

GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE P* ENFLASYON MODELİ: TÜRKİYE 1980 – 1997

Doç.Dr.İlyas ŞIKLAR

Anadolu Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

İktisat Bölümü

ABSTRACT

This paper examines the P* model of inflation stemmed from traditional equation of exchange. The model developed is estimated by using the monthly data taken from Turkish economy for the period 1980:Jan-1997:Dec. and results obtained generally give support in favor of the P* inflation model. While estimated model fits the data well for various lag structure ranging from 1 month to 24 month, conclusions reached after some simulation exercises show that P* model can be used for distant-early warning purpose.

ÖZET

Bu çalışmada, temeli geleneksel değişim denkleminde dayanan P* enflasyon modeli incelenmektedir. Geliştirilen model Türkiye uygulamasından 1980:Ocak-1997:Aralık dönemi için elde edilen aylık veriler kullanılarak tahmin edilmiş ve genellikle P* enflasyon modelini destekleyici yönde sonuçlar elde edilmiştir. Tahmin edilen model 1 aydan 24 aya kadar değişen çeşitli gecikme yapıları için kullanılan veriye büyük ölçüde uygun düşerken, gerçekleştirilen

simülasyon sonuçları P* enflasyon modelinin erken uyarı amacı ile kullanılabilirliğini göstermiştir.

GİRİŞ

1970'li yılların başlangıcında Goldfeld tarafından öne sürülen "kayıp para" sorununun¹ para talebi literatürünün gündemine oturması bir diğer önemli sorununun daha ortaya çıkmasına neden olmuştur: *Etkin bir para politikası yürütebilmek için hangi parasal büyüklüğün kontrol edilmesi gerekir?* Sözü edilen bu sorun çok çeşitli temellere oturtularak tartışılmış olmasına karşın, bu tartışmaların en önemli bölümü, bir teoriye dayanan veya dayanmayan farklı parasal büyüklükler geliştirilmesine ve istatistiki kriterler aracılığı ile bu büyüklüklerin performanslarını incelemeye ayrılmıştır. Ancak farklı çalışmalarda elde edilen sonuçların farklı parasal büyüklüklerin en iyi performansı gösterdikleri şeklinde olması uygun ve istikrarlı bir parasal büyüklük tanımına ulaşma konusundaki araştırmaların devam etmesine neden olmaktadır². Son yıllarda, kısmen de olsa, bu arayışların bir sonucu olarak enflasyon ve parasal dinamikleri ile ilgili P* modeli olarak adlandırılan bir model ortaya atılmıştır.

Yapılan analizler sonucunda P* modeli ile enflasyonu tahmin etmenin, fiyat tahminlerine ilişkin diğer modellerle karşılaştırıldığında daha iyi performans göstermesi P* modelinin ilgi odağı olmasına yol açmıştır. Bu çalışmada söz konusu modelin gelişmekte olan bir ülke bağlamında tutarlılığı araştırılacak ve performans gücü Türkiye verileri kullanılarak test edilecektir. Dünyada enflasyonun sıfırlanmaya doğru yol aldığı bir dönemde, enflasyon konusunda dünya liderliğine oturmuş olan Türkiye, P* modeline dayanarak ilginç tespitlerde bulunma olanağı sunacak bir ülke konumundadır.

Çalışmanın birinci bölümünde P* modeli ve teorik temelleri ortaya konulmakta, bu modelle ilgili olarak yapılmış araştırmaların

¹ S.GOLDFELD, "The Demand for Money Revisited", Brookings Papers on Economic Activity, No:3, 1973, s.577-638; S.GOLDFELD, "The Case of the Missing Money", Brookings Papers on Economic Activity, No:3, 1976, s.683-730

² İ.ŞIKLAR, "Divizia Parasal İndeksler: Türkiye için Bir Uygulama", Anadolu Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi Dergisi, Vol.1, No.1, Haziran 1994, s.125-150.

sonuçlarına kısaca değinilmektedir. İkinci bölüm temel olarak P* modelinin Türkiye'ye uygulanabilmesi için modelde yapılması gereken revizyona ve bunların nedenlerine değinmektedir. Üçüncü bölümde tahmin yöntemi ve veri sorunları tartışılmakta, dördüncü bölümde ise P* modelinin tahmini ve performans gücü ele alınmaktadır. Sonuç bölümünde ise elde edilen temel bulgular vurgulanmaktadır.

I. P* MODELİ VE ENFLASYON

P* modeli, Jeffrey Hallman, Richard Porter ve David Small tarafından (bundan böyle kısaca HPS) kısa dönemli fiyat hareketleri ile uzun dönem fiyatları arasında bir ilişki kurabilmek amacıyla geliştirilmiştir³. Modelin temelinde yatan eşitlik, Irving Fisher tarafından ilk kez 1911 yılında ortaya konmuş olan geleneksel değişim denklemidir:

$$(1) \quad MV = Py$$

Bilinen bu eşitlikte M para miktarını, V paranın dolaşım hızını, P cari fiyat düzeyini ve y cari reel gelir düzeyini ifade etmektedir. Aslında bir özdeşlik olan değişim denkleminde yararlanarak fiyatlar genel düzeyi,

$$(2) \quad P = \frac{MV}{y}$$

şeklinde belirlenmektedir. HPS tarafından geliştirilen modelde V ve y'nin uzun dönem değerleri olan V* ve y* düzeylerine doğru hareket etme eğiliminde oldukları kabul edilmektedir⁴. Bir diğer deyişle HPS, V ve y'nin sabit bir ortalama etrafında dalgalandığını kabul

³ J.HALLMAN-R.PORTER-D.SMALL, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level, Board of Governors of the Federal Reserve System, Staff Study 157, April 1989; J.HALLMAN-R.PORTER-D.SMALL, "Is the Price Level Tied to M2 Monetary Aggregate in the Long-Run", American Economic Review, Vol.81, September 1991, s.841-858.

⁴ HALLMAN-PORTER-SMALL, Is the Price Level..., s.842.

etmektedirler. Uzun dönem denge dolaşım hızını (V^*) elde edebilmek için incelenen örneklem döneminde gerçekleşen M2 dolaşım hızının ortalamasını kullanan HPS, reel gelire ilişkin uzun dönem denge gelirini (y^*) ise "potansiyel GSMH" kavramına bağlı olarak elde etmektedirler. Söz konusu uzun dönem denge değerleri kullanıldığında P^* eşitliğini aşağıdaki şekilde yazmak mümkündür:

$$(3) \quad P^* = \frac{MV^*}{y^*}$$

Uzun dönem denge fiyat düzeyi olarak adlandırılabilen P^* değerini veren yukarıdaki eşitliğe göre enflasyonun parasal bir olgu olduğunu söylemek mümkündür. (3) nolu eşitlik logaritmik biçimde yazılır ve (1) nolu eşitlikte verilen değişim denklemi ile bir arada ele alınırsa,

$$(4) \quad p^* - p = (v^* - v) + (y^* - y)$$

elde edilecektir. Yukarıdaki eşitlikte küçük harflerle ifade edilen değişkenler, aynı değişkenin logaritmik değerine karşılık gelmektedir.

Elde edilen son eşitliğe göre V ve/veya y uzun dönem denge değerleri olan V^* ve y^* düzeyinden sapma gösterirlerse cari fiyat düzeyi P , uzun dönem denge değeri P^* düzeyinden sapma gösterir. Bir diğer deyişle P^* modeline göre, uzun dönem denge fiyat düzeyi ile cari fiyat düzeyi arasındaki fark enflasyonun temel nedenini oluşturmaktadır. Zira kısa dönemde V ve y uzun dönem değerlerinden sapma gösterebilirler. Bu durumda, örneğin, henüz cari fiyatlara yansımamış olan aşırı para miktarı cari dolaşım hızının uzun dönem denge değerinin altına düşmesine ve/veya üretimin potansiyel gelir düzeyinin üzerine çıkmasına neden olabilir. Bu şartlar altında cari fiyat düzeyi uzun dönem denge fiyat düzeyinden düşük olduğu için ekonomide enflasyonist baskı artacaktır. Para talebi ve faiz oranı aşırı para miktarını ortadan kaldıracak şekilde gecikerek uyum gösterdikçe cari dolaşım hızı uzun dönem denge değerine (V^*) doğru yönelecektir. Benzer şekilde enflasyonist beklentilerin oluşumunda ve nominal ücretlerin uyum göstermesinde mevcut gecikmeler cari üretim

düzeinin de potansiyel üretim düzeyine doğru yönelmesine yol açacaktır. Yaşanan bu uyum sürecinin sonunda cari fiyat düzeyi de uzun dönem denge fiyat düzeyine ulaşacak şekilde artma eğilimi gösterir.

Yukarıdaki açıklamalar göz önüne alındığında P* modeli kullanılarak enflasyonu direkt olarak belirlemek mümkün hale gelmektedir. Cari enflasyon oranı uzun dönem denge enflasyon oranını aşarsa, P* modeline göre, daha sonraki dönemlerde cari enflasyon oranı uzun dönem denge enflasyon oranına ulaşınca dek düşecektir⁵.

Uzun dönemde P* değeri P değerini belirlemesine karşın HPS enflasyonun kısa dönem dinamik yapısını

$$(5) \quad \Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^4 \beta\Delta\pi_{t-i}$$

olarak belirlemektedir⁶. Bu eşitlikte π enflasyon oranını göstermektedir. Parantez içerisinde yer alan ve *fiyat açığı* olarak adlandırılan; $p_{t-1} - p_{t-1}^*$ ifadesi (4) nolu eşitlikte verilen eşiti ile değiştirildiğinde

$$(6) \quad \Delta\pi_t = \gamma_1(y_{t-1}^* - y_{t-1}) + \gamma_2(v_{t-1}^* - v_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \beta\Delta\pi_{t-i}$$

formu elde edilecektir. Bu eşitlik dengesizlik durumunda enflasyon oranının nasıl uyum göstereceği konusunda birbirine alternatif teşkil eden iki görüşü bir arada ele almaktadır. Phillips eğrisi yaklaşımı olarak adlandırabileceğimiz yaklaşıma göre enflasyon üretim açığına (reel sektör dengesizliği) göre uyum gösterir ve dolayısıyla $\gamma_2=0$ olur. Monetarist yaklaşım olarak bilinen alternatif görüşe göre ise enflasyon

⁵ D.FISHER-A.FLESSIG, **Monetary Aggregates and P* Model of Inflation in the United States**, North Carolina State University, Economics Working Paper Series No:WP9510, September 1995, s.4.

⁶ HALLMAN-PORTER-SMALL, **Is the Price Level ...**, s.848.

dolaşım hızı açığına (parasal sektör dengesizliği) göre uyum gösterir ve dolayısıyla $\gamma_1=0$ olacaktır. HPS, orijinal P* modelinde üretim ve dolaşım hızı açığı kavramlarının dinamik enflasyon eşitliğine eşit ağırlıklara sahip olarak ($\gamma_1=\gamma_2=\alpha$) girecekleri şeklinde bir kısıt koymaktadırlar. Bu kısıt, HPS'ye göre, cari reel üretim düzeyinin enflasyonist dinamik üzerinde direkt bir etkisi olmadığını ifade etmektedir. Bunu görebilmek için, (3) nolu eşitliğin logaritması alınır ve P* değeri yerine konursa,

$$(7) \quad \Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1} - m_{t-1} - v_{t-1}^* + y_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^4 \beta\Delta\pi_{t-i}$$

elde edilir. Görüldüğü gibi cari üretim düzeyinin enflasyonist dinamikler üzerinde direkt bir etkisi söz konusu olmamaktadır⁷. (6) nolu eşitlikte geliştirilen model ABD verileri kullanılarak tahmin edilmekte, dolaşım hızı ve üretim açığı kavramlarının her ikisi de istatistiki olarak anlamlı bulunmaktadır. Öte yandan yapılan testler $\gamma_1=\gamma_2$ kısıtının da kabul edilmesini gerektirmektedir⁸.

HPS tarafından gerçekleştirilen çalışmada da belirtildiği gibi, aslında P* modeli ile öne sürülen görüşler yeni değildir⁹. Nitekim Humprey yaptığı çalışmada, David Hume'dan Milton Friedman'a kadar miktar teorisini savunan iktisatçıların P* enflasyon modelini kabul ettiklerini kanıtlarıyla ortaya koymaktadır¹⁰.

P* modeli bir çok çalışmada ampirik olarak teste tabi tutulmuş ve karışık sonuçlar elde edilmiştir. Öte yandan söz konusu model çeşitli eleştirilere de uğramıştır. Bu anlamda modele yöneltilen eleştirileri teorik ve tahmin gücüne dönük eleştiriler olarak iki temel grupta toplamak mümkündür. Teorik eleştirilerden dikkat çeken ilki Lawrence Christiano tarafından getirilen eleştiridir. Christiano'ya göre

⁷ J.ATTA-MENNAH, A Modified P* Model of Inflation Based on M1, Bank of Canada Working Paper Series no:95-15, November 1996, s.5-6.

⁸ HALLMAN-PORTER-SMALL, Is the Price Level ... , s.849.

⁹ HALLMAN-PORTER-SMALL, Is the Price Level ... , s.841.

¹⁰ T.HUMPREY, "Precursors of the P-Star Model", Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, Vol.4, July-August 1989, s.3-9.

P* modeli miktar teorisine dayandırıldığı için uzun dönem değerlerine doğru uyum süreci 10 ile 20 yıl arasında sürebilir¹¹. Ancak bu eleştiri, modelin tahmin açısından iyi bir performans göstermesi halinde test edilmesi gereken ampirik bir iddia konumundadır. Teorik bazda P* modeline yöneltilen ikinci eleştiri dolaşım hızının sabit olmadığı ve HPS tarafından incelenen dönemde çeşitli finansal yeniliklere bağlı olarak M2 dolaşım hızında kalıcı bir düşüş görüldüğü şeklindedir¹². Ancak bu olasılık HPS ve Jeffry Halmann ve Richard Anderson tarafından test edilmiş ve kullanılan veri seti söz konusu hipotezin reddini gerektirmiştir¹³. Robert Pecchenino ve Robert Rasche tarafından modele yöneltilen bir diğer eleştiri ise dolaşım hızı ve üretimin uzun dönem ortalama değerleri etrafında dalgalandıkları şeklindeki yaklaşımla ilgilidir¹⁴. Bu eleştiriler doğal olarak uzun dönem denge değerlerinin nasıl hesaplanması gerektiği konusundaki tartışmalara bağlanmaktadır. Örneğin potansiyel GSMH'nin hesaplanabilmesi için önerilen trend, arz yönlü ekonometrik modeller veya Okun yasası gibi yöntemlerin her birinin taşıdığı dezavantajlar söz konusudur.

P* modeline yöneltilen ikinci grup eleştiri modelin tahmin performansı ile ilgilidir. HPS tarafından yapılan karşılaştırmalarda, geliştirilen modelin istatistiki kriterler çerçevesinde diğer modellerden daha iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşılmaktadır¹⁵. Christiano P* modelini fiyatları belirleyen diğer faktörlerin (parasal taban, hazine bonusu faiz oranı gibi) açıklama gücü ile karşılaştırmakta ve karışık sonuçlar elde etmektedir¹⁶. Benzer testlerin gerçekleştirildiği Halman,

¹¹ L.CHRISTIANO, "P*: Not the Inflation Forecaster's Holy Grail", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol.13, Fall 1989, s.3-18.

¹² CHRISTIANO, s.6.

¹³ HALLMAN-PORTER-SMALL, *Is the Price Level ...*, s.842; J.HALLMAN - R.ANDERSON, "Has the Long-Run Velocity of M2 Shifted? Evidence from the P* Model", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, Vol.29, Winter 1993, s.12.

¹⁴ R.PECCHENINO-R.RASCHE, "P* Type of Models: Evaluation and Forecasts", *International Journal of Forecasting*, Vol.6, November 1990, s.421-440.

¹⁵ HALL-PORTER-SMALL, *M2 Per Unit of ...*, s.28.

¹⁶ CHRISTIANO, s.3-18.

Porter ve Small'in daha önce değinilen çalışmasında elde edilen sonuçlar P* modelini destekler yöndedir¹⁷.

Yukarıda sözü edilen çalışmaların dışında P* modelinin ileriye dönük tahmin gücünü test etmeye dönük çalışmaların varlığından da söz etmek gerekir. Pacchenino ve Rasche tarafından bir dizi para politikası kuralı çerçevesinde gerçekleştirilen testlerde P* modelinin makul olmayan bir dinamik davranış sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır¹⁸. OECD ülkeleri için Peter Hoeller ve Pierre Porcet tarafından yapılan bir çalışmada ise P* modelinin aynı amaçla kullanılan diğer modellerden daha iyi sonuç verdiği tespit edilmektedir¹⁹. Clemens Kool ve John Tatom tarafından gerçekleştirilen araştırmada ise açık ekonomi göz önüne alındığında P* modelinin tahmin gücünün arttığı gösterilmektedir²⁰. Douglas Fisher ve Adrian Fleissig alternatif parasal büyüklükler kullanarak gerçekleştirdikleri testlerde P* modelini kullanarak bir anlamda "doğal enflasyon oranı" olarak adlandırılabilir kavrama ulaşmayı denemekte ve P* modelinin bu bağlamda en iyi sonuçları verdiğini göstermektedirler²¹. Kanada Merkez Bankası için yapılan bir araştırmada Joseph Atta-Mensah ise P* modelinin ülke ekonomisine göre gerekli revizyonlar yapıldıktan sonra, enflasyon konusunda erken uyarı sinyali veren bir gösterge olarak kullanılabilirliğini ifade etmektedir²².

II. P* MODELİ VE TÜRKİYE'YE UYGULANMASI

P* modelinin orijinal versiyonunda paranın dolaşım hızının istikrarlı bir yapı sergilediği ve para talebinin gelir esnekliğinin birime eşit olduğu varsayılmaktadır. Hızlı enflasyonist süreç yaşanan ve

¹⁷ HALL-PORTER-SMALL, *Is the Price Level ...*, s.856.

¹⁸ PECCHENINO-RASCHE, s.421-440.

¹⁹ P.HOELLER-P.PORET, *Is P* a Good Indicator of Inflationary Pressure in OECD Countries*, OECD Staff Studies No:17, Autumn 1991.

²⁰ C.KOOL-J.A.TATOM, "The P-Star Model in Five Small Economies", *Federal Reserve Bank of St.Louis Economic Review*, Vol.76, May/June 1994, s.11-29.

²¹ FISHER-FLEISSIG, s.20-25

²² ATTA-MENSAH, s.6-8

ödeme-aktarma mekanizmalarının henüz geliştirilmeye başlandığı gelişmekte olan bir ekonomide dolaşım hızının istikrarlı bir seyir izlemesi beklenemez. Nitekim gerçekleştirilen birim-kök testleri paranın dolaşım hızının istatistiki olarak durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Bu nedenle P^* modeli Türkiye için ancak gerekli düzenlemelerin yapılmasından sonra uygulanabilir hale gelmektedir. Bu amaca dönük olarak Joseph Atta-Mensah tarafından önerilen yöntemden hareketle, uzun dönem para talebi fonksiyonu aşağıdaki biçimde ele alınmaktadır²³:

$$(11) \quad m_t - p_t = \varphi_0 + \varphi_1 y_t + \varphi_2 i_t + \xi_t$$

Bu eşitlikte m_t , p_t , y_t ve i_t sırasıyla para, fiyat, reel gelir ve nominal faiz oranını ifade etmektedir. Eşitlikte yer alan artık terim (ξ) fiilen elde tutulan para miktarı ile uzun dönem para talebi arasındaki farkı göstermekte ve "para açığı" olarak adlandırılmaktadır. Yukarıdaki eşitliğin oluşturulmasında kullanılan tüm değişkenler faiz oranı dışında logaritmik değerleri ifade etmektedir. Cari para miktarına karşılık gelen uzun dönem denge fiyat düzeyi (p^*), uzun dönem faiz oranı ve potansiyel üretim arasındaki ilişki aşağıdaki biçimde yazılabilir:

$$(12) \quad p^* = m_t - \varphi_0 - \varphi_1 y_t^* - \varphi_2 i_t^*$$

Yukarıda elde edilen (11) ve (12) nolu eşitliklerden yararlanarak uzun dönem denge fiyat düzeyi ile cari fiyat düzeyi arasındaki fark, yani fiyat açığı,

$$(13) \quad p^* - p = \varphi_1 (y_t - y_t^*) + \varphi_2 (i_t - i_t^*) + \xi_t$$

şeklinde elde edilir. Bu eşitliğe göre fiyat açığı gelir esnekliği (φ_1) ile ağırlıklandırılmış üretim açığı, faiz esnekliği (φ_2) ile ağırlıklandırılmış faiz açığı ve para açığının (ξ) toplamına eşit olmaktadır. Bu durumda

²³ ATTA-MENSAH, s.7.

HPS tarafından geliştirilen kısa dönem dinamik enflasyon modeli aşağıdaki nihai formu alacaktır:

$$(14) \quad \pi_t = \theta_0 + \theta_1 ygap_{t-1} + \theta_2 mgap_{t-1} + \theta_3 igap_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_4 \pi_{t-i} + \xi_t$$

Bu eşitlikte ygap üretim açığını, mgap para açığını ve igap faiz oranı açığını ifade etmektedir.

III. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmanın bu bölümünde son olarak elde edilen (14) nolu eşitliğin tahmin edilebilmesi için gerekli olan veri ve manipülasyon yöntemleri ortaya konulacaktır.

Öncelikle kısa dönem dinamik enflasyon modelinde yer alan ve uzun dönem değerlerinden sapmaları ifade eden "gap" sonekli değişkenler gözlemlenebilen değişkenler değildir. Bu nedenle söz konusu modelin tahmin edilebilmesi için bu verilerin türetilmesi gerekmektedir. Literatürde uzun dönem denge değerlerinin, bir diğer deyişle potansiyel değerlerin, dolayısıyla "açık" olarak adlandırılan kısa dönemde denge değerlerinden sapmaların elde edilmesinde çeşitli yöntemler söz konusudur. Christiano potansiyel üretim düzeyinin belirlenmesi için lineer trend yöntemini kullanmakta, Bank of Japan aynı yöntemi potansiyel dolaşım hızı için de kullanırken, Christiano dolaşım hızı için incelenen örneklem ortalamasını esas almaktadır²⁴. Son zamanlarda potansiyel değerleri hesaplamada daha karmaşık teknikler kullanılmakta ve, örneğin, Hoeller-Poret bu amaçla Hodrick-Prescott filtreleme yöntemini kullanırken²⁵, Bomhoff çalışmasında Kalman filtreleme yöntemini esas almaktadır²⁶. Öte yandan

²⁴ CHRISTIANO, s.3-18; Bank of Japan, *A Study of Potential Pressure on Prices: Application of P* to the Japanese Economy*, Special Paper No:186, February 1992.

²⁵ HOELLER-PORET, s.20.

²⁶ E.J.BOMHOFF, *Stability of Velocity in the Group of Seven Countries A Kalman Filter Approach*, International Monetary Fund Working Paper Series No:WP/90/80, November 1990.

potansiyel değerlerin hesaplanmasında yapısal modellerin de kullanıldığını belirtmek gerekir. Örneğin Bank of Japan tarafından potansiyel GSMH değerlerinin hesaplanmasında toplam üretim fonksiyonundan hareket edilmekte²⁷, Ebrill-Fries aynı amaçla eşbütünleşiklik (cointegration) analizini uygulamaktadır²⁸. Alain DeSerres, Alain Guay ve Pierre St.Amant tarafından yapılan bir çalışmada ise GSMH açığının oluşturulmasında geliştirilen yapısal VAR modeli kullanılarak potansiyel GSMH değerlerine ulaşılmaktadır²⁹. Yapılan bir diğer çalışmada, Coc-McDermott parametrik olmayan tahmin yöntemleri kullanarak uzun dönem değerlerini elde etmektedir³⁰. Hoeller-Poret tarafından OECD ülkeleri için, Alicia G. Herrero ve Monaj V.Pradhan tarafından İspanya için elde edilen kanıtları göz önünde tutarak³¹, çalışmamızda kullanılan değişkenlerin uzun dönem denge değerlerinin ve kısa dönemde bu denge değerlerinden gözlenen sapmaların hesaplanmasında Hodrick-Prescott filitreleme yöntemi kullanılacaktır.

Tahmin aşamasında sorun doğurabilecek bir diğer değişken ise uzun vadeli faiz oranının tespit edilebilmesidir. Yaşanan hızlı enflasyonist süreç, ele alınan dönemin bir bölümünde uygulamada kalan yönlendirilmiş faiz oranları sistemi ve bankacılık sisteminin oligopolistik yapısı düşünüldüğünde kısa vadeli faiz oranının elde para tutmanın alternatif maliyetini yansıttığını söylemek güçtür. Kaldı ki yukarıda sıralanan gerekçelere bağlı olarak uzun dönem faiz oranını elde etmek de gerçekçi olmayacaktır. Bu nedenle elde para tutmanın fırsat maliyetini yansıtmak üzere, sonuçların yorumlanmasında bu

²⁷ BANK OF JAPAN, s.4-18.

²⁸ L.P.EBRILL-S.M.FRIES, *The Dynamics of Money Demand and Prices*, International Monetary Fund Working paper Series No:wp/90/75, June 1990.

²⁹ A.DESERRES-A.GUAY-P.ST.AMANT, *Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: The Case of the Mexican Economy*, Bank of Canada Working Paper No:95-2, March 1995.

³⁰ D.COE-Y.MCDEROTT, *Does the Gap Model Work in Asia*, International Monetary Fund Working Paper Series No:WP/96/69, July 1996.

³¹ HOELLER-PORET, s.10-23; A.G.HERRERO - M.V.PRADHAN, *The Domestic and Foreign Price Gaps in the P-Star Model: Evidence from Spain*, International Monetary Fund Working Paper Series No:WP/98/64, May 1998.

hususu göz önünde tutmak kaydıyla, TL/\$ kurundaki değişim oranı esas alınacaktır.

Çalışmada kullanılan veriler 1980:01-1997:12 dönemine ait aylık bazdaki verilerdir. Ülkemizde aylık bazda gelir serileri yayınlanmadığı için, reel geliri temsil üzere tahminlerde DİE sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Paranın tanımı konusundaki tartışmalardan uzak kalabilmek ve Merkez Bankası'nın izleyeceği para politikalarında hedef tespitine dönük önerilerde bulunabilmek amacıyla T.C. Merkez Bankası'nın M1 ve M2 para stoku tanımları için ayrı ayrı tahminde bulunulacaktır.

IV. P* MODELİ TAHMİN SONUÇLARI

Yukarıdaki bölümlerde yapılan açıklamalar ışığında (14) nolu eşitlik tahmin performansının da değerlendirilebilmesi için aşağıdaki şekilde tahmin edilecektir:

$$(15) \quad \pi_t = \varphi_0 + \varphi_1 ygap_{t-j} + \varphi_2 mgap_{t-j} + \varphi_3 egap_{t-j} + \sum_{i=1}^k \varphi_4 \pi_{t-i} + \xi_t$$

Tahmin edilecek bu eşitlikte daha önce tanımlanan değişkenlerden farklı olarak "e" TL/\$ kurundaki değişim oranını ifade etmektedir. Öte yandan eşitlikteki değişkenlerde indislerde yer alan j değerleri, Merkez Bankası'nın da benzer yöntemi kullanacağı düşüncesinden hareketle 1, 6, 12, 18 ve 24 ay olarak tespit edilmiştir. Eşitliğe dağılmış gecikme ile dahil edilen φ_4 katsayısının toplam değeri için k değeri "nihai belirleme hatasının" minimum olduğunu gösteren Akaike Enformasyon Kriteri esas alınarak 18 ay olarak tespit edilmiştir. Tahmin sonuçlarını veren Tablo 1'de parametrelere ilişkin tahmin sonuçlarının altında parantez içerisinde yer alan değerler t istatistiklerini, köşeli parantez içerisinde yer alan değerler ise marjinal anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Öte yandan $AdjR^2$ serbestlik derecesine göre düzeltilmiş determinasyon katsayısını, SER regresyon

denkleminin standart hatasını, DW ise Durbin-Watson otokorrelasyon test istatistiğini ifade etmektedir³².

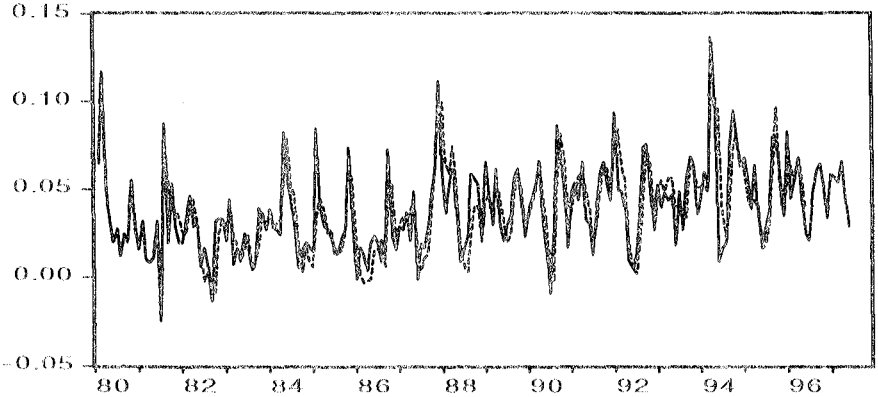
TABLO 1
P* ENFLASYON MODELİ TAHMİN SONUÇLARI

| Parametre | k=1 | k=6 | k=12 | k=18 | k=24 |
|-------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| φ_0 | -0.063 (1.466) [0.145] | 0.018 (0.907) [0.366] | -0.001 (0.075) [0.940] | 0.002 (0.141) [0.877] | -0.007 (0.371) [0.712] |
| φ_1 | 0.044 (1.309) [0.168] | 0.039 (1.283) [0.202] | 0.070 (1.350) [0.141] | 0.068 (2.169) [0.032] | 0.063 (2.136) [0.035] |
| φ_2 | 0.241 (1.685) [0.095] | 0.325 (2.071) [0.033] | 0.149 (4.524) [0.001] | 0.111 (4.813) [0.001] | 0.082 (2.175) [0.028] |
| φ_3 | 0.195 (4.397) [0.001] | 0.061 (1.981) [0.050] | 0.035 (1.555) [0.071] | 0.032 (1.095) [0.276] | 0.002 (0.092) [0.927] |
| φ_4 | 2.360 (2.525) [0.012] | 0.596 (3.143) [0.001] | 1.016 (1.210) [0.120] | 0.409 (3.952) [0.001] | 0.315 (6.219) [0.001] |
| AdjR ² | 0.691 | 0.705 | 0.562 | 0.754 | 0.712 |
| SER | 0.085 | 0.019 | 0.090 | 0.011 | 0.016 |
| D.W. | 1.620 | 1.882 | 1.841 | 1.852 | 1.896 |

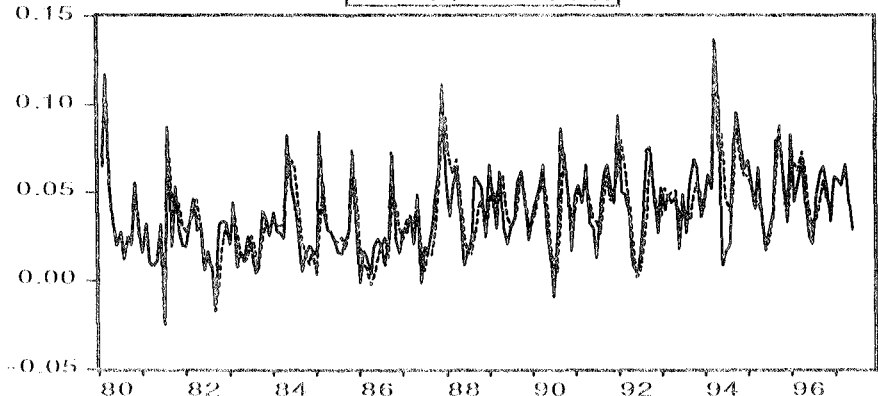
Tahmin sonuçlarına göre para açığının enflasyon üzerindeki etkisini ifade eden φ_2 parametresi 1'den 24 aya kadar, seçilen her gecikme yapısında istatistiki olarak anlamlı sonuç vermektedir. Üretim açığı (φ_1) katsayısı ise sadece 18 ve 24 aylık gecikme düzeyinde anlamlılık kazanmaktadır. Dolayısıyla üretim açığının enflasyon üzerindeki etkisi kısa dönem için ihmal edilebilecek düzeydedir. Öte yandan elde para tutmanın alternatif maliyetini temsil etmek üzere modele dahil edilen döviz kuru değişim oranı ise, üretim açığının aksine, 1, 6 ve 12 aylık gecikmelerde istatistiki olarak anlamlı

³² M2 para stoku tanımı kullanılarak gerçekleştirilen tahminlerde istatistiki olarak geçerli sonuçlar elde edilememiştir. Bu nedenle ilgili tabloda ve çalışmanın sonraki bölümlerinde sadece M1 para stoku tanımının kullanılması ile elde sonuçlara değinilmektedir.

sonuç vermektedir. Bu da kullanılan alternatif maliyet değişkeninin ancak 1 yıl içinde enflasyon üzerinde etkisini gösterdiğini, dönem uzadıkça reel faktörlerin ön plana çıktığını göstermektedir. Elde edilen tahmin sonuçları çerçevesinde elde edilen $AdjR^2$ değerleri ve örneklem içi (in-sample) statik simulasyon sonuçlarını gösteren aşağıdaki Şekil 1-5 incelendiğinde ise geliştirilen modellerin mevcut veri seti ile uyumunun oldukça yüksek olduğu anlaşılmaktadır. Özellikle döngü noktalarının tespitinde tahmin edilen modellerin tahmin gücü oldukça yüksektir. Bu bağlamda 6 ve 12 aylık gecikmelere ilişkin modellerin 1994 yılı Nisan ayında enflasyonda gözlenen sıçramayı başarı ile yakalamaları P^* enflasyon modelinin bir erken uyarı sistemi olarak kullanılabilirliğini ifade etmektedir.

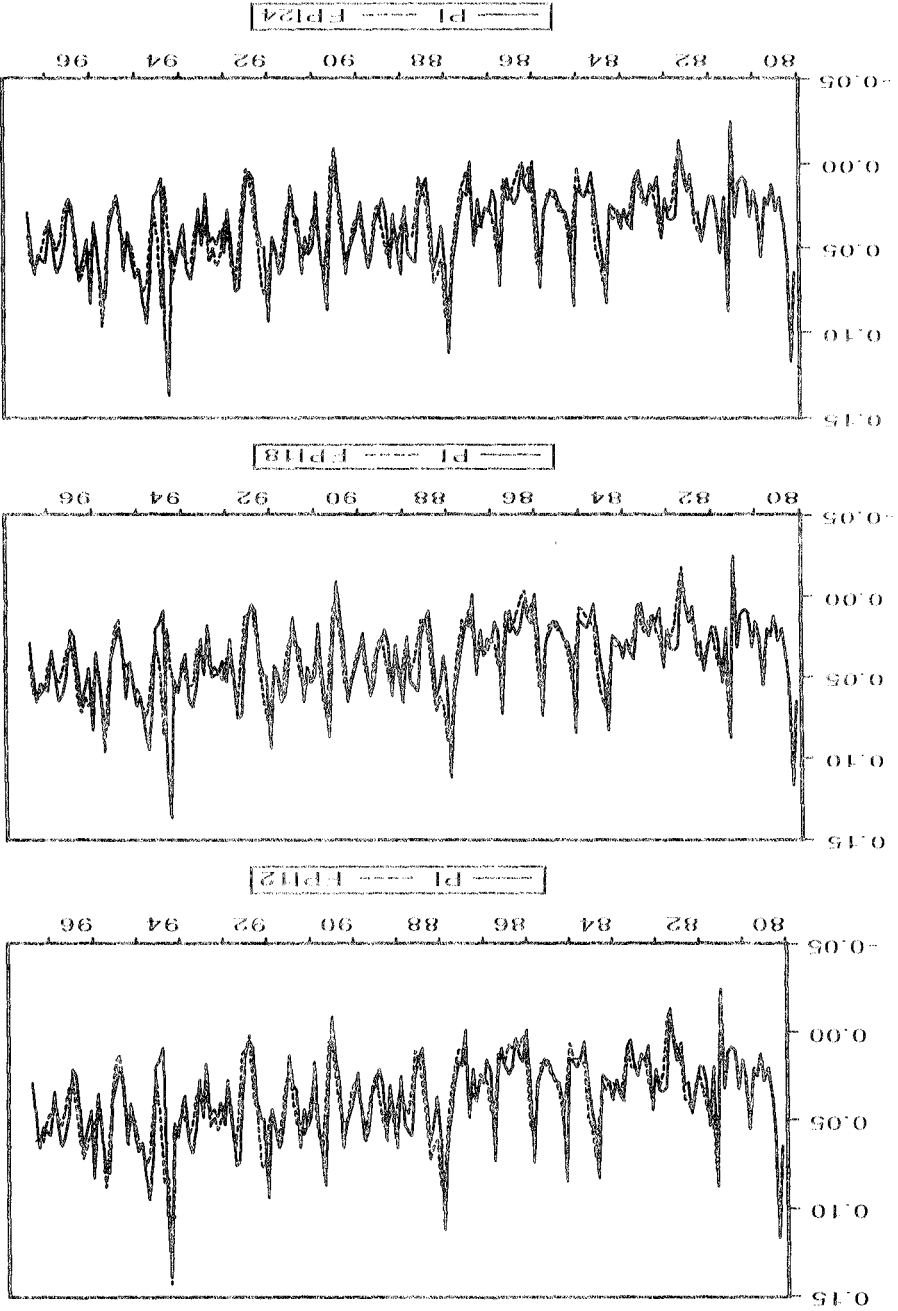


--- PI --- FPI1



--- PI --- FPI6

Şekil 1-5: Gerçekleşen ve Tahmin Edilen Enflasyon Durafları



Aşağıda yer alan Tablo 2'de ise çeşitli gecikme yapıları için tahmin edilen modellerden elde edilen artık değerler için gerçekleştirilen çeşitli diagnostik test sonuçlarına yer verilmektedir. Söz konusu testlerden Breusch-Godfrey ve Ljung-Box testleri artık terimler için otokorelasyon test istatistiklerini göstermektedir. 1, 6 ve 12 aylık gecikme için gerçekleştirilen testlerin tümünde "otokorelasyonun bulunmadığı" şeklindeki boş hipotezin, genel kabul gören anlamlılık düzeylerinde, kabulü gerekmektedir. Artık terimlerde otoregresif değişken varyanslılık için Engel tarafından önerilen ARCH testi sonuçları ise, tahmin edilen eşitliklerde bu yönde bu sorunun mevcut olmadığına işaret etmektedir. Son olarak artık terimlerin normal dağılımına ilişkin testleri ifade eden Jarque-Bera istatistikleri ise genel anlamda elde edilen artık terimlerin normal dağılıma sahip olduğu şeklindeki hipotezin kabulünü gerektirmektedir. Gerçekleştirilen bu ayrıntılı diagnostik testlerden amaç, tahmin edilen modellerin ileriye dönük simülasyon amacıyla kullanılmaları halinde, ilgili tahminlerde herhangi bir yanlılık bulunmamasından emin olabilmektir. Elde edilen tüm sonuçlar tahmin edilen modellerin istatistiki güven sınırları içinde simülasyon amacıyla kullanılabileceğini göstermektedir.

TABLO 2 DIAGNOSTİK TESTLERİ SONUÇLARI

| Test | k=1 | k=6 | k=12 | k=18 | k=24 |
|-----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Breusch-Godfrey | 6.668 (0.036) | 4.207 (0.122) | 7.701 (0.021) | 2.278 (0.243) | 1.595 (0.451) |
| Ljung-Box | 9.174 (0.231) | 6.954 (0.325) | 2.234 (0.135) | 3.345 (0.188) | 8.649 (0.124) |
| ARCH | 4.205 (0.040) | 3.726 (0.053) | 2.681 (0.082) | 5.274 (0.011) | 2.051 (0.062) |
| Jarque-Bera | 6.145 (0.039) | 9.372 (0.001) | 5.233 (0.031) | 4.620 (0.028) | 4.981 (0.029) |

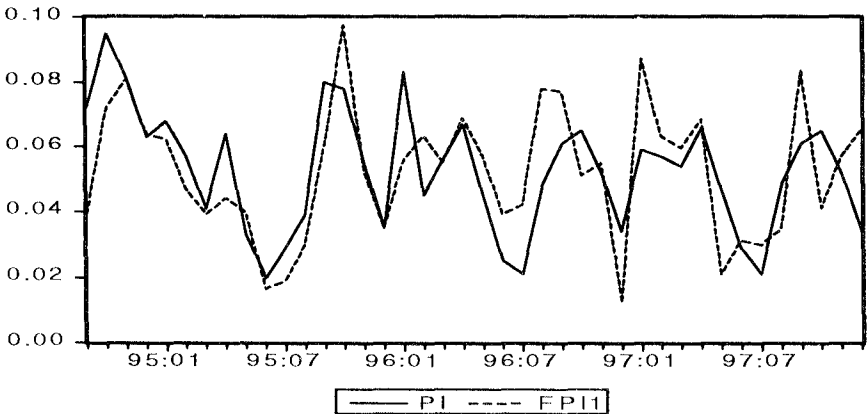
V. ENFLASYONUN TAHMİNİ

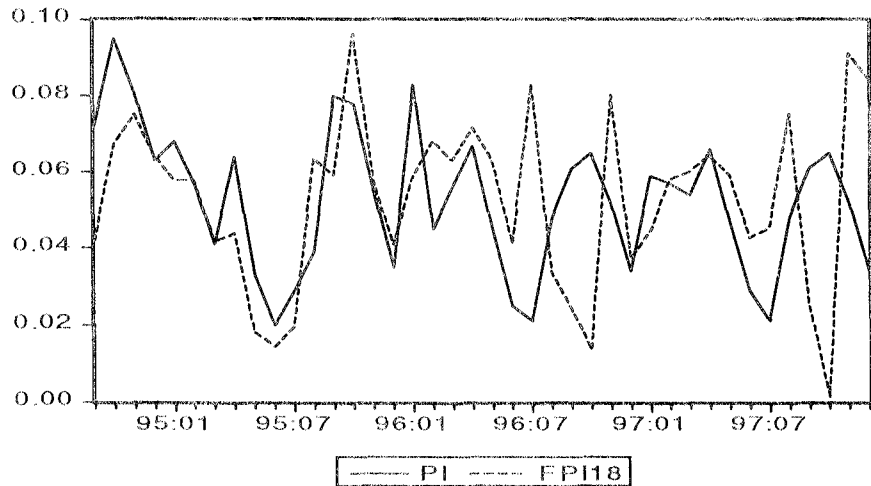
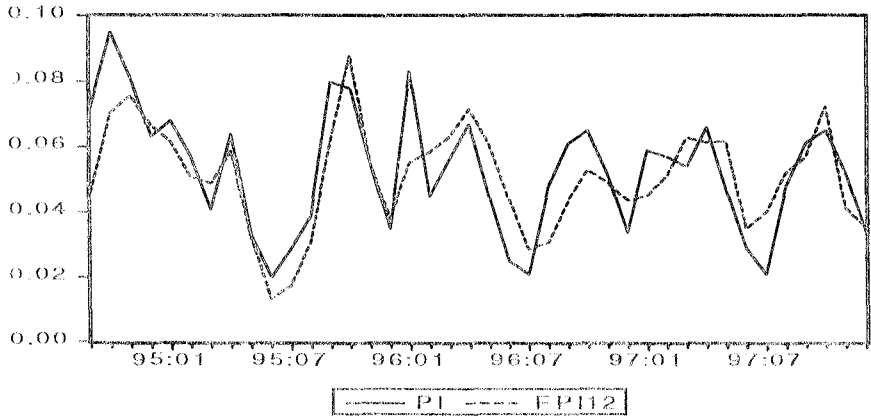
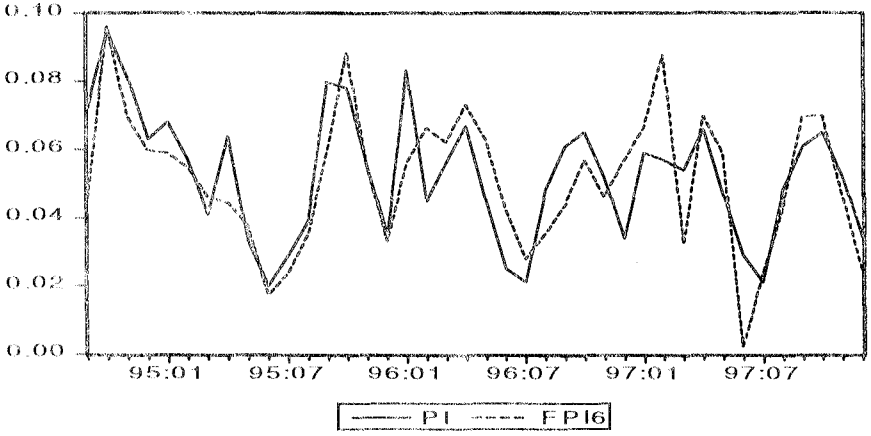
Bu bölümde, yukarıda tahmin edilen enflasyon modellerinin örneklem dışı (out-of-sample) tahmin performansları incelenecektir. Söz konusu tahmin yönteminde öncelikle 1980:01-1992:12 dönemi için her bir model ayrı ayrı tahmin edilmekte ve k ay ilerisi için tahminde bulunmaktadır. Hatırlanacağı gibi çalışmamızda

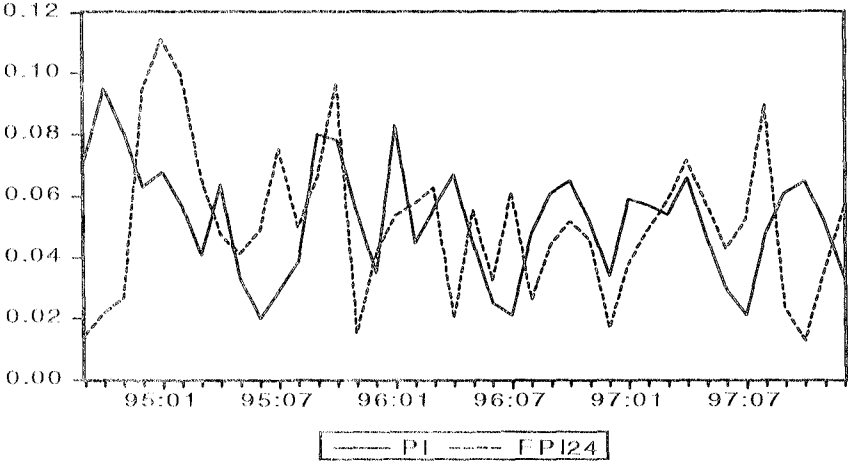
$k=1,6,12,18$ ve 24 olarak kullanılmaktadır. Daha sonra örneklem bir ay genişletilerek, yani $1980:01-1993:01$ dönemi için her bir model yeniden tahmin edilmekte ve yine k ay ilerisi için tahminde bulunmaktadır. Bu süreç mevcut veri setinin tamamı kullanılıncaya dek devam etmektedir. Örneklem dışı tahmin yöntemiyle belirlenen tahmini değerler ve gerçekleşen değerler aşağıda yer alan şekillerde gösterilmekte, tahmini ve gerçekleşen değerlere bağlı olarak hesaplanan Theil-U katsayıları ise Tablo 3'te verilmektedir. Elde edilen sonuçlar P^* modelinin, özellikle kısa dönem için, tahmin performansının oldukça yüksek olduğunu ifade etmektedir. Öte yandan ileriye dönük tahmin süresi arttıkça, bir diğer deyişle k değeri yükseldikçe, özellikle 18 ve 24 aylık değerler için, kovaryansa bağlı hata yüzdesinin arttığı görülmektedir. Bu da tahminde mevcut hataların ileriye dönük simülasyon süresi uzadıkça sistematik bileşeninin arttığını ortaya koymaktadır. Bu nedenle incelenen P^* modelinin kısa dönem enflasyonist dinamikleri incelemede daha gerçekçi sonuçlar verdiğini, uzun dönem analizinde yapısal faktörlerin de göz önüne alınmasının gerçekçi tespitlerde bulunabilmek için gerekli olduğunu ortaya koymaktadır.

TABLO 3 THEIL U TESTİ SONUÇLARI

| | $k=1$ | $k=6$ | $k=12$ | $k=18$ | $k=24$, |
|-----------------------|-------|-------|--------|--------|----------|
| Theil U Katsayısı | 0.157 | 0.175 | 0.193 | 0.305 | 0.414 |
| Yanlılığa Bağlı Hata | 0.140 | 0.118 | 0.082 | 0.012 | 0.009 |
| Varyansa Bağlı Hata | 0.222 | 0.199 | 0.245 | 0.080 | 0.036 |
| Kovaryansa Bağlı Hata | 0.738 | 0.793 | 0.773 | 0.908 | 0.954 |







Şekil 6-10: Dinamik Tahmin Sonuçları

SONUÇ

Bu çalışmada temelleri geleneksel değişim denklemine dayanan P^* enflasyon modeli incelenerek Türkiye uygulamasından elde edilen veriler aracılığı ile test edilmiştir. Kısa dönemdeki fiyat hareketlerini uzun dönem denge fiyat düzeyinden sapma şeklinde ele alan P^* modelinde üretim, faiz oranı ve para stoku değişkenlerinin uzun dönem denge değerlerinden sapmaları kullanılarak kısa dönemdeki fiyat hareketleri incelenmektedir. Bu çalışmada elde edilen sonuçlar gelişmekte olan bir ülke bağlamında da P^* enflasyon modelini destekler yöndedir. Gerçekleştirilen testler para açığının kısa ve uzun dönemde enflasyonu etkileyen bir faktör olduğunu ortaya koyarken, kısa dönemde mali faktörlerin, uzun dönemde ise yapısal faktörlerin ön plana çıktığına işaret etmektedir. Gerçekleştirilen simülasyon sonuçlarına göre tahmin süresi uzadıkça sistematik hata bileşeninin yükselmesi uzun dönemde enflasyonu belirleyen yapısal faktörlerin varlığını ifade etmektedir. Elde edilen ampirik sonuçların özellikle 1,6 ve 12 aylık gecikme yapılarında yüksek performansla işaret etmesi, P^* enflasyon modelinin erken uyarı amacıyla kullanılabileceğini, Merkez bankası tarafından bu amaçla takip edilmesi gereken parasal büyüklüğün ise dar tanımlı para stoku olduğunu ortaya koymaktadır.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

ATTA-MENNAH,J; A Modified P* Model of Inflation Based on M1, Bank of Canada Working Paper Series no:95-15, November 1996, s.5-6.

Bank of Japan, A Study of Potensial Pressure on Prices: Application of P* to the Japanese Economy, Special Paper No:186, February 1992.

BOMHOFF,E.J; Stability of Velocity in the Group of Seven Countries A Kalman Filter Approach, International Monetary Fund Working Paper Series No:WP/90/80, November 1990.

CHRISTIANO,L; "P*: Not the Inflation Forecaster's Holy Grail", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Vol.13, Fall 1989, s.3-18.

COE,D-Y.MCDEROTT; Does the Gap Model Work in Asia, International Monetary Fund Working Paper Series No:WP/96/69, July 1996.

DcSERRES,A-A.GUAY-P.St.AMANT; Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: The Case of the Mexican Economy, Bank of Canada Working Paper No:95-2, March 1995.

EBRILL,L.P.-S.M.FRIES; The Dynamics of Money Demand and Prices, In-ternational Monetary Fund Working paper Series No:wp/90/75, June 1990.

FISHER,D.-A.FLESSIG; Monetary Aggregates and P* Model of Inflation in the United States, North Carolina State University, Economics Working Paper Series No:WP9510, September 1995, s.4.

GOLDFELD,S.; "The Demand for Money Revisted", **Brookings Papers on Economic Activity**, No:3, 1973, s.577-638;

GOLDFELD,S.; "The Case of the Missing Money", **Brookings Papers on Economic Activity**, No:3, 1976, s.683-730

HALLMAN,J.-R.PORTER-D.SMALL, **M2 Per Unit of Potential GNP as an Anc-hor for the Price Level**, Board of Governors of the Federal Reserve System, Staff Study 157, April 1989;

HALLMAN,J.-R.PORTER-D.SMALL,"Is the Price Level Tied to M2 Monetary Aggregate in the Long-Run", **American Economic Review**, Vol.81, September 1991, s.841-858.

HALLMAN,J.-R.ANDERSON; "Has the Long-Run Velocity of M2 Shifted? Evidence from the P* Model", **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review**, Vol.29, Winter 1993, s.12.

HERRERO,A.G. - M.V.PRADHAN; **The Domestic and Foreign Price Gaps in the P-Star Model: Evidence from Spain**, International Monetary Fund Working Paper Series No:WP/98/64, May 1998.

HOELLER,P.-P.PORET; **Is P* a Good Indicator of Inflationary Pressure in OECD Countries**, OECD Staff Studies No:17, Autumn 1991.

HUMPREY,T; "Precursors of the P-Star Model", **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review**,Vol.4,July-August 1989,s.3-9.

KOOL,C.-J.A.TATOM; "The P-Star Model in Five Small Economies", **Federal Reserve Bank of St.Louis Economic Review**, Vol.76, May/June 1994, s.11-29.

PECCHENINO,R.-R.RASCHE; "P* Type of Models: Evaluation and Forecasts", **International Journal of Forecasting**, Vol.6, November 1990, s.421-440.

ŞIKLAR,İ.; "Divisia Parasal İndeksler: Türkiye için Bir Uygulama", **Anadolu Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi Dergisi**, Vol.1, No.1, Haziran 1994, s.125-150.