

Yüksek ve deęişken enflasyonun tahmininde alternatif modellerin karşılaştırılması: Türkiye örneęi

Öner Günçavdı

Istanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, 80680 Maçka İstanbul

Haluk Levent

Teknolojik ve Ekonomik Gelişme Araştırma Merkezi (TEGAM)

Burç Ülengin

Galatasaray Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Özet

Enflasyon tahminleri iktisadî birimlerin geleceęe yönelik davranışlarının belirlenmesi bakımından büyük önem taşır. Bu çalışmada Türkiye gibi yüksek enflasyona sahip bir ülkede, ileriye dönük enflasyon oranının kestiriminde kullanılabilir belli başlı teorik modellerle, VAR metodolojisini kullanan zaman serisi modellerinin başarımlarını kıyaslaması yapılmaktadır. Bu bağlamda iktisat teorisinin kısıtlarına yer veren ve teorik model olarak adlandırılan modellerin başarımları zaman serisi modellerinkine kıyasla daha yüksek çıkmıştır. Ayrıca kestirim gücü sınaması lehte sonuç veren teorik modeller ile en başarılı iki VAR modelinin 1994 krizini önceden kestirme gücü de ayrıca sınanmıştır. Para arzı ve reel gelirdeki büyüme oranlarını döviz kuru artış oranı ve faiz hadlerini birlikte içeren genel enflasyon modeli, krizi en başarılı olarak tahmin eden model olarak ortaya çıkmıştır. Bununla beraber, para arzının büyüme hızı ve döviz kurundaki deęişme enflasyon dinamiğini açıklayan en önemli iki faktör olarak karşımıza çıkmaktadır.

1. Giriş

Enflasyon tahminleri iktisadî birimlerin geleceęe yönelik davranışlarının belirlenmesinde önem taşır. Bu tip tahminlerin gerçekleştirilmesi enflasyon dinamiğinin oluşumunda etkili olan faktörlerin belirlenmesini de beraberinde getirmektedir. İktisat literatüründe bu yöndeki tartışmaların ortaya koyduęu birçok ampirik çalışma yer almaktadır. Bu tartışmalar, fiyat düzeyinin belirlenme sürecinde ön plana çıkardıkları faktörler açısından birbirinden farklılıklar göstermektedir. Bu çalışmanın temel amacı Türkiye ekonomisinin en temel sorunlarından biri olan enflasyon oluşum sürecini açıklamaya yönelik modellerin beklenen enflasyon düzeyini tahmin güçlerinin karşılaştırmasıdır.

Türkiye’de enflasyonun ilk göze çarpan özellięi, 1977 yılından itibaren %30’ların altına düşmeyen, zaman zaman yaşanan dalgalanmalar ile %100’lere kadar yükselmekle birlikte, genellikle %40 ile %60 aralığında deęişen bir seyir izlemesidir. Bu derece yüksek bir

düzye de uzun süre devam eden enflasyonun varlığı, teorik modellerin test edilmesi için de ilginç bir laboratuvar özelliği yaratmaktadır. Enflasyonun seyri incelendiğinde, dalgalanmaların büyük ölçüde seçim dönemlerinden etkilendiği görülmektedir. Seçim öncesi bozulan malî disiplin, geciktirilen kamu zamları ve iktisadî karar birimlerinin bu sürece uyum göstermesi ile oluşan beklentiler seçim sonrasında enflasyonun yükselmesine yol açmaktadır. Bu sürecin önemli bir istisnası 1994 krizi ile birlikte yaşanan ve %100'lere kadar yükselen enflasyon dönemidir. Söz konusu dönem Nisan 1994'te yıllık enflasyonun %74'ten %125.3'e kadar yükselmesi ile başlamış ve Mart 1995'de %135'lik yıllık enflasyon oranına eriştikten sonra 1995 yılı boyunca kademeli bir düşüşle Aralık 1995'te %65.6'ya kadar inmiştir. 1994 krizi ile yaşanan enflasyon, yüksek oranlı bir dizi devalüasyonu takip etmesi ile diğer dönemlerden yapısal olarak farklılaşan bir nitelik taşımaktadır.

Bu çalışmada enflasyon dinamiğini etkileyen faktörler iki farklı şekilde modellenmektedir. Bunlardan ilki teorik olarak öngörülen kısıtlardan yola çıkarken, ikincisi daha çok *ad hoc* bir zaman serisi yaklaşımını içermektedir. Çoğunlukla enflasyonu doğuran faktörleri açıklamayı amaçlayan teorinin, üzerinde uzlaşılan yapısal bir ilişki ortaya koyamaması, ampirik çalışmalarda enflasyon dinamiğini açıklamaya yönelik farklı yaklaşımları beraberinde getirmiştir.

Amacımız Türkiye ekonomisindeki enflasyon dinamiğini açıklamaya yönelik alternatif modeller oluşturup, bunların kestirim güçlerini karşılaştırmaktır. Ele aldığımız modeller Ocak 1978 ve Mart 1996 dönemine ait aylık verilerle tahmin edilmiştir. Çalışmanın izleyen bölümünde ele alınan modeller tanıtılmakta ve ilgili teorik tartışmalara dikkat çekilmektedir. Üçüncü bölümde modellerin tahmin sonuçları tartışılmakta, izleyen bölümde modellerin geleceği kestirim performansları değerlendirilmektedir. En son bölüm ise, çalışmamızın ortaya koyduğu temel bulguların özetlenmesine ayrılmıştır.

2. Enflasyon modelleri

Bu çalışma kapsamında, Türkiye'deki enflasyon oranının geleceğine yönelik kestirimlerde kullanılan modeller, teorik enflasyon modelleri ve zaman serisi modelleri olarak başlıca iki başlık altında incelenmektedir.

2.1. Teorik enflasyon modelleri

İktisat literatürü gözden geçirildiğinde, paracı modelin enflasyon dinamiğini açıklamaya yönelik teorik modeller arasında en fazla ilgi çeken yaklaşım olduğu söylenebilir. Bu yöndeki tartışmaların yoğun olduğu 1970'lerin sonu ve 1980'lerdeki ampirik bulgular, genellikle, bir süre yüksek enflasyonun hüküm sürdüğü Latin Amerikan ülkelerinden gelmiştir (Sheehy, 1980; Nugent and Glezakos, 1979). Enflasyonun paracı yaklaşımla açıklanmasına destek bazı Batı Avrupa ve Asya ülkelerinden de gelirken (Morrison, 1987; Saini, 1982), en son ampirik çalışmalar Kuzey Afrika ile bazı Latin Amerikan ülkelerinde paracı yaklaşımın geçerliliği

yönünde bulgulara ulaşmıştır (Feliz ve Welch, 1997; Deme ve Fayissa, 1995; Moser, 1995; Tegene, 1988). Türkiye için yapılan önceki çalışmalarda da paracı yaklaşımı destekler bazı sonuçlar elde edilmiştir (Togan, 1987; Fry, 1980). Bütün bunlardan dolayı, bu çalışmada da ele alınacak modeller, enflasyonu açıklamada paracı yaklaşımı temel almaktadır.

Klâsik paracı yaklaşıma göre, enflasyon parasal bir sorun olup, para arzındaki artışların bir sonucudur. Buna göre, enflasyon dinamiği para arzında bugün ve geçmişte gözlenen artışların pozitif bir fonksiyonu olarak açıklanabilir. Parasal tabanda meydana gelen talep fazlası artışlar enflasyonun temel nedeni olarak görülmektedir.

Bir diğer paracı yaklaşım ise, temelleri *paranın miktar teoremine* dayanmakta olan *para talebi* modelleridir. Bu modellerde enflasyon, para arzındaki artış hızı dışında reel gelir ve para tutmanın alternatif maliyetini ifade eden bazı değişkenler ile ilişkilendirilmektedir. Bu yaklaşıma göre, enflasyon para arzı artış oranının reel para talebinin artış hızından daha yüksek düzeyde seyretmesi sonucunda ortaya çıkmaktadır. Enflasyon modeli uzun dönemde para piyasası dengesinin oluşumunu ifade eden aşağıdaki ilişkiden yararlanılarak elde edilmektedir.

$$p_t = m_t^s - m_t^d$$

(1)

Burada, p_t fiyat düzeyini, m_t^s nominal para arzını, m_t^d ise reel para talebini göstermektedir. (1)'deki tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. (1)'in geçerli olabilmesi için nominal para arzının modelde dışsal alınması ve reel para talebinin zaman içinde istikrarlı bir fonksiyon olması gerekmektedir (bk. Laidler, 1995). (1) no'lu eşitlik reel para talebi ile nominal para arzı arasında oluşan para piyasası dengesinin fiyat düzeyindeki değişimler yoluyla sağlanabildiğini göstermektedir.

Dikkat edileceği gibi (1) davranışsal bir denklem değildir. Davranışsal bir enflasyon modelinin elde edilebilmesi için, (1)'deki tek davranışsal ifade olan reel para talep fonksiyonunu belirleyen değişkenlerin, aynı zamanda fiyat düzeyini de belirlemede rol oynadığı kabul edilmelidir. Bu amaçla basit bir reel para talebi fonksiyonu tanımlanabilir. Burada reel para talebinin reel gelirin pozitif, elde para tutmanın alternatif maliyetinin negatif bir fonksiyonu olduğu kabul edilebilir (bk. Fama, 1982). Buna göre,

$$m_t^d = a_0 + a_1 y_t + a_2 R_t, a_1 > 0, a_2 < 0 \quad (2)$$

(2) ve sonraki denklemlerde küçük harflerle ifade edilen değişkenler logaritmik ifadelerdir. Nominal faiz haddi, R_t , elde para tutmanın alternatif maliyeti olarak kabul edilmektedir; y_t ise reel gelirin logaritmasını ifade etmektedir. Reel gelir, y_t , düzeyindeki artışlar ekonomik birimlerin işlem amaçlı para taleplerini artırarak, m_t^d üzerinde pozitif bir etkiye neden olmaktadır. Bilindiği gibi, bir finansal varlık olarak paranın sıfır getiriye

sahip olması elde para tutmanın, diğer finansal varlıklara göre alternatif bir maliyetinin oluşmasına neden olacaktır. Elde para tutmanın alternatif maliyetini nominal faiz haddi ile ölçtüğümüzde, faiz oranındaki artışlar alternatif maliyeti artıracığı gibi, para talebinde de bir azalmaya neden olacaktır.

(2) no'lu denklem (1)'de yerine konulursa, fiyat düzeyini belirleyen aşağıdaki davranışsal ifade elde edilir.

$$p_t = -a_0 + m_t^s - a_1 y_t - a_2 R_t \quad (3)$$

(3) no'lu ifade, uzun dönemde para piyasasındaki dengenin oluşumunda fiyat düzeylerinin belirleme sürecini göstermektedir. Buna göre fiyatlar nominal para arzı ve nominal faiz oranlarının pozitif, reel gelirin ise negatif bir fonksiyonu olacaktır. Nominal para arzı veri iken, reel gelirdeki artışlar reel para talebinde işlem amaçlı para talebini artırmakta ve oluşan dengesizlik fiyat düşüşleri ile giderilmektedir. Benzer şekilde, elde para tutmanın fırsat maliyetinde görülen artışlar ise, reel para talebinde bir azalmaya ve dolayısıyla fiyatlarda bir artışa neden olmaktadır.

2.1.1. Yapısal faktörlerin etkileri

Paracı yaklaşım, üretim maliyetlerinde meydana gelen yükselmeler yoluyla oluşan fiyat artışlarının enflasyon dinamiğinin oluşumunda pasif bir role sahip olduğunu ileri sürmektedir. Oysa *yapısalcı* görüşe göre, üretim maliyetleri içinde ücret artışlarının ve devalüasyonların önemli enflasyonist etkilerinin olabileceği ileri sürülmektedir (Bahmani-Oskooee ve Malixi, 1992; Öniş ve Özmucur, 1990; Morrison, 1987; Rana ve Dowling, 1985; Chung, 1982; ve Canavese, 1982). Özellikle yatırım ve ara mallar bakımından ithalata bağımlı bir ekonomide millî paranın devalüe edilmesi, ithal girdilerin fiyatlarını yükselterek fiyatları artırıcı bir baskı yaratır. Bununla birlikte, finansal işlemleri dışı açık bir ekonomide, devalüasyon beklentisi, ilgili ülke parasının yabancı paralar cinsinden elde tutma maliyetini artıracığından, reel para talebinde bir düşmeye neden olur. Bunun sonucunda veri para arzına karşılık gelen reel para talebinin para piyasasında dengeye gelebilmesi, ancak fiyat düzeyinde bir artış ile sağlanabilmektedir.

Bir diğer yapısal etmen olan ücretlerin de fiyatlar üzerine pozitif yönde etkili olması beklenmektedir. Ekonomide, işsizliği azaltmayı amaçlayan politikaların bir sonucu olarak oluşan enflasyonist beklentiler ücret artışları yönünde baskılara neden olurken, bu yöndeki artışlar aynı zamanda bir üretim maliyeti olan ücretlerin toplam üretim maliyetlerinde ve dolayısıyla fiyatlar genel seviyesinde bir artışa neden olması beklenmektedir. Paracı ve yapısalcı okulların bu tezlerinin sınanması, (3) no'lu denklemde ücret ve döviz kuru değişkenlerinin modele dahil edilmesini gerektirmektedir. Ancak aylık bazda ücret serisinin bulunamaması bu değişkenin (3) no'lu modele dahil edilememesine neden olmuştur. (3)'de sadece döviz kuru değişkeni modele dahil edilerek aşağıdaki genel form elde edilmiştir.

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1 m_t^s + \alpha_2 y_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 e_t \quad (3a)$$

Burada, e_t döviz kurunun logaritmik değerini göstermektedir. İktisat teorisine göre, $\alpha_1=1$; $\alpha_2<0$; $\alpha_3, \alpha_4>0$ olması beklenir.

(1)-(3) denklemleri fiyatların uzun dönem dengesinin (*steady-state equilibrium*) nasıl belirlendiğini göstermekle birlikte, fiyatların nominal para arzı, reel gelir ve nominal faiz oranlarındaki değişimlere anında tepki göstermesini gerekli kılmaktadır. Özellikle para arzı değişkeni için fiyatların bu tepkisinin 1 olacağı öngörülmektedir. Ancak teorik tartışmaların fiyatların kısa dönemde, ilgili değişkenlere tepkisi konusunda yeteri kadar açık olmaması, fiyatların bu değişkenlere belli bir dönem içinde, gecikmeli olarak tepkide bulunduğu varsayımını gündeme getirmektedir. Bu yaklaşımın bir sonucu olan enflasyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Delta p_t = b_0 + \sum_{i=0}^{n_2} b_{1i} \Delta m_{t-i} - \sum_{i=0}^{n_3} b_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} b_{3i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} b_{4i} \Delta e_{t-i} \quad (4)$$

Δ ile fark operatörü gösterilmektedir. Zaman serisi analizlerinde son yıllarda görülen hızlı gelişmelerin ışığında (4) no'lu ifadenin alternatifi olarak, kısa dönemli enflasyon modeli, Hata Düzeltme Modeli (*Error Correction Model*) şeklinde de yazılabilir. Yukarıda elde edilmiş bulunan uzun dönemli fiyat oluşum denkleminin istatistikî tahmininden elde edilecek sonuçların, bu ilişkinin uzun dönemde geçerliliğini doğrulaması (3)'de yer alan değişkenler arasında bir eşbütünleşme (*cointegration*) ilişkisinin olduğunu gösterir. (3)'ü stokastik olarak yazdığımızda, elde edilecek stokastik hata terimini, u_t ,

$$u_t = p_t - (\alpha_0 + \alpha_1 m_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 e_t) \quad (5)$$

şeklinde yazabiliriz. (5) iktisadî karar biriminin, uzun dönemde fiyat düzeyini tahmin ederken yaptığı hatayı ifade etmektedir. Engel ve Granger (1987)'in gösterdiği gibi, eğer söz konusu değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa, kısa dönemde aşağıdaki dinamik denklem formu bu değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi gösterebilir.

$$\Delta p_t = c_0 + \sum_{i=0}^{k_1} c_{1i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} c_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_3} c_{3i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_4} c_{4i} \Delta e_{t-i} + u_t \quad (6)$$

İktisadî karar birimlerinin beklediği enflasyon oranı ile gerçekleşen oran arasında bir farklılık oluştuğunda söz konusu hata, (6) no'lu ifadede u_{t-1} değişkeni (hata düzeltme değişkeni) aracılığıyla kısa dönemdeki enflasyon oluşumunda dikkate alınmaktadır. Modele dahil edilen bu değişkenin istatistikî olarak anlamlılığı hata düzeltme mekanizmasının geçerliliği yönünde bir kanıt oluşturmaktadır. Ancak uzun dönem dengesinde beklenen ile gerçekleşen enflasyon oranları arasındaki farkın ve dolayısıyla hata düzeltme değişkenininin sıfır olması beklenmektedir.

2.2. Zaman serisi modelleri

Zaman serisi modelleri bir fonksiyonel ilişkiye bağlı kalmaksızın, iktisat teorisi tarafından verilen değişkenler arasındaki etkileşimi araştırmaya yönelik modellerdir. Bu tip modellemede *yapısal* bir modelin tahmini söz konusu değildir. Yukarıdaki bölümde ele alınan (4) ve (6) no'lu denklemler *indirgenmiş* denklemler olup, enflasyonu belirleyen faktörler arasında tek yönlü bir ilişkiye işaret etmektedir. Diğer bir deyişle (4) ve (6) no'lu denklemlerin sağ yanında yer alan tüm değişkenlerin dışsal değişken olduğu varsayılmaktadır. Oysa, örneğin döviz kurundaki değişimlerin enflasyonist etkileri beklenirken, artan oranlı ve sürekli enflasyonun da devalüasyon baskısı yaratması beklenebilir.

Özellikle yukarıda ele alınan indirgenmiş modellere ilişkin bir diğer örnek ise reel gelirin de aslında fiyat düzeyinden etkilenebileceğidir. Lucas (1973)'de ifade edildiği ve Nugent ve Glezakos (1979)'un Latin Amerikan ülkeleri için sınıadığı gibi, reel gelirin fiyatlardan bağımsız potansiyel (veya trend) gelir ve kısa dönemde fiyatlara bağımlı olarak dalgalanan (cyclical) olmak üzere iki ayrı bileşene ayrılması, reel gelir ile fiyatlar arasında da içsellik-dışsallık sorununu ortaya çıkarmaktadır. Bu ve benzeri sorunları aşmanın bir yolu olarak (4) ve (6) no'lu indirgenmiş modellerdeki değişkenler arasında içsel ve dışsal değişken ayrımı yapmayan bir modelleme yaklaşımına ihtiyaç doğmaktadır. Aşağıda bu özelliğe sahip VAR tipi modelleme yaklaşımı ve enflasyon dinamiğini açıklamada nasıl kullanılabileceği ele alınmaktadır.

2.2.1. VAR modelleri

VAR modelleri değişkenlerin geçmiş döneme ait verilerini kullanarak bu değişkenlerin gelecekte alacakları değerleri tahmin etmeye çalışır. İktisadî teoriye dayanan ekonometrik modellerden farklı olarak VAR modellerinde içsel dışsal değişken ayrımı olmadığı gibi bazı katsayıların baştan sıfır olduğu kabulü de yapılmaz. Genel olarak VAR modellerinde her değişken hem kendi geçmiş değerlerinin hem de diğer değişkenlerin geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olarak yazılır. Matematiksel olarak bir VAR modeli

$$Z = \alpha + \beta(L)Z + \varepsilon \quad (7)$$

şeklinde yazılır. Z , $k \times 1$ boyutlu değişkenler vektörü; α , $k \times 1$ boyutlu sabit terimler vektörü; $\beta(L)$, m . dereceden polinom; L gecikme operatörü; ve ε hata terimleri vektörü olmak üzere yazılabilir. Bu çalışmada ilgi konusu olan değişken enflasyon olduğu için, bu değişkenin de içinde yer aldığı bir VAR modelinde enflasyon denklemi aşağıdaki gibi yazılabilir

$$P_t = \alpha_p + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m \beta_{ji} Z_{it-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada P enflasyon oranı, t zaman indisi, i değişken indisi, j gecikme uzunluğu indisini göstermektedir. Denklemden de görüldüğü gibi eşitliğin sağ tarafında t indisi değişken olmadığından eşanlılık sorunu bulunmamakta ve k denklemin her biri ayrı ayrı Sıradan En Küçük Kareler (*Ordinary Least Squares*) yöntemiyle tahmin edilebilmektedir.

VAR modellerinde önemli karar aşamaları modele girecek değişkenlerin saptanması ile gecikme uzunluğu olan m 'nin belirlenmesidir. Tahmin edilen değişkenleri etkileyen önemli bir değişkenin unutulması durumunda VAR modelinin tahmin gücü düşecektir. Gecikme uzunluğu m 'nin de değişkenler arası dinamik ilişkileri yakalayacak uzunlukta olması gerekmektedir. k değişkenli ve gecikme uzunluğunun m olduğu bir VAR modelinde her bir denklemden tahmin edilmesi gereken katsayı sayısı $(m \times k) + 1$ olmaktadır. Veri sayısındaki kısıt göz önüne alındığında orta büyüklükteki bir modelde bile tahmin edilmesi gereken katsayı sayısı çok fazla olmaktadır. Çok sayıda parametre tahmininin yapılması ilgili denklemler ile yapılan kestirimlerde, kestirimin standart hatası hızla büyümektedir (Doan,1990). Genelde kısa gecikme uzunlukları ile yapılan kestirimlerin başarısının uzun gecikme uzunluklarıyla yapılanlara göre çok daha fazla olduğu gözlenmiştir (Hafer ve Sheehan,1989). Bu nedenle tahmin edilen katsayı sayısını, kestirim gücünü azaltmadan en aza indirebilmek hedeflenmektedir. Bu VAR modeline katılan değişken sayısını ve/veya gecikme uzunluklarını azaltarak sağlanabilir.

3. Ekonometrik tahminler

3.1. Veriler

Enflasyon modelleri Ocak 1978 - Mart 1996 dönemine ait aylık verilerle tahmin edilmiştir. Yukarıdaki teorik tartışmalar ışığında para stoku, döviz kurları, üretim ve faiz enflasyon modellerinde yer alan değişkenlerdir. Para stokunu (M) temsilen $M1$ ve $M2$ dikkate alınmıştır. $M1$ kestirimlerde $M2$ 'ye göre çok daha başarılı olduğundan, para stoku ölçütü olarak $M1$ kullanılmıştır. Döviz kurları (E) 1 A.B.D. doları ile temsil edilmiştir. Üretimi temsilen GSMH kullanılmak istenmiş ise de aylık verilerle çalışıldığından sanayi üretim endeksi (Y) ile yetinilmiştir. Enflasyon göstergesi olarak tüketici fiyat endeksi (P) temel alınmıştır. Tüketici fiyat endeksindeki dalgalanmalar toptan eşya fiyat endeksine oranla daha fazla olduğundan

tahmini daha zor olmaktadır. Faiz, R , bir yıl vadeli faiz oranına karşılık gelmektedir. Tüm bu değişkenlere ait zaman serileri çeşitli dönemlere ait *Merkez Bankası Üç Aylık Bültenler*'inden derlenmiştir. Değişkenler modellerin tahminlerinde *dönemsel dalgalanmaları* giderilmeden kullanılmıştır.

3.2. Verilerin istatistikî özellikleri

Gerek indirgenmiş tek denklem tahmininde, gerekse VAR modellerinin tahminlerinde karşılaşılan temel sorun, makroekonomik zaman serilerinin zaman içinde durağanlık göstermemesidir. Zaman serilerinin bu özellikleri, tahmin edilecek modelde yer alan değişkenler arasında gerçekte var olmayan bir ilişkinin elde edilmesine neden olabilir. Bu nedenle, herhangi bir modelin tahmin edilmesinden önce, ilgili değişkenlerin durağanlığının incelenmesi gerekmektedir. Eğer durağanlık koşulu sağlanmıyorsa, ilgili seriyi durağan hale getirebilecek dönüştürmenin ne olabileceği araştırılmalıdır.

Değişkenlerin durağanlıkları Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ile test edilmiştir. ADF test denklemleri

$$\Delta x_t = a + \rho x_{t-1} + bt + \sum_{i=1}^p c \Delta x_{t-i} + e_t$$

olarak tahmin edilmiştir. Gecikme uzunluğu p , Akaike-Bilgi Ölçütü (AIC) kullanılarak tahmin edilmiştir. Faiz değişkeni dışında tüm değişkenlerin logaritmik değerleri alınmış ve bunlar küçük harflerle ifade edilmiştir. Tablo 1'de yer alan modellerde kullanılan değişkenlere ait ADF test istatistikleri verilmektedir. Köşeli parantez içinde verilen değerler gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Tablo 1
Birim Kök Sonuçları

	Düzye	Birinci Fark
m_t	0.50 [20]	- 4.19 [19]
p_t	0.23 [1]	- 9.65 [0]
R_t	-3.46 [8]	- 4.86 [7]
e_t	-1.45 [1]	-11.32 [0]
y_t	-3.41 [14]	- 5.65 [11]

Not: Küçük harfler ilgili değişkenin logaritmik değerlerini göstermektedir.

% 5 güven sınırında faiz değişkeni dışındaki bütün değişkenlerin I(1) olduğu, faiz değişkeninin ise I(0) olduğu sonucuna varılmıştır. İncelenen dönem içinde yapısal değişimler olduğu göz önüne alınırsa durağanlık testlerinde Perron testini ADF testi yerine kullanmak uygun olabilecektir (Perron, 1989). Fakat ilgili dönemde birden fazla kırılma olduğundan Perron testi uygulanamamıştır.

3.3. Teorik model sonuçları

Bu bölümde paracı ve para talebi enflasyon modellerine ait tahmin sonuçları verilmektedir (bk. Tablo 2). İlk olarak paracı model tahmin edilerek, enflasyonun para arzında geçmiş dönemlerde meydana gelmiş genişlemelerin bir sonucu olduğu varsayımı korunmuştur. İkinci denklem, Fama (1982) uyarınca, enflasyonu para arzında, reel gelirden ve faiz oranında meydana gelen değişimlerin bir sonucu olarak tanımlamaktadır. Sonuncu modelde ise, yukarıdaki değişkenlere ek olarak döviz kurundaki değişimler modele dahil edilip, model en genel hâliyle tahmin edilmiştir. Bunlara ek olarak genel formdaki modelimizdeki değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığı ayrıca sınanmıştır.

Tablo 2’de görülen modellerin her birinde yer alan değişkenlere ait *gecikme dizinleri*’nin katsayıları toplamı verilmektedir. *t* değerlerini içeren parantezlerin ardından, her bir değişkene ait optimum gecikme uzunluğu köşeli parantezlerin içinde verilmektedir. Değişkenlerin optimum gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Kriteri (AIC) kullanılmış ve AIC’yi minimize eden gecikme uzunluğu optimum uzunluk olarak tanımlanmıştır. Birden fazla değişken içeren modeller için, en düşük AIC değerine sahip değişkene ek olarak, bu değişkeni izleyen en düşük AIC’ye sahip ikinci değişken modele dahil edilerek olası gecikme uzunlukları için AIC değerleri elde edilmiş ve bunlardan en düşük AIC değerini veren bu değişken için optimum gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Benzer işlem diğer değişkenler için de tekrarlanmıştır. Tahminlerde Almon Çokterimli Gecikme Dizini (Almon Polynomial Distributed Lags) kullanılmış, dizinin derecesi 4 olarak alınmıştır. Değişken varyans sorunu gösteren modellerin tahminlerinden elde edilen varyans-kovaryans matrisi White değişken varyans düzeltmesine tabi tutulmuştur.

Denklemler ayrıca Şubat 1980, Haziran 1987 ve Mart 1994 gibi dönemlerde bir değerini, bu dönemler dışında ise sıfır değerini alan bir yapay değişkeni de içermektedir. 24 Ocak 1980 kararları, 1987 seçimleri ve 5 Nisan 1994 kararları öncesine karşılık gelen bu dönemler, örnek kütleimiz içinde *dışa düşen* (outliers) bazı gözlemler ortaya çıkarmaktadırlar. Genel enflasyon modelinin tahmininde döviz kurundaki değişimin enflasyona etkisi, diğer değişkenlerde olduğu gibi Almon 4. dereceden çokterimli gecikme dizini kullanılarak, çeşitli gecikme uzunlukları için tahmin edilmiştir. Ancak elde edilen sonuçlara göre, döviz kurundaki değişimlerin enflasyona etkisinin sadece ilk iki ayda gerçekleştiği ortaya çıkmıştır. Bu yüzden söz konusu değişkenin cari dönem ve bir dönem gecikmeli değerlerinin denkleme dahil edilmesi uygun görülmüştür.

Tahmin edilen katsayıların işaretleri teorik beklentilere uygundur. Açıklayıcılık gücü bakımından, genel enflasyon modeli enflasyon oranının yaklaşık yüzde yetmişlik bir kısmını mevcut değişkenler ile açıklayabilmektedir. Tablo 2’de yer alan tahmin sonuçlarına göre, para arzı artış oranı enflasyon oranını belirlemede en etkili değişkendir. Ancak bu değişkenin katsayılar toplamı, miktar

teoreminin beklentilerinin aksine, birden küçüktür. Genel enflasyon modelinin tahmin sonuçlarından, para arzı artış oranı ve faiz oranı değişim oranı katsayılar toplamı yüzde 5 güven derecesinde anlamlı çıkarken, reel gelir artışının etkisi yüzde 10 güven derecesinde anlamlı çıkmaktadır. Yine aynı modele göre, para arzındaki artışların enflasyon üzerine etkisi on iki aylık bir sürece yayılarak gerçekleşmektedir. Benzer şekilde reel gelir artışlarının enflasyon üzerine etkisi on bir ay, faiz haddindeki değişmelerin etkisi ise on iki aylık bir sürece yayılmaktadır. Enflasyonun kısa dönem dinamiği aynı zamanda (6) no'lu hata düzeltme modeli ile de tahmin edilmiştir. Aşağıda bu tahmin sonuçları tartışılmaktadır.

Table 2
Paracı Modellerin Çok Terimli Gecikme Dizini Tahminleri 1978.1-1996.3
(Bağımlı Değişken Δp ; parasal değişken M1 olarak alınmıştır.)

	ΣAm	ΣAy	ΣAR	Δe	$\Delta e(-1)$	DUM	R^2	F	SE	DW
Paracı Model ^a	0.944 (4.410) [30]	---	---	---	---	0.113 (3.509)	0.60	16.3	0.02	2.03
Fama Modeli ^a	0.769 (3.772) [24]	-0.593 (-2.322) [11]	0.005 (2.322) [12]	---	---	0.117 (12.321)	0.68	16.4	0.02	2.04
Genel Enflasyon Modeli ^b	0.644 (4.981) [12]	-0.395 (-1.746) [11]	0.003 (2.111) [12]	0.134 (4.892)	0.098 (5.709)	0.084 (7.954)	0.68	17.5	0.02	1.92

Nor: Tahmin edilen katsayının hemen altındaki birinci parantez içindeki rakamlar *t*-değerlerini gösterirken, köşeli parantez içindeki rakamlar ilgili değişkenin gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. DUM 1984.x ve 1996.4 ayları için modele dahil edilen yapay değişkenleri göstermektedir. Δ ile her bir değişkenin Almon Çokterimli Gecikmeli Dizinden elde edilen katsayılarının toplamı gösterilmektedir.

^a Model hata terimlerinde MA(1) ve MA(2) tipi otokorelasyon düzeltmesi ile tahmin edilmiştir.

^b Model hata terimlerinde MA(1) tipi otokorelasyon düzeltmesi ile tahmin edilmiştir.

Tablo 3
Johansen Eşbütünlük Testi

Özdeğer	Likelihood Ratio (LR)	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer	Test Edilmiş Eşbütünlük Sayısı
0.219336	81.79593	62.99	70.05	Hiç Yok
0.072847	28.80729	42.44	48.45	En Çok 1 Tane
0.043955	12.62116	25.32	30.45	En Çok 2 Tane
0.013930	3.001895	12.25	16.26	En Çok 3 Tane

Eşbütünlük ve hata düzeltme model tahmini

Bu bölümde (3a)'da verilmekte olan denklem tahmin edilmektedir. Uzun dönemde fiyat düzeyini etkileyen faktörler arasındaki ilişkiyi veren (3a)'nın tahmin edilebilmesi için iki yöntem kullanılmıştır. Bunlardan ilki Engle ve Granger'ın iki aşamalı eşbütünlük tahmin yöntemidir (Engle ve Granger, 1987). Bu yöntem ile ilgili en temel sorun, yöntemin *ad hoc* bir biçimde fiyat düzeyleri ile ilgili değişkenler arasında tek bir eşbütünlük vektörünün olduğunu varsaymasıdır. İkincisi ise, daha

Modelde para arzı, reel gelir ve faiz değişkenlerinin birinci dereceden farkları gecikme dizini polinomları şeklinde tahmin edilirken, benzer işlem döviz kuru değişkeninin birinci farkı için de yapılmıştır. Ancak elde edilen sonuçlarda, bu değişkenin sadece cari dönem değerinin anlamlı olduğu görülmüştür. Sonuçlardan da görüldüğü gibi, reel gelir dışındaki tüm değişkenlerin %5 hata düzeyinde anlamlı oldukları anlaşılmaktadır. Bununla beraber, hata düzeltme terimi katsayısının sıfırdan farklı olma olasılığının %5 hata ile anlamlı çıkması hata düzeltme modelinin uygunluğuna işaret etmektedir.

3.4. Alternatif VAR modelleri

VAR modellerinde gecikme uzunluklarının farklı saptanması veya Sims (1980)'in önerdiği VAR modeli yaklaşımı dışındaki yaklaşımlarla yapılan tahminler farklı kestirim sonuçları vermektedir. Bu çalışmada on farklı VAR modeli tahmin edilmiştir. Model 1-4'de tüm değişkenler düzey olarak yer almaktadır. Tiao ve Box (1981) ile Tiao ve Tsay (1983) fark olarak durağanlığın sağlanmasını tavsiye etmezken, Fuller (1976) durağanlığı sağlamak için fark almak gerekse bile, bu işlemin otokorelasyonda asimtotik etkinlik kazandırmadığını göstermektedir. Özellikle VAR modeli içerisinde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme bulunması durumunda fark almak önemli bilgi kayıplarına yol açmaktadır.

Model 5-8'de ise değişkenler fark alınarak durağan hale getirilmiştir. Bu yaklaşımla hata düzeltme mekanizmalı modellerle karşılaştırma yapma imkânı sağlanmaktadır. Model 9 ve 10'da ise olası bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı dikkate alınarak, genel VAR modeli hata düzeltmeli VAR modeli haline getirilmiştir. Eşbütünleşmenin varlığının kabul edilmesine rağmen eşbütünleşme ilişkisini içermeyen modellerin tahmin edilip kestirim başarılarının ölçülmesindeki amaç, eşbütünleşme ilişkisinin kestirimlerin başarısını artırıp artırmadığını sınamak içindir.

Modelin aylık verilerle tahmin edilmesi verilerde mevsimlik dalgalanma sorununu ortaya çıkarmaktadır. Abeysinghe (1994) mevsimlik yapay değişkenlerle yapılan tahminlerde başarının daha düşük olduğunu göstermekle birlikte, mevsimlik birim kök yaklaşımının her zaman daha başarılı tahminlere yol açtığı söylenememektedir. Burbidge *et al.* (1985) mevsimlik yapay değişkenlerin VAR modellerinde kullanılmasının diğer seçeneklere göre daha iyi sonuçlar verdiğini göstermektedir. Bu tartışmaları dikkate alınarak yapılan tahminlerde, yapay değişkenlerin mevsimsel dalgalanmaları yakalamada başarılı sonuçlar verdiğini görülmektedir. Aşağıda ele alınan alması modelde on bir adet yapma değişken ile mevsimsel hareketleri modellemeye çalışılmıştır.

Tablo 5

FPE Kriterini Minimum Kılan Gecikme Uzunlukları

	p_t	e_t	R_t	y_t	m_t
p_t	2	2	-	10	1
e_t	-	3	-	7	6
R_t	6	6	9	5	6
y_t	-	1	1	14	2
m_t	3	-	2	-	14

Model 1: VAR-L12

Bu model Sims (1980)'in önerdiği yaklaşımla modellenmiştir. Bütün değişkenler eşit gecikme uzunluğu ile modelde yer almaktadır. Değişkenler düzey halinde olup mevsimsel yapay değişkenlerle yakalanamayan mevsimsel hareketleri yakalamak amacıyla gecikme uzunluğu 12 ay olarak seçilmiştir.

Model 2: VAR-L9

Bu modelde VAR-L12 modelinde 12 ay olarak alınan gecikme uzunluğu Likelihood Ratio testi ile sınanarak 9 aya indirilmiştir. Gecikme uzunluğu dışında diğer bütün özellikleri model 1 ile aynıdır.

Model 3: VAR-L-R

Model 1 ve 2'de VAR modelindeki bütün değişkenlerin gecikme uzunluğu eşit kabul edilmektedir. Bu kısıt oldukça katı olup tahmin edilen katsayı sayısını azaltma imkânını sınırlamaktadır. Kısıtlı VAR modeli olarak tanımlanan Model 3'de, denklemde yer alan değişkenlerin gecikme uzunlukları farklı olabilmektedir. Bu yaklaşımda her denklemde önce açıklanan değişkenin gecikme uzunluğu FPE kriterini enazlayacak şekilde belirlenmektedir. Daha sonra denklemdeki diğer değişkenlerin gecikme uzunlukları da FPE kriteri kullanılarak belirlenmektedir. Bu modelde de bütün değişkenler düzey olarak yer almakta ve sabit terim ile 11 mevsimsel yapma değişken her denklemde bulunmaktadır. Tablo 5'de FPE kriterini enazlayan gecikme uzunlukları verilmektedir.

Model 4: BVAR-L

Bu model, Litterman (1984, 1986) ve Todd (1984) yaklaşımı kullanılarak, Bayesian VAR modeli olarak tahmin edilmiştir. İlgilendiğimiz değişken enflasyon değişkeni olduğundan Bayesian modelin parametrelerinin tahmininde enflasyon değişkeni için hesaplanan Theil U katsayısını enazlayan parametre seti, Spencer (1993)'de belirlenen yöntemle bulunmuştur. BVAR-L modelinde bütün değişkenler düzey olarak yer almakta ve sabit terim ile 11 mevsimsel yapma değişken her denklemde bulunmaktadır. Bu yaklaşımla BVAR modeli parametreleri gecikme uzunluğu 12, (*tightness*) 0.2, (*lagtype harmonic*), (*decay*) 2 ve $w = 0.5$

olarak belirlenmiştir. Modelde değişkenler düzey olarak yer aldığından ‘mean’ parametresi 1 olarak alınmıştır.

Model 5: VAR-D12

Bu modelde birim kök içeren bütün değişkenlerin birinci farkları alınarak model oluşturulmuştur. Modelin diğer bütün özellikleri model 1 ile aynıdır.

Model 6: VAR-D8

Bu modelde VAR-D12 modelinde 12 ay olarak alınan gecikme uzunluğu Likelihood Ratio testi ile %5 güven sınırında sınanarak 8 aya indirilmiştir. Gecikme uzunluğu dışında diğer bütün özellikleri model 5 ile aynıdır.

Model 7: VAR-D-R

Model 7, model 3 ile aynı yaklaşımla tanımlanmıştır. Aralarındaki fark, model 3’de bütün değişkenlerin düzey halinde bulunurken model 7’de birim kök içeren değişkenler birinci farkları ile modellenmiştir. Tablo 6’de FPE kriterini enazlayan gecikme uzunlukları verilmektedir.

Model 8: BVAR-D

Model 8, Model 4 gibi Bayesian VAR modeli olarak tahmin edilmiştir. Farklı olarak birim kök içeren değişkenlerin birinci farkları modele girmiştir. BVAR-D modeli parametreleri gecikme uzunluğu 12, (*tightness*) 0.2, (*lagtype harmonic*), (*decay*) 2 ve $w = 0.5$ olarak belirlenmiştir. Modelde değişkenler birinci farklar olarak yer aldığından ‘mean’ parametresi 0 olarak alınmıştır.

Model 9: ECM

Bu yaklaşımda modelde yer alan I(1) değişkenler arasındaki eşbütünlük dikkate alınmıştır. Eşbütünlük ilişkisi model 5’e dışsal değişken olarak eklenmiştir. Daha sonra Likelihood Ratio testi ile %5 güven sınırında inilebilecek en düşük gecikme uzunluğuna, 8’e, inilmiştir.

Model 10: BECM

Bu modelde eşbütünlük ilişkisi model 8’e dışsal değişken olarak ilâve edilmiştir. Bayesian parametreler eşbütünlük ilişkisi göz önüne alınarak belirlenmiştir.

Tablo 6
FPE Kriterini Minimum Kılan Gecikme Uzunlukları

	Δp_t	Δe_t	R_t	Δy_t	Δm_t
Δp_t	7	3	-	3	11
Δe_t	5	2	-	6	1

R_t	5	-	9	15	16
Δy_t	-	12	-	13	1
Δm_t	2	1	2	9	12

4. Kestirim gücü sınamaları

Teorik ve zaman serisi esasına dayanan modellerin kestirim gücü testleri denklemlerin tahmin dönemleri dışında yapılmıştır. 1994 yılı ilk aylarında başlayan ve 1994 Nisan ayında en şiddetli noktasına ulaşan krizin tahmin edilmesi zor olduğundan bu konu tahmin sınamalarında ayrı olarak ele alınmıştır. Tahmin gücü sınamaları 1994 Nisan-1996 Mart dönemi için gerçekleştirilmiştir. Kestirimler dinamik kestirim olarak gerçekleştirilmiş, tahmin edilen değerler gelecek değerlerin kestiriminde tekrar kullanılmıştır.

Farklı VAR modellerinin kestirim gücünü test etmek için tahmin dönemi dışı 12 ay ileriye doğru kestirimler yapılmıştır. Bütün modeller önce 1978:1-1994:4 verileri kullanılarak tahmin edilmektedir. Elde edilen katsayı tahminleri kullanılarak 12 ay ileri doğru tahminler yapılmaktadır. Daha sonra bir dönem daha eklenerek (1994:5) modelin katsayıları revize edilmekte ve ileriye doğru 12 ay tahmin yapılmaktadır. Bu yöntem 1996:3 eklenene kadar devam etmektedir. Bu yaklaşımla bir ay ilerisini kestirim 22 kez gerçekleşirken 3 ay ileriye kestirim 20, 6 ay ileriye kestirim 17 ve 12 ay ileriye kestirim ise 11 kez tekrar edilmiş olmaktadır. Enflasyon ile ilgili kestirimler ve kestirim hatalarından yararlanılarak 1, 3, 6 ve 12 ay ileriye kestirimler için ortalama hata (OH), ortalama mutlak hata (OMH), RMSE ve Theil U katsayısı hesaplanmıştır. Tablo 7'de modellerin kestirim gücü sonuçları verilmektedir.

Tablo 7

Teorik Modellerin Kestirim Gücü Sınamaları

	<i>Paracı Model</i>	<i>Fama Modeli</i>	<i>Genel Enf. Modeli</i>	<i>Hata Düzeltme Modeli</i>
<i>OMH</i>	0.012827	0.017397	0.016547	0.023007
<i>RMSE</i>	0.017255	0.026065	0.020877	0.029488
<i>U</i>	0.160197	0.224595	0.177850	0.231977

Düzyer olarak değışkenlerin yer aldığı modeller karşılaştırıldığında kısıtlı VAR ve BVAR modellerinin 1 ve 3 ay ileriye kestirimlerinde daha başarılı olduğunu görmekteyiz. 6 ay ve 12 ay ileriye kestirimlerde ise BVAR modelinin diğer modellerden daha başarılı olduğu görülmektedir. Kısıtsız VAR modelleri 6 ay ve 12 ay ileriye kestirimlerinde kısıtlı VAR modeline göre daha başarılı olmaktadır. Bütün dönem bazında BVAR modeli ileriye kestirimlerde diğer modellere göre daha başarılı bulunmaktadır.

Birinci farklarla oluşturulmuş modeller göz önüne alındığında, kısıtlı VAR ve BVAR modelinin 1, 3, 6 ve 12 ay ileriye kestirimlerinde kısıtsız VAR modellerine göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Değişkenlerin farkları alınarak modellemelerde BVAR kısıtlı VAR ile aynı kestirim gücüne sahip olmaktadır.

Hata düzeltme modellerinde ise başarı düzeyi BECM'de ECM'e göre daha fazladır. Fakat ECM katkısının kestirim gücünü artırmada önemli bir etkisi olduğu görülmektedir. ECM modellerinde özellikle uzun dönemli kestirimlerde bir iyileşme beklenirken bu gözlenmemiştir.

Tablo 7'den teorik modellerin 1994.05-1996.03 dönemindeki kestirim gücü incelendiğinde paracı modelin en başarılı kestirimleri gerçekleştirdiğini görmekteyiz. Bu modeli genel enflasyon modeli takip etmektedir. Fama modeli ve hata terimi düzeltme modeli kestirim gücü açısından en zayıf olan modeller olarak ortaya çıkmaktadır. Düzey olarak değişkenlerin yer aldığı modeller karşılaştırıldığında kısıtlı VAR ve BVAR modellerinin 1 ve 3 ay ileriye kestirimlerde daha başarılı olduğu görülmektedir. Kısıtsız VAR modelleri 6 ay ve 12 ay ileriye kestirimlerde kısıtlı VAR modeline göre daha başarılı olmaktadır. Bütün dönemler bazında BVAR modeli ileriye kestirimlerde diğer modellere göre daha başarılı bulunmaktadır.

Birinci farklarla oluşturulmuş modeller göz önüne alındığında Kısıtlı VAR ve BVAR modelinin 1, 3, 6 ve 12 ay ileriye kestirimlerde kısıtsız VAR modellerine göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Farklarla modellemelerde BVAR Kısıtlı VAR ile yaklaşık aynı kestirim gücüne sahip olmaktadır.

Hata düzeltme modellerinde ise başarı BECM'de ECM'ye göre daha fazladır. Fakat ECM katkısının kestirim gücünü artırmada önemli bir etkisi olduğu görülmektedir. ECM modellerinde, özellikle uzun dönemli kestirimlerde bir iyileşme beklenirken bu gözlenmiştir. VAR yaklaşımında ortaya çıkan bu sonuç teorik modellerde de ortaya çıkmaktadır. Genel olarak eşbütünleşmenin varlığı ve hata düzeltme modeli, kestirim gücünde iyileşme sağlamaktadır.

VAR modellerinin kestirim gücü ile teorik modellerin kestirim güçlerini doğrudan karşılaştırma olanağı bulunmamaktadır. VAR modeli dinamik bir sistem şeklinde modellendiğinden, enflasyon denkleminde yer alan açıklayıcı değişkenin değeri VAR denklem sistemi içerisinde yer alan ilgili değişkene ait denklemler tarafından hesaplanmaktadır. İndirgenmiş regresyon modeli olarak tahmin edilen teorik modellerde ise açıklayıcı değişkenler kestirim dönemi için dışsal kabul edilmekte, yalnızca gecikmeli enflasyon değeri tahmin edilerek hesaplamalara katılmaktadır. Dolayısıyla regresyon modellerinin kestirim başarısının daha yüksek olması beklenir. Theil *U* katsayısı açısından VAR ve teorik modellerin kestirim gücü karşılaştırıldığında teorik modellerin beklendiği gibi daha

başarılı olduğu görülmektedir. RMSE açısından VAR modelleri ile teorik modeller karşılaştırıldığında VAR modellerinden Model 7 ve Model 8'in teorik modellerin en iyi kestirim gücüne sahip olan aracı modelle aynı kestirim başarısını gösterdiğini görmekteyiz.

Modellerin 1994 krizini kestirim başarımı

1978.1 - 1996.3 dönemi için tahmin edilen ve kestirim güç sınaması yapılan teorik modellerin başarımı, 1994 Nisan krizi için modele dahil edilen bir yapay değişken yardımı ile iyileştirilmiştir. Ortaya konulan teorik modellerin gerçekte bu kriz ile ilgili bazı öngörülerde bulunabilme yeteneği bu bölümde ayrıca incelenmektedir. Bu amaçla, 1994'ün dördüncü ayında gerçekleşen enflasyon oranındaki sıçramayı en iyi yakalayan modeli belirlemeye çalışılmıştır. Tahmin edilen modellerin kestirim gücü sınamaları Tablo 9'da özetlenmiştir. Buna göre, "Genel Enflasyon Modeli"nin en başarılı model olduğu anlaşılmıştır.

Çizim 1'de, ele alınan dört teorik modelleme yaklaşımının kriz dönemi için enflasyon oranını kestirim başarımı görülmektedir. Bu amaçla tahmin edilen modellere kriz dönemini temsil eden hiç bir yapay değişken dahil edilmemiştir. Çizim 1 için kestirim dönemi 1994.1'de başlayıp 1996.3'te bitmektedir.

Çizim 1'de (a) ve (b) panellerinde yer alan, ve döviz kuru değişimlerinin etkisini içermeyen, paracı ve Fama modellerinin 1994 Nisan ayında gerçekleşen aşırı fiyat artışı kestirim gücü döviz kurundaki değişimleri içeren modellere göre daha başarısız kalmaktadır. Ancak kriz sonrası dönemde (a) ve (b) panelinde yer alan modeller ile tahmin edilen ve gerçekleşen enflasyon oranları arasındaki fark diğer iki modele göre daha düşüktür. Bir bütün olarak bakıldığında, gerek çizimlerden, gerekse Tablo 9'da yer alan kestirim gücü sınamalarından görülebileceği gibi, Genel Enflasyon Modeli (panel (c)) en başarılı model olarak ortaya çıkmaktadır.

Çizim 1 ve Tablo 7'nin sonuçları birlikte ele alındığında, 1994 krizinin sonucunda ortaya çıkan yüksek oranlı devalüasyonun enflasyonist bir sonuç doğurduğu görülmektedir (bk. panel (c) ve (d)). Paracı modele göre, enflasyonist etkiye sahip diğer faktörler para arzı yolu ile fiyatlar genel düzeyini etkilemektedir. Sözkonusu öngörüye göre, döviz kuru değişimlerinin önce para arzını, ardından enflasyonu etkilemesi

Tablo 8
VAR Modellerinin Kestirim Gücü Sınamaları

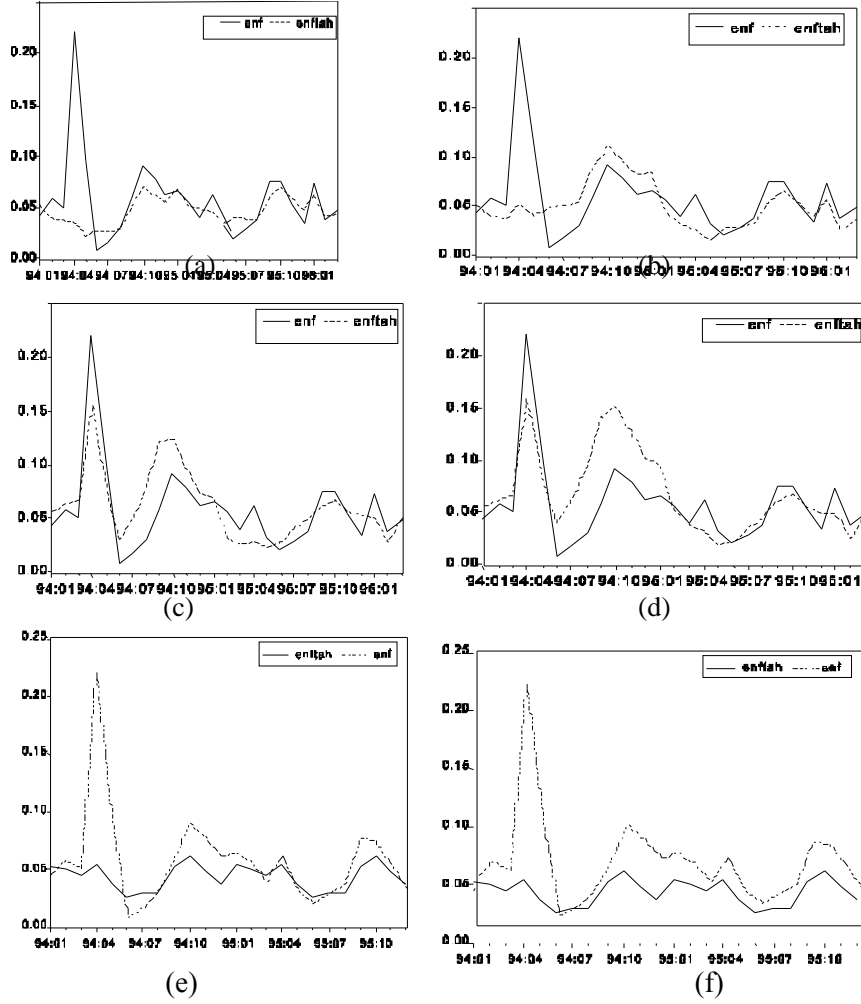
	1 ay	3 ay	6 ay	12 ay
<i>Model 1</i>				
<i>OMH</i>	0.0170	0.0379	0.0801	0.1063

<i>RMSE</i>	0.0261	0.054	0.0893	0.1255
<i>U</i>	0.4833	0.329	0.2786	0.2065
<i>Model 2</i>				
<i>OMH</i>	0.022	0.052	0.0889	0.1209
<i>RMSE</i>	0.0285	0.0674	0.0985	0.1321
<i>U</i>	0.527	0.417	0.3073	0.2173
<i>Model 3</i>				
<i>OMH</i>	0.0118	0.0464	0.0864	0.1997
<i>RMSE</i>	0.0138	0.0463	0.1069	0.2039
<i>U</i>	0.256	0.286	0.333	0.335
<i>Model 4</i>				
<i>OMH</i>	0.0131	0.0292	0.0311	0.0347
<i>RMSE</i>	0.0190	0.0415	0.0409	0.0429
<i>U</i>	0.352	0.257	0.128	0.0707
<i>Model 5</i>				
<i>OMH</i>	0.0233	0.0165	0.0143	0.0185
<i>RMSE</i>	0.0332	0.0235	0.0178	0.0235
<i>U</i>	1.185	0.655	0.551	0.958
<i>Model 6</i>				
<i>OMH</i>	0.0184	0.0110	0.0126	0.0166
<i>RMSE</i>	0.0265	0.0135	0.0150	0.0214
<i>U</i>	0.948	0.376	0.465	0.873
<i>Model 7</i>				
<i>OMH</i>	0.0139	0.0111	0.0099	0.0104
<i>RMSE</i>	0.0187	0.0129	0.0112	0.0124
<i>U</i>	0.667	0.360	0.347	0.506
<i>Model 8</i>				
<i>OMH</i>	0.0120	0.0117	0.0102	0.0118
<i>RMSE</i>	0.0167	0.0148	0.0119	0.0138
<i>U</i>	0.596	0.413	0.369	0.564
<i>Model 9</i>				
<i>OMH</i>	0.0211	0.0185	0.0182	0.0256
<i>RMSE</i>	0.0301	0.0257	0.0258	0.0388
<i>U</i>	1.075	0.718	0.801	1.577
<i>Model 10</i>				
<i>OMH</i>	0.0114	0.0116	0.0099	0.0119
<i>RMSE</i>	0.0172	0.0144	0.0109	0.0142
<i>U</i>	0.613	0.403	0.338	0.576

beklenmekteyken, panel (a)'da yer alan paracı modelin kestirimleri bu yönde hiçbir ipucu vermemektedir.

Çizim 1

Teorik Modellerin Kriz ve Sonraki Dönemi Kestirim Başarımları



(a) Paracı Model; (b) Fama Modeli; (c) Genel Enflasyon Modeli; (d) Hata Düzeltme Modeli
(e) VAR-D-R Modeli; (f) BVAR-D Modeli
enf : Gerçekleşen Enflasyon Oranı; enftah: Tahmin Edilen Enflasyon Oranı

Çizim 1 (e) panelinde VAR-D-R, (f) panelinde de BVAR-D modelinin 1994 kriz dönemi kestirimleri görülmektedir. Her iki model de 1994 Nisan ayında gerçekleşen aşırı fiyat artışını kestirememektedir. 1994

Haziran ayından sonraki kestirimler de ise her iki VAR modeli de Genel Enflasyon ve Hata Düzeltmeli Modelden daha iyi tahmin yapmaktadır. Genel Enflasyon ve Hata Düzeltmeli Model, 1994 haziran ayından itibaren altı ay enflasyon oranını sistematik olarak daha yüksek, sonraki aylarda olduğundan düşük olarak tahmin etmektedir. Aynı dönemler için VAR modellerinde bu tip hatanın boyutları daha küçüktür.

Tablo 9
Teorik Modellerin Kriz ve Sonraki Dönemi Kestirim Gücü Sınamaları

	<i>Paracı Model</i>	<i>Fama Modeli</i>	<i>Genel Enf. Modeli</i>	<i>Hata Düzeltme Modeli</i>	<i>VAR-D-R Modeli</i>	<i>BVAR-D Modeli</i>
<i>OMH</i>	0.01872	0.02333	0.01993	0.02415	0.02107	0.01997
<i>RMSE</i>	0.03995	0.03889	0.02583	0.03301	0.03654	0.03547
<i>U</i>	0.33916	0.31078	0.18668	0.22422	0.28931	0.27001

VAR modellerinin 1994 krizini yakalayamamasının en önemli nedeni enflasyon denkleminde yer alan açıklayıcı değişkenlerin dinamik açıdan içsel olmasıdır. VAR modelleri devalüasyonu tahmin edemediği gibi, buna bağlı olarak yüksek fiyat artışını da yakalayamamaktadır. Bunlardan bağımsız olarak 1994 Nisan ayındaki yüksek fiyat artışının nedeni kamu kesiminin ürettiği ürün ve hizmetlere yapılan çok yüksek oranlı zamlardır. Bu zamların yapıldığı tarih, hükümet tarafından ekonomi dışı veriler de göz önüne alınarak saptandığından enflasyon kestirimi zorlaşmaktadır. Bu aşamada hükümetin ekonomi politikasındaki değişmelerin de kestirimi devreye girmektedir ki çalışmaya konu olan modellerin bu gücü yoktur.

5. Sonuçlar

Bu çalışmada enflasyon sürecinin oluşumunu açıklamaya yönelik modellerin, beklenen enflasyon düzeyini tahmin güçlerini sınamak ve söz konusu tahmin başarımlarını birbirleriyle karşılaştırmak amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda yapılan analizlerde teorik enflasyon modelleri ve zaman serisi modelleri kullanılmıştır. Tahmin gücü sınaması açısından teorik modeller zaman serisi modellerine göre daha yüksek bir performans gösterirken, para arzı büyüme hızı, döviz kurundaki değişme hızı ile elde para tutmanın alternatif maliyetindeki değişmeyi ifade eden faiz oranındaki değişmeler enflasyon dinamiğine istatistikî olarak anlamlı katkıda bulunan değişkenler olarak ortaya çıkmaktadırlar.

Bununla beraber, kestirim gücü sınamaları lehte sonuç veren teorik modellerin 1994 krizini önceden kestirim gücü de ayrıca sınanmıştır. Genel enflasyon modeli olarak adlandırılan ve para arzı, reel gelir döviz kuru artış oranları ile faiz oranlarında değişimi içeren denklem, krizi en iyi kestiren model olarak ortaya çıkmıştır. Bununla beraber, kriz sonrası

dönemde parasal tabanın büyüme hızının enflasyon dinamiğini açıklamada en uygun değişken olabileceği, yine elde edilen sonuçlar arasında yer almaktadır. Krizi en iyi kestiren modelin, diğer modellerden farkı döviz kurundaki değişimleri temsil eden değişkenin modele dahil edilmemiş olmasıdır. Tahmin sonuçlarımıza göre, enflasyondaki yüksek oranlardaki sıçramaların nedeni olarak bu değişken görülmektedir. Ancak bu konudaki sonuçlarımız daha ziyade bulguları bulup, enflasyon dinamiği konusunda, yapısal faktörleri de içeren daha kapsamlı çalışmalar gerekmektedir.

Kaynaklar

- ABEYSINGHE, T. (1994), "Forecasting Performance of Seasonal-Dummy Models Relative to Some Alternatives", *Economic Letters*, 44, 365-70.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve MALIXI, M. (1992), "Inflationary Effects in Effective Exchange Rates: LDCs Experience", *Applied Economics*, 24, 465-71.
- BURBIDGE, I. B., MEGEE, L. ve VEALL, M. R. (1985), "On the Seasonality of Vector Autoregression Residuals", *Economic Letters*, 18, 137-41.
- CANAVESE, A. J. (1982), "The Structuralist Explanation in the Theory of Inflation", *World Development*, 10(7), 523-9.
- CHUNG, J. W. (1982), "Inflation in a Newly Industrialized Country: The Case of Korea", *World Development*, 10(7), 531-39.
- DEME, M. ve FAYISSA B. (1995), "Inflation, Money, Interest Rates, Exchange Rate, and Causality: The Case of Egypt, Morocco, and Tunisia", *Applied Economics*, 27, 1219-24.
- DOAN, A. (1990), *User Manual: RATS Version 3.10*, Evanston, IL: VAR Econometrics.
- ENGLE, R. F. ve GRANGER, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- FAMA, E. F. (1982), "Inflation, Output, and Money", *Journal of Business*, 55, 201-31.
- FELIZ, R. A. ve WELCH, J. H. (1997), "Cointegration and Tests of a Classical Model of Inflation in Argentina, Bolivia, Brasil, Mexico and Peru", *Journal of Development Economics*, 52, 189-219.
- FRY, M. (1980), "Money, Interest, Inflation and Growth in Turkey", *Journal of Monetary Economics*, 6, 535-45.
- FULLER, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley.
- HAFER, R. W. ve SHEEHAN, R. G. (1989), "The Sensitivity of VAR Forecasts to Alternative Lag Structures", *International Journal of Forecasting*, 5, 399-408.
- JOHANSEN, S. ve JUSELIUS, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- LAIDLER, D. (1995), *The Demand for Money: Theories and Evidence*, New York: Harper and Row.
- LITTERMAN, R. B. (1984), "Forecasting and Policy Analysis with Bayesian Vector Autoregression Models", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall, 30-41

- LITTERMAN, R. B. (1986), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions- Five Years of Experience", *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- LUCAS, R. E. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs", *American Economic Review*, 63(3), 326-34.
- MORRISON, R. J. (1987), "Inflation in Portugal, 1953-1980: An Econometric Analysis", *Kyklos*, 40, 219-37.
- MOSER, G. G. (1995), "The Main Determinants of Inflation in Nigeria", *IMF Staff Papers*, 42 (2), 270-89.
- NUGENT, J. B. ve GLEZAKOS, C. (1979), "A Model of Inflation and Expectations in Latin America", *Journal of Development Economics*, 6, 431-46.
- ÖNİŞ, Z. ve ÖZMUCUR, S. (1990), "Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey", *Journal of Development Economics*, 32, 133-54.
- PERRON, P. (1989), "The Great Crash, The Oil Price Shock, and the unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6): 1361-401.
- RANA, P. B. ve DOWLING J. M. (1985), "Inflationary Effects of Small but Continuous Changes in Effective Exchange Rates: Nine Asian LDCs", *Review of Economics and Statistics*, 67, 496-500.
- SAINI, K. G. (1982), "The Monetarist Explanation of Inflation: The Experience of Six Asian Countries", *World Development*, 10(10), 871-84.
- SHEEHY, E. J. (1980), "Money, Income and Prices in Latin America: An Empirical Note", *Journal of Development Economics*, 7, 345-57.
- SIMS, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1-48.
- SPENCER, D. E. (1993), "Developing a Bayesian Vector Autoregression Forecasting Model", *International Journal of Forecasting*, 9, 407-21
- TEGENE, A. (1988), "The Monetarist Explanation of Inflation: The Experience of Six African Countries", *Journal of Economic Studies*, 16(1), 5-18.
- TODD, R. M. (1984), "Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall, 18-29.
- TOGAN, S. (1987), "The Influence of Money and the Rate of Interest on the Rate of Inflation in a Financially Repressed Economy: The Case of Turkey", *Applied Economics*, 19, 1585-1601.

Abstract

A comparison of alternative models of inflation to forecast high and volatile inflation: The case of Turkey

Forecasting the future rate of inflation is important in the determination of the future behaviour of economic agents. In this paper, the aim is to test the forecast performance of a number of well-known empirical inflation models in a high inflation country, namely Turkey. Two modelling approaches have been carried out: whereas the first one is based largely upon structural equations derived from monetary theory, the second one uses the VAR framework. According to empirical results, the forecast performance of the theoretical models has performed well in comparison with time series models (namely VAR models). Besides, predicability of the economic crisis in 1994 has seemed to be more successful in theoretical models than the VAR model. The growth rates of money supply, real income and changes in the exchange rate as well as changes in the rate of interest appeared to be most meaningful factors determining the dynamics of the rate of inflation in Turkey.