

Türkiye'de Belirsizliğin Enflasyon ve Çıktıdaki Büyüme Üzerine Etkisi

The Effect of Uncertainty on Inflation and Output Growth in Turkey

Fela ÖZBEY¹

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, çok değişkenli GARCH-M modellerini kullanarak, enflasyondaki ve çıktıdaki belirsizliklerin enflasyon ve çıktı (büyümesi) üzerindeki etkilerini tartışan farklı görüşleri Türkiye için test etmektir. Elde edilen bulgular, Türkiye'de enflasyondaki belirsizliğin enflasyonda artışa, çıktıdaki belirsizliğin de enflasyonda düşüme neden olduğu; çıktının ise belirsizliklerden etkilenmediği yönündedir.

Anahtar Kelimeler: Oynaklık, Çok Değişkenli GARCH, Belirsizlik, Enflasyon, Çıktı Büyümesi

ABSTRACT

The aim of this study is to test different arguments on the effects of inflation and output uncertainties on both inflation rate and output (growth) for Turkey by using multivariate GARCH-M models. The obtained results indicate that inflation uncertainty leads to a rise in inflation and the output uncertainty causes a decline in it while the output is not affected by the uncertainties.

Keywords: Volatility, Multivariate GARCH, Uncertainty, Inflation, Output Growth

¹ Araştırma Görevlisi, Çukurova Üniversitesi, BF, Ekonometri Bölümü, fozbey@cu.edu.tr

1. Giri

Enflasyon belirsizli i ve çıktı belirsizli i, iktisat literatüründe, üzerine birçok çalı ma yapılan, çe itli görü ler ileri sürülen ve ampirik olarak da çe itli sonuçlar elde edilen konulardır.

Cukierman ve Meltzer (1986) enflasyondaki belirsizli in enflasyonu arttırdı ı görü ünü ileri sürerken Holland (1995) ampirik olarak enflasyonda dü ü e neden oldu u sonucuna ula mı tır. Enflasyondaki belirsizli in çıktı üzerine etkileri konusunda ise Friedman (1977) çıktıyı azalttı ı, Cukierman ve Meltzer (1986) ile Dotsey ve Sarte (2000) de çıktıyı arttırdı ı görü ündedirler.

Devereux (1989) çıktıdaki belirsizli in enflasyonu arttıraca ını öngörmektedir. Bunun tersi yönünde bir görü yoktur ancak, Bredin ve Fountas (2004) teorik olarak bunun mümkün olabilece ini belirtmektedir. Bernanke (1983) ve Pindyck (1991) gibi iktisatçılar reel belirsizli in çıktıyı azalttı ını; Mirman (1971) ve Black ise reel belirsizli in çıktıyı arttırdı ı görü ündedir.

Literatürde, belirsizlikle ilgili yapılan ilk çalı malarda, de i kenlik (variability), belirsizlik anlamında kullanılmı tır. Ancak, Engle (1982) ARCH modelini geli tirdikten sonra dikkatler ko ullu varyansa çekilmi tir. Zamanla de i kenlik ve belirsizlik arasındaki ayrımın farkına varılmı ve belirsizlik ölçüsü olarak ko ulsuz varyansla ifade edilen de i kenlik yerine, ko ullu varyansla ifade edilen oynaklık (volatility) kullanılmaya ba lanılmı tır.

ARCH/GARCH modelleri kullanılarak enflasyondaki ve çıktıdaki belirsizli in enflasyon ve çıktı üzerine etkilerini ara tıran bazı ampirik çalı malar yapılmı tır. Grier ve Perry (2000), ARMA-GARCH-M modeli kullanarak A.B.D. için enflasyon ve çıktıdaki belirsizliklerin enflasyon ve çıktı büyümesi üzerindeki etkilerini incelemi ler ve enflasyondaki belirsizli in çıktıdaki büyümei azalttı ı yönünde bulgulara ula mı lardır.

Bredin ve Fountas (2004), benzer çalı mayı, VAR-GARCH-M modeli kullanarak G7 ülkeleri için yapmı lardır. Japonya, Birle ik Krallık ve A.B.D.’de enflasyondaki belirsizli in enflasyon üzerinde bir etkisinin olmadı ı, Kanada, Fransa, Almanya ve talya’da ise enflasyondaki belirsizli in enflasyonu arttırdı ı yönünde sonuçlar elde etmi lerdir. A.B.D. ve Birle ik Krallık’ta enflasyondaki belirsizli in çıktıyı azalttı ını, Kanada, Fransa ve talya’da çıktıyı arttırdı ını, Japonya ve Almanya’da ise çıktıyı etkilemedi ini tespit etmi lerdir.

Nas ve Perry (2000), ARMA-GARCH-M modeli ve 1963-1999 dönemi için aylık veri kullanarak Türkiye için yaptıkları çalı mada, enflasyonun, enflasyon belirsizli i üzerine etkisini ve enflasyondaki belirsizli in, çıktıdaki büyüme üzerine etkisini test etmi lerdir. Çalı malarında, enflasyonun, enflasyondaki belirsizli i arttırdı ı, enflasyondaki belirsizli in ise çıktıdaki büyümei azalttı ı sonucuna ula mı lardır.

Bu çalı mada, 1985:1-2005:2 dönemi için aylık veriler kullanılarak Çok De i kenli ARMA-GARCH-M modeli yardımıyla reel ve nominal belirsizliklerin enflasyon ve çıktıdaki büyüme üzerine etkileri ara tırılacaktır.

2. Belirsizli in Enflasyon ve Çıktı Büyümesi Üzerindeki Etkilerini Tartı an Görü ler

Cukierman ve Meltzer (1986), amaç fonksiyonları her dönem duruma ba lı olarak de i ebilen politika yapıcısının parasal büyüme seçimini analiz etmek için Barro-Gordon modelinden yola çıkarak bir model olu turmaktadırlar. Paranın eksik kontrolü, bireylerin politika sapmalarından tam olarak haberdar olamamaları nedeniyle, belirsizlik yaratma olana mını arttırmaktadır. Her ne kadar hükümet yüksek enflasyon yanlı sı olmasa da, öncelikli amaç ekonomiyi canlandırmak oldu unda, bunu gerçekle tirmek için beklenmedik enflasyon yaratarak enflasyon belirsizli ini arttırmaktadır. Ancak artan belirsizlik enflasyonu da arttırmaktadır.

Logue ve Willett (1976) de enflasyon ve enflasyondaki belirsizlik arasında pozitif bir ili ki oldu una i aret etmektedirler. Logue ve Willett, bu ili kinin özellikle enflasyon oranının çok yüksek ve çok dü ük oldu u durumlarda daha güçlü oldu u yönünde bir saptamada bulunmaktadırlar.

Holland (1995), yaptı ı ekonometrik çalı mada, enflasyondaki artı mın nominal belirsizli in artmasına, yüksek nominal belirsizli inin ise enflasyonun dü mesine neden oldu u sonucuna ula mı tır. Yazar, artan nominal belirsizlikten sonra enflasyonda dü ü ün gözlenmesinin, enflasyonda artan belirsizli in politika yapıcılar tarafından maliyetli bulunarak gelecek dönemlerde enflasyonu dü ürmelerinden kaynaklanabilece ini ifade etmektedir.

Friedman (1977), yüksek enflasyonun gelecekteki enflasyon için daha büyük bir belirsizlik yarataca nı belirtmektedir. Bu belirsizlik, fiyat mekanizmasının, kaynakların etkin da ıtımındaki etkisini bozar ve böylece ekonomik etkinsizli e ve çıktıda daha dü ük bir büyüme oranının elde edilmesine neden olur. Dahası, enflasyondaki belirsizlik faiz oranını etkileyerek de dönemler arası kaynak da ılımını etkiler.

Friedman’ın görü üne göre enflasyonun reel etkileri iki a amada olu maktadır. İlk adımda, enflasyondaki bir artı , parasal otoritenin kararsız bir politika ile kar ılıklı vermesine, bu nedenle de gelecek enflasyon oranı ile ilgili daha büyük bir belirsizli e neden olmaktadır. Bir sonraki adımda ise artan enflasyon belirsizli i, kaynakların etkin da ıtımındaki fiyat mekanizmasının etkisini azaltır ve böylece çıktı üzerine negatif etkiye sahip olur. öyle ki, enflasyondaki artan belirsizlik, öngörülemeyen enflasyon oranlarında bir artı a neden olur; bu nedenle de öngörülemeyen enflasyonun di er maliyetleriyle birle erek bu maliyetleri arttırır. Bu tür maliyetler, enflasyondaki belirsizli in, hem dönemler arası hem de dönemler içi kaynak da ılımları üzerindeki etkilerinden ortaya çıkmaktadır. Enflasyondaki belirsizlik faiz oranlarını etkileyerek

dönemler arası kaynak da ılımı ile ilgili tüm kararları etkilerken nominal rijiditelerden dolayı üretim faktörlerinin reel maliyetlerini ve nihai malların göreceli fiyatlarını, bu nedenle de, dönem içi kaynak da ılımını da etkilemektedir. Sonuç olarak ekonomik etkisizli e ve çıktıda daha düşük bir büyüme oranının elde edilmesine neden olur (Bredin ve Fountas, 2004).

Dotsey ve Sarte (2000), para büyümesinin, dolayısıyla da enflasyonun de ikenli inde (variability) bir artı nın, para balansına dönü ü daha belirsiz yaptı nı, böylece para balansı talebini ve tüketimi azatlı nı belirtmektedirler. Bu durumda ekonomi ajanları, ihtiyat amaçlı tasarrufları arttırmakta ve yatırımları finanse etmekte kullanılabilecek fonların havuzu geni lemektedir. Bu çalı ma, ihtiyat amaçlı tasarrufların yüksek oldu u ve ki iler riskten kaçındı ı ekonomilerde enflasyondaki belirsizli in çıktı büyümesi üzerine pozitif bir etkiye sahip olabilece ini göstermektedir.

Cukierman ve Meltzer (1986), enflasyondaki belirsizli in çıktıyı ve istihdamı arttırdı nı, dolayısıyla politika yapıcıların beklenmedik enflasyon yaratarak istihdam ve çıktıyı uyardıklarını belirtmektedir. Yarattılan belirsizli in büyüklü ü ise politika yapıcısının göze aldı ı enflasyon artı na ba lıdır.

Devereux (1989), Barro-Gordon modelinden yola çıkmakta ve modelinde parasal büyüme denklemine stokastik bir eleman eklemektedir. Ayrıca modele, içsel olarak ücret endekslemesini ilave ederek, çalı anların ekonomide var olacak ücret endeksleme seviyesini içsel olarak seçtiklerini varsaymaktadır. Devereux, çıktı belirsizli indeki dı sal bir artı nın, ücret endekslemesinin derecesi ve politika yapıcıları tarafından bildirilen optimal enflasyon oranı üzerine etkisini incelemekte ve çıktıda belirsizli in artmasının, ücret endekslemesinin optimal miktarını dü ürdü ünü belirtmektedir. Daha düşük endeksleme enflasyondaki sürprizleri daha etkili kıldı ndan politika yapıcıların, olumlu reel etkiler elde etmek için, enflasyonda sürpriz yaratma e ilimlerinin arttı nı ifade etmektedir. Dengede fiyatları suni olarak yükseltme güdüsünün artması, ortalama enflasyon oranının daha da artmasına neden olur. Ortalama enflasyon ve enflasyondaki belirsizlik arasında bariz bir korelasyon olmasına ra men, Devereux, bu ili kinin nedensel olmadı nı, bunun sadece kamunun artan reel belirsizli e düşük endeksleme yapma ekinde tepki vermesi, politika yapıcıların da endekslemedeki dü ü e daha fazla enflasyon sürprizleri yaparak tepki vermelerinden kaynaklandı nı ifade etmektedir. Dolayısıyla yazarın öngördü ü ey, çıktı büyümesindeki belirsizli in ortalama enflasyonu arttıracı ıdır.

Literatürde, çıktıda belirsizli in enflasyonu azalttı ı yönünde bir görü e do rudan rastlanmamaktadır. Ancak, Bredin ve Fountas (2004) ampirik olarak Kanada ve talya’da çıktıda belirsizli in enflasyonu azalttı ı sonucuna ula mı lar ve teorik açıdan bunun mümkün olabilece ini ifade etmi lerdir. öyle ki, kısa dönemde çıktı belirsizli i ve enflasyon belirsizli i arasındaki negatif ili ki iktisat literatüründe Taylor etkisi olarak bilinmektedir. Bu etkinin varlı ı ve Cukierman-Meltzer (1986)’in enflasyondaki belirsizlik ve enflasyon arasında pozitif bir ili kinin var oldu u yönündeki hipotezlerinin geçerlili i durumunda, çıktıda belirsizlik enflasyondaki belirsizli i azaltır, bu da enflasyonun dü mesine neden olur.

Bernanke (1983), belirsizli in yatırımlar üzerinde caydırıcı etkisinin olduğunu ve yatırımlar üzerindeki belirsizlik arttıkça yatırımların azaldığını ifade etmektedir. Benzer şekilde Pindyck (1991), kurdu u modelde artan belirsizli in yatırımları azalttığını göstermiştir. Pindyck’in modelinde belirsizlik firmaların yatırım olanaklarının değerini arttırmakta, ancak gerçekle en yatırımların miktarını azaltmaktadır. Sonuç olarak, bir piyasa veya ekonomik çevre daha belirsiz hale geldiğinde şirketlerin menkul kıymetler borsasındaki fiyatları artsa da daha az yatırım yapmakta ve daha az üretmektedirler.

Mirman (1971), yatırıma, imdiki ve gelecekteki tüketimin fayda fonksiyonlarının toplamının bir fonksiyonu olarak ifade etmiştir. Modelde tüketimin (aynı zamanda da yatırımın) miktarı teknolojik gelişmelerdeki belirsizlik tarafından belirlenmektedir. Öyle ki, belirsizlik ne kadar yüksekse servetin o anki tüketim için ayrılan kısmı (ihtiyat nedeniyle) o kadar küçük, gelecekteki tüketime ayrılan kısmı da o kadar büyük olur. Mirman’ın modelinde servet, sadece tüketim ve yatırım eğiliminde değerlendirildiğinden tüketimin düşük olması yatırımın yüksek olduğunu anlamına gelmektedir. Yatırımın artması çıktıyı arttırdığı için çıktıdaki belirsizlik çıktıyı pozitif olarak etkilemektedir.

Black, ekonomik ajanların, riski büyük teknolojilere, ancak bu yatırımların beklenen getiri oranı (büyüme oranı) riski karşılayacak kadar yüksekse yatırım yaptıklarını, dolayısıyla da ekonomilerde teknoloji seçiminde riski ve getirisi arasında pozitif bir denge olduğunu ileri sürmektedir (Caporale ve McKiernan, 1998).

3. Çok Değişkenli GARCH Modelleri ve Parametrizasyonları

N değişkenli bir GARCH modeli en genel şekilde

$$y_t = \mu + \epsilon_t \quad (3.1)$$

$$\epsilon_t | \epsilon_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

GARCH-M modeli ise en genel şekilde

$$y_t = \mu + H_t + \epsilon_t \quad (3.2)$$

$$\epsilon_t | \epsilon_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

olarak ifade edilir. Burada y_t , $N - 1$ boyutlu açıklanan değişkenler vektörü, μ , $N - 1$ boyutlu ortalama etkilerin vektörü, ϵ_t , $N - 1$ boyutlu şoklar vektörüdür. μ , sadece sabitlerden oluşabileceği gibi ARMA, VARMA veya zayıf dizi serileri de içeren daha geniş formlarda modellenmiş regresyonlardan oluşabilir.

Kullanılan parametrizasyonların hepsinde ortalama etkilerinin ve koşullu varyansın tanımı aynıdır. Farklılık sadece koşullu varyansın tahmini sürecinde kullanılan kısıtlardadır.

3.1. Ko-ullu Kovaryansları Modelleyen Parametrizasyonlar

3.1.1. Vec Parametrizasyonu

Bollerslev vd. (1988) tarafından ortaya atılan Vec parametrizasyonunda, dışsal etkiler olmadığı varsayımı altında, ko-ullu varyans

$$\text{vech}(H_t) = A \prod_{i=1}^p B_i \text{vech}(H_{t-i}) \prod_{j=1}^q C_j \text{vech}(h_{t-j, t-j}) \quad (3.3)$$

olarak tanımlanır. Burada N , de i ken sayısı olmak üzere A , $\frac{1}{2}N(N+1) \times 1$ boyutlu sabitler vektörü, B_i , $i=1,2,\dots,p$ ve C_j , $j=1,2,\dots,q$ $\frac{1}{2}N(N+1) \times \frac{1}{2}N(N+1)$ boyutlu katsayılar matrisleridir. $\text{vech}(\cdot)$, simetrik bir $N \times N$ boyutlu matrisin sütunlarının alt üçgensel bölgede kalan kısımlarını, $\frac{1}{2}N(N+1)$ boyutlu bir vektör oluşturacak şekilde, alt alta dizilen operatördür. (Engle ve Kroner, 1995). Bu parametrizasyonda, sadece varyans-kovaryans için $\frac{1}{2}N(N+1) [\frac{1}{2}N(N+1)]^2 (p+q)$ tane parametre tahmin edilmektedir. Ancak her kovaryansın $(h_{j,k,t})$ sadece kendi geçmişi de erleri ve $h_{j,t}$ -nin geçmişi de erleri tarafından tanımlandığı varsayılırsa tahmin edilecek parametre sayısı oldukça azalmaktadır. Bu, Vec modelinde B_i ve C_j matrislerinin diagonal olarak tanımlanmasıyla elde edilmektedir ve diagonal gösterim diye adlandırılmaktadır (Bollerslev vd., 1988). Böylece N de i kenli Vec modelinin genel halinde her bir B_i ve C_j matrisinde tahmin edilecek $[\frac{1}{2}N(N+1)]^2$ adet parametre varken diagonal gösterimde aynı matrislerde tahmin edilecek parametre sayısı $\frac{1}{2}N(N+1)$ dir.

3.1.2. BEKK Parametrizasyonu

H_t -nin parametrizasyonunun uygun olabilmesi için örnek uzaydaki tüm h_t -ler (ve varsa zayıf dışsal etkiler x_t vektörleri) için pozitif tanımlı olmalıdır. Ancak Vec parametrizasyonunda bu her zaman sağlanamamaktadır. Bu nedenle Baba, Engle, Kraft ve Kroner, onların baş harfleriyle anılan ve pozitif tanımlılığı garantileyen BEKK gösterimini önermişlerdir (Engle ve Kroner, 1995).

Yine dışsal etkilerin olmadığı varsayımıyla H_t -nin BEKK gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$H_t = A^* A^* \prod_{k=1}^K \prod_{i=1}^p B_{ik}^* H_{t-i} B_{ik}^* \prod_{k=1}^K \prod_{j=1}^q C_{jk}^* (h_{t-j, t-j}) C_{jk}^* \quad (3.4)$$

A^* , B_{ik}^* , C_{jk}^* $N \times N$ boyutlu parametre matrisleri ve A^* üçgenseldir. (3.4) nolu eşitlik çok zayıf koşullar altında pozitif tanımlıdır. Dahası, bu gösterim, pozitif tanımlı diagonal gösterimlerin tamamını ve pozitif tanımlı Vec gösterimlerinin neredeyse tamamını kapsayacak kadar geneldir (Engle ve Kroner, 1995). Vec parametrisasyonunda olduğu gibi BEKK parametrisasyonunda da B_{ik}^* ve C_{jk}^* matrislerini diagonal seçilerek tahmin edilecek parametre sayısı azaltılabilir (Bauwens, 2003).

3.2. Ko-ullu Korelasyonları Modelleyen Parametrizasyonlar

Çok değişkenli GARCH modellerinin ko-ullu korelasyonlarını modelleyen parametrizasyonlar, ko-ullu korelasyonların sabit veya dinamik olmalarına göre tanımlanmaktadır.

3.2.1. Sabit Ko-ullu Korelasyonlar (CCC) Parametrizasyonu

Modelimiz (3.1) gibi tanımlansın. Burada H_t pozitif tanımlı bir matris, $h_{ij,t}$, H_t matrisinin ij -inci elemanı, $y_{i,t}$ ve $y_{j,t}$ sırasıyla y_t ve y_t vektörlerinin i -inci elemanları olsun. $t-1$ döneminde $y_{i,t-1}$ ve $y_{j,t-1}$ arasındaki birleşim, ölçekten bağımsız, doğal bir ölçüsü $\rho_{ij,t} = h_{ij,t} / (h_{ii,t} h_{jj,t})^{1/2}$ ile ifade edilen ko-ullu korelasyondur. Burada tüm t dönemleri için $|\rho_{ij,t}| \leq 1$ a.s.dir (Bollerslev, 1990). Bazı uygulamalarda, ko-ullu korelasyonlar zaman içerisinde sabit kabul edilerek, ko-ullu kovaryanslar, iki ko-ullu varyansın çarpımının karekökünün bir oranı olarak alınabilir:

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t} (h_{ii,t} h_{jj,t})^{1/2} \quad j = 1, \dots, N, \quad i = j = 1, \dots, N. \quad (3.5)$$

Bu, tamamen verilerle ilgili bir durumdur (Bollerslev, 1990). Ko-ullu korelasyonların sabit olması durumunda tahmin ve çıkarım süreçleri oldukça basitleşecektir. Ko-ullu varyanslar

$$h_{ii,t} = w_i^2, \quad i = 1, \dots, N \quad (3.6)$$

şeklinde yeniden yazılsın. Burada w_i zamandan bağımsız pozitif bir katsayı ve tüm t dönemleri için $w_i^2 > 0$. (3.5) ve (3.6)-dan H_t ,

$$H_t = D_t G D_t \quad (3.7)$$

eklinde ifade edilebilir. Burada D_t , $N \times N$ boyutlu, kö egen elemanları $d_{1,t}, \dots, d_{N,t}$ olan kö egen matris ve G , $N \times N$ boyutlu, $g_{ij} = (w_i w_j)^{1/2}$ elemanlarından oluşan zamandan bağımsız matristir (Bollerslev, 1990). Veya

$$H_t = F_t R F_t \quad (3.8)$$

eklinde de ifade edilebilir. Burada F_t , $N \times N$ boyutlu, kö egen elemanları $\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}$ olan kö egen matris ve R , $N \times N$ boyutlu, r_{ij} elemanlarından oluşan ($r_{ii} = 1$) zamandan bağımsız matristir. Böylece koşullu korelasyonlar sabit olduğunda bir koşullu kovaryansın dinamikleri sadece iki koşullu varyansın dinamikleri tarafından belirlenmektedir (Bauwens, 2003).

3.2.2. Dinamik Koşullu Korelasyonlar (DCC) Parametrizasyonları

DCC tahmin edicileri, CCC tahmin edicilerinin genelleştirilmiş ekleridir. DCC parametrizasyonlarının, CCC parametrizasyonundan tek farkı, korelasyonlar matrisi R ’nin zamana bağımlı kabul edilmesidir (Engle, 2002).

3.2.2.1. Tse ve Tsui’nin DCC Parametrizasyonu

Tse ve Tsui (2000), korelasyonların zamana bağımlı olduğu çok değişkenli GARCH modellerinde, Vec parametrizasyonunu, koşullu varyanslar ve koşullu korelasyonları modelleyecek şekilde adapte etmişlerdir. Bu modelde, koşullu varyanslar, tek değişkenli GARCH modeli şeklinde modellenirken, koşullu korelasyon matrisi ARMA benzeri olduğu varsayılmıştır. Koşullu korelasyonlar matrisi eşitlene bazı kısıtlar getirilerek, optimizasyon esnasında pozitif tanımlı olması sağlanmıştır.

Zamana bağımlı koşullu korelasyonlar parametrizasyonunda, çok değişkenli GARCH modelinin koşullu varyansı

$$H_t = F_t R_t F_t \quad (3.9)$$

eklinde tanımlanmaktadır. Burada F_t , $N \times N$ boyutlu, kö egen elemanları $\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}$ olan kö egen matris ve R_t , $N \times N$ boyutlu, $r_{ij,t}$ elemanlarından oluşan hataların korelasyon matrisi ve aynı zamanda $-F_t^{-1} \epsilon_t \sim \epsilon_t$ olduğundan standartlaştırılmış hataların varyans matrisidir (Tse ve Tsui, 2000).

Tse ve Tsui R_t ’nin koşullu varyansını, Diagonal-Vec parametrizasyonunu kullanarak

$$h_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{q=1}^Q \alpha_{iq} h_{i,t-q} + \sum_{p=1}^P \beta_{ip} h_{i,t-p} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.10)$$

eklinde ifade etmişlerdir. Burada tüm i ’ler için α_0 , α_{iq} ve β_{ip} negatif olmayan değerler ve $\sum_{q=1}^Q \alpha_{iq} + \sum_{p=1}^P \beta_{ip} < 1$ ’dir. Ayrıca her seride gecikme uzunluklarının aynı olması gerekmektedir. Koşullu korelasyonlar matrisi ise

$$\mathbf{R}_t = (\mathbf{I} - \alpha_1 - \alpha_2) \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{R}_{t-2} \dots \mathbf{R}_{t-1} \quad (3.11)$$

eklinde ifade edilmektedir. Burada $\mathbf{R} = \{r_{ij}\}$, köşegen elemanları 1 olan, $N \times N$ boyutlu, zamandan bağımsız, pozitif tanımlı parametre matrisi ve \mathbf{R}_{t-1} , elemanları, α_1 ve α_2 ’de tanımlandığı şekilde, \mathbf{R}_{t-1} -nin gecikmeli değerlerinin fonksiyonları olan $N \times N$ boyutlu matristir. α_1 ve α_2 , $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$ olacak şekilde negatif olmayan değerlerdir.

\mathbf{R}_t , \mathbf{R} , \mathbf{R}_{t-1} ve \mathbf{R}_{t-1} -in ağırlıklı ortalaması olduğundan, \mathbf{R}_{t-1} , köşegen elemanları 1 olan pozitif tanımlı (iyi tanımlanmış) bir korelasyon matrisi ise \mathbf{R}_t de köşegen elemanları 1 olan pozitif tanımlı bir korelasyon matrisi olur. \mathbf{R}_t standartlaştırılmış bir ölçü olduğundan \mathbf{R}_{t-1} de standartlaştırılmış hatalara bağlı olmalıdır. $\mathbf{R}_{t-1} = \{\tilde{r}_{ij,t}\}$ ise Tse ve Tsui (2000) \mathbf{R}_{t-1} -i şöyle tanımlamışlardır:

$$\tilde{r}_{ij,t} = \frac{\sum_{m=1}^M \tilde{r}_{i,t,m} \tilde{r}_{j,t,m}}{\sqrt{\sum_{m=1}^M \tilde{r}_{i,t,m}^2 \sum_{m=1}^M \tilde{r}_{j,t,m}^2}}, \quad 1 \leq i, j \leq N. \quad (3.12)$$

Dolayısıyla $\mathbf{R}_{t-1} = \{\tilde{r}_{t1}, \dots, \tilde{r}_{tM}\}$ -nin örneklem korelasyon matrisidir. $\tilde{\mathbf{r}}_{t-1} = (\tilde{r}_{t1}, \dots, \tilde{r}_{tM})$ eklinde tanımlanan $N \times M$ boyutlu matris ve \mathbf{R}_{t-1} , köşegen elemanları, $i = 1, \dots, N$ için $\sum_{m=1}^M \tilde{r}_{i,t,m}^2$ ’nin $1/2$ ’sine eşit olan $N \times N$ boyutlu köşegen matristir. Böylece

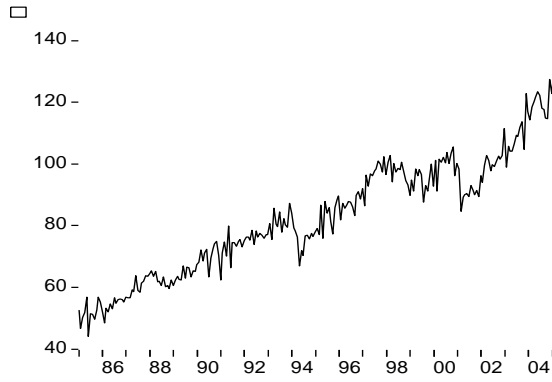
$$\mathbf{R}_{t-1} = \frac{1}{\sqrt{\sum_{m=1}^M \tilde{r}_{t1,m}^2}} \tilde{\mathbf{r}}_{t-1} \quad (3.13)$$

olur. \mathbf{R}_{t-1} pozitif tanımlı olduğunda iyi tanımlanmış korelasyon matrisidir ve \mathbf{R}_{t-1} -in pozitif tanımlı olması için $M \geq N$ gerek koşuldur (Tse ve Tsui, 2000). (3.10), (3.11) ve (3.13) bir arada Tse ve Tsui’nin DCC modelini tanımlar.

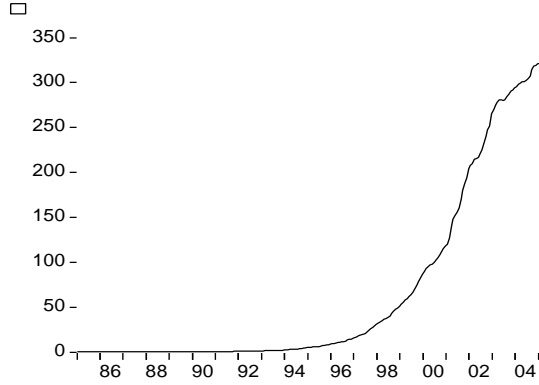
4. Ekonometrik Analiz

Bu çalışmanın amacı, çok değişkenli bir ARMA-GARCH-M modeli kullanarak ekonomideki reel ve nominal belirsizliklerin enflasyon ve çıktı üzerine etkilerinin varlığını ve varsa etkilerinin yönünü etkin olarak belirlemektir. Bu bağlamda, en uygun model belirlenerek bir önceki bölümde özetlenen parametrisasyonların kullanımı ile tek tahmin edilmiştir.

Çalışmada, Türkiye için 1985:1-2005:2 dönemini kapsayan endüstriyel üretim (IP) ve tüketici fiyatları (CP) endeksleri kullanılmıştır. Veriler International Financial Statistics (IFS)'den alınmıştır.



ekil 1: 1985:1-2005:2 dönemi için endüstriyel üretim (IP) serisinin grafiği



ekil 2: 1985:1-2005:2 dönemi için tüketici fiyatları (CP) serisinin grafiği

Tüketici Fiyatları Endeksi (CP) serisine uygulanan birim kök testi sonucunda sabit ve do rusal trend içeren model için ADF(Augmented Dickey-Fuller) test istatisti t_i 0.0979 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %10 güven düzeyindeki kritik değere (-3.1378) daha büyüktür ve kabul bölgesine düşmektedir. Dolayısıyla serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi kabul edilir. Sadece sabit içeren model için ADF test istatisti t_i -0.4681 olarak hesaplanmıştır ve %10 güven düzeyindeki kritik değere olan -2.5735 ’ten büyüktür ve kabul bölgesine düşmektedir. Dolayısıyla yine serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi kabul edilir. Dışsal değişkenler içermeyen model için hesaplanan ADF test istatisti t_i (-0.3560) aynı şekilde %10 anlam düzeyinde dahi kritik değere (-1.6157) büyüktür ve serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi kabul edilir. Tüketici Fiyatları Endeksi (CP) serisi durağan değildir. Bu sonuçlar MacKinnon’un tek yönlü p değerleri tarafından da desteklenmektedir.

Tablo 1: Tüketici fiyatları endeksi (CP) için uygulanan ADF test sonuçları

Bo hipotez: CP birim kök içermektedir		
Dışsal değişkenler: Sabit, Doğrusal trend		
Bağımlı Değişken D(CP)		
Gecikme uzunluğu: 2		
	t-istatisti t_i	p*
ADF test istatisti t_i	0.0979	0.9971
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-3.9969
	5% düzeyinde	-3.4287
	10% düzeyinde	-3.1378
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.		

Bo hipotez: CP birim kök içermektedir		
Dışsal değişkenler: Sabit		
Bağımlı Değişken D(CP)		
Gecikme uzunluğu: 13		
	t-istatisti t_i	p*
ADF test istatisti t_i	-0.4681	0.8936
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-3.4589
	5% düzeyinde	-2.8740
	10% düzeyinde	-2.5735
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.		

Bo hipotez: CP birim kök içermektedir		
Dışsal değişkenler: Yok		
Bağımlı Değişken D(CP)		
Gecikme uzunluğu: 13		
	t-istatisti t_i	p*
ADF test istatisti t_i	-0.3560	0.5557
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-2.5751
	5% düzeyinde	-1.9422
	10% düzeyinde	-1.6157
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.		

Endüstriyel Üretim Endeksi (IP) serisine uygulanan birim kök testi sonucunda sabit ve doğrusal trend içeren model için ADF test istatisti t -2.0501 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler %1, %5 ve %10 güven düzeyindeki kritik değerlerden büyüktür. Dolayısıyla serinin birim kök içerdiği ifade eden sıfır hipotezi kabul edilir. Sadece sabit içeren model için ADF test istatisti t -0.0472 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler de %1, %5 ve %10 güven düzeyindeki kritik değerlerden büyüktür ve kabul bölgesine düşmemektedir. Doğrusal trend içermeyen model için hesaplanan ADF test istatisti t olan 1.9312, %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde kabul bölgesine düşmüştüğü için serinin birim kök içerdiği ifade eden sıfır hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla Endüstriyel Üretim Endeksi (IP) serisi durağandır. Bu sonuçlar MacKinnon'un tek yönlü p değerleri tarafından desteklenmektedir.

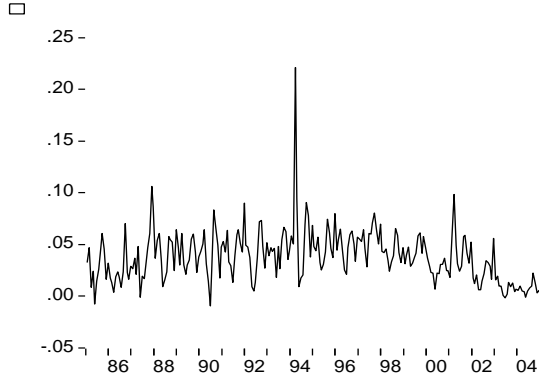
Tablo 2: Endüstriyel Üretim Endeksi (IP) için uygulanan ADF test sonuçları

Bo hipotez: IP birim kök içermektedir			
Doğrusal trend içeren model için ADF test istatisti t			
Bağımsız Değişken: D(IP)			
Gecikme uzunluğu: 5			
		t-istatisti t	P*
ADF test istatisti t		-2.0501	0.5704
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-3.9974	
	5% düzeyinde	-3.4289	
	10% düzeyinde	-3.1379	
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.			

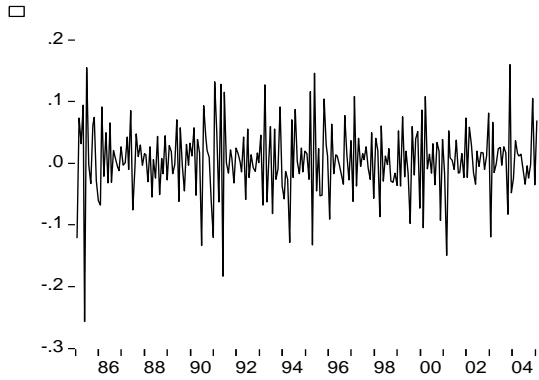
Bo hipotez: IP birim kök içermektedir			
Doğrusal trend içeren model için ADF test istatisti t			
Bağımsız Değişken: D(IP)			
Gecikme uzunluğu: 2			
		t-istatisti t	P*
ADF test istatisti t		-0.0472	0.9523
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-3.4576	
	5% düzeyinde	-2.8734	
	10% düzeyinde	-2.5731	
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.			

Bo hipotez: IP birim kök içermektedir			
Doğrusal trend içeren model için ADF test istatisti t			
Bağımsız Değişken: D(IP)			
Gecikme uzunluğu: 1			
		t-istatisti t	P*
ADF test istatisti t		1.9312	0.9874
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-2.5746	
	5% düzeyinde	-1.9421	
	10% düzeyinde	-1.6158	
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.			

Yapılan birim kök testleri sonucunda bu serilerin durağan olmadığını saptanmış ve serilerin durağanlaştırılması için dönüşümlere başvurulması gerektiği ortaya çıkmıştır. Varyansını sabitletirmek için uygulamada en yaygın kullanılan log dönüşümü ve ortalamayı sabitletirmek, yani trendden arındırmak, için fark dönüşümü kullanılmıştır. Yeni seriler $INF = \ln(CPI_t / CPI_{t-1})$ ve $OG = \ln(IP_t / IP_{t-1})$ ekleindeki büyüme ölçülerine dönüşümü tür.



ekil 3: 1985:2-2005:2 dönemi için Enflasyon (INF) serisinin grafiği



ekil 4:1985:2-2005:2 dönemi için OG serisinin grafiği

Elde edilen yeni serilerde durağanlığın sağlanıp sağlanmadığını belirlemek amacıyla bu serilere de ADF testi yapılmıştır.

Enflasyon (INF) serisine uygulanan birim kök testi sonucunda sabit ve doğrusal trend içeren model için ADF test istatistiği -8.7641 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %1 güven düzeyindeki kritik değerden (-3.9967) daha küçüktür ve reject bölgesine düşmektedir. Serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Ayrıca MacKinnon'un tek yönlü p değeri de (0.0000) bu bulguları desteklemektedir. Dolayısıyla, sadece sabit

içeren model ve dışsal değişkenler içermeyen model için ADF testi yapılmasına gerek kalmadan Enflasyon (INF) serisinin durağan olduğunu sonucuna varılır.

Tablo 3: Enflasyon (INF) için uygulanan ADF test sonuçları

Bo hipotez: INF birim kök içermektedir		
Dışsal değişkenler: Sabit, Doğrusal trend		
Bağımlı Değişken: D(INF)		
Gecikme uzunluğu: 0		
	t-istatisti	p*
ADF test istatisti	-8.7641	0.0000
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-3.9967
	5% düzeyinde	-3.4286
	10% düzeyinde	-3.1377
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.		

Çıktıdaki Büyüme (OG) serisine uygulanan birim kök testi sonucunda ADF test istatisti t_i -16.7265 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %1 güven düzeyindeki kritik değerden (-3.9969) dahi küçüktür ve ret bölgesine düşmektedir. Ayrıca MacKinnon p değeri de sıfırdır. Serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Yine, sadece sabit içeren model ve dışsal değişkenler içermeyen model için ADF testi yapılmasına gerek kalmadan Çıktıdaki Büyüme (OG) serisinin durağan olduğunu sonucuna varılır.

Tablo 4: Çıktıdaki Büyüme (OG) için uygulanan ADF test sonuçları

Bo hipotez: OG birim kök içermektedir		
Dışsal değişkenler: Sabit, Doğrusal trend		
Bağımlı Değişken: D(OG)		
Gecikme uzunluğu: 1		
	t-istatisti	p*
ADF test istatisti	-16.7265	0.0000
Test kritik değerleri:	1% düzeyinde	-3.9969
	5% düzeyinde	-3.4287
	10% düzeyinde	-3.1378
*MacKinnon (1996) tek yönlü p değeri.		

Enflasyon ve çıktıdaki büyüme serilerine uygulanan birim kök testleri sonucunda, beklenildiği gibi, serilerin durağan olduğunu görülmüştür. Durağanlık sağlandıktan sonra en uygun model arayışına geçilmiştir.

Belirsizliklerin etkilerinin varlığının araştırılması ve bu etkilerin var olması durumunda etkilerin yönlerinin belirlenebilmesi için tahmin edilecek modellerde hem enflasyon hem de çıktıdaki büyüme denklemlerine, nominal belirsizliğin ölçüsü olarak kullanılacak enflasyonun koşullu varyansı $h_{i,t}$, (veya onun bir fonksiyonu olan koşullu standart sapması $\sqrt{h_{i,t}}$) ve reel belirsizliğin ölçüsü olarak kullanılacak çıktıdaki

büyümenin koşullu varyansı, $h_{y,t}$ (veya onun bir fonksiyonu olan koşullu standart sapması $\sqrt{h_{y,t}}$) açıklayıcı değişken olarak eklenerek en uygun model araştırılmıştır.

Asıl amaç, belirsizliklerin etkisini test etmek olduğundan, teorik modeller yerine, Grier ve Perry (2000) ve Nas ve Perry (2000)’nin çalışmalarına benzer şekilde enflasyon ve çıktıdaki büyüme için ARMA modelleri uydurulmaya çalışılmıştır.

GARCH-M modellerinde hata terimlerinin de ortalamaları koşullu varyansların de ortalamalarına, koşullu varyansların de ortalamaları de hata terimlerinin de ortalamalarına bağlıdır. Dolayısıyla hem ortalama ve itlikleri hem de koşullu varyans ve itlikleri için en uygun modelin belirlenmesinde kullanılabilecek bir test yoktur. En uygun model tamamen el yordamıyla belirlenir. Bu nedenle, 8 gecikmeli ARMA modellerinden başlanarak, her defasında gecikmeler eksiltilecek tahmin edilebilir modeller elde edilmeye çalışılmıştır. Bu tahmin edilebilir modeller arasında da modeldeki tüm parametreler (ortalama ve itliklerindeki koşullu varyansların parametreleri hariç) istatistiksel olarak anlamlı olacak şekilde model araştırılmıştır.

Yakınsama elde edilen modeller arasından amaca en uygun koşullu dejenere varyans modeli olarak aşağıdaki ARCH(1)-M seçilmiştir:

$$\begin{array}{rcl}
 \epsilon_t & 10 & 11 \quad \epsilon_{t-1} \quad 12 \quad \epsilon_{t-2} \quad 13 \quad \epsilon_{t-1} \quad 13 \sqrt{h_{y,t}} \quad 14 \sqrt{h_{y,t}} \quad \epsilon_t \\
 h_{y,t} & 11 & 12 \quad \epsilon_{t-1}^2 \\
 y_t & 20 & 21 \quad y_{t-1} \quad 22 \sqrt{h_{y,t}} \quad 23 \sqrt{h_{y,t}} \quad y_{t-1} \\
 h_{y,t} & 21 & 22 \quad y_{t-1}^2
 \end{array} \quad (4.1)$$

Bu model, 5 farklı parametrisasyon yöntemiyle tahmin edilmiştir. Ancak sadece CCC parametrisasyonu ile yakınsama elde edilmiştir. Modelin tahmini

$$\begin{array}{rcl}
 \epsilon_t & 0.0359 & 0.4514 \quad \epsilon_{t-1} \quad 0.4814 \quad \epsilon_{t-2} \quad 1.0289 \quad \epsilon_{t-1} \quad 0.0024 \sqrt{h_{y,t}} \quad 0.0063 \sqrt{h_{y,t}} \quad \epsilon_t \\
 & (0.00001) & (0.00009) & (0.00006) & (0.0001) & (0.0003) & (0.0002) \\
 h_{y,t} & 0.00004 & 0.0437 \quad \epsilon_{t-1}^2 \\
 & (0.00001) & (0.0002) \\
 y_t & 0.0039 & 0.6508 \quad y_{t-1} \quad 0.0196 \sqrt{h_{y,t}} \quad 0.0120 \sqrt{h_{y,t}} \quad y_{t-1} \\
 & (0.0005) & (0.0018) & (0.0455) & (0.0210) \\
 h_{y,t} & 0.0020 & 0.0694 \quad y_{t-1}^2 \\
 & (0.0001) & (0.0182) \\
 h_{y,t} & 0.0168 \sqrt{h_{y,t} h_{y,t}} \\
 & (0.0004)
 \end{array}$$

şeklinde dir. Koşullu ortalamalarda açıklayıcı değişken olarak yer alan koşullu standart sapmaların katsayıları aşağıdaki tüm parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu model için elde edilen hata terimleri tahminlerinin hesaplanan Q istatistikleri ve kritik dejenere ortalamaları aşağıdaki gibidir.

Tablo 7: (4.1) modelinin CCC parametrizasyonu ile elde edilen hata terimleri tahminleri için hesaplanan 1, 4 ve 8 serbestlik dereceli Q istatistikleri ve %1 önem düzeyindeki kritik 2 de irleri

	Q(1)	Q(4)	Q(8)
%1 önem düzeyi için kritik 2 de irleri	6.635	13.277	20.090
$\hat{\epsilon}_{i,t}$	0.3696	1.6328	19.791
$\hat{\epsilon}_{y,t}$	0.6116	9.4794	11.510
$\hat{\epsilon}_{i,t}^2$	0.5220	1.0088	1.7264
$\hat{\epsilon}_{y,t}^2$	9.0138	3.0649	4.9037
$\hat{\epsilon}_{i,t} \hat{\epsilon}_{y,t}$	4.7003	5.8325	7.6603

Her iki denklemin hata terimleri, onların kareleri ve çapraz çarpımları için hesaplanan Q istatistikleri %1 önem düzeyindeki 2 tablo de irlerinden küçüktür. Bu nedenle aralarında serisel bir ili ki olmadı nı ifade eden sıfır hipotezi kabul edilir. Uydurulan modelde tahmin edilen hata terimleri, kareleri ve çapraz çarpımları serisel olarak ili kilisizdir. Tahmin edilen bu modelde, otokorelasyon sorunu ve modellenememi ARCH etkisi yoktur. Dolayısıyla bu model, belirsizliklerin etkileri incelenmek üzere seçilmi tir.

Ortalama e itliklerinde açıklayıcı de i ken olarak yer alan ko ulla standart sapmaların parametreleri istatistiksel olarak anlamlı olmaları durumunda, β_{13} ’ün pozitif de eri Cukierman ve Meltzer (1986)’in, negatif de eri Holland’ın; β_{14} ’ün pozitif de eri Devereux (1989)’nun; β_{22} ’nin pozitif de eri Dotse ve Sarte (2000) ile Cukierman ve Meltzer’in, negatif de eri Friedman (1977)’in; β_{23} ’ün pozitif de eri Mirman (1971) ile Black’in, negatif de eri Bernanke (1983) ve Pyndick (1991)’in görüşlerini destekler bir sonuç olur.

Enflasyon için uydurulan ilk denklemdede yer alan ve enflasyondaki belirsizli in (nominal belirsizlik) enflasyon üzerine etkisini ifade eden, enflasyonun ko ulla standart sapması, $\sqrt{h_{i,t}}$ ’nin katsayısı olan β_{13} parametresinin tahmini istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu parametrenin pozitif de erli olması, Türkiye’de enflasyondaki belirsizli in enflasyonda artı a yol açtı nı göstermektedir. Bu, Cukierman ve Meltzer (1986)’in, görüşlerini destekler bir sonuçtur.

İk denklemdede yer alan ve çıktıdaki belirsizli in (reel belirsizlik) enflasyon üzerine etkisini ifade eden, çıktıdaki büyümenin ko ulla standart sapması, $\sqrt{h_{y,t}}$ ’nin katsayısı olan β_{14} parametresinin tahmini istatistiksel olarak anlamlı ve neganif de erlidir. Bu,

Türkiye’de reel belirsizli in enflasyonda dü ü e neden oldu unu ifade etmektedir ve Bredin ve Fountas (2004)’ın ampirik olarak Kanada ve talya için elde ettikleri bulgulara paraleldir.

Çıktıdaki büyüme için uydurulan ikinci denklemden yer alan ve enflasyondaki belirsizli in çıktı (büyümesi) üzerine etkisini ifade eden, enflasyonun ko ulla standart sapması, $\sqrt{h_{y,t}}$ ’nin katsayısı olan β_{22} parametresinin tahmini istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu, Türkiye’de enflasyondaki belirsizli in çıktıyı etkilemedi i sonucunu vermektedir. Dolayısıyla enflasyondaki belirsizli in çıktıyı arttırdı ı veya çıktıyı azalttı ı yönündeki görüşleri destekler sonuçlar elde edilememi tir.

İkinci denklemden, çıktıdaki belirsizli in (reel belirsizlik) enflasyon üzerine etkisini ifade etmek üzere yer alan, çıktıdaki büyümenin ko ulla standart sapması, $\sqrt{h_{y,t}}$ ’nin katsayısı β_{23} parametresinin tahmini istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu, Türkiye’de reel belirsizli in çıktıyı etkilemedi ini ifade etmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada, reel ve nominal belirsizliklerin enflasyon ve çıktı üzerindeki etkilerini tartışan farklı görüşleri tek bir model kullanarak Türkiye için test etmek amaçlanmıştır. Bu amaçla 1985:1-2005:2 dönemi için tüketici fiyatları endeksi ve endüstriyel üretim endeksi aylık verileri ve ARMA-GARCH-M modeli kullanılarak reel ve nominal belirsizliklerin enflasyon ve çıktıdaki büyüme üzerinde etkileri araştırılmıştır.

Amaç doğrultusunda, çok değişkenli bazı ARCH-M ve GARCH-M modellerinde, belirsizlik ölçüsü olarak, ko ulla varyanslar, veya onların bir fonksiyonu olan ko ulla standart sapmalar, açıklayıcı değişkenler olarak ilave edilmiştir. Ko ulla varyansların (veya ko ulla standart sapmaların) parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olması belirsizliklerin etkisinin varlığını ifade etmiştir.

Yapılan bu ekonometrik çalışmayla Türkiye’de enflasyondaki belirsizli in enflasyonda artışa yol açtığı belirlenmiştir. Bu, Cukierman ve Meltzer (1986)’ın, görüşlerini destekler bir sonuçtur. Çalışma sonucunda ayrıca, Bredin ve Fountas (2004)’in mümkün olabileceğini belirttiği ve ampirik olarak da Kanada ve talya için elde ettiği sonuçlara benzer şekilde, Türkiye’de çıktıdaki belirsizli in enflasyonda dü ü e neden oldu u da saptanmıştır. Reel ve nominal belirsizliklerin çıktı üzerine ise etkileri tespit edilememi tir.

KAYNAKLAR

- BAUWENS, L.** (2003), “Multivariate GARCH models”, Université catholique de Louvain, yayınlanmamış ders notu <http://zonecours.hec.ca/documents/A2004-1-190733.mgarch-slides-LB-print.pdf> (21.04.2004)
- BERNANKE, B.** (1983), “Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment”, *Quarterly Journal of Economics*, s.98, ss.85-106.
- BOLLERSLEV, T.** (1990), “Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model”, *Review of Economics and Statistics*, s.72, ss.498-505.
- BOLLERSLEV, T., R.F. Engle ve J.M. Wooldridge** (1988), “A capital-asset pricing model with time-varying covariances”, *Journal of Political Economy*, s.96, c.1, ss.116-131.
- BREDIN, D. ve F. Fountas** (2004), “Macroeconomic uncertainty and macroeconomic performance: are they related?”, *Money, Macro and Finance Research Group Conference*, 51.
- CAPORALE, T. ve B. McKiernan** (1998), “The Fisher Black hypothesis: some time-series evidence”, *Southern Economic Journal*, s.64, c.3, ss.765-771.
- CUKIERMAN, A. ve A.H. Meltzer** (1986), “A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information”, *Econometrica*, s.54, c.5, ss.1099-1128.
- DEVEREUX, M.** (1989), “A positive theory of inflation and inflation variance”, *Economic Inquiry*, s.27, ss.105-116.
- DOTSEY, M. ve P.D. Sarte** (2000), “Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy”, *Journal of Monetary Economics*, s.45, ss.632-655.
- ENGLE, R.F.** (1982) “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”, *Econometrica*, s.50, c.4, ss.987-1006.
- ENGLE, R.F.** (2002), “Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, s.3, c.20, ss.339-350.
- ENGLE, R.F. ve K.F. Kroner** (1995), “Multivariate simultaneous generalized ARCH”, *Econometric Theory*, s.11, ss.122-150.

- ENGLE**, R.F. ve K. Sheppard (2001), “Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH”, *University of California, San Diego, Discussion Paper* (Seri No: 2001-15).
- FRIEDMAN**, M. (1977), “Nobel lecture: inflation and unemployment”, *Journal of Political Economy*, s.85, ss.451-472.
- GRIER**,K.B. ve M.J.Perry (2000), “The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence”, *Journal of Applied Econometrics*, s.15, ss.45-58.
- HOLLAND**, A.S. (1995), “Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, s.27, c.3, ss.827-837.
- International Financial Statistics, (2005).
- LOGUE**, D.E. ve T.D. Willett (1976), “ A note on the relation between the rate and variability of inflation”, *Econometrica*, s.43, ss.151-158.
- MIRMAN**, L. (1971), “Uncertainty and optimal consumption decisions”, *Econometrica*, s.39, ss.179-185.
- NAS**,T.F. ve M.J. Perry (2000), “Inflation, inflation uncertainty, and monetary policy in Turkey: 1960-1998”, *Contemporary Economic Policy*, c.18, s.2, ss.170-180.
- PINDYC**, R. (1991), “Irreversibility, uncertainty, and investment”, *Journal of Economic Literature*, s.29, ss.1110-1148.
- TSE**,Y.K. ve A.K.C. Tsui (2000), “A multivariate GARCH model with time-varying correlations”, *World Congress of the Econometric Society*, Seattle