

ENFLASYON ORANI EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNDE ETKİLİ MİDİR? 2003-2012 DÖNEMİ TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Yrd. Doç. Dr. Pelin VAROL İYİDOĞAN¹

ÖZ

Çalışmanın amacı Türkiye’de 2003:1-2012:3 dönemi için enflasyon ve büyüme oranı arasındaki ilişkinin araştırılmasıdır. Zivot ve Andrews (1992) birim kök testleri aracılığıyla durağanlık analizi gerçekleştirildikten sonra, ilgili değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki sınır testi ile incelenmektedir. Analiz sonuçları, söz konusu dönemde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını işaret etmektedir. Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi sonuçları ise, Türkiye ekonomisinde söz konusu dönemde enflasyon oranındaki artışın ekonomik büyümeyi azalttığını ortaya koymaktadır.

Anahtar kelimeler: Enflasyon, Büyüme, Eşbütünleşme, Nedensellik

JEL kodları: C22, E01, E31.

IS INFLATION RATE EFFECTIVE ON THE ECONOMIC GROWTH: 2003-2012 TURKISH EXPERIENCE

ABSTRACT

The scope of this paper is to investigate the relationship between inflation and economic growth in Turkey over the period 2003:1-2012:3. After the stationarity analysis by means of Zivot and Andrews (1992) unit root test, the long-run relationship between the variables in question is examined by employing bounds testing methodology. The evidence of cointegration relation is found for the considered period. The results of Toda and Yamamoto (1995) causality analysis show that inflation rate depresses growth rate in the considered period of Turkish economy.

Keywords: Inflation, Growth, Cointegration, Causality.

JEL codes: C22, E01, E31.

¹ Hacettepe Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, pelinv@hacettepe.edu.tr

1.GİRİŞ

Temel makroekonomik hedefler arasında yer alan fiyat istikrarı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen geniş bir literatür bulunmaktadır. İlgili literatür içerisinde enflasyon oranını büyümenin belirleyicisi olarak kabul eden çalışmalar arasında ilişkinin niteliğine dair görüş birliği bulunmamaktadır. Bu çerçevede bazı çalışmalar enflasyon oranının büyümeyi arttırıcı etkileri üzerinde dururken, 1970'lerden sonra büyük ölçüde hakim olan literatürün önemli bir kısmı ise aradaki ilişkinin negatif yönde olduğunu iddia etmektedir.

Enflasyon oranı ve büyüme oranı arasındaki pozitif ilişki, Phillips eğrisine dayanılarak tanımlanmaktadır. Bu yaklaşıma göre, kısa dönemde enflasyon oranındaki artış işsizlik oranını düşürerek ekonomik büyümeye katkıda bulunmaktadır. Buna karşın, Parasalcı iktisatçılar ise uzun dönemde Phillips ilişkisinin ortadan kalkacağını ve ekonominin doğal işsizlik oranına geri döneceğini ileri sürmektedir. Yüksek enflasyon sürecinin büyümeyi doğuracağı fikrini savunan bir diğer yaklaşım ise enflasyonun para balansı yerine varlık talebini arttırarak sermaye birikimini yükselteceğini savunmaktadır (Mundell, 1963; Tobin, 1965). Enflasyon oranının büyüme üzerindeki pozitif etkisi farklı dönem ve ülkeler için alternatif yöntemler kullanılarak yapılan ampirik çalışmalarla da desteklenmektedir (Lucas, 1973; Barro, 1995; Feldstein, 1996; Mallik ve Chowdury, 2001).

İlgili literatürün bir bölümü de, enflasyon oranındaki artışın ekonomik büyüme üzerindeki olumsuz etkileri üzerinde durmaktadır. Hasanov ve Omay (2011) yüksek enflasyonun büyüme üzerindeki olası negatif etkilerini; i) Friedman (1977)'nin ileri sürdüğü gibi kıt kaynakların üretken olmayan alanlara doğru yeniden dağılımına, ii) enflasyon belirsizliğindeki artışa, iii) faiz oranlarında yükseliş sonucu yatırımların gerilemesine, iv) durağan durum sermaye stokunda azalışa, v) finansal işlemlerdeki düşüşe dayandırmaktadır. Bu gerekçelere, 1980'lerde Latin Amerika'nın yüksek enflasyon ve düşük büyüme hızı deneyiminin de eklenmesiyle, ilgili iki değişken arasındaki negatif yönlü ilişkinin incelenmesi ampirik literatürde önemli bir yer almaya başlamıştır (Fischer, 1993; Paul, Kearney ve Chowdhury, 1997; Kim ve Willett, 2000; Klump, 2003; Valdovinos, 2003; Gillman, Harris ve Matyas, 2004; Hodge, 2006; Kremer, Bick ve Nautz, 2009; Espinoza, Leon ve Prasad, 2010). Enflasyon oranı ve ekonomik büyüme arasındaki negatif yönlü ilişki Türkiye ekonomisinin farklı dönemleri için gerçekleştirilen güncel ampirik çalışmalarla da desteklenmektedir (Çetintaş, 2003; Karaca, 2003; Çetin, 2004; Kaya ve Yılmaz, 2006; Artan, 2008; Erbaykal ve Okuyan, 2008; Uysal, Mucuk ve Alptekin, 2008; Karaçor, Özer ve Saraç, 2011; Akgül ve Özdemir, 2012).

Bu çerçevede çalışmanın amacı, tarihsel olarak yüksek enflasyon deneyimini yaşamış bir ekonomi olan Türkiye'de enflasyon oranı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin 2003-2012 dönemi için ampirik olarak incelenmesidir. Çalışma, farklı zaman serisi yöntemlerini bir arada kullanarak Türkiye için enflasyon ve büyüme ilişkisinin doğrusal olarak incelendiği literatüre katkı

sağlamayı hedeflemektedir. Bu amaçla, yöntem ve ampirik sonuçlara yer verilen izleyen bölümde ilk olarak serilerin durağanlık özellikleri geleneksel yöntemlerin yanı sıra, yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testiyle analiz edilmektedir. Sonrasında ise ilgili değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi ve kısa dönem nedensellik ilişkisini ortaya koymak için sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testlerinden yararlanılmaktadır. Toda- Yamamoto testinin sonuçlarının sağlamlığı, ARDL modeline dayanan hata düzeltme modeline uygulanan Granger-nedensellik testiyle kontrol edilmektedir. Son olarak, elde edilen ampirik bulgular sonuç bölümünde değerlendirilmektedir.

2.YÖNTEM VE AMPİRİK SONUÇLAR

Çalışmada enflasyon oranı ve ekonomik büyüme oranı arasındaki ilişki, Türkiye ekonomisinin 2003-2012 dönemi için çeyrek verilerle ampirik olarak incelenmektedir². Bu amaçla kullanılan enflasyon oranı (INF) ve büyüme oranı (GR) serilerinin türetilmesi için gerekli olan veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden elde edilmiştir. Büyüme oranının hesaplanması için harcamalar yöntemiyle sabit GSYİH (1998 fiyatlarıyla), enflasyon oranı serisinin türetilmesi için ise Tüketici Fiyat Endeksinin (2003=100) logaritmik farkı alınmıştır. Mevsimsel etkilerin söz konusu olduğu enflasyon oranı ve büyüme oranı serileri Census X12 yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

İlgili değişkenler arasındaki ilişki incelenmeden önce serilerinin durağanlık analizi Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri aracılığıyla incelenmektedir. Tablo 1'de yer alan ADF ve PP test sonuçları her iki seri için de, birim kök boş hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Diğer iki testin aksine boş hipotezi serilerin durağanlığı olan KPSS testine göre ise, enflasyon ve büyüme oranı serileri düzey değerlerinde birim kök içermekte ve birinci farkları %1 anlamlılık düzeyinde durağan olarak bulunmaktadır.

² Çalışmanın uygulama bölümünde; ADF-PP ve KPSS durağanlık testleri, sınır testi ve Toda-Yamamoto analizi için Eviews programı kullanılmıştır. Zivot-Andrews birim kök testi için Stata programından, ARDL analizinde ise Microfit programından faydalanılmıştır.

Tablo 1. Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF (düzey değeri)	PP (düzey değeri)	KPSS (düzey değeri)	KPSS (1.fark)
GR	-4.866*(0) <i>Kritik değerler</i> %1 (-4.23)	-4.888* <i>Kritik değerler</i> %1 (-4.23)	0.210** <i>Kritik değerler</i> %1 (0.22) %5 (0.15)	0.181 <i>Kritik değerler</i> %1 (0.22)
INF	-6.019*(3) <i>Kritik değerler</i> %1 (-4.25)	-5.815* <i>Kritik değerler</i> %1 (-4.23)	0.237* <i>Kritik değerler</i> %1 (0.22)	0.128 <i>Kritik değerler</i> %1 (0.22)

Notlar: **i)** Test istatistikleri sabit+trendli modelin tahmini sonucu elde edilmiştir. ADF testi için maksimum gecikme uzunluğu SC kriterine göre 9 olarak belirlenmiştir. Seçilen gecikme uzunlukları ise parantez içerisinde gösterilmiştir. **ii)** *, %1; ** ise %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Bununla birlikte, analiz dönemi 2008 küresel krizi sürecini kapsadığından, serilerdeki olası yapısal kırılmaların bütünleşme derecesi üzerindeki etkisinin dikkate alınması önem taşımaktadır. Bu amaçla, diğer testlerin yanı sıra Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen ve kırılmaların içsel olarak belirlendiği birim kök testi ile durağanlık analizi tekrarlanmaktadır. Analiz aşağıda yer verilen üç farklı modelin tahmini çerçevesinde gerçekleştirilmektedir:

Model A:

$$y_t = \mu^A + \alpha^A y_{t-1} + \beta^A t + \theta^A DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j^A \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Model B:

$$y_t = \mu^B + \alpha^B y_{t-1} + \beta^B t + \theta^B DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j^B \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Model C:

$$y_t = \mu^C + \alpha^C y_{t-1} + \beta^C t + \theta^C DU_t(\lambda) + \gamma^C DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j^C \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada TB kırılma zamanı ve $t=1, \dots, T$ tahmin dönemi olmak üzere $\lambda = TB/T$ 'dir. Model A $DU_t(\lambda)$ gölge değişkeniyle gösterilen sabitteki kırılmanın, Model B $DT_t(\lambda)$ ile ifade edilen trenddeki kırılmanın, Model C ise hem sabit hem de trenddeki kırılmanın tahminini içermektedir.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, t > TB \\ 0, \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, t > TB \\ 0, \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Yapısal kırılmaların serilerin bütünleşme dereceleri üzerindeki etkileri dikkate alındığında, her iki serinin de düzey değerinde durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Tablo 2). Sadece ortalamadaki kırılmayı inceleyen Model A ile hem ortalama hem de trenddeki kırılmayı içeren Model C tahmin sonuçları; enflasyon serisinde 2009 yılının ilk çeyreğinde, ekonomik büyüme serisinde ise 2009 yılının üçüncü çeyreğinde yapısal kırılmanın varlığını ortaya koymaktadır. 2008 küresel krizinin Türkiye ekonomisi üzerindeki daraltıcı ve deflasyonist etkileri elde edilen bu ampirik sonucu büyük ölçüde anlamlandırmaktadır.

Tablo 2. Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları (düzey değerleri)

Değişkenler	Model A		Model B		Model C	
	t-ist	TB	t-ist	TB	t-ist	TB
GR	-21.967*	2009Q3	-20.048*	2009Q1	-21.636*	2009Q3
INF	-7.712*	2009Q1	-6.521*	2006Q2	-7.586*	2009Q1
	Model A kritik değerler: %1: -5.43, %5:-4.80		Model B kritik değerler: %1: -4.93, %5:-4.42		Model C kritik değerler: %1: -5.57, %5:-5.08	

KPSS testiyle ortaya konulan sonuçların, diğer birim kök test sonuçlarıyla çelişki göstermesi, serilerin düzey değerinde durağan olduğuna ilişkin ufak da olsa bir şüphe doğurmaktadır. Dolayısıyla bu durum, serilerin düzeyde birim kök taşımalarını, bunun yanı sıra aynı dereceden farklarının durağan olmasını gerektiren, diğer bir ifadeyle serilerin durağanlık özelliklerinin önem teşkil ettiği geleneksel eşbütünleşme testlerine (Engle ve Granger 1987; Johansen 1988; Johansen ve Juselis 1990) alternatif bir yöntemin kullanılması gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Bu çerçevede çalışmada enflasyon oranı ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönem ilişkinin belirlenebilmesi için, serilerin durağanlık özellikleri yani I(0), I(1) veya karşılıklı eşbütünleşik olmaları dikkate alınmaksızın uygulanan Pesaran vd. (2001) sınır testi kullanılmaktadır. Bu yaklaşımın dayandığı kısıtsız hata düzeltme modelinin, çalışmanın temel değişkenleri kullanılarak uyarlanmış biçimi aşağıda yer almaktadır:

$$\Delta GR_t = \alpha_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta GR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} \Delta INF_{t-i} + \alpha_3 GR_{t-1} + \alpha_4 INF_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta GR_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^p \mu_{1i} \Delta GR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \mu_{2i} \Delta INF_{t-i} + \mu_3 GR_{t-1} + \mu_4 INF_{t-1} + e_t \quad (5)$$

Denklem 4, t parametresinin eklenmesiyle oluşturulan, trendli modeli; Denklem 5 ise trendsiz modeli göstermektedir. Modeller için p uygun gecikme uzunluğu seçilirken AIC (Akaike bilgi kriteri) ve SC (Schwarz kriteri) seçim kriterleri ile hata terimlerinin ardışık bağımlılık durumlarını test eden LM otokorelasyon testlerinden yararlanılmaktadır. Bu çerçevede, en küçük AIC ve SC değerlerine sahip olan ve LM testi çerçevesinde 1. derece otokorelasyon problemi taşımayan p=1 gecikme uzunluğunda tahmin edilen trendli ve trendsiz modeller çalışmanın sınır testi analizinde kullanılmaktadır. (Tablo 3). Eşbütünleşme ilişkisi, Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya konulan üç farklı durum için oluşturulan F-istatistiklerinin aynı çalışmada yer verilen alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılması yoluyla analiz edilmektedir. Durum 3, Denklem 5'te tanımlanan trendsiz modelde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin birlikte anlamlılığın analizi sonucu türetilen F-istatistiğine dayanmaktadır. Durum 4 ve Durum 5 ise trend içeren hata düzeltme modelinde (Denklem 4) sırasıyla $H_0 : \beta = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ve $H_0 : \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ boş hipotezlerinin testini gerektirmektedir. Farklı üç durum için eşbütünleşme ilişkisine dair karar alma sürecinde ise, F-istatistiğinin üst kritik değeri aşması durumunda ilgili değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bunun aksine F-istatistiğinin alt kritik değerden küçük olması ise tersi bir sonuca işaret etmektedir. Test istatistiğinin alt ve üst kritik değerler arasında yer alması durumunda ise, uzun dönem ilişkisinin varlığına dair kesin bir karar alınamamaktadır.

Tablo 3. Sınır Testi için Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme uzunluğu	AIC		SC		$\chi_{sc}^2(1)$	
	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz
0	4.86	4.85	5.08	5.02	0.28	0.27
1	4.68	4.67	4.98	4.93	0.63	0.62
2	4.81	4.79	5.21	5.14	0.90	0.86
3	4.95	4.94	5.44	5.39	0.16	0.79
4	5.01	5.06	5.60	5.60	0.17	0.71
5	5.05	5.17	5.74	5.81	0.76	0.47

Tablo 4'te yer verilen sınır testi sonuçlarına göre, elde edilen F istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen üst kritik değeri aşmaktadır. Dolayısıyla Türkiye'de ilgili dönemde enflasyon ve büyüme oranı arasında %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır. İlgili değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı ortaya konulduktan sonra, nedensel ilişkinin varlığı ve yönünü değerlendirmek için Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik analizi uygulanmaktadır.

Tablo 4. Sınır Testi Sonuçları

p	F_{IV}	F_V	F_{III}
(1,1)	9.073 ^a	13.601 ^a	12.932 ^a
Kritik değerler (% 1)	Alt kritik değer: 6.10 Üst kritik değer: 6.73	Alt kritik değer: 8.74 Üst kritik değer: 9.63	Alt kritik değer: 6.84 Üst kritik değer: 7.84

Notlar: **i)** p, sırasıyla trendli ve trendsiz modelin tahmini için seçim kriterleri ve otokorelasyon testleri çerçevesinde seçilen uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir (*Tablo 3*). **ii)** a % 1 düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir.

Serilerin durağanlık özelliklerinden ve aralarındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı şartından bağımsız olarak gerçekleştirilen Toda Yamamoto nedensellik testi, maksimum bütünüleşme derecesi (d_{\max}) ile optimum gecikme uzunluğu (k) belirlenerek oluşturulan aşağıdaki VAR modellerinin tahminine dayanmaktadır:

$$GR_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^{k+d \max} \alpha_{1i} GR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d \max} \beta_{1i} INF_{t-i} + e_{1t} \quad (6)$$

$$INF_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^{k+d \max} \alpha_{2i} INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d \max} \beta_{2i} GR_{t-i} + e_{2t} \quad (7)$$

Tablo 1 ve Tablo 2'de yer verilen birim kök test sonuçlarına göre, $d_{\max}=1$ olarak belirlenmekte, k'nın seçilmesi için ise seçim kriterlerine başvurulmaktadır. Tablo 5'e göre SC ve HQ seçim kriterleri esas alındığında seçilen k=0 gecikme uzunluğuyla oluşturulan VAR modeli otokorelasyon problemi taşımaktadır. Bu nedenle, AIC ve FPE seçim kriterlerince belirlenen k=1 uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir.

Tablo 5. VAR Modeli için Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi

	FPE	AIC	SC	HQ
0	5.138624	7.312502	7.403200*	7.343019*
1	4.926799*	7.269437*	7.541529	7.360988
2	5.140766	7.308253	7.761741	7.460838
3	5.887173	7.435449	8.070331	7.649068
4	6.188728	7.470161	8.286438	7.744814

Not: * ilgili seçim kriterine göre belirlenen optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir. FPE son tahmin hatası , HQ ise Hannan-Quinn seçim kriterlerini ifade etmektedir.

Bu çerçevede, Toda-Yamamoto (1995)'te önerildiği gibi, SUR (Seemingly Unrelated Regression) metoduyla tahmin edilen VAR modelleri üzerinden gerçekleştirilen nedensellik testi sonuçlarına Tablo 6'da yer verilmektedir. Wald testi sonuçları, Türkiye'de ilgili dönemde büyüme oranından enflasyon oranına doğru anlamlı nedensel bir ilişkinin var olmadığını göstermektedir. Bunun aksine, enflasyon oranındaki değişimlerin büyüme oranı üzerinde, %1 anlamlılık düzeyinde, etkili olduğu ve nedensel ilişkinin yönünün (-) olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer bir ifadeyle, nedensellik analizi sonuçları enflasyon oranındaki artışın ekonomi üzerinde daraltıcı etkisi bulunduğunu göstermektedir.

Tablo 6. Toda-Yamamoto Test Sonuçları

	k+dmax	Wald İstatistiği	p-değeri
GR→INF	2	3.106 (+)	0.228
INF→GR	2	9.336 (-)	0.009

Not: Parantez içerisindeki değer nedensel ilişkinin işaretini göstermektedir.

Ayrıca çalışmada sınır testi yöntemiyle eş bütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra, kısa ve uzun dönem ilişkilerin ortaya konulması amacıyla ARDL analizi uygulanmıştır (Tablo 7). SC kriterine göre seçilen ARDL (4,4) modelinin uzun-dönem katsayı tahminlerine göre, enflasyon oranının negatif ve anlamlı katsayısı, söz konusu değişimdeki artışın uzun dönemde büyüme oranı üzerinde olumsuz bir etki yarattığını göstermektedir. Sonrasında, kısa dönem ilişkiyi analiz edebilmek amacıyla ARDL (4,4) modeline dayalı olarak oluşturulan hata düzeltme modelinde, hata düzeltme teriminin (ECT) negatif ve anlamlı katsayısı kısa dönemdeki dengesizliklerin uzun dönemde ortadan kalktığını işaret etmektedir (Tablo 7). Hata düzeltme modelinde açıklayıcı değişkenlerin birlikte anlamlılığının testine dayanan Granger nedensellik test istatistiği (12.504) ise, enflasyon oranının büyüme oranının %1

anamlılık düzeyinde Granger-nedeni olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, ARDL modeline dayanarak elde edilen sonuçların, Toda-Yamamoto test bulgularıyla tutarlı olduğu görülmektedir.

Tablo 7. ARDL Modeli Uzun Dönem Katsayı Tahminleri ve Hata Düzeltme Modeli

ARDL (4,4) Modeli Kullanılarak Tahmin Edilen Uzun Dönem Katsayılar			
(Bağımlı değişken:GR)			
	Katsayı	Standard hata	t-istatistiği
INF	-5.766***	3.135	-1.839
Sabit	14.275***	7.029	2.031
Trend	-0.073	0.066	-1.106
ARDL(4,4) Modeli Tanısal Denetim Sonuçları			
R^2	0.931		
\bar{R}^2	0.901		
$\chi^2_{SC}(4)$	5.715 (0.221)		
$\chi^2_{RAMSEY}(1)$	0.766E-3 (0.978)		
$\chi^2_{NORMAL}(2)$	1.781 (0.410)		
$\chi^2_{WHITE}(1)$	1.0776 (0.299)		
ARDL (4,4) Modelinden Türetilen Hata Düzeltme Modeli			
(Bağımlı değişken:dGR)			
	Katsayı	Standard hata	t-istatistiği
dGR1	0.038	0.355	0.108
dGR2	-0.447***	0.240	-1.859
dGR3	-0.416**	0.170	-2.447
dINF	-0.749	0.675	-1.109
dINF1	3.909**	1.184	3.302
dINF2	2.598**	1.068	2.434
dINF3	1.316***	0.716	1.834
Sabit	14.191*	4.495	3.157
Trend	-0.073	0.064	-1.142
ECT (-1)	-0.994**	0.439	-2.266

Not: * %1, ** %5 ve *** %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Tabloda yer alan tanısal istatistikler sırasıyla otokorelasyon, model tanımlama , normalite ve değişen varyans testlerini göstermektedir.

3.SONUÇ

1970’li yıllardan sonra yüksek enflasyonun düşük büyüme oranlarıyla birlikte dünya ekonomilerini etkilemesi ve 1980’lere gelindiğinde özellikle Latin Amerika ülkelerinde yaşanan hiperenflasyon sorunu, enflasyon oranlarındaki yükselişin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin yeniden sorgulanmasına neden olmuştur. Bu çerçevede, Türkiye ekonomisi de dünyadaki olumsuz gelişmelere benzer bir süreçten geçmiş ve 24 Ocak 1980’de alınan istikrar tedbirleri sonucunda bile fiyat istikrarı sağlanamamıştır. Kamu açıkları ve bu açıkların sınırlı bir finansal sistem içerisinde emisyon yoluyla finansmanının beslediği enflasyonist süreç, istikrarsız ekonomik büyümenin temel nedenlerinden biri olarak görülmüştür. Türkiye ekonomisinin yaşadığı 2001 finansal krizinden sonra “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” uygulamaya konulmuş ve program neticesinde 2003 yılından itibaren, 2008 küresel krizine kadar uzanan dönemde, enflasyon oranı düşerken, büyüme performansında iyileşme kaydedilmiştir.

Türkiye ekonomisindeki güncel gelişmeler de göz önünde bulundurulduğunda, ekonomik büyüme ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin ampirik olarak analiz edilmesi önem kazanmaktadır. Bu amaçla çalışmada Türkiye’nin 2003-2012 verileriyle söz konusu değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki sınır testi aracılığıyla incelenmekte, nedensellik ilişkisinin yönü ve işaretinin analizi için ise Toda-Yamamoto testinden yararlanılmaktadır. Çalışma iki önemli sonucu ortaya koymaktadır. Bunlardan ilki, ilgili değişkenler arasında uzun dönem bir ilişkinin bulunduğu yönündedir. Diğeri ise, aradaki nedensellik ilişkisinin enflasyon oranından büyümeye doğru ve negatif yönlü olduğunu göstermektedir. Diğeri bir ifadeyle enflasyon oranındaki düşüş ekonomik büyümeyi olumlu etkilemekte ve dolayısıyla da elde edilen ampirik bulgular, Türkiye ekonomisinde kaydedilen gelişmelerle paralellik arz etmektedir. Sonuç olarak, politika yapıcıların, fiyat istikrarının sağlanmasına yönelik para ve maliye politikalarının ekonomik büyümeye olumlu katkı sağlayacağını dikkate alarak optimal politika karmaları üretmeleri gerekmektedir. Bu çerçevede, ekonomik büyümeyi olumlu etkileyen fiyat istikrarının parasal değişkenlerin yanı sıra fiyat düzeyinin mali teorisinin de ortaya koyduğu gibi bütçe açıkları tarafından belirlendiğinin göz önünde bulundurulması gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- Akgül, I. ve Özdemir, S. (2012), “Enflasyon Eşiği ve Ekonomik Büyümeye Etkisi”, İktisat, İşletme ve Finans, 27(313), 85-106.
- Artan, S. (2008), “Türkiye’de Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Büyüme”, International Journal of Economic and Administrative Studies, 1(1), 113-138.

- Barro, R.J. (1995), "Inflation and Economic Growth", NBER Working Paper, 5236.
- Çetin, A. (2004), "Enflasyon, Büyüme ve Reel-Nominal Belirsizlikler Arasında Nedensellik İlişkileri", İktisat İşletme ve Finans, 19(221), 71-79.
- Çetintaş, H. (2003), "Türkiye'de Enflasyon ve Büyüme", İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 28, 141-153.
- 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.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, 55(2): 251-276.
- Erbaykal, E. ve Okuyan, A. (2008), "Does Inflation Depress Economic Growth? Evidence From Turkey", International Journal of Finance and Economics, 13(17), 40-47.
- Espinoza R, Leon H. ve Prasad, A. (2010), "Estimating the Inflation-Growth Nexus-A Smooth Transition Model", IMF Working Paper, 10/76.
- Feldstein, M. (1996), "The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability", NBER Working Paper, 5469.
- Fischer, S. (1993), "The Role of Macroeconomic Factors in Growth", Journal of Monetary Economics, 32(3), 458-512.
- Friedman, M. (1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", Journal of Political Economy, 85(3), 451-472.
- Gillman, M., Harris, M.N. ve Matyas, L. (2004), "Inflation and Growth: Explaining a Negative Effect", Empirical Economics, 29(1), 149-167.
- Hasanov, M. ve Omay, T. (2011), "The Relationship Between Inflation, Output Growth and Their Uncertainties: Evidence From Selected CEE countries", Emerging Markets Finance and Trade, 47(3), 5-20.
- Hodge, D. (2006), "Inflation and Growth in South Africa", Cambridge Journal of Economics, 30, 63-180.

- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Karaca, O. (2003), "Türkiye'de Enflasyon Büyüme İlişkisi: Zaman Serisi Analizi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2), 247-255.
- Karaçor, Z., Özer, H. ve Saraç, T.B. (2011), "Enflasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama (1988-2007)", *Niğde Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 4(2), 29-44.
- Kaya, V. ve Yılmaz, Ö. (2006), "Bölgesel Enflasyon Bölgesel Büyüme İlişkisi: Türkiye için Zaman Serisi ve Panel Veri Analizleri", *İktisat İşletme ve Finans*, 21(247), 62-78.
- Kim, S.H. ve Willett, T.H. (2000), "Is the Negative Correlation Between Inflation and Growth Real?: An Analysis of the Effects of the Oil Supply Shocks", *Applied Economics Letters*, 7(3), 141-147.
- Klump, R. (2003), "Inflation, Factor Substitution and Growth", *European Central Bank Working Paper Series*, 280.
- Kremer, S., Bick, A. ve Nautz, D. (2009), "Inflation and Growth: New Evidence From a Dynamic Panel Threshold Analysis", *SFB 649 Discussion Paper, Leibniz Information Centre for Economics*, 2009-036.
- Kwiatkowski, D., Philips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.
- Lucas, R.E. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 63(3), 326-334.
- Mallik, G. ve Chowdury, A. (2001), "Inflation and Economic Growth: Evidence From Four South Asian Countries", *Asia Pacific Development Journal*, 8(1), 123-135.
- Mundell, R. (1963), "Inflation and Real Interest Rate", *Journal of Political Economy*, 71(3), 280-283.

- Paul, S., Kearney, C. ve Chowdhury, K. (1997), "Inflation and Economic Growth: A Multicountry Empirical Analysis", *Applied Economics*, 29(10), 1387-1401.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- Phillips, P. ve Perron P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-46.
- TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS), evds.tcmb.gov.tr.
- Tobin, J. (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33(4), 671-684.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Uysal, D., Mucuk, M. ve Alptekin, V. (2008), "Türkiye Ekonomisinde Vektör Otoregresif Model ile Enflasyon-Büyüme İlişkisinin Analizi", *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(8), 55-71.
- Valdovinos, C.G.F. (2003), "Inflation and Economic Growth in the Long-Run", *Economics Letters*, 80(2), 167-173.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992), "Further Evidence of the Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.