

Dezenflasyon Sürecinde Türkiye’de Enflasyonun Uzun ve Kısa Dönem Dinamiklerinin Modellenmesi

Yrd. Doç. Dr. Macide ÇİÇEK

Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, KÜTAHYA

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye’de 2000:01-2004:12 dönemi aylık verileriyle enflasyon ile birim emek maliyetleri, üretim açığı (talep şoklarının temsilcisi), reel efektif döviz kuru (arz şoklarının temsilcisi) ve fiyat beklentileri arasındaki bağlantıyı araştırmak amacıyla Beklentilerle Genişletilmiş Philips Eğrisi Modeli kullanılmaktadır. Çalışmada uygulanan metodoloji sırasıyla birim kök testi; modeldeki değişkenler arasında olası uzun dönem ilişkilerin incelenmesi için Johansen Eşbütünlük Testi ve enflasyonun kısa dönem dinamiklerinin araştırılması için EKK Yöntemi ile sadece enflasyon denklemi için tahmin edilen hata düzeltme modelidir. Çalışmada uzun dönemde birim emek maliyetlerinin üzerinde ürün fiyatlandırması şeklindeki mark-up fiyatlama davranışının enflasyonun temel nedeni olduğu, döviz kurunun enflasyonun düşüşünde oldukça önemli bir etkisi olduğu ve talep şoklarının fiyatlarda artışa yol açmadığı bulunmuştur. Enflasyon denkleminin kısa dönem dinamikleri kısa dönemde arz şoklarının enflasyonun belirleyicisi olduğunu göstermektedir. Çalışmada ayrıca kısa dönemde döviz kurunun en hızlı enflasyon düzeltmesine yol açan değişken olduğu bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Dezenflasyon, Enflasyon, Eşbütünlük, Philips Eğrisi, Türkiye.

Modelling The Long Run and The Short Run Dynamics of Inflation In The Disinflation Process In Turkey

ABSTRACT

In this study, it is employed that Expectations-Augmented Philips Curve Model to investigate the link between inflation and unit labor costs, output gap (proxy for demand shocks), real exchange rate (proxy for supply shocks) and price expectations for Turkey using monthly data from 2000:01 to 2004:12. The methodology employed in this paper uses unit root test, Johansen Cointegration Test to examine the existence of possible long run relationships among the variables included in the model and a single equation error correction model for the inflation equation estimated by OLS to examine the short run dynamics of inflation, respectively. It is find that in the long run, mark-up behaviour of output prices over unit labor costs is the main cause of inflation, real exchange rate has a rather big impact on reduced inflation and demand shocks don't led to an increase in prices. The short run dynamics of the inflation equation indicate that supply shocks are the determinant of inflation in the short run. It is also find that exchange rate is the variable that trigger an inflation adjustment the most rapidly in the short run.

Key Words: Disinflation, Inflation, Cointegration, Philips Curve, Turkey.

Giriş

30 yıldan fazla bir zamandır Türkiye 22 Hükümet tarafından yönetilirken, diğer yandan yüksek ve kronik enflasyon Türkiye ekonomisinin büyük bir özelliği haline gelmiştir. 1970’lerin başından itibaren Hükümetlerin uyguladıkları ya da uygulamaya çalıştıkları çeşitli dezenflasyon programları arka arkaya başarısızlıkla sonuçlanmıştır. 1994-2002 döneminde global enflasyon oranının %25.3’ten %3.2’ye gerilemesine karşın, Türkiye 2002 yıllık enflasyonu dünyadaki ortalama yıllık enflasyon oranından 13 kat daha yüksek gerçekleşmiştir. Bununla birlikte,

2004 Mart ayı sonunda tek partili Hükümet enflasyonu tek haneli seviyelere düşürmede başarılı görünmektedir (Kibritçiöğlü, 2004). Dezenflasyon sürecine verilen büyük önem göz önüne alındığında, bu süreçte Türkiye’de enflasyonun uzun ve kısa dönemde dinamiklerinin neler olduğu konusunda ampirik bir analiz ortaya koymak bu çalışmanın temel amacıdır.

Enflasyon, kısaca fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artış olarak tanımlanmaktadır. Dezenflasyon ise, fiyatlar genel seviyesi artış hızının düşürülmesini ifade eder. Enflasyon, nedenlerine göre, talep enflasyonu ve maliyet enflasyonu olarak ikiye ayrılabilir. Mal ve hizmetlere yönelik bir talep fazlasının sonucu olarak fiyatlar genel düzeyinde görülen yükselmelere talep enflasyonu denilmektedir. Maliyet enflasyonu ise, tam istihdam ortamında talep artışı ve emek verimliliğinde bir artış olmaksızın üretim girdilerinin herhangi bir ya da birden fazla bileşeninde (işçilik ücretleri, hammadde fiyatları, vb.) meydana gelen artışlar sonucunda ortaya çıkan enflasyon türüdür. İşletmelerin kuruluş amacı kâr etmek olduğu için, işletmeler maliyetlerinde ücret artışından doğan yükü fiyatlarına yansıtmayı tercih etmekte ve sonuç olarak maliyet enflasyonu ortaya çıkmaktadır. Mevcut istihdam ortamının korunmaya çalışılması da, dolaylı olarak maliyet enflasyonuna neden olmaktadır. Şöyle ki, ücret düzeyi ortalama verimliliği aşarsa ve mevcut istihdam düzeyi de korunmak istenirse, doğal olarak fiyatlar genel düzeyi yükselecektir. Bu etkenlerin yanında maliyet enflasyonunun nedenleri arasına psikolojik faktörleri de eklemek gerekmektedir (Kaykusuz, 2001).

Bu çalışmada, sırasıyla şu adımlar takip edilmektedir: İkinci bölümde, Türkiye’de enflasyonun nedenleri üzerine bir literatür araştırmasına yer verilmekte, üçüncü bölümde analizin dayandırıldığı “Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi” (The Expectations-Augmented Phillips Curve) Modeli açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde sırasıyla, değişkenlerin durağanlık durumunun incelendiği ADF Birim Kök Testi, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin analiz yöntemi olan Johansen Eşbütünleşme Testi ve yine bu değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkilerin analiz yöntemi olan Hata Düzeltme Modeli tanıtılmaktadır. Beşinci bölümde, verilerin hazırlanışı hakkında bilgi verilmektedir. Altıncı bölümde ise, yapılan testlerin sonuçlarına yer verilmekte ve bu sonuçlar değerlendirilmektedir. Yedinci ve son bölüm ise, bulgular ışığında varılan sonuç bölümüdür.

I. Türkiye’de Enflasyon Üzerine Literatür Araştırması

Kibritçiöğlü 2004 yılındaki çalışmasında Türkiye’de enflasyonun nedenleri üzerine mevcut ampirik literatürü kapsamlı ve seçici bir şekilde gözden geçirmiştir. Bu çalışmada ise, çalışmanın yaklaşımına uygunluğun sağlanması açısından bunlardan bazılarını yer verilmektedir.

Öniş ve Özmucur (1990) bir vektör otoregresyon analiziyle enflasyonun tamamen parasal bir olay olduğunu reddetmiştir. Bu yazarlar TL’nin devalüasyonunun enflasyon üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu; arz yönlü faktörlerin enflasyon üzerinde genelde anlamlı bir etkisi bulunduğunu

bulmuşlardır. Yeldan (1993) 1980'lerde Türkiye'de kamu harcamalarının talep enflasyonunun önemli ve büyük bir nedeni olduğunu göstermiştir. Bu çalışmada, maliyet enflasyonu yönünden bir karşılaştırma yapıldığında, monopolistik üreticilerin maliyetlerinin üzerindeki mark-up fiyatlama davranışının ücret enflasyonundan daha güçlü bir enflasyonist etkiye sahip olduğu gözlenmiştir. Yeldan (1993) devalüasyonist döviz kuru politikasının, Türk endüstrisinin ithalata dayalı yapısından dolayı, ithal edilen enflasyon üzerinde büyük bir etkiye sahip olduğuna işaret etmektedir. Kibritçioğlu (1999) enflasyondaki değişikliğin %42'sinin döviz kuru değişiminden kaynaklandığı sonucuna varmıştır. İnsel (1995), Erol ve Wijnbergen (1997), Lim ve Papi (1997), Agenor ve Hoffmaister (1997), Darrat (1997) ve Akyürek (1999) yerli paradaki değer kayıplarının enflasyonist etkilerini destekleyen başka çalışmalardır. Bazı yazarlara göre, böyle bir sonuç, döviz kuruna dayalı bir istikrar programının Türkiye'de enflasyonu düşürmede bir gereklilik olduğu anlamına gelmektedir.

Selçuk (2004) Türkiye'de döviz kurundan enflasyona geçişkenliğin yaklaşık olarak %35'ten %50'ye olduğunu bulmuştur. Selçuk ve Ardıç (2004)'a göre, TL'nin 2003 yılındaki gibi güçlü bir şekilde reel değer kazanması, cari hesap açığının büyüyeceği, muhtemelen imalat sanayi üretiminde bir düşüşle beraber yayılan beklenmedik karşı şokların nominal döviz kurlarında sert artışlara neden olabileceği ve bu yüzden ülkenin risk priminde bir artışa yol açacağı ve ileride Hükümetin mali pozisyonunu daha da kötüleştireceği anlamına gelmektedir.

Domaç (2003) Türkiye'de döviz kurunun fiyatlar genel düzeyinin gelişiminde anlamlı bir etkisi olduğunu gösteren bir başka çalışmadır. Bu çalışmaya göre, enflasyon sürecinde üretim açığının ve parasal dengesizliğin göreceli önemi dalgalı döviz kuru rejiminde artmıştır. Dibooğlu ve Kibritçioğlu (2004) Türkiye'de 1980-2002 döneminde petrol fiyatları, arz ve ödemeler dengesi gibi reel şokların enflasyon üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını; para arzındaki ve otonom talepteki değişimlerden kaynaklanan reel toplam talep şoklarının enflasyonun büyük bir bileşeni olduğunu ve talep şoklarının yüksek kamu sektörü bütçe açıkları ve TL'nin devalüasyonundaki değişimlerin birleşik bir sonucu olarak yorumlanabileceğini göstermiştir. Ayrıca, bu yazarlar üretimin temel olarak arz şoklarıyla açıklandığını bulmuşlardır.

Dibooğlu (2002) Türkiye'de enflasyonist beklentilerin geçmişe ve ileriye yönelik unsurlarının neler olduğunu göstermiştir. Bu çalışmanın temel sonucu, ileriye yönelik beklentilerin baskınlığının, güvenilir bir dezenflasyon programının üretim maliyetlerini muhtemelen sınırlandıracağıdır. Uygur (1992), Akçay, Alper ve Özmucur (1997), Alper ve Üçer (1998), Akyürek (1999), Yeldan (1993), Şahinbeyoğlu (2001) özellikle Türkiye'de enflasyon yapışkanlığının artan rolünü vurgulayan çalışmalardır. Erhat (2002) Türkiye'de tüketici ve toptan eşya fiyat endekslerinin anlamlı birer uzun dönem hafıza bileşeni olduğunu belirtmiştir. Bu yazara göre, bir dezenflasyon programı sonuçta amacına ulaşacaktır, fakat başlangıçta enflasyondaki direncin kırılması en büyük mücadele olacaktır.

II. Model

Bu çalışmada enflasyon, birim emek maliyeti, üretim açığı, arz şoku ve fiyat beklentileri arasındaki ilişkiler Beklentilerle Geliştirilmiş Phillips Eğrisi (The Expectations-Augmented Phillips Curve) Modeli ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Bu modele göre, emek piyasasındaki katılık yüzünden ücret maliyetleri verimlilikten daha hızlı artma eğilimindedir. İşçiler daha yüksek ücretler için sürekli baskı yaparlar, yüksek ücretler fiyat artışlarına yol açar, bu fiyat artışları yüksek ücretlere yol açar ve bu süreç böyle devam eder.

Buradaki analizin temelinde, firmaların toplam üretim maliyetleri içinde emek maliyetinin büyük bir yer aldığı fikri yatmaktadır. Ücret artışları, sık sık artan ürün fiyatları olarak tüketicilere yansır. Buna göre, ücretlerdeki artış verimlilikteki artıştan kaynaklanıyorsa enflasyonist baskı yaratmayacaktır. Bundan başka, rekabetçi bir ortamda ücret artışları kar marjlarında azalmalar sonucunu doğuruyorsa enflasyonist olmayabilir. Bilindiği gibi, rekabetçi piyasa baskıları firmaların fiyatlama kararlarını etkiler. Ücret nedeniyle oluşan maliyet enflasyonunu önlemenin tek yolu, işletmelerin, verimliliğin artmadığı göz önünde bulundurulduğunda, daha az kâr marjıyla çalışmaya razı olmalarıdır.

Son olarak, enflasyonun nedenleri konusunda toplam talep cephesinden bir fikir ortaya atılabilir. Toplam talepte beklenmedik artışlar, başka bir deyişle enflasyonist açık, tam istihdam durumunda fiyatlarda artışa yol açar. Bu durumda nominal ücretler sabit kalırken, firmaların karları artar. Artan karlar mal piyasasında ilave bir aşırı talep yaratır. Bununla birlikte, firmaların mal piyasasındaki aşırı talebi tatmin etmeye yönelik gecikmeli girişimleri emek piyasasında aşırı talebe yol açar. Sonuçta karlardaki artış işçilerin daha yüksek ücret talep etmelerine yol açar. Tam istihdam edilmiş işgücünün reel ücretleri eski düzeyine getirecek şekilde nominal ücretleri arttırma çabaları, firmalar arasında rekabete neden olur. Reel ücretlerde sağlanan artış ise, mal piyasasında yeni bir talep baskısı yaratır. Bu fikir maliyet enflasyonundan çok talep enflasyonu deneyimi olan gelişmiş ülkeler için daha doğrudur. Bu fikrin altında yatan neden, talepteki bir artışın emek kıtlığı yaratmasıdır. Bu fikir işçilerin ücretleri arttırma baskısını açıklamada daha güvenilirdir. Enflasyon baskısı çok fazlaysa, enflasyon helezonik bir şekilde yukarıya doğru artmaya başlar, yani enflasyon sarmalı oluşur.

Ücret ve fiyatlardaki sistematik hareketleri açıklamak için, Ghali (1999) ve daha öncesinde Gordon (1982, 1985)’da gösterildiği gibi, enflasyon sürecinin Beklentilerle Genişletilmiş Philips Eğrisi Modeli göz önüne alınmıştır:

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1(w_t - q_t) + \alpha_2\hat{y}_t + \alpha_3S_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$(w_t - q_t) = \beta_0 + \beta_1p_t^e + \beta_2\hat{y}_t + \beta_3S_t + \varepsilon_{2t}. \quad (2)$$

Burada bütün değişkenler logaritmik değerlerindedir. p , fiyat düzeyini (GSYİH fiyat deflatörü olarak); w , ücret oranını; q , emek verimliliğini; $(w - q)$, birim emek maliyetini; \hat{y} , üretim açığını; S , döviz kurunu ve p^e , beklenen fiyat düzeyini göstermektedir. Üretim açığı talep şoklarının, döviz kuru arz şoklarının temsilcisidir. (1) No.lu denklem mark-up fiyatlama davranışını açıklamaktadır. Bu denkleme göre, fiyatlar verimliliğe göre ayarlanmış emek maliyetinin üzerinde artar ve fiyat artışları arz şokları tarafından olduğu kadar, talep şokları tarafından da açıklanır.

Bazı yazarlar beklentilerin oluşum sürecini açıklamak için, uyumcu fiyat beklentilerini kullanmayı uygun bulmaktadırlar (Bkz. Mehra, 1991). Bu, ekonomik birimlerin, beklentilerini biçimlendirirken fiyatların geçmiş değerlerine dayandıkları anlamına gelir. Bu durumun matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$p_t^e = \sum_{i=1}^n \gamma_i p_{t-i}$$

(3)

Bir alternatif olarak, fiyat beklentilerinin biçimlendirilmesi Hodrick-Prescott Filtresi kullanımıyla açıklanır. Böylece (3) No.lu denklem,

$$p_t^e = \min \left[\sum_{t=1}^n (p_t - p_t^e)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{n-1} (\Delta^2 p_{t+1}^2) \right]$$

(4)

şeklini alır. (4) No.lu denklem, emek piyasasının katı görünümü nedeniyle, Türkiye gerçeğiyle aynı çizgide görünmektedir. Bu yüzden fiyat beklentilerinin hızlı güncelleştirilmesinin zor olduğu düşünülerek bu çalışmada bu argüman uygulanmıştır.

III. Yöntem

A. Zaman Serilerinin Özellikleri: Birim Kök ve Eşbütünleşme

Zaman serilerinde durağan olmanın ya da olmamanın araştırılması, birim kök testleriyle yakından ilgilidir. Serilerde birim kökün varlığı, durağan olmamayı gösterir. Durağan olmayan seriler birinci fark alındığında durağan hale geliyorsa, yani I(1) şeklinde seriler olarak ortaya çıkıyorlarsa (birinci dereceden bütünleşiyorlarsa), seriler arasında eşbütünleşme testi yapılabilir.

Veri setinde bütünleşme derecesini tespit etmek için, genellikle ADF (Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testine başvurulur. Birim kökler için ADF Testinde (Dickey ve Fuller, 1979, 1981) bireysel serilerin, mesela y_t gibi, durağan olup olmadığı, EKK (En Küçük Kareler) regresyonunun çalıştırılmasıyla

gösterilir. Tüm bu testler aşağıda verilen (5) ve (6) No.lu regresyon denklemlerine dayanır.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \delta + \gamma + \varepsilon_t \quad (\text{seviyeler için})$$

(5)

$$\Delta \Delta y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \Delta y_{t-i} + \delta + \gamma + \varepsilon_t \quad (\text{birinci farklar için}).$$

(6)

Burada Δy , serilerin birinci farkı; m , gecikme uzunluğu ve t , zamandır. m 'nin değerinin belirlenmesinde pratik kural, bu değer serbestlik derecesini korumak için nispeten küçük, ε_t 'de otokorelasyonun varlığına yol açmayacak kadar da büyük olmasıdır (Charemza ve Deadman, 1992: 135).

ADF Testinde boş hipotez serinin birinci dereceden bütünleştiğini, I(1), gösterir. Boş hipotezin reddedilmesi, serinin durağan olduğunu ve sıfıncı dereceden bütünleştiğini ifade eder.

B. Eşbütünleşme Kavramı

Eşbütünleşme kavramı, literatüre ilk defa İktisat biliminde uzun dönem ya da denge ilişkilerinin belirlenmesi sorunuyla ilgili olarak, Granger (1981) makalesi ile girmiştir. Eşbütünleşme, ekonomik değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkinin varlığının istatistiksel gösterimidir (Thomas, 1993). Başka bir deyişle, istatistiksel bakış açısından bir uzun dönem ilişki değişkenlerin zaman içinde ortak hareket ettikleri, bu değişkenlerin uzun dönem trende olabilmesi için kısa dönemdeki baskıların veya dengesizliklerin düzeltildiği anlamına gelir (Manning ve Andrianacos, 1993). İki seri arasında bir uzun dönem ilişkinin varlığının tanımlanması, bu seriler arasındaki farkın durağan olduğu anlamına gelir (Hall ve Henry, 1989). Eşbütünleşmenin bulunmaması, bu değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişkinin olmaması ve zaman içinde prensipte keyfi olarak birbirlerinden uzaklaşabilmeleri demektir (Dickey vd., 1991: 59). Çok değişkenli durağan olmayan zaman serilerinde eşbütünleşme formunda birden fazla doğrusal ilişki olması mümkündür. Bu durumda eşbütünleşme rankı söz konusu olur.

Genel olarak, eşbütünleşme testi yöntemlerinde bir uzun dönem denge modeli ile bir kısa dönem hata düzeltme modeli öngörülür. Böylece, bu modeller değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkileri ile kısa dönem dengesizliği bütünleştirme olanağı verir. Uzun dönem teorisi ile kısa dönem dinamikler arasındaki ilişki, 1980'li yıllarda zaman serileri ekonomik analizlerinin pek çoğunda hakim olmuş ve 1970'lerdeki bir çok toplam makro ekonomik ilişkilerin çökmesinde ana sorumluluğu temsil etmiştir (Davidson vd., 1978). Böylece, dinamik ilişkiler ekonometrisi, son yıllarda makro ekonomik ilişkilerin modellenmesinde, para talebi fonksiyonunu da kapsamına alarak, önemli yeniliklere yol açmıştır (Engle ve Granger, 1987; Johansen ve Juselius, 1990).

C. Eşbütünleşme ve Dinamik Analiz

Engle ve Granger (1987)'da iki değişken arasında EKK yöntemine dayalı uzun dönem ilişki, bir hata düzeltme formunda sunulmuştur. Bu form, değişkenlerdeki kısa dönem dinamikleri açıklamak amacıyla, uzun dönem regresyonundan elde edilen hata terimini içeren bir VAR (Vektör Otoregresyon) modeline dayanır. VAR sistemi sık sık değişkenler arasındaki nedenselliğin (Granger Nedenselliği) belirlenmesi için kullanılır. Dinamik Granger Nedenselliği, uzun dönem eşbütünleşme vektöründen elde edilen Hata Düzeltme Modeli (ECM ya da VECM) ile ifade edilir (Granger, 1988). Engle ve Granger (1987) hata düzeltme modelinin tahmini için iki-adımlı prosedürü önermektedir. İlk adımda EKK yöntemi kullanılarak eşbütünleşme regresyonunu tahmin edilir. Bu, durağan bir eşbütünleşme vektörü oluşturur. Böylece denge hataları serisinin, başka bir deyişle hata terimlerinin, durağan olup olmadığının test edilmesi gerekir. Hata terimleri durağan ise, değişkenler eşbütünleşmiştir. İkinci adımda kısa dönem Granger Nedenselliğinin tespiti için, hata teriminin bir gecikmeli değeri diğer değişkenlerin gecikmeli değerleriyle bir VAR modeli kapsamında EKK regresyonuna tabi tutulur.

Ancak, Engle ve Granger (1987) bir ya da daha fazla sayıda eşbütünleşme vektörünün varlığını ayırt etmemektedir. Daha önemlisi, bu yönteme dayalı EKK tahminleri uygulamada regresyon denkleminde sol taraftaki değişkenlerin seçiminde keyfi normalizasyon anlamına geldiğinden ve bu keyfi normalizasyonlar test sonuçlarını değiştirebileceğinden uygun bulunmamaktadır (Hafer ve Jansen, 1991).

Eşbütünleşmenin pek çok testi vardır. Bunların en geneli Johansen (1988, 1991, 1995) ve Johansen ve Juselius (1990)'da tartışılan, otoregresif gösterime dayalı çok değişkenli testtir. Johansen yaklaşımı (Johansen, 1988) ve (Johansen ve Juselius, 1990) eşbütünleşme tahmini metodolojisinde iki-adımlı prosedürün problemlerinden pek çoğunu çözmüştür. Bu yaklaşım çok değişkenli bir sistemde eşbütünleşmenin araştırılması için uygun bir prosedür sağlamaktadır. Johansen yaklaşımı kısıtlanmamış eşbütünleşme vektörünün maksimum olabilirlik tahmincilerini elde eder ve açık bir şekilde eşbütünleşme vektörlerinin sayısının test edilmesini sağlar. Bu yaklaşım keyfi normalizasyona dayanmaz, ancak ekonomik teori tarafından önerilen belli kısıtlamaların test edilmesine olanak tanır; mesela, tahmin esnekliklerinin işaret ve büyüklüğünün yönetilebilmesi gibi (Hafer ve Jansen, 1991). Johansen (1988, 1991) de eşbütünleşme testini bir hata düzeltme modeli çerçevesinde geliştirmiştir. Bu yaklaşıma bağlı olarak aşağıdaki denklem göz önüne alınır.

$$(7) \quad X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

Burada X_t , (X_{1t}, \dots, X_{pt}) bileşenlerinin random seri vektörüdür. Bu süreçteki şoklar, yani $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$, p-boyutlu Δ kovaryansında Gaussian dağılımından çekilir ve X_{-k+1}, \dots, X_0 'lar sabitlenir. Çünkü, bir çok ekonomik değişken seviyelerinde durağan değildir ve vektör otoregresif modeller, (7) No.lu denklemdeki gibi, genellikle birinci fark formunda tahmin edilirler. Böyle bir yaklaşım verilerin durağanlığı ihtiyacını tatmin etmesine karşılık, seriler eşbütünleşmişlerse, biraz bilgi kaybı anlamı da gelir. Δ , fark operatörünü göstermek üzere, (7) No.lu denklem aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada

$$\Gamma_i = -1 + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i = 1, \dots, k-1)$$

ve

$$\Pi = 1 - H_1 - \dots - \Pi_k \text{ 'dir.} \quad (9)$$

(8) No.lu denklem, X_{t-1} 'in (7) No.lu denklemin her iki tarafından önce çıkarılmasından ve terimlerin X_{t-1} üzerinde toplanmasından elde edilir. Hata terimleri denkleme sıfır eklenir; yani, $-(\Pi_t - 1)X_{t-1} + (\Pi_1 - 1)X_{t-1}$ şeklinde toplanır. Bu prosedürün tekrarı ve terimlerin toplanması (9) No.lu denklemi verir. Bir vektör otoregresif modelin standart birinci fark versiyonu ile (8) No.lu denklem arasındaki tek fark, ΠX_{t-k} terimidir. Burada X_t değişkenleri arasında uzun dönem ilişkiler hakkında bilgiyi belirten, Π matrisidir. X_t seviyelerinde durağan değil, fakat birinci farklarda (ΔX_t) durağan ise, X_t , birinci dereceden bütünlüştür. X_t 'nin bireysel elemanları eşbütünleşmiş olabilirler, ancak bu durağan olmayan elemanların bir ya da birkaç doğrusal kombinasyonu durağandır.

Eşbütünleşme, Π matrisinin rankının incelenmesiyle tespit edilebilir.¹ Eşbütünleşme rankı, aşağıdaki boş ve alternatif hipoteze dayanır.

¹ Π 'nin rankı 0 ise (Π bir p x p matristir), X_t 'nin elemanları birim kök içerir ve birinci fark alımı tavsiye edilir. Π 'nin rankı p ise (full rank), X_t 'nin tüm elemanları düzeylerinde durağandır. Π 'nin rankı, r'nin 0'a eşit olduğunu gösteriyorsa, X_t 'in p elemanları arasında p kadar stokastik trend vardır, yani hiçbir eleman ve böylece bu elemanların tüm doğrusal kombinasyonları durağan değildir. r=p ise, X_t 'in p elemanları arasında p kadar durağan doğrusal kombinasyon vardır. Ancak bu doğrusal kombinasyonlar X_t 'in tüm aralıklarını kapatıyorsa, X_t 'in her elemanı durağandır, yani $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ 'dir. Bu durumda X_t 'nin elemanları arasında eşbütünleşme ilişkilerinin ve p-r ortak stokastik trendlerin var olduğu söylenir. Π , r < p ranka sahipse, bu

$$H_0 : \Pi = 0 \text{ karşısında } H_0 = \Pi \neq 0 .$$

Johansen ve Juselius (1990) farklı eşbütünleşik vektörlerin sayısının Π matrisinin özdeğerlerinin (eigenvalues) sınanmasıyla, yani aşağıdaki denklemde istatistiksel olarak anlamlı r kadar özdeğer vektörün çözülmesiyle tahmin edilebileceğini göstermiştir.

$$(10) \quad \left| \lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \right| = 0 .$$

Burada S_{00} , ΔX_t 'nin $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ üzerine en küçük kareler regresyonundan elde edilen birinci hata moment matrisini; S_{kk} , Δ_{t-k} 'nın ΔX_{t-k+1} üzerine en küçük kareler regresyonundan elde edilen ikinci hata moment matrisini; S_{0k} , çapraz çarpım moment matrisini göstermektedir.

Bulunan özdeğerler kullanılarak en çok r kadar eşbütünleşme vektörünün bulunduğu hipotezi, iki olabilirlik testi ile test edilebilir. Bunlar aşağıdaki İz Testi (λ trace) ve Maksimum Özdeğer Testidir (λ max). İz Testi için olabilirlik oranı istatistiği hesaplanarak en çok r kadar eşbütünleşik vektörün olduğu hipotezi test edilir. Maksimum Özdeğer Testi ise, r sayıda eşbütünleşen vektörün $r+1$ sayıdaki alternatif hipotez karşısında test edilmesidir.

$$\lambda_{trace}(r) = T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (12)$$

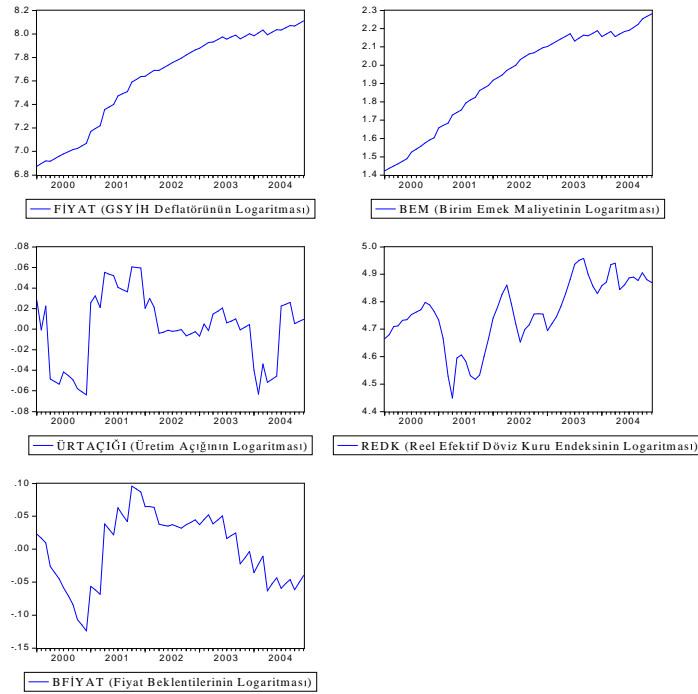
Denklemlerde $\hat{\lambda}_i$, tahmin edilen özdeğerleri göstermektedir. T ise, kullanılabilir gözlem sayısıdır. Test istatistikleri Monte Carlo yöntemiyle oluşturulur ve Osterwald-Lenum (1992) tarafından tasnif edilir. Testler ile ilgili kritik değerler Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990)'da sunulmaktadır.

IV. Verilerin Hazırlanması

Çalışmadaki veriler, dezenflasyon sürecini kapsayacak şekilde 2000:01-2004.12 dönemine ait aylık veriler olup, mevsimsellikten arındırılmış ve hepsinin logaritması alınmıştır. Yukarıda anlatılan teorik kısma uygun olması için, fiyatları temsilen GSYİH Deflatörü (FİYAT ile gösterilen) kullanılmıştır. GSYİH Deflatörü, Nominal GSYİH'nin (Cari Fiyatlarla GSYİH, 1987 Fiyatlarıyla), Reel

$\Pi = \alpha \beta^I$ anlamına gelir. Burada β^I eşbütünleşme vektörleri matrisi, α hata düzeltme parametreleri matrisi olarak yorumlanır.

GSYİH’ye (Sabit Fiyatlarla GSYİH, 1987 Fiyatlarıyla) oranı alınarak hesaplanmıştır. Zaman serileri TCMB EVDS ve DİE’den elde edilmiştir. Birim emek maliyeti (BEM), İmalat Sanayiinde (Kamu+Özel) Çalışılan Saat Başına Nominal Ücret Endeksi’nin, İmalat Sanayiinde (Kamu+Özel) Çalışılan Saat Başına Kısmi Verimlilik Endeksi’ne oranlanmasıyla oluşturulmuştur. Üretim açığı (ÜRTAÇIĞI) modelde talep şoklarının temsilcisi olarak davranmaktadır ve Potansiyel GSYİH ile Reel GSYİH arasında fark alımı yoluyla hesaplanmıştır. Potansiyel GSYİH rakamları, (4) No.lu denklemdeki gibi, Hodrick-Prescott Filtresi yardımıyla oluşturulmuştur. Yukarıda belirtildiği gibi, arz şoku döviz kurları tarafından temsil edilmektedir. TEFE Bazlı Reel Efektif Kur Endeksi (1995=100) çalışmada reel efektif döviz kuru (REDK) serilerini oluşturmaktadır. Son olarak, fiyat beklentileri (BFİYAT), (4) No.lu denklemde açıklandığı gibi, Hodrick-Prescott Filtresi yardımıyla hesaplanmıştır. Şekil 1, bu şekilde hazırlanan verilerin grafiksel gösterimini vermektedir. Tahminler Econometric Views (Eviews) 4.0 bilgisayar programında gerçekleştirilmiştir.



Şekil 1. Zaman Serileri

Türkiye’de enflasyonun yapısal kırılmalarla ilişkili davranışını elde edebilmek için, bir tane kukla değişken kullanılmıştır. Bu kukla değişken (KUKLA), 2001 Şubat Krizi ile birlikte ortaya çıkan döviz krizi sonrası enflasyonla ilişkili yapısal kırılmaları çerçevelemekte ve yapısal kırılmadan

önceki dönem olan Şubat 2001'e kadar 1, sonraki dönem için 0 değerlerini taşımaktadır.

V. Bulgular ve Yorum

Çalışmada önce eşbütünleşme testinin yapılabilirliğinin belirlenmesi için gerekli olan birim kök testi yapılmakta; eşbütünleşme testinin yapılabileceğine karar verdikten sonra çok değişkenli bir sistem olduğu göz önüne alınarak, eşbütünleşme rankının belirlenmesi amacıyla Maksimum Olabilirlik Yöntemi'nden daha etkili olan Johansen yaklaşımı uygulanmaktadır. Kısa dönem dinamiklerin araştırıldığı hata düzeltme modeli ise çalışmanın konusu gereği sadece enflasyon denklemi için tahmin edilmektedir.

A. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ekonometrik modellemede yapılacak ilk iş, durağanlık testi yapmaktır. Tablo 1, serilerin durağanlığını incelemek için yapılan ADF Test sonuçlarını vermektedir. Tablo 1'deki sonuçlar, Mc Kinnon %1 Kritik Değere göre bir gecikme için düzey formunda durağan olmayan tüm zaman serilerinin birinci farklarının durağan olduğunu göstermektedir. Hata teriminin düzey formunda ADF Test İstatistiği de (-4.817498) %1 kritik değerde durağan olduğuna göre eşbütünleşme testinin yapılabileceğine karar verilmektedir.

Tablo 1. ADF (Geliştirilmiş Dickey-Fuller) Test İstatistikleri

Değişkenler	Düzy	Düzeyin %1 Kritik Değeri	Birinci Fark	Birinci Farkın %1 Kritik Değeri
FİYAT	-2.549569	-3.5457	-5.178417*	-3.5478
BEM	-2.934503	-3.5457	-5.182677*	-3.5478
BFİYAT	-1.401922	-3.5457	-6.685451*	-3.5478
ÜRTAÇIĞI	-2.313125	-3.5457	-5.391382*	-3.5478
REDK	-2.255695	-3.5457	-5.169648*	-3.5478

(*) Durağan zaman serilerini göstermektedir.

B. Uzun Dönem Dinamikler(Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları)

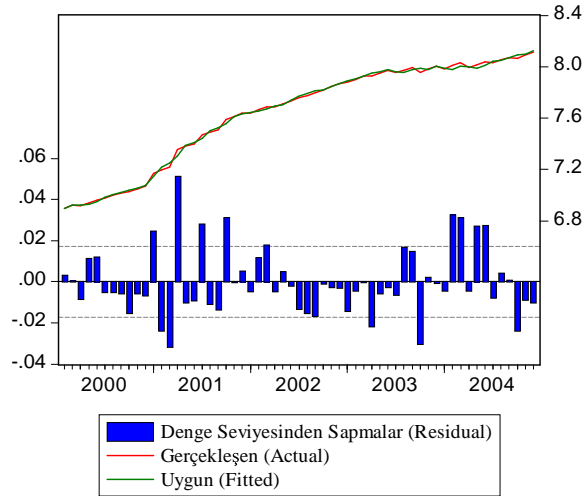
Tablo 2, Johansen Eşbütünleşme Testi sonuçlarını göstermektedir. %5 ve %1 Kritik Değere göre İz İstatistiği eşbütünleşme rankının 5 olduğunu gösterirken, Maksimum Özdeğer İstatistiği 2 olduğuna işaret etmektedir. Burada İz İstatistiği baz alınarak, uzun dönemde seriler arasında 5 adet eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilecektir. VAR sisteminin optimal gecikme uzunluğu ise, Akaike Bilgi Kriteri baz alınarak iki dönem şeklinde belirlenmiştir.

Tablo 2. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları (Kısıtsız VAR Modeli)

Rank		Özdeğerler	İz (Trace) İst.	Kritik Değer		Max. Özd. İst.	Kritik Değer	
H ₀	H ₁			%5	%1		%5	%1
r=0	r≥1	0.959111	250.0180*	68.52	76.07	185.4204*	33.46	38.77
r≤1	r≥2	0.366342	64.59765*	47.21	54.46	26.46228	27.07	32.24
r≤2	r≥3	0.258629	38.13536*	29.68	35.65	17.35674	20.97	25.52
r≤3	r≥4	0.213767	20.77862*	15.41	20.04	13.94909	14.07	18.63
r≤4	r=5	0.111082	6.829529*	3.76	6.65	6.829529*	3.76	6.65

(*) İşareti, %5 ve %1 Kritik Değere göre, eşbütünleşmenin olmadığı şeklindeki H₀ hipotezinin, İz (Trace) ve Maksimum Özdeğer İstatistiklerine göre reddildiğini göstermektedir.

Uzun dönem enflasyon denklemi, enflasyon, birim emek maliyeti, üretim açığı, arz şoku ve fiyat beklentileri arasındaki ilişkiler çerçevesinde, enflasyonun uzun dönem dengesinin tahmini olarak yorumlanabilir. Bu çerçevede Şekil 2’de verilen grafik, enflasyonun uzun dönem dengesinden her ay ne kadar saptığını göstermektedir. Mesela, enflasyon uzun dönem dengesinden en çok 2001 Şubat, 2003 Eylül ve 2004’ün ilk aylarında saptmıştır.

**Şekil 2. Uzun Dönem Enflasyon Tahmini ve Dengeden Sapmalar**

Teorik kısımda ele alınan Beklentilerle Genişletilmiş Philips Eğrisi’nin Türkiye için tahmini, (13) ve (14) No.lu denklemlerdeki uzun dönem ilişkilere işaret etmektedir. () Parantez içi değerler standart hataları, [] köşeli parantez içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Ki-kare İstatistiği için olasılık değerleri de p ile gösterilmiştir. (13) No.lu denklem için Ki-Kare (1) İstatistiği 15.35275 (p= 0.000089), (14) No.lu denklem için 20.98944’tür (p=0.000005).

$$FİYAT = 4.308250BEM + 0.569813ÜRTAÇIĞI - 0.782859REDK - 12.28071$$

(13) (0.22170) (0.30687) (0.10893)
[19.4330] [1.85682] [-7.18658]

$$BEM = -0.129426BFİYAT + 0.293786ÜRTAÇIĞI - 0.213062REDK - 0.927041$$

(14) (0.04649) (0.11370) (0.03712)
[0.07241] [3.71489] [-9.16138]

(13) No.lu denklem, uzun dönemde arz şokları ve talep şoklarının ortak hareketlerinin fiyatlar tarafından ne kadar yansıtıldığını göstermektedir. Bu denklemde, fiyatlar uzun dönemde birim emek maliyeti ve üretim açığı ile doğru yönlü, döviz kuru ile ters yönlü ilişki içindedir. Birim emek maliyetlerindeki %1'lik artış yaklaşık olarak fiyatlarda %4.3'lük bir artışa, üretim açığındaki %1'lik bir artış fiyatlarda %0.57'lik bir artışa ve reel döviz kurundaki %1'lik bir artış (veya TL'de değerlendirme) fiyatlarda %0.78'lik bir düşüşe yol açmaktadır. Birim emek maliyetinin yaklaşık 4.31 değer taşıyan katsayısı, üretim sürecinde katlanılan birim emek maliyetlerinin çok üzerinde bir ürün fiyatlandırmasının varlığına işaret etmektedir. Buna göre, Türkiye'de fiyat belirleyicileri ücret değişimlerinden çok güçlü bir şekilde etkilenmekte; ürün fiyatları birim emek maliyeti değişimlerinden çok daha yüksek bir hızda ayarlanmaktadır. Dolayısıyla, fiyat belirleyiciler yüksek kar marjlarıyla çalışmakta ve bu tip fiyatı yükseltme davranışı, Türkiye'de yaşanan maliyet enflasyonunun önemli bir nedeni olarak karşımıza çıkmaktadır. REDK değişkeninin yaklaşık -0.78 değer taşıyan tahmini katsayısı birim esnekliğe oldukça yakın olup, Türkiye'de dezenflasyon sürecinin başarısında döviz kurunun, dolayısıyla TL'deki değerlendirilmenin etkisini ve önemini ortaya koymaktadır. Modelde talep şoklarının temsilcisi olan üretim açığının pozitif işaret taşıyan 0.57 değerindeki tahmini katsayısı birim esneklikten oldukça uzak olduğundan, talep şoklarının fiyatlar tarafından güçlü bir şekilde yansıtılmadığına işaret etmektedir.

Birim emek maliyetinin dinamiklerini açıklayan (14) No.lu denklemde, üretim açığındaki %1'lik artış, birim emek maliyetini yaklaşık %0.29 oranında arttırıcı; fiyat beklentileri ve döviz kurundaki %1'lik artış, sırasıyla %0.13 ve %0.21 oranında düşürücü etkiye sahiptir. (14) No.lu denklemde tüm değişkenlerin katsayısı birim esnekliği yansıtmaktan uzaktır.

Dikkati çeken bir nokta vardır ki, döviz kurunun fiyatlar üzerindeki etkisi, birim emek maliyeti üzerindeki etkisinden daha güçlüdür. Döviz kurundaki %1'lik bir artış, fiyatlarda yaklaşık %0.78'lik, birim emek maliyetinde %0.21'lik bir düşüşe dönüşmektedir. Bu, aynı zamanda birim emek maliyetiyle kıyaslandığında, fiyatların döviz kuruna karşı daha esnek olduğu anlamına gelir. Dolayısıyla, döviz kuru hareketleri ücretlerin belirlenmesinde önemli bir rol oynamamaktadır. Nominal ücretlerdeki katılığa işaret eden bu sonuç, nominal

ücret değişimleri sözleşmeye bağlı olduğundan, ekonomik teori ile tutarlı görünmektedir.

Bilindiği gibi, eşbütünleşme testlerinde birden fazla eşbütünleşme ilişkisinin ortaya çıkması, eşbütünleşme ilişkilerinin yorumunu güçleştirmektedir. Aynı güçlük, bu çalışmada da kendini göstermiş, geriye kalan 3 eşbütünleşme ilişkisinin hangi değişkenler arasında nasıl bir mekanizmayla açıklanması gerektiği konusu araştırmacının inisiyatifine ve yorum gücüne kalmıştır. Çalışmayı bu keyfiyetten kurtarmak için, burada modeldeki 5 eşbütünleşen vektörün varlığını baz alarak, Tablo 3’te gösterilen birkaç kısıtlı eşbütünleşme testi düzenlenmektedir.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları (Kısıtlı VAR Modeli)

FİYAT	BEM	BFİYAT	ÜRTAÇIĞI	REDK	Ki-kare İstatistiği (Olasılık)
1.0	3.14	0	0	-0.59	Ki-kare (2)= 16.36877 (0.000279)
1.0	0	0	-0.24	-0.04	Ki-kare (2)= 60.00844 (0.000000)
1.0	0	0	-0.24	0	Ki-kare (3)= 60.81755 (0.000000)
1.0	0	0	0	-0.04	Ki-kare (3)= 63.92024 (0.000000)
1.54	1.0	-2.22	1.50	-0.74	-
0.80	1.0	0	0	0	Ki-kare (3)= 0.806924 (0.000000)
0	1.0	0	0	-0.19	Ki-kare (3)= 30.38906 (0.000001)
-0.69	-0.45	1.0	-0.67	-0.33	-
0	0	1.0	-1.63	0	Ki-kare (3)= 148.3268 (0.000000)
-2.25	0	1.0	0	0	Ki-kare (3)= 46.60735 (0.000000)
-1.71	0	1.0	-0.41	0	Ki-kare (3)= 44.59499 (0.000000)
0	3.0	1.0	0	0	Ki-kare (3)= 54.78937 (0.000000)
0	7.35	1.0	0	-1.11	Ki-kare (2)= 27.51783 (0.000001)
0	12.06	1.0	1.56	-1.92	Ki-kare (1)= 23.75451 (0.000001)
1.02	0.66	-1.48	1.0	-0.49	-
3.01	0	-2.31	1.0	0	Ki-kare (2)= 44.60567 (0.000000)
-2.06	-1.33	2.97	-2.0	1.0	-
-0.91	0	0.73	0	1.0	-

Tablo 3 incelendiğinde şu sonuçlara ulaşılmaktadır: FİYAT değişkeninin katsayısına göre normalize edilmiş (13) No.lu denklem, üretim açığının tahmini katsayısına sıfır kısıtı konularak yeniden tahmin edildiğinde, bu kısıtı taşımayan (13) No.lu denklemden anlamlı bir şekilde farklı olmayıp, Türkiye’de enflasyonun talep kökenli olmadığını doğrulamaktadır. Aynı denklem birim emek

maliyetine sıfır kısıtı konularak tahmin edildiğinde, üretim açığının -0.24 değer taşıyan katsayısı da bu bulguyu desteklemektedir. Döviz kurları ve üretim açığının cari fiyatlar tarafından yansıtılmadığı, hatta bu değişkenler arasında bir geri besleme mekanizmasının da bulunmadığı Tabloda gösterilen bir başka bulgudur.

BEM değişkeninin katsayısına göre normalize edilmiş (14) No.lu denklem, sadece hiç bir değişkene sıfır kısıtı uygulanmadığında birim esnekliğe en yakın sonuçları vermektedir. Bu denklem üzerinde çeşitli kısıtlar uygulanmış, ancak sıfırdan önemli derecede farklılık gösteren esneklik değerlerine ulaşılmamıştır. Buna göre, Türkiye’de işgücü maliyetleri bir bütün olarak ekonomide birbiriyle etkileşim içinde olan değişkenlerin ortak bir sonucuna duyarlılık göstermekte, bireysel seriler ile açıklanamamaktadır. Yine döviz kurları sıfır kısıtının uygulanmadığı eşbütünleşme vektöründe diğer değişkenlere oranla birim emek maliyeti üzerinde en düşük etkiyi yaratan (esneklik katsayısı: -0.74) değişkendir.

Model, fiyat beklentilerine göre normalize edildiğinde, cari fiyatların katsayısı -0.69 ’dur ki, bu uzun dönemde fiyat beklentilerindeki düşmenin cari fiyatlara eşlik edebileceğine işaret etmektedir. Fiyat beklentileri uzun dönemde üretim açığına negatif işaretli olarak birim esnekliğe yakın sayılabilecek bir tepki göstermektedir. Başka bir deyişle, daralma dönemlerinde fiyat beklentileri düşmektedir. Yine bu denklemde döviz kurunun 0.33 değerindeki katsayısı, fiyat beklentilerinin döviz kurlarından bağımsız olduğunu göstermektedir, ancak kritik bir nokta olarak belirtilmesi gereken, bunu güveni sağlayan unsurun cari fiyatlar olduğudur. Çünkü, cari fiyatlara sıfır kısıtı konulduğunda fiyat beklentilerinin döviz kurlarına yüksek derecede duyarlı (-1.92) hale geleceği ve çok yüksek derecede maliyet enflasyonunun yaşanacağı (12.06) sonucu çıkmıştır. Bu durum bizi Türkiye’de Uyumcu Beklentiler Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna da götürmektedir.

Değişkenler üretim açığına göre normalize edildiğinde, üretim açığının uzun dönemde cari fiyatlar (1.02) ve döviz kurları (-1.48) tarafından güçlü bir şekilde yansıtıldığı, diğer değişkenler için aynı şeyin geçerli olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla, bu çalışmada ortaya çıkan bir sonuç, uzun dönemde ücretlerdeki ve fiyat beklentilerindeki bir değişimin talepte bir değişim yaratmadığıdır.

Model reel efektif döviz kuruna göre normalize edildiğinde, tüm değişkenlerin döviz kuru tarafından birim esneklikten daha yüksek bir derecede yansıtıldığı görülmektedir. Bu nedenle herhangi bir kısıt uygulanmamıştır.

C. Kısa Dönem Dinamikler (Hata Düzeltme Modeli Sonuçları)

Hata düzeltme modelinde bağımsız değişkenlerin gecikmeli katsayıları kısa dönem nedenselliği yansıtırken, hata düzeltme teriminin katsayısı uzun dönem nedenselliği yansıtır. Enflasyon denklemi için hata düzeltme modelinin sonuçları Tablo 4’te verilmiştir.

Tablo 4’e göre, FİYAT değişkeninin geciktirilmiş değerleri, cari enflasyonla bir gecikme için pozitif, iki gecikme için negatif korelasyon içindedir

ve bu sonuç istatistiksel olarak %5 kritik seviyede anlamlıdır. Kısa dönemde birim emek maliyeti ile fiyatlar arasında negatif bir korelasyon mevcuttur. Birim emek maliyetinin katsayısı iki gecikme için %10 kritik seviyede anlamlıdır. Bu noktada önceden yapılan testler göz önüne alınarak, birim emek maliyetlerinin kısa dönemde enflasyonu düşürücü etki yapmasına karşılık, uzun dönemde enflasyonu yükselttiği akla gelmektedir. Enflasyonist beklentiler cari enflasyonla bir gecikme için negatif, iki gecikme için pozitif yönlü ilişki içindedir ve katsayıları %5 kritik seviyede anlamlıdır. Üretim açığının katsayısı, uzun dönemde olduğu gibi, kısa dönemde de pozitif işaret taşımaktadır, ancak her iki gecikme için katsayıları anlamsızdır. Kısa dönemde döviz kuru fiyatlar ile ters yönlü bir ilişki içindedir ve döviz kurunun katsayısı bir gecikme için anlamsız, iki gecikme için %10 kritik seviyede anlamlıdır. Kukla değişkenin katsayısı da negatif işaretli olup, istatistiksel açıdan %1 kritik seviyede anlamlılık taşımaktadır.

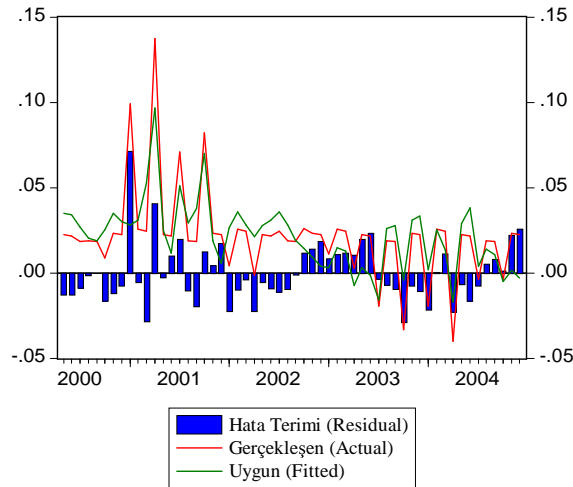
Hata düzeltme teriminin katsayısı, enflasyonun uzun dönem denge konumundan kısa dönem (1 aylık) sapmalarının düzelme ve tekrar uzun dönem dengesine dönme hızı (uyarlanma hızı) hakkında bilgi vermektedir. Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı dengesizliğin her ay yaklaşık %32'sinin düzeltildiğini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı negatif işaretli, %1 kritik seviyede anlamlı ve uzun dönem denge ilişkilerinin varlığını doğrular niteliktedir. Bu sonuçlara göre, incelenen modelde kısa dönem dengesizlikler fiyatlarda bir düzeltmeyi tetiklemekte, yani fiyatlar önceki dönem denge hatalarına tepki göstermektedir. Kısaca, sistemin oldukça yüksek sayılabilecek bir hızda kendini dengeye getirebilme gücü mevcuttur.

Tablo 4. Enflasyonun Kısa Dönem Dinamiklerinin EKK Yöntemiyle Modellenmesi

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İst.	Olasılık
$\Delta(\text{FİYAT}(-1))$	37.20889	15.97886	2.328632	0.0246
$\Delta(\text{FİYAT}(-2))$	-33.49649	15.70122	-2.133369	0.0386
$\Delta(\text{BEM}(-1))$	-0.323277	0.279219	-1.157792	0.2533
$\Delta(\text{BEM}(-2))$	-0.369239	0.281279	-1.312715	0.0962
$\Delta(\text{BFİYAT}(-1))$	-37.71320	16.01670	-2.354617	0.0232
$\Delta(\text{BFİYAT}(-2))$	33.04322	15.64943	2.111465	0.0406
$\Delta(\text{ÜRTAÇIĞI}(-1))$	0.201095	0.205547	0.978340	0.3334
$\Delta(\text{ÜRTAÇIĞI}(-2))$	0.112488	0.156165	0.720315	0.4752
$\Delta(\text{REDK}(-1))$	-0.067375	0.074482	-0.90483	0.3707
$\Delta(\text{REDK}(-2))$	-0.102172	0.079189	-1.290219	0.0839
KUKLA	-0.059401	0.015881	-3.740367	0.0005
HDT(-1)	-0.325688	0.119528	-0.988348	0.0085
C	-0.029311	0.010562	-3.775155	0.0081
R^2			0.556015	
Düzeltilmiş R^2			0.432112	
Standart Hata			0.019988	
Hata Kareleri Toplamı			0.017180	
D.W. İstatistiği			1.714125	
Akaïke Bilgi Kriteri			-4.787207	
Schwarz Kriteri			-4.317036	
F-İstatistiği			4.487514	0.000122
Breusch-Godfrey LM Testi			2.955363	0.062972
ARCH Testi			0.952950	0.909263
Ramsey RESET Testi (2)			2.167120	0.127143

Not: HDT(Hata Düzeltme Terimi), uzun dönem eşbütünleşme denkleminde elde edilen hata terimini göstermektedir. Hata terimi için yapılan tüm diagnostik test istatistikleri anlamlı bulunmuştur. Breusch-Godfrey LM Testi (Lagrange Çarpanı), hata terimlerinin serisel korelasyon testidir. Ramsey RESET Testi, hata terimlerinin eğrilik ve basıklığına dayanan normalite testidir. ARCH testi ise, hata terimlerinin otoregresif şarta bağlı, yani hata terimi karelerinin bağımlı değişkenin tahmini değerlerinin kareleri ile açıklandığı denkleme dayanan heteroskedastisite testidir.

Uzun dönemde hata düzeltme teriminin katsayısı sıfırdır, fakat kısa dönemde uzun dönem dengesinden sapma nedeniyle sıfır olmayacak ve her değişken kısmi olarak denge ilişkisini kurmaya uyarlanacaktır. Kısa dönemde fiyatlardaki düzeltmenin hangi değişkendeki değişime göre daha hızlı olduğu hakkında fikir sahibi olabilmek için, Johansen prosedüründe tahmin edilmiş olan $FİYAT + 4.308250BEM + 0.569813ÜRTAÇIĞI - 0.782859REDK - 12.28071$ şeklindeki kısıtlı eşbütünleşme vektöründen elde edilen hata düzeltme terimleri katsayılar matrisine bakılmıştır (burada fiyat beklentilerinin hata düzeltme katsayısı sıfır kısıtı taşımamaktadır). Hata düzeltme katsayıları veya uyarlanma hızları sırasıyla enflasyonun kendisi ve beklenen enflasyon için %5, birim emek maliyeti ve üretim açığı için %3.5 ve döviz kuru için %7'dir. Demek ki, fiyatlar göreceli olarak döviz kuru değişimlerine göre daha hızlı bir şekilde uyarlanmakta, fiyatlardaki düzeltmeler döviz kurlarındaki dengesizliğin her ay yaklaşık %7'sini ortadan kaldırmaktadır. Kısa dönemde geçmiş enflasyon ve enflasyonist beklentilerdeki dengesizlik, cari enflasyonda her ay yaklaşık %5 düzeltmeyi tetiklemektedir. Şekil 3, kısa dönem enflasyon modelinin tahmin performansını göstermektedir. Şekilden de anlaşılacağı gibi, önceki ayların uzun dönem dengesinden sapsmaları düzeltilmekte ve uzun dönem dengesine uyarlanma gerçekleşmektedir. Dolayısıyla, modelin belirlenmesinde bir sorun görünmemektedir.



Şekil 3. Kısa Dönem Enflasyon Modelinin Performansı

Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye'de 2000:01-2004:12 döneminde enflasyon, birim emek maliyetleri, üretim açığı, reel döviz kuru ve fiyat beklentileri arasındaki uzun dönem ilişkiler ve enflasyonun kısa dönem dinamikleri araştırılmıştır.

Uygulanan Johansen Eşbütünleşme Testi'nin İz İstatistiği bu değişkenler arasında beş tane uzun dönem ilişki olduğunu göstermiştir. Test sonuçlarına göre,

uzun dönemde birim emek maliyetlerinde, üretim açığında ve döviz kurunda %1 oranındaki artışlar, fiyatlar üzerinde sırasıyla yaklaşık %4.3, %0.57 ve %0.78 oranında bir etkiye sahiptir. Türkiye’de üreticilerin ücret değişimlerinden güçlü bir şekilde etkilenmesi ve çıktı fiyatlarını üretim sürecindeki birim emek maliyetlerinin dört katından daha fazla fiyatlama davranışı, maliyet enflasyonu üzerinde yukarı yönlü baskı yaratmaktadır. Uzun dönemde döviz kurundan enflasyona geçişkenlik, yaklaşık bir katı bir hıza sahiptir. Bu yüzden TL’nin diğer para birimleri karşısında güçlü konuma sahip olması, enflasyonun düşüşünde önemli bir destek unsurudur. Toplam talepte %1 oranında bir artış, fiyatlar üzerinde sadece %0.57’lik bir artışa yol açmaktadır ki, bu durum uzun dönemde talep şoklarının enflasyonu açıklamada yetersiz kaldığı anlamına gelmektedir.

İkinci önemli sonuç, döviz kurunun birim emek maliyeti üzerindeki etkisinin, fiyatlar üzerindeki etkisinden göreceli olarak daha küçük olmasıdır. Yurtiçi fiyat düzeyindeki %0.78’lik ve birim emek maliyetinde sadece %0.21’lik düşüşler, reel döviz kurunda %1’lik bir artışa tepki olarak ortaya çıkmaktadır. Döviz kurundan üretim maliyetlerine yansıma etkisinin göreceli olarak zayıf olduğunu gösteren bu bulgu, döviz kurunun ücretlerin belirlenmesinde değil, ürün fiyatlandırması esnasında rol oynadığını göstermektedir. Bu sonuç, aynı zamanda Türkiye’de emek piyasasının katı bir görünüme sahip olduğuna da işaret etmektedir.

Enflasyonun kısa dönem dinamikleri, EKK Yöntemi ile tahmin edilmiş olan hata düzeltme modeli ile açıklanmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, enflasyon kısa dönemde de talep şoklarıyla değil, arz şokları ile bir korelasyon içindedir. Birim emek maliyeti uzun dönemde enflasyonu yükseltici etki yaratmasına karşın, kısa dönemde bunun tersi geçerlidir. Bunun sebeplerinden birinin Türkiye’de son zamanlarda gözlemlenen verimlilik artışları olduğu söylenebilir. Cari enflasyon, fiyatlarda yapışkanlığa işaret etmek üzere, enflasyonun gecikmeli değerleri ve beklenen enflasyon ile güçlü bir ilişkiye sahiptir. Fiyatlardaki düzeltmeler değişkenler arasındaki kısa dönem dengesizliğin her ay yaklaşık %32’sini kaldırmakta ve uzun dönem dengesine doğru uyarlanmayı gerçekleştirmektedir. Ayrıca, kısa dönemde fiyatlardaki düzeltmeler, diğer değişkenlere göre döviz kuruna göre daha yüksek bir hızda gerçekleşmektedir. Bu sonuç, fiyatların döviz kuruna göre uyarlanma maliyetinin en düşük olduğu anlamına da gelmektedir.

Çalışmanın bulguları, Türkiye’de uygulanacak bir dezenflasyon programında, uzun dönemde toplam talebi kısıcı politikaların daha fazla izlenmesine gerek olmadığını göstermektedir. Çünkü, toplam talebe yönelik politikaların enflasyon üzerinde etkisi olmayacaktır. Bunun yerine, üretim sürecinde verimliliğin artırılması ve rekabet ortamının yaratılmasına yönelik politikalar uygun görünmektedir. Döviz kurundan enflasyona aktarımın yüksek olması nedeniyle, dezenflasyon sürecinde TL’nin güçlü konumunu sürdürmesi ve döviz kurunda aşırı değer kayıplarından kaçınılması, başarının altında yatan bir diğer neden olacaktır. Ancak bu sürecin tersine dönmesi, dezenflasyon programını başarısızlığa uğratma tehlikesini de taşımaktadır.

KAYNAKÇA

- Agenor, P.-R. ve A. W. Hoffmaister (1997), Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries, IMF Working Paper, No. WP/97/174.
- Akçay, O. C., Alper, C. E. ve Özmucur, S. (2002), "Budget Deficit, Inflation, and Debt Sustainability: Evidence from Turkey", 1970–2000. Kibritçioğlu, A.L. Rittenberg, and F. Selçuk (der.), Inflation and Disinflation in Turkey içinde, Aldershot, UK ve Burlington, VT: Ashgate, 77–96.
- Akyürek, C. (1999), "An Empirical Analysis of Post-Liberalization Inflation in Turkey", Yapı Kredi Economic Review, 10 (2): 31–53.
- Alper, C. E. ve Üçer, M. (1998), "Some Observations on Turkish Inflation: A "Random Walk" Down in the Past Decade", Boğaziçi Journal, 12 (1): 7–38.
- Charemza, W. W. ve Deadman, D. F. (1992). New Directions in Econometric Practice, Edward Elgar.
- Darrat, A. F. (1997), "Domestic and International Sources of Inflation in Some Muslim Countries: An Empirical Inquiry", The Middle East Business and Economic Review, 9 (1): 14–24.
- Davidson, J.E.H.; Hendry, D.F.; Syba, F. ve Yeo, S. (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers Expenditure and Income in the United Kingdom", Economic Journal, 88: 661-692.
- Diboğlu, S. (2002), "Inflationary Expectations and the Costs of Disinflation: A Case for Costless Disinflation in Turkey?", Kibritçioğlu, A., L. Rittenberg, and F. Selçuk (der.), Inflation and Disinflation in Turkey içinde, Aldershot, UK, and Burlington, VT: Ashgate, 125–38.
- Diboğlu, S. ve Kibritçioğlu, Aykut (2004), "Inflation, Output Growth and Stabilization in Turkey, 1980–2002", Journal of Economics and Business, 56(1): 43-61.
- Dickey, D. A. Ve Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 1057-72.
- Dickey, D. A., Jansen, D. W. ve Thornton, D. C. (1991). "A Primer on Cointegration with An Application to Money and Income", Review Federal Reserve Bank of ST. Louis, 73 (2), 58-78.
- Domaç, İlker (2003), Explaining and Forecasting Inflation in Turkey, TCMB Çalışma Tebliği, Temmuz.
- Engle, Robert F. ve Granger, Clive, W-J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, March, 55(2), 251-76.
- Erlat, H. (2002), "Long Memory in Turkish Inflation Rates", Kibritçioğlu, A., L. Rittenberg, and F. Selçuk (der.), Inflation and Disinflation in Turkey içinde, Aldershot, UK, and Burlington, VT: Ashgate, 97–122.
- Erol, T. ve Wijnbergen, S. Van (1997), "Real Exchange Rate Targeting and Inflation in Turkey: An Empirical Analysis with Policy Credibility", World Development, 25 (10): 1717–30.
- Ghali, K. H. (1999), "Wage Growth and Inflation Process: A Multivariate Cointegration Approach", Journal of Money, Credit and Banking, 31(3), 417-31.
- Granger, Clive W-J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", Journal of Econometrics, 16, 121-130.
- Gordon, R. J. (1982), "Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States", Journal of Political Economy, 90, 1087-1117.
- (1985), "Understanding Inflation in the 1980's", Brookings Papers on Economic Activity, 85, 263-99.
- Hafer, R.W. ve Jansen, D.W. (1991), "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests", Journal of Money, Credit and Banking, 23(2), 154-168.
- Hall, S. G. ve Henry, S. S. B. (1989), Macroeconomic Modelling, Amsterdam (The Netherlands): Elsevier Science Publishers.
- İnsel, A. (1995), The Relationship between the Inflation Rate and Money Financed Deficit in Turkey: 1977–1993, University of New South Wales, School of Economics, Discussion Paper, No. 95/31.

- Johansen, Soren (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2/3), 231-54.
- (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59,1551-1580.
- (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- ve Juselius, Katarina (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration: with Applications to Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,169-210.
- Kaykusuz, Murat (2001), “Maliyet Enflasyonu ve Türkiye’de Maliyet EnflasyonununNedenleri”,http://www.ceterisparibus.net/arsiv/m_kaykusuz2.doc>14.07.04
- Kibritçiöğlü, Aykut (1999), *Türkiye’de Akaryakıt Ürünü Fiyat Gelişmeleri ve Enflasyon: Yeni Bulgular, Tartışma Metinleri*, No. 14, Ankara, Mayıs.
- (2004), *A Short Review of the Long History of Turkish High Inflation*, Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi, Ankara, 5 Nisan.
- Lim, C. H. ve Papi, L. (1997), *An Econometric Analysis of the Determinants of Inflation in Turkey*, IMF Working Paper No. WP/97/170.
- Manning, L. M. ve Adriacanos, D. (1993), "Dollar Movements and Inflation: a Cointegration Analysis", *Applied Economics*, 25, 1483-1488.
- Mehra, Yash P. (1991), “Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note”, *American Economic Review*, 81(4), 931-37, September.
- Osterwald-Lenum, M., (1992), “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 446-472.
- Öniş, Z. ve Özmucur, S. (1990), “Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey: Testing the Vicious Circle Hypothesis”, *Journal of Development Economics*, 32 (1): 133–54.
- Selçuk, F. (2004), *The Policy Challenge at Floating Exchange Rates: Turkey’s Recent Experience*. Ankara: Bilkent University, manuscript.
- Selçuk, F. ve Ardıç, O. P. (2004), *Learning to Live with the Float: Turkey’s Experience 2001-2003*, F. Columbus (ed.), *Contemporary Issues in International Finance*, New York, NY: Nova Science Pub.
- Şahinbeyoğlu, G. (2001), *Monetary Transmission Mechanism: A View from a High Inflationary Environment*, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Working Paper, No. 1.
- Thomas, R. L. (1993), *Introductory Econometrics: Theory and Applications*. 2nd edition, Longman.
- Uygur, E. (1992), *Price, Output and Investment Decisions of Firms: An Explanation of Inflation and Growth in Turkish Industry*, Ersel, H. (ed.), *Price Dynamics içinde*, The Central Bank of the Republic of Turkey, Ankara.
- Yeldan, E. (1993), “Conflicting Interests and Structural Inflation: Turkey, 1980–90”, *The Pakistan Development Review*, 32 (3): 303–27.