve aşama koşulları bakımından araştırılması gerekmektedir. Aşağıda denklemlerin sıra ve aşama koşulları için yapılan araştırma sonuçları verilmektedir.  $G=2$  ( $d\pi_t$ ,  $dE\pi_{t+1}$ ),  $K=6$  ( $c$ ,  $ds_t$ ,  $dLpw_{t-1}$ ,  $dir_{t-1}$ ,  $dLM2_{t-1}$ ,  $dLoil_t$ ), birinci denklemde  $g=2$ ,  $k=4$ , ikinci denklemde  $g=2$ ,  $k=3$ . Birinci denklemde  $6 > 5$  ( $2+4-1$ ) olduğundan birinci denklemde fazladan ayırt etme mevcuttur. İkinci denklemde ise  $6 > 4$  ( $2 + 3 - 1$ ) koşulu sağlanmaktadır. Burada da fazladan ayırt etme mevcuttur. Böylece iki denklem de sıra koşulunu sağlamaktadır.

Sistemin katsayılar matrisi aşağıdaki gibidir:

$$S = \begin{matrix} & d\pi_t & dE\pi_{t+1} & d\pi_{t-1} & c & dSt & dLpw_{t-1} & dLM2_{t-1} & dLoil_t & dir_{t-1} \\ \begin{matrix} S \\ \end{matrix} & = & \begin{pmatrix} 1 & -\alpha_3 & -\alpha_4 & -\alpha_0 & -\alpha_1 & -\alpha_2 & -\alpha_5 & 0 & 0 \\ -\beta_1 & 1 & -\beta_2 & -\beta_0 & 0 & 0 & 0 & -\beta_4 & -\beta_3 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Birinci denklemin rankı aşağıdaki gibi oluşacaktır;

$$\text{Rank } (-\beta_4 - \beta_3) = G - 1 = 1$$

İkinci denklemin rankı ise şöyledir;

$$\text{Rank } (-\alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_5) = G - 1 = 1$$

2AEKK yöntemi ile model tahminine geçmeden önce enflasyon ve enflasyon beklentisi değişkenleri arasındaki eşanlılık ilişkisi Hausman belirlenme hatası testi ile araştırılmıştır. Bu test yönteminde içsel değişkenler dışsal değişkenler ile tahmin edildikten sonra elde edilen tahmin değerleri ve hata terimleri yapısal modele eklenerek hata teriminin istatistiksel olarak anlamlılığına bakılmaktadır. Hata terimleri istatistiksel olarak anlamlı elde edilirse bu değişkenler arasında eşanlılık ilişkisinin varlığı kabul edilir (Gujarati, 2004:754-755). Bu amaçla ilk olarak enflasyon değişkeni araç değişkenlerle tahmin edilmiş ve tahmin değerleri ile modelin hata terimleri enflasyon beklentisi yapısal modeline dahil edilmiştir. Elde edilen model tahmini sonucunda hata teriminin t değeri 2.157 olarak bulunmuş ( $p=0.038$ ) ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre enflasyon ve enflasyon beklentisi değişkenleri arasında eşanlılık durumu söz konusudur. Eşanlık durumu Tablo 2’de görülmektedir. Bu nedenle model tahminlerinde 2AEKK yöntemi uygulanmıştır.

**Tablo 2: Hausman Eşanlılık Testi**

Bağımlı Değişken: $DE\pi_{t+1}$				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-1.073608	0.840063	-1.278009	0.2107
$D\pi_{t-1}$	-0.096712	0.094285	-1.025741	0.3130
$Dir_{t-1}$	0.092754	0.041550	2.232339	0.0330
$DLoil_t$	-2.994580	5.229078	-0.572678	0.5710
$DE\pi_{t+1}$ tahmin	0.258982	0.133709	1.936908	0.0619
$DE\pi_{t+1}$ hata	0.235334	0.109055	2.157936	0.0388
$R^2$	0.461043	AIC		5.816143
Düzeltilmiş $R^2$	0.374114	SC		6.077373
SSR	525.7677	F- istatistik		5.303691
LR	-101.5986	Olasılık (F-istatistik)		0.001236
Durbin-Watson istatistiği	1.868732			

Birinci ve ikinci model için araç değişken olarak sabit, nominal faizinin bir gecikmeli değeri, para arzının bir gecikmeli değeri, marjinal maliyet, petrol fiyatı ve görelî fiyatın bir gecikmeli değeri kullanılmıştır. Ayrıca enflasyonun bir gecikmeli değeri önceden belirlenen



değişken olduğu için dışsal değişken olarak tanımlanamaz (Greene, 2003:380). Bu nedenle enflasyonun bir gecikmeli değeri gecikmeli içsel değişkendir ve modellerde araç değişken olarak kullanılmıştır. Elde edilen 2AEKK tahmin sonuçları Tablo 3’de yer almaktadır.

**Tablo 3:  $D\pi_t$  ve  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan 2AEKK Tahminleri**

Değişken	$D\pi_t$	$DE\pi_{t+1}$
Sabit	-1.853 [-0.900] (0.374)	-1.070 [-1.283] (0.208)
$DS_t$ (İşgücünün payı)	-1.285 [-1.823] (0.077)	-
$DE\pi_{t+1}$ (Enflasyon beklentisi)	<b>0.896**</b> [2.045] (0.049)	-
$D\pi_t$	-	<b>0.257**</b> [2.038] (0.049)
$D\pi_{t-1}$	<b>0.259**</b> [2.124] (0.041)	-0.096 [-1.055] (0.299)
$DLpw_{t-1}$	<b>0.381**</b> [2.637] (0.012)	-
$DLoil_t$	-	-2.960 [-0.583] (0.563)
$DLM2_{t-1}$	0.187 [1.586] (0.122)	-
$Dir_{t-1}$	-	<b>0.093**</b> [2.374] (0.023)
$R^2$	0.621 <sup>‡</sup>	0.460
SSR	1359.506	526.488
J-B	8.86	8.86
Breusch-Godfrey (Gecikme Sayısı 4)	0.033	-0.957
Pesaran Değişen Varyans	t=2.282 p=0.028	t=0.628 p=0.533
Aşırı Belirlenme	1.480	0.592

\* Her bir denklem için  $R^2$  değerleri şu şekilde hesaplanmıştır.  $\tilde{u}_{1t} = (Y_{1t} - \tilde{Y}_{1t})$ ,  $R^2 = 1 - \frac{\sum \tilde{u}_{1t}^2}{\sum (Y_{1t} - \tilde{Y}_{1t})^2}$   
 (Gujarati, 1995:77). Burada  $\tilde{Y}_{1t}$  birinci denklem için içsel değişkenin iki kere tahmin edilmiş değerini ifade etmektedir.

Tablodaki değerlerin altındaki [] t istatistiklerini ( ) ise p olasılıklarını ifade etmektedir. (\*) ile işaretlenen katsayılar %1 ve (\*\*) ile işaretlenen katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı olan değişkenleri göstermektedir.

Tablo 3'den de görüldüğü gibi bağımlı değişkenin enflasyon olduğu 2AEKK tahmini sonucunda enflasyon beklentisi, enflasyonun bir gecikmeli değeri ve görelî fiyatın bir gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı iken, marjinal maliyet ve para arzının bir gecikmeli değerinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir.

2AEKK yönteminde farklı testler uygulanmıştır.

Değişen varyans sınaması için yapısal modelden tahmin edilen hata terimlerinin karesi ( $\hat{u}^2$ ), ( $\hat{Y}^2$ )<sup>§</sup> üzerine regresyona tabi tutulmuştur ve ( $\hat{Y}^2$ ) parametre tahmin değerinin t istatistiğine bakılarak değişen varyansın var olup olmadığına karar verilmiştir (Pesaran ve Taylor, 1999). Elde edilen test sonucuna göre %1 anlamlılık düzeyinde birinci model için değişen varyans sorununun olmadığı belirlenmiştir. Değişen varyans sınama sonuçları Tablo 4'de yer almaktadır.

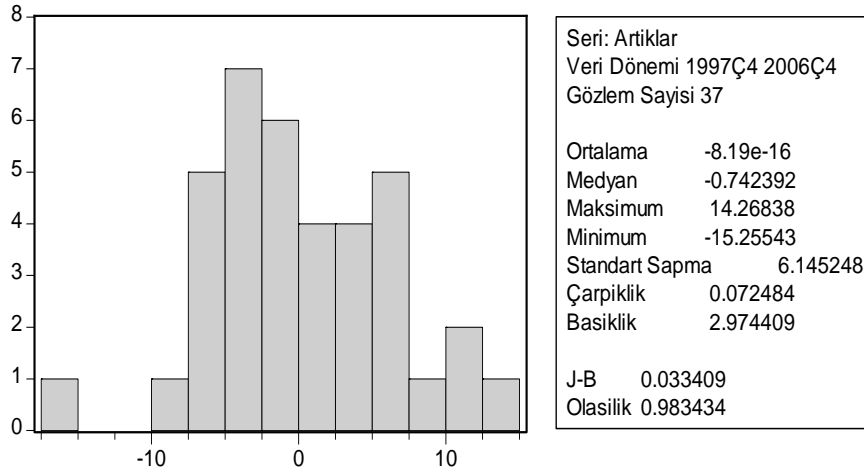
**Tablo 4:  $D\pi_t$  için Değişen Varyans Tahmini**

Bağımlı Değişken: Hata teriminin karesi (1. modelin hata terimi)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	27.04036	9.184648	2.944082	0.0057
$D\pi_t$ tildakare	0.154103	0.067507	2.282769	0.0286
$R^2$	0.129592	AIC		10.69538
Düzeltilmiş $R^2$	0.104723	SC		10.78246
SSR	85846.15	F- istatistik		5.211034
LR	-195.8645	Olasılık(F-istatistik)		0.028631
Durbin-Watson istatistiği	2.097581			

<sup>§</sup> 2AEKK yönteminde içsel değişkenler ilk aşamada araç değişkenler ile tahmin edildikten sonra ikinci aşamada bu tahmin değerleri yapısal denklemde kullanılmaktadır. Bundan dolayı  $\hat{Y}$  içsel değişkenlerin iki kere tahmin edilmiş değerlerini ifade etmektedir.

Normallik sınavında 2AEKK yönteminde Doornik–Hansen istatistiği kullanılmaktadır. Doornik–Hansen istatistiği ise  $\sum JB_i \sim \chi^2(2p)$ \*\* olarak belirlenmiştir. Burada p=2 olup eşanlı sistemdeki denklemler sayısını simgelemektedir.  $\chi^2(4)$  tablo değeri %1 hata payına göre 13.28'dir. Enflasyon ve enflasyon beklentisi denklemleri için JB istatistiği  $8.86 < 13.28$  olduğundan hata terimleri normal dağılmıştır. Enflasyon ve enflasyon beklentisi normallik testleri Grafik 2-3'de görülmektedir.

**Grafik 2:  $D\pi_t$ 'nin Normallik Testi**

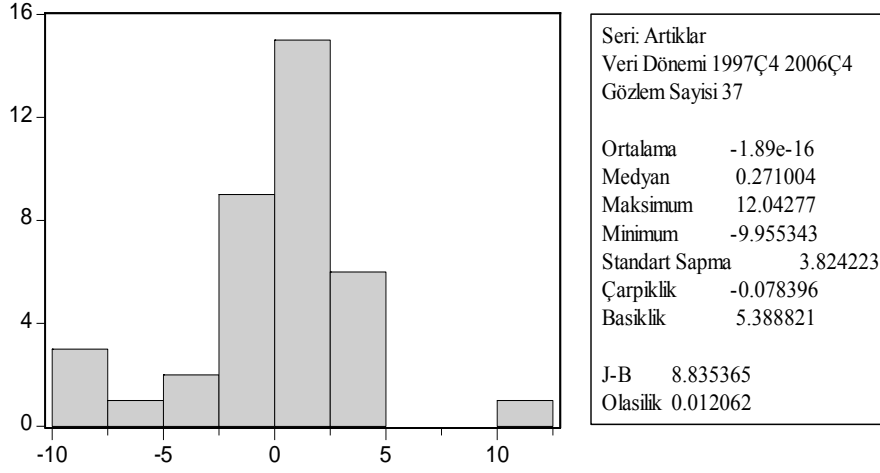


Kullanılan modelin doğruluğu ve seçilen araç değişkenlerinin geçerli olduklarını belirlemek için aşırı belirlenme testi yapılmıştır. Tahmin sonucunda elde edilen yapısal modelin hata terimleri araç değişkenler üzerine regresyona tabi tutularak  $R^2$  değeri bulunur (Creel, 2006). Sınama istatistiği  $n * R^2 \sim \chi^2(k_w - k_x)$  şeklinde elde edilir. Burada  $k_w$  araç değişkenlerin sayısı (c,  $d\pi_{t-1}$ ,  $dLM2_{t-1}$ ,  $dst$ ,  $dLoil_t$ ,  $dLpw_{t-1}$ ,  $dir_{t-1}$ ) ve  $k_x$  denklemlerde kullanılan dışsal değişkenler sayısını (c,  $ds_t$ ,  $dLM2_{t-1}$ ,  $dLpw_{t-1}$ ) simgelemektedir. Yapılan tahmin sonucunda  $n=37$ ,  $R^2=0.04$  ve  $\chi^2(k_w - k_x)$  ise  $\chi^2(3)$  olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar Tablo 5'de yer almaktadır.  $\chi^2(3)$  tablo değeri %1 hata payına göre 11.34'dür.  $1.48 < 11.34$ 'den yani  $\chi^2_h < \chi^2_t$  olduğundan boş hipotez kabul edilmektedir.

\*\* JB test istatistiği her bir denklem için  $JB = n/6 \left( S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$  formülü ile hesaplanmıştır. Burada S=

$$\left( \frac{\sum_{i=1}^n u_i^3}{n} \right) \text{ çarpıklık ölçüsü } K = \left( \frac{\sum_{i=1}^n u_i^4}{n} \right) \text{ ise basıklık ölçüsü olarak tanımlanmaktadır (Akkaya ve}$$

Pazarlıoğlu, 2000).

**Grafik 3:  $DE\pi_{t+1}$ 'in Normallik Testi****Tablo 5:  $D\pi_t$  için Yapılan Aşırı Belirlenme Testi**

Bağımlı Değişken: Hata terimi (1. modelin )				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-0.406004	1.797465	-0.225876	0.8228
Dst	0.250206	0.672457	0.372078	0.7125
$DLp_{w_{t-1}}$	0.001019	0.127997	0.007965	0.9937
$D\pi_{t-1}$	0.036333	0.122266	0.297161	0.7684
$DLM2_{t-1}$	-0.029623	0.119735	-0.247400	0.8063
$Dir_{t-1}$	0.003029	0.054457	0.055627	0.9560
$DLoil_t$	9.259716	8.044917	1.151002	0.2588
$R^2$	0.042490	AIC		6.776795
Düzeltilmiş $R^2$	-0.149012	SC		7.081563
SSR	1301.741	F- istatistik		0.221879
LR	-118.3707	Olasılık(F-istatistik)		0.966627
Durbin-Watson istatistiği	2.018716			

Roche'ye (2001) göre 2AEKK yönteminde içsel bağıntı sorununu incelemek için Breusch-Godfrey LM sınaması beş aşamada yapılmaktadır. İlk aşamada yapısal model 2AEKK yöntemi ile tahmin edilir (Tablo 6) ve hata terimleri elde edilir. İkinci aşamada yapısal modelden elde edilen hata terimleri bağımlı değişken olarak ele alınıp araç

değişkenler ile tahmin edilir ve tahmin sonucunda  $R_1^2$  değeri bulunur.  $R_1^2$  değeri Tablo 7’de yer almaktadır.

**Tablo 6:  $D\pi_t$  için Yapılan İçsel Bağntı Testi**

Bağımlı Değişken: $D\pi_t$				
Yöntem: 2AEKK				
Veri Dönemi: 1998Ç4 2006Ç4				
Gözlem sayısı: 33				
Araç Değişkenler: C Dst $DLpw_{t-1}$ $D\pi_{t-1}$ $DLM2_{t-1}$ $Dir_{t-1}$ $DLoil_t$ hata teriminin 4 gecikmesi				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-2.679210	2.688455	-0.996561	0.3293
Dst	-1.548968	0.987157	-1.569120	0.1303
$DLpw_{t-1}$	0.391599	0.196006	1.997889	0.0577
$DE\pi_{t+1}$	0.561201	0.781933	0.717710	0.4802
$D\pi_{t-1}$	0.222760	0.178879	1.245312	0.2256
$DLM2_{t-1}$	0.245475	0.145727	1.684481	0.1056
Hata terimi (-1)	-0.042670	0.368177	-0.115895	0.9087
Hata terimi (-2)	-0.105190	0.238478	-0.441090	0.6633
Hata terimi (-3)	-0.088600	0.325619	-0.272096	0.7880
Hata terimi (-4)	-0.233262	0.202916	-1.149550	0.2621
$R^2$	0.666452			
Düzeltilmiş $R^2$	0.535933	SSR		1126.926
Durbin-Watson istatistiği	2.049787	2ASSR		1263.805

**Tablo 7:  $D\pi_t$  için Yapılan İçsel Bağntı Testinin  $R_1^2$  si**

Bağımlı Değişken: Hata terimi (1. modelin)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-0.406004	1.797465	-0.225876	0.8228
DST	0.250206	0.672457	0.372078	0.7125
$DLpw_{t-1}$	0.001019	0.127997	0.007965	0.9937
$D\pi_{t-1}$	0.036333	0.122266	0.297161	0.7684
$DLM2_t$	-0.029623	0.119735	-0.247400	0.8063
$Dir_{t-1}$	0.003029	0.054457	0.055627	0.9560
$DLoil_t$	9.259716	8.044917	1.151002	0.2588
$R^2$	0.042490	AIC		6.776795
Düzeltilmiş $R^2$	-0.149012	SC		7.081563
SSR	1301.741	F- istatistik		0.221879
LR	-118.3707	Olasılık(F-istatistik)		0.966627
Durbin-Watson istatistiği	2.018716			

Üçüncü aşamada yapısal modelden elde edilen hata terimleri araç değişkenler ve hata terimlerinin gecikmeli değerleri (veriler çeyrek yıllık olduğu için dört gecikme alınmıştır) ile 2AEKK yöntemine göre tahmin edilip yeni hata terimleri elde edilir. Dördüncü aşamada üçüncü aşamada elde edilen hata terimleri araç değişkenler ile tahmin edilip  $R_2^2$  değeri bulunur.  $R_2^2$  değeri Tablo 8'de yer almaktadır. Son aşamada ise LM istatistiği  $n*(R_1^2-R_2^2) \sim \chi^2(p)$  şeklinde elde edilir (burada p hata terimleri için gecikme sayısını göstermektedir). Buna göre tahmin sonucunda  $33*(0.042-0.041)=0.033 \sim \chi^2(4)$ .  $0.033 < 13.28$  olduğundan içsel bağıntı sorunu yoktur.

**Tablo 8:  $D\pi_t$  için Yapılan İçsel Bağıntı Testinin  $R_2^2$ ' si**

Bağımlı Değişken: Hata terimi (1. modelin içsel bağıntı testinin hata terimi)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1998Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 33				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-0.333244	1.793047	-0.185854	0.8540
DST	0.231674	0.674951	0.343246	0.7342
DLpw <sub>t-1</sub>	0.001055	0.126614	0.008331	0.9934
$D\pi_{t-1}$	0.033484	0.125238	0.267367	0.7913
DLM2 <sub>t</sub>	-0.036805	0.128476	-0.286475	0.7768
Dir <sub>t-1</sub>	0.004603	0.055517	0.082906	0.9346
DLoil <sub>t</sub>	8.543275	8.112046	1.053159	0.3020
$R^2$	0.041107	AIC		6.750886
Düzeltilmiş $R^2$	-0.180177	SC		7.068327
SSR	1080.602	F- istatistik		0.185765
LR	-104.3896	Olasılık(F-istatistik)		0.978197
Durbin-Watson istatistiği	2.125915			

Eşanlı denklem tahminlerinde Pesaran ve Taylor (1999)'ın RESET sınaması kullanılmıştır. RESET sınama istatistiğini bulmak için yapısal modelin tahmini sonucunda elde edilen  $\hat{Y}^2$ , yapısal denkleme ve araç değişkenlere eklenerek model yeniden tahmin edilmiştir. Yapılan tahmin sonucunda  $\hat{Y}^2$  değişkeninin t istatistiği -1.689 (p=0.101) olarak bulunmuş ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız elde edilmiştir. Bu sonuç modelde tanımlama hatasının olmadığını göstermektedir. Ramsey Reset sınaması sonuçları Tablo 9'da yer almaktadır.

**Tablo 9:  $D\pi_t$  için Yapılan Ramsey Reset Testi**

Bağımlı Değişken: $D\pi_t$				
Yöntem: 2AEKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Araç Değişkenler: c $D\pi_{t-1}$ Dst $DLM2_{t-1}$ $DLoil_t$ $DLpw_{t-1}$ $Dir_{t-1}$ $D\pi_t$ tilda <sup>2</sup>				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.332362	2.594597	0.128098	0.8989
DSt	-1.150589	0.753445	-1.527103	0.1372
$DLpw_{t-1}$	0.306669	0.161642	1.897206	0.0675
$DE \pi_{t+1}$	1.312097	0.547223	2.397739	0.0229
$D\pi_{t-1}$	0.301789	0.132209	2.282660	0.0297
$DLM2_{t-1}$	0.177838	0.125545	1.416533	0.1669
$D\pi_t$ tilda <sup>2</sup>	-0.019220	0.011378	-1.689163	0.1016
$R^2$	0.590348	SSR		1471.145
Düzeltilmiş $R^2$	0.508418	2ASSR		1372.523
Durbin-Watson istatistiği	1.862792			

Tablo 3'den de görüldüğü gibi enflasyon beklentisi (yani ikinci denklem) için yapılan 2AEKK tahmini sonucunda enflasyon değişkeni ve faizin bir gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı iken, petrol fiyatı ve enflasyonun bir gecikmeli değerinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir.

Enflasyon beklentisinin bağımlı değişken olarak ele alındığı ikinci modelin doğruluğu ve seçilen araç değişkenlerinin geçerli olduklarını belirlemek için aşırı belirlenme testi yapılmıştır. Aşırı belirlenme için sına istatistiği  $n * R^2 \sim \chi^2(k_w - k_x)$  şeklindedir. Burada  $k_w$  araç değişkenlerin sayısı (c,  $d\pi_{t-1}$ ,  $dLM2_{t-1}$ , dst,  $dLoil_t$ ,  $DLpw_{t-1}$ ,  $dir_{t-1}$ ) ve  $k_x$  denklemde kullanılan dışsal değişkenler sayısını (c,  $dLoil_t$ ,  $dir_{t-1}$ ) simgelemektedir. Yapılan tahmin sonucunda  $n=37$ ,  $R^2=0.016$  ve  $\chi^2(k_w - k_x)$  ise  $\chi^2(4)$  bulunmuştur.  $\chi^2(4)$  tablo değeri %1 hata payına göre 13.28'dir.  $0.592 < 13.28$ 'den yani  $\chi^2_h < \chi^2_t$  olduğundan boş hipotez kabul edilmektedir. Aşırı Belirlenme sına sonuçları Tablo 10'da yer almaktadır.

**Tablo 10:  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan Aşırı Belirlenme Testi**

Bağımlı Değişken: Hata terimi (2. modelin hata terimi)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.356070	1.133441	0.314149	0.7556
Dst	-0.208953	0.424036	-0.492773	0.6258
DLpw <sub>t-1</sub>	-0.017803	0.080712	-0.220568	0.8269
D $\pi_{t-1}$	-0.003383	0.077098	-0.043879	0.9653
DLM2 <sub>t-1</sub>	-0.028357	0.075502	-0.375579	0.7099
Dir <sub>t-1</sub>	0.001931	0.034340	0.056238	0.9555
DLoil <sub>t</sub>	-0.416906	5.072944	-0.082182	0.9350
R <sup>2</sup>	0.016867	AIC		5.854557
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	-0.179760	SC		6.159325
SSR	517.6085	F- istatistik		0.085780
LR	-101.3093	Olasılık (F-istatistik)		0.997267
Durbin-Watson istatistiği	1.849314			

Tahmin edilen içsel bağıntı sınaması Tablo 11’de görülmektedir. İçsel bağıntı sorununa baktığımızda ise tahmin sonucuna göre  $33*(0.016-0.069) = -0.053 \sim \chi^2(4)$ .  $\chi^2(4)$  tablo değeri %1 hata payına göre 13.28’dir.  $-1.749 < 13.28$  olduğundan içsel bağıntı sorununun olmadığı görülmektedir. İçsel bağıntı sınama sonucu bulunan  $R_1^2$  ve  $R_2^2$  değerleri Tablo 12-13’de yer almaktadır.



**Tablo 11:  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan İçsel Bağntı Testi**

Bağımlı Değişken: $DE\pi_{t+1}$				
Yöntem: 2AEKK				
Veri Dönemi: 1998Ç4 2006Ç4				
Gözlem sayısı: 33				
Araç Değişkenler: C Dst $DLpw_{t-1}$ $D\pi_{t-1}$ $DLM2_{t-1}$ $Dir_{t-1}$ $DLoil_t$ hata teriminin 4 gecikmesi				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-1.296672	0.904282	-1.433925	0.1645
$D\pi_t$	0.242690	0.136490	1.778078	0.0881
$D\pi_{t-1}$	-0.024561	0.102688	-0.239180	0.8130
$Dir_{t-1}$	0.077138	0.047474	1.624860	0.1173
$D\pi_{t-1}$	-0.370547	5.390052	-0.068747	0.9458
$DLoil_t$	0.410441	0.315548	1.300723	0.2057
Hata terimi (-1)	-0.353919	0.203662	-1.737782	0.0951
Hata terimi (-2)	0.404108	0.203650	1.984332	0.0588
Hata terimi (-3)	-0.396137	0.215349	-1.839509	0.0782
Hata terimi (-4)				
$R^2$	0.618413			
Düzeltilmiş $R^2$	0.491217	SSR		352.6550
Durbin-Watson istatistiği	1.854647	2ASSR		286.8591

**Tablo 12:  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan İçsel Bağntı Testinin  $R_1^{2'}$  si**

Bağımlı Değişken: Hata terimi (2. modelin)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.356070	1.133441	0.314149	0.7556
Dst	-0.208953	0.424036	-0.492773	0.6258
$DLpw_{t-1}$	-0.017803	0.080712	-0.220568	0.8269
$D\pi_{t-1}$	-0.003383	0.077098	-0.043879	0.9653
$DLM2_{t-1}$	-0.028357	0.075502	-0.375579	0.7099
$Dir_{t-1}$	0.001931	0.034340	0.056238	0.9555
$DLoil_t$	-0.416906	5.072944	-0.082182	0.9350
$R^2$	0.016867	AIC		5.854557
Düzeltilmiş $R^2$	-0.179760	SC		6.159325
SSR	517.6085	F- istatistik		0.085780
LR	-101.3093	Olasılık(F-istatistik)		0.997267
Durbin-Watson istatistiği	1.849314			

**Tablo 13:  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan İçsel Bağntı Testinin  $R_2^2$ ' si**

Bağımlı Değişken: Hata terimi (2. modelin içsel bağntı testinin hata terimi)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1998Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 33				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.659793	0.988226	0.667654	0.5102
$D\pi_{t-1}$	-0.002216	0.069024	-0.032100	0.9746
$Dir_{t-1}$	0.005057	0.030598	0.165273	0.8700
$DLoil_t$	-0.198570	4.470902	-0.044414	0.9649
Dst	-0.296657	0.371995	-0.797476	0.4324
$DLM2_{t-1}$	-0.058596	0.070809	-0.827525	0.4155
$DLpw_{t-1}$	-0.031859	0.069782	-0.456551	0.6518
$R^2$	0.069224	AIC		5.559366
Düzeltilmiş $R^2$	-0.145571	SC		5.876807
SSR	328.2428	F- istatistik		0.322280
LR	-84.72953	Olasılık(F-istatistik)		0.919299
Durbin-Watson istatistiği	1.780878			

Değişen varyans sınamasında t istatistiği 0.628 ( $p=0.533$ ) olarak bulunmuş ve %1 anlamlılık düzeyinde ikinci model için değişen varyans sorununun olmadığı belirlenmiştir. Değişen varyans sınama sonuçları Tablo 14'de görülmektedir.

**Tablo 14:  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan Değişen Varyans Testi**

Bağımlı Değişken: Hata teriminin karesi (2. modelin hata terimi)				
Yöntem: EKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	12.51406	5.705081	2.193493	0.0350
$DE \pi_{t+1\_tildakare\_}$	0.136101	0.216447	0.628797	0.5336
$R^2$	0.011171	AIC		9.724436
Düzeltilmiş $R^2$	-0.017082	SC		9.811513
SSR	32512.13	F- istatistik		0.395385
LR	-177.9021	Olasılık(F-istatistik)		0.533565
Durbin-Watson istatistiği	1.949799			

Pesaran Reset sınavında  $\tilde{Y}^2$  değişkeninin t istatistiği 0.447 (p=0.657) olarak bulunmuş ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Tablo 15’de görülen sınav sonucuna göre modelde tanımlama hatasının olmadığı görülmektedir.

**Tablo 15:  $DE\pi_{t+1}$  için Yapılan Ramsey Reset Testi**

Bağımlı Değişken: $DE\pi_{t+1}$				
Yöntem: 2AEKK				
Veri Dönemi: 1997Ç4 2006Ç4				
Gözlem Sayısı: 37				
Araç Değişkenler: c $D\pi_{t-1}$ $Dst$ $DLoil_t$ $DLM2_{t-1}$ $DLpw_{t-1}$ $Dir_{t-1}$ $DE\pi_{t+1\_tilda}^2$				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-1.258363	0.935684	-1.344860	0.1884
$D\pi_t$	0.241729	0.130671	1.849908	0.0739
$D\pi_{t-1}$	-0.104775	0.094814	-1.105062	0.2776
$Dir_{t-1}$	0.087471	0.042207	2.072429	0.0466
$DLoil_t$	-4.156217	5.846846	-0.710848	0.4825
$DE\pi_{t+1\_tilda}^2$	0.018399	0.041102	0.447637	0.6575
$R^2$	0.464336	SSR		522.5551
Düzeltilmiş $R^2$	0.377938	2ASSR		602.6847
Durbin-Watson istatistiği	1.866716			

## 6. SONUÇ

Yeni Keynesyen çerçevede oluşturulan makro modeller, iktisat politikalarının daha etkin bir şekilde uygulanmasında ve sonuçlarının ortaya çıkmasında yeni bir çerçeve sunmuştur. Para politikasının kısa dönemde de etkin bir araç olabileceğini göstermektedir. Yeni Keynesyen görüş çerçevesinde oluşturulan modellerde, rasyonel beklenti varsayımı altında firmalar eksik rekabet diğer bir ifade ile monopollü rekabet şartlarında fiyatlarını belirlemektedirler. Yeni Keynesyen modellerde fiyat katılıklarının mevcut olması nedeniyle toplam talep reel ekonomik faaliyetleri de etkilemektedir. Bu bağlamda para politikası reel ekonomiyi etkilemektedir.

Yeni Keynesyen çerçevede oluşturulan melez formdaki model ile Türkiye’de enflasyonunun nasıl belirlendiği ortaya konulmaya çalışılmıştır. Oluşturulan modelde enflasyon ile enflasyon beklentisi arasında iki yönlü veya eşanlı bir ilişki bulunduğu için eşanlı denklem sistemi oluşturularak 2AEKK yöntemi ile sınanmıştır. Enflasyonun 2AEKK yöntemi ile sınanması sonucunda enflasyon beklentisi değişkeni, görece fiyatın ve enflasyonun bir gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Enflasyon beklentisinin 2AEKK yöntemi ile sınanması sonucunda da enflasyon değişkeni ve faizin bir gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Ancak enflasyon beklentisi değişkeninin enflasyon değişkenine göre daha fazla ağırlığa sahip olduğu görülmektedir. Bu sonuç enflasyonun daha çok enflasyon beklentisine göre

belirlendiğini ortaya koymaktadır. Yani firmalar fiyatlama davranışını ileriye dönük olarak yapmaktadır.

Enflasyon beklentisinin düşük tutulması enflasyonun da düşük olmasına yol açacaktır. Bu nedenle üretimde girdi maliyetlerinin azaltılması, faiz hadlerinin düşük tutulması, verimliliğin temel belirleyicisi haline gelen AR-GE (araştırma ve geliştirme) faaliyetlerinin artırılması, kamu açıklarının azaltılması ve vergi indirimleri sağlanmalıdır.

#### KAYNAKÇA

- Akkaya, Şahin ve Vedat Pazarlıoğlu (2000), *Ekonometri 1*, Anadolu Matbaacılık, İzmir.
- Bårdsen, Gunnar; Eilev S. Jansen and Ragnar Nymoene (2002), “Testing the New Keynesian Phillips Curve”, *Memorandum*, Department of Economics University of Oslo, No. 18.
- Bekaert, Geert, Seonghoon Cho and Antonio Moreno (2005), “New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure”, *NBER Working Paper*, No. 11340.
- Berument, Hakan; Nildag Başak Ceylan ve Hasan Olgun (2007), “Inflation Uncertainty and Interest Rates: Is the Fisher Relation Universal?”, *Applied Economics*, Vol. 39, No. 1, pp. 53-68.
- Brissimis, Sophocles N. and Nicholas S. Magginas (2006), “Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve”, *Bank of Greece Working Paper*, No. 38.
- Calvo, Guillermo A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 383-398.
- Cavallo, Michele (2008), “Oil Prices and Inflation”, *FRBSF Economic Letter*, No. 31.
- Céspedes, Luis F., Marcelo Ochoa, and Claudio Soto (2005), “An Estimated New Keynesian Phillips Curve for Chile”, *Working Paper 333*, Santiago: Central Bank of Chile.
- Creel, Michael (2006), *Econometrics*, Department of Economics and Economic History, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Greene, William (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- Genberg, Hans and Laurent L. Pauwels (2003), “An Open Economy New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Hong Kong”, *HEI Working Paper*, No. 3.
- Gujarati, Demodar N. (1995), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- Gujarati, Demodar N. (2004), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- King, Robert G. (2000), “The New IS-LM Model: Language, Logic and Limits”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 86, No.3, pp. 45-103.

- Korkmaz, Suna (2009), “Yeni Phillips Eğrisi ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, Basılmamış Doktora Tezi, *Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Ankara.
- Mehra, Yash P. and Christopher Herrington (2008), “On the Sources of Movements in Inflation Expectations: A Few Insights from a VAR Model”, *Economic Quarterly*, Vol. 94, No. 2, pp. 121-146.
- Pesaran, Hashem M. and Larry W. Taylor (1999), “Diagnostics for IV Regressions”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, No. 2, pp. 255-281.
- Ribon, Sigal (2004), “A New Phillips Curve for Israel”, *Bank of Israel Discussion Paper*, No. 11.
- Roche, John M. (2001), *Econometric Modelling of the Agri-Food Sector*, Rural Economy Research Centre, <http://www.tnet.teagasc.ie/fapri/pubandrep2001.htm>, (Erişim Tarihi: 15.06.2008).
- Roberts, John M. (1995), “New Keynesian Economics and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, pp. 975-984.
- Shelley, Gary and Frederick Wallace (2005), “The Relation between U.S Money Growth and Inflation: Evidence from a Band-pass Filter”, *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 8, pp. 1-13.

