

PAPER DETAILS

TITLE: Enflasyon-Özel Tasarruf İlişkisi: Türkiye Örneği

AUTHORS: Servet CEYLAN

PAGES: 56-66

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/462822>

Enflasyon-Özel Tasarruf İlişkisi: Türkiye Örneği

Servet CEYLAN*

Özet

Daha hızlı büyüme çabaları günümüz ekonomileri için öncelikli amaç niteliğindedir. Hiç kuşkusuz hızlı büyüme için daha fazla kaynağa ihtiyaç vardır. Özel tasarrufların artırılması kaynak sağlamada güvenilir yollardan biri olabilir. Gelirin tüketilmeyen kısmını oluşturan tasarruflar, politika uygulamalarından kısa vadede fazla etkilenmese de uzun vadede değişebilmektedir. Bu değişimi sağlayan faktörlerden biri de enflasyon oranıdır. Çalışmada enflasyon oranının özel ulusal tasarruflar üzerindeki etkisi 1985-2014 yılları arasında araştırılmıştır. Yapısal kırılma etkilerinin dikkate alındığı analizden elde edilen bulgular 2000 yıllar öncesi ve sonrasında enflasyon tasarruf ilişkisinin değiştiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca bulgular uzun dönemde tasarrufların artırılmasında enflasyon politikasının önemli olduğunu vurgulamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Tasarruf, Enflasyon, Yapısal kırılma, Mundel-Tobin etkisi, Ko-entegrasyon

JEL Sınıflandırması: EO1, E21

Inflation-Private Saving Relationship: The Turkish Case

Abstract

The faster economic growth is the main objective for today's economies. There is no doubt that more resources are needed for faster growth. It could be one of the reliable way that increasing the private savings on providing resources. The savings, composed unconsumed part of income, can be changed in the long run even though they are not much affected in the short run by policy implications. One of the factors altering to this change is the inflation rate. In the study, the impact of the inflation rate on private national savings has been investigated for the years between 1985 to 2014. The finding of analysis, which structural breakdown is taken into account, has show that the relationship between inflation and saving in the time of 2000 before and afterwards was changed. In addition, the findings emphasize the importance of inflation policy to increase savings in the long run.

Keywords: Saving, Inflation, Structural Break, Mundel-Tobin effect, Co-integration

JEL Classification: E01, E21

1. Giriş

Hane halkı kullanılabilir gelirinin harcanmayan kısmını ifade eden özel tasarruflar kamu tasarruflarıyla birlikte ulusal tasarrufları oluşturur. Ulusal tasarruflar iktisateğitiminin temel konularından biri olmaktadır. Temel ders kitaplarında, dışa kapalı ekonomiler için tasarruf yatırım eşitliği ve yatırım büyüme etkileşimi dolayısıyla büyümenin temel kaynağının tasarruf olduğu sonucu ilk konular arasındadır. Her ne kadar modern büyüme teorileri planlı dönemlerde olduğu gibi ne kadar ulusal tasarruf o kadar büyüme olgusundan bahsetmiyor olsa da ulusal tasarruflar büyüme için gerekli kaynaklarından bir tanesidir.

* Prof. Dr. Giresun Üniversitesi, İİBF-İktisat Bölümü, sercey01@hotmail.com.

Ulusal tasarrufların kaynak olarak düşünülmesi, tasarrufların her zaman sermaye birikimini artıracak dolayısıyla ekonomik büyümeyi sağlayacağı anlamına gelmemektedir. Tasarrufların yatırıma dönüşmesini engelleyebilecek faktörler (belirsizlik, yüksek faiz vb) vardır. Diğer taraftan günümüzde dışa açıklığın artması ile birlikte ulusal tasarruflar yanında dış kaynaklı tasarruflarla ulusal yatırımlar finanse edilebilmekte ve istenilen büyüme süreci dış kaynaklarla yakalanabilmektedir. Ancak dış tasarruflara bağımlılık uzun vadede sürdürülemez dış borç artışına ve/veya sürdürülemez cari açıkların oluşmasına neden olabilmekte dolayısıyla gelişmekte olan ülkeleri yapısal sorunlara hatta kriz ortamına sürükleyebilmektedir.

Gelişmekte olan ekonomilerde önemli sorunlardan bir tanesi de enflasyondur. Günümüz iktisadi yaklaşımında enflasyonun büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu sıklıkla dile getirilmektedir¹. Oysa ilk dönem Keynesci yaklaşımlarda enflasyonun büyüme üzerinde arttırıcı etkileri olduğu genellikle kabul görmüştür (Topçu, 2017:181). Enflasyon-tasarruf ilişkisi konusundaki teorik ve ampirik çalışmalarda ilişkinin yönü enflasyon-büyüme ilişkisine benzer şekilde olumludan olumsuz doğru zaman içinde değişmiştir. İlk dönem çalışmalarda enflasyonun ve/veya enflasyon belirsizliğinin hane halkı tasarruf oranlarını arttırdığı iddia edilirken, sonraları enflasyonun tasarruf birikimi üzerinde azaltıcı etkisinin olduğunu hatta uzun dönemli bir etkisinin olmadığı ön plana çıkmıştır. Son dönemde dışa açıklığın artması ve içsel büyüme teorilerin baskınlığı, enflasyonun ulusal tasarruflara etkisi konusundaki teorik ve ampirik çalışmaların azalmasını daha çok enflasyonun ekonomik büyüme üzerindeki etkisine odaklanılmasını sağlamıştır.

Hane halkının tüketim tasarruf kararlarının enflasyon ve/veya enflasyon belirsizliği nedeniyle değişebilecek olması tasarruf enflasyon ilişkisini oldukça önemli kılmaktadır. Özellikle Türkiye'nin uzun süreli yüksek enflasyon deneyimi yaşamış olması ve halen enflasyonun sorun olmaktan tam olarak çıkamamış olması gerçeği enflasyonun etkilerini daha da önemlileştirmektedir. Gelişmekte olan ekonomilerin çoğunda olduğu gibi Türkiye'de de özel tasarruflar büyüme için yeterli kaynağı çoğunlukla sağlayamamıştır. Ancak tasarrufların 2000'li yılların ortalarından itibaren önceki döneme göre önemli oranda düşüşlere sahne olduğu görülmüştür. Enflasyonun aynı dönemde önceki dönemlere kıyasla daha makul seviyelerde seyretmesi yüksek enflasyon ve düşük enflasyon seviyelerinde enflasyon tasarruf ilişkisinin farklılaşıp farklılaşmadığı sorunsalını önemli kılmıştır. Çalışmada 1985-2014 döneminde Türkiye ekonomisinde enflasyon ile özel tasarruflar arasındaki uzun dönem ilişkiler yapısal kırılmalara izin veren model yaklaşımıyla araştırılmıştır. Çalışmanın geri kalanı şu şekilde biçimlenmiştir. İkinci bölümde enflasyonun tasarruflar üzerindeki etkilerini inceleyen teorik yaklaşımlar açıklanmış ve ampirik çalışmalardan kesitler sunulmuştur. İlerleyen bölümlerde veri seti ve yöntem tanıtılmış ve elde edilen bulgular sunularak yorumlanmıştır.

¹ Berber ve Artan (2004:105) enflasyonun büyüme üzerinde etkilerini literatür doğrultusunda enflasyonun neden olduğu olumsuz beklentiler, belirsizlik, sinyal algılama sorunu, kaynak dağılımının bozulması, sermaye maliyetimin artması gibi faktörlerle açıklamaktadır.

2. Teori ve Literatür

Enflasyonun tasarruf birikimi üzerindeki etkisi konusunda literatürde fikir birliği yoktur. İlk dönem (ikinci dünya savaşı sonrası) çalışmalarda fiyat artışlarına tepki olarak hane halkının borçlanmayı ve tüketimi azalttığı dolayısıyla tasarruf birikiminin arttığı sonucu çıkarılmaktadır (Campbell ve Lovati, 1979:3). Neo klasik büyüme teorisi temelinde, Mundel (1963) ve Tobin (1965)'in işaret ettiği ve literatürde Mundel-Tobin etkisi olarak da ifade edilen yaklaşımda, enflasyon tasarruf birikimini pozitif yönde etkilemektedir. Enflasyonun tasarruflarda artışa yol aşması ekonomik belirsizliklerle de ilişkilendirilmektedir. Wachtel (1977:561-562) yüksek ve değişken oranlı enflasyonun ortaya çıkardığı belirsizliğin gelecekle ilgili fiyatların ve reel gelirin belirlenmesini güçleştireceği dolayısıyla tasarruflarda uzun dönemli pozitif artışlara neden olacağını ifade etmektedir. Belirsizlik doğuran bir durumda beklenmeyen enflasyonun varlığıdır. Deaton (1977) ve Howard (1977) beklenmeyen enflasyonun gelecekte yarattığı belirsizliklerin bireyleri daha ihtiyati davranmaya itecekleri bu durumda tasarrufları artıracığını savunmaktadırlar. Burch ve Werneke (1975) ise enflasyonun neden olduğu tasarruf artışını fiyat artışına bağlı olarak hane halkının tüketim kalitesini düşürmesine bağlamaktadır.

Tüketim ve tasarruf arasındaki tercihlerinin değişmesine neden olan enflasyon ve enflasyon belirsizliklerinin tasarrufları da olumsuz etkileyeceği ileri sürülmektedir. Stockman (1981) tarafından geliştirilen clower kısıtlı² uzun dönemli büyüme yaklaşımında tüketim modelinde enflasyon tasarruflar üzerinde etkili olmazken, yatırım modelinde negatif etkisi tespit edilmiştir. Leff ve Sato (1988) gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarının gelişmemiş olması bireyleri daha çok dayanıklı mal alımına yönelteceği ve dolayısıyla tasarrufları düşüreceğini ifade etmektedir. Den Haan (1990) enflasyonun zaman kullanımı üzerinde etkili olduğunu, daha yüksek enflasyonun zamanın daha fazla alışveriş faaliyeti için kullanılması sonucu doğurduğunu ve sonuçta tasarrufları azalttığını iddia etmiştir³.

Enflasyon ve özel tasarruf arasındaki ilişkinin yönü konusunda uygulamalı literatür sonuçları da net kanıtlar sunamamaktadır. Wachtel (1977), 1955-1974 dönemi ABD verileriyle enflasyon belirsizliğinin tasarruf oranlarını arttırdığı bulgusunu tespit ederken, Campbell ve Lovati (1979) Wachtel çalışmasına atıfla ABD için 1955-1978 yılları arasında yaptığı çalışmada tasarruflar üzerinde beklenmeyen enflasyonun zayıf pozitif etkisinin olduğunu tespit etmişlerdir. ABD ekonomisini inceleyen diğer çalışmada Heer ve Süßmuth (2009) 1965-1998 döneminde iki değişken arasında ilişki bulamazken, 1979-1987 döneminde pozitif ilişki, 1965-1978 ve 1988-1998 dönemlerinde ise negatif ilişki tespit etmişlerdir. Gelişmekte olan ekonomiler için yapılan çalışmalarda Taye (2017), Etiyopya 1974-2014 dönemi verileriyle, El Seoud (2014) Bahreyn için 1993-1998 dönemi verileriyle enflasyonun tasarruf oranlarını arttırdığını tespit etmişlerdir. Türkiye ekonomisinde ise 1972-1992 dönemini çalışan Aşırım (1994) kesintisiz zaman modeliyle

² Kısaca peşin satış (cash in advance) kısıtlı model

³ Enflasyonun tasarruflar üzerinde etkisi olmadığı şeklindeki teorik yaklaşımlarda mevcuttur ki bu yaklaşımlar daha çok paranın yansız olduğu tezini içermektedir.

beklenmeyen enflasyonun özel tasarrufları arttırdığı sonucunu elde ederken, Er, Tuğcu ve Coban (2014) 2003-2012 dönemi için kısa dönemde pozitif etki uzun dönem de ise anlamlı etki tespit edememişlerdir.

İlk dönem çalışmalarda büyümenin dışsallığı varsayımı geçerlidir. Son dönem içsel büyüme modellerinde ise enflasyon ve enflasyon belirsizliğinin büyüme üzerindeki etkisi daha çok irdelenmiş tasarruflar üzerindeki etkisi çok dikkate alınmamıştır(Heer ve Süßmuth, 2009,615). Yüksek ve değişken enflasyon dönemlerinde tasarrufların sabit sermaye yatırımları yerine kısa vadeli ve risksiz alanlara yönelmesi muhtemeldir. Dolayısıyla son dönemdeki çalışmalarda yüksek enflasyonun büyümeyi azalttığı bulgusu enflasyonun tasarrufları arttırdığı şeklindeki bulguyu ekonomik büyüme perspektifinde önemsiz kılmaktadır.

3. Veri Seti

Çalışmada kullanılan veriler, 1985-2014 dönemi yıllık tasarruf oranı (ot, özel tasarruflar/GSYİH), tüketici fiyat endeksi (tüfe, 2003=100) değerlerinden oluşmaktadır. Tüketici fiyat endeksinin geçmiş dönem değerlerinin elde edilmesinde 1978-79=100 fiyat endeksi değerleri kullanılmıştır. Tasarruf oranı Kalkınma Bakanlığı web sitesinden, tüketici fiyat endeksi (2003=100) ise TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilen fiyat endeksleri vasıtasıyla derlenmiştir. Değişkenlerin önündeki “I” harfi ilgili değişkenin doğal logaritmasının alındığını ve “Δ” işareti ise ilgili değişkenin birinci devresel farkının alındığını göstermektedir.

4. Yöntem ve Bulgular

Enflasyon ile tasarruflar arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri incelemekten önce, bu değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmelidir. Bu nedenle öncelikle birim kök sınaması yapılmıştır. Çalışmada birim kök sınaması Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve yapısal kırılmaya izin veren Lee ve Strazicich (2003, 2004) testi vasıtasıyla gerçekleştirilmiştir.

Genişletilmiş Dickey-Fuller sınaması için aşağıdaki (1) ve (2) numaralı (sabitli ve sabitli+trendli) modeller tahmin edilmiştir.

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki regresyon denklemlerinde; x, ele alınan seriyi ; k, denkleme ilave edilen bağımlı değişken gecikmelerini, β ile λ parametreleri, trend, doğrusal zaman trendini ve ε_t , hata terimini temsil etmektedir. Tahmin edilen (1) ve (2) numaralı regresyon denklemlerinde ele alınan serinin durağan olup olmadığını belirlemek için β_1 parametresi kullanılır. Tahmin edilen denklemde $\beta_1 = 0$ şeklinde ifade edilen sıfır hipotezinin reddedildiği düzeyde ilgili serinin durağan olduğuna hükmedilir.

Değişkenlerin durağanlıklarının tespiti için tahmin edilen Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur. Elde edilen sonuçlar özel tasarruf oranının logaritmik seviyesinin birim kök taşıdığı birinci devresel farkını ifade eden büyüme oranının ise durağan olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan tüfe logaritmik değerleri ve tüfe’nin birinci farkını ifade eden enflasyon oranı Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi sonuçlarına göre durağan değildir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Sonuçları

Değişkenler	Sabitli	Trendli
lot	-1.681(-2.619)[0]	-3.112(-3.215)[0]
ltufe	-2.175(-2.621)[1]	-1.075(-3.218)[1]
Δ lot	-3.868(-2.621)[0]	-4.503(-3.218)[0]
Δ ltufe	-0.853(-2.621)[0]	-2.617(-3.243)[6]

Not: Tabloda verilen köşeli parantez içi değerler Akaike bilgi kriterine göre belirlenen gecikme sayılarını göstermektedir. Normal parantez değerleri ise 0.10 anlamlılık seviyesindeki tek yönlü MacKinnon tablo kritik değerleri göstermektedir.

Genişletilmiş Dickey-Fuller gibi standart birim kök testleri zaman serisinin yapısal kırılma içermesi durumunda birim kökün varlığı yönünde sapmalı sonuçlar verebilmektedir. Çalışmada veri setinin yapısal kırılma içermesi ihtimali dolayısıyla birim kökün varlığı ADF testi yanında bir ve iki kırılmaya müsaade eden Lee ve Strazicich (2003, 2004) testi vasıtasıyla araştırılmıştır.

Lee ve Strazicich (2003, 2004) testi, sabitte (Model A) ve trendde (Model C) kırılmaya izin veren iki ayrı versiyon temelinde bir (Lee ve Strazicich (2004)) ve iki (Lee ve Strazicich (2003)) yapısal kırılmalı yapısal kırılma altında birim kökün varlığını araştırabilmektedir. LM testi olarak ifade edilen test z_t dışsal değişkenler vektörünü göstermek üzere aşağıdaki veri üretme sürecinden oluşmaktadır.

$$x_t = \delta' z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) numaralı modelin C versiyonu⁴;

$$z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}, D_{2t}, DT_{2t}]$$

$$D_{it} = \begin{cases} t \geq T_{Bi} + 1 & 1 \\ \text{değilse} & 0 \end{cases} \quad DT_{it} = \begin{cases} t \geq T_{Bi} + 1 & t - T_{Bi} \\ \text{değil} & 0 \end{cases}$$

T_{Bi} = i’nci kırılma tarihini ve $i=1,2$ (kırılma sayısını) göstermek üzere Lee ve Strazicich (2003) LM test istatistiğini elde etmek amacıyla aşağıdaki (4) numaralı regresyon modelini kullanmışlardır.

$$\Delta x_t = \delta' \Delta z_t + \phi \hat{S}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \eta_j \Delta \hat{S}_{t-j} + u_t \quad (4)$$

(4) numaralı modelde $\hat{S}_t$ trendden arındırılmış seriyi, $\Delta \hat{S}_{t-j}$ ardışık bağıntı problemini düzeltmek için modele katılan gecikmeleri göstermektedir. (4) numaralı

⁴ A versiyonunda Z vektöründe DT_{it} değerleri yer almamaktadır

modelde test (LM) istatistiği $H_0 : \phi = 0$ boş hipotezinin test edilmesiyle elde edilir. Elde edilen test istatistiğinin değeri kritik değerden küçük olması halinde yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilir. Tek kırılmalı LM birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2004)'dan, iki kırılmalı LM birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'den elde edilmiştir.

Tablo 2'de sunulan yapısal kırılmaları dikkate alan LM testi sonuçları incelendiğinde tasarruf oranı logaritmik değerinin sabitte tek ve iki kırılma içeren modellerde ve trendde tek kırılma iki kırılma içeren modelde 0.05 önem düzeyine göre birim kök taşıdığı tespit edilmiştir. Tasarruf oranı büyüme oranının ise tüm modellere göre birim kök içermediği, sonuçların Genişletilmiş Dickey- Fuller testi ile tutarlı olduğu görülmektedir. Diğer taraftan Tüfe logaritmik değişkeni seviyesinde birim kök taşır iken birinci devresel farkını ifade eden büyüme oranında (enflasyon oranı) 0.05 önem düzeyine göre durağan tespit edilmiştir. Dolayısıyla hem tasarruf oranı hem de tüfe birinci devresel farkında durağan kabul edilmiştir.

Tablo 2: Lee ve Strazicich (LM) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sonuçları

Değişkenler	Tek kırılmalı		İki Kırılmalı	
	Model A	Model C	Model A	Model C
lot	-2.55 [0] (1998)	-2.62 [0] (1998) ($\lambda=0.5$)	-2.74 [0] (1998) (2002)	-4.81 [4] (1993) ($\lambda_1=0.4$) (1999) ($\lambda_2=0.6$)
ltüfe	-1.55[0] (2008)	-2.25[0] (1993) ($\lambda=0.3$)	-1.82[0] (1998) (2008)	-4.35[4] (1992) ($\lambda_1=0.2$) (2001) ($\lambda_2=0.6$)
Δ lot	-5.60[0] (2003)	-5.51[0] (2002) ($\lambda=0.6$)	-5.96[0] (1995) (2003)	-6.91[4] (1993) ($\lambda_1=0.4$) (1999) ($\lambda_2=0.6$)
Δ ltüfe	-7.26[0] (1997)	-7.17[0] (1997) ($\lambda=0.4$)	-7.51[0] (1997) (2001)	-8.730[2] (1998) ($\lambda_1=0.4$) (2007) ($\lambda_2=0.8$)
Tablo Değeri	-3.56	-4.45($\lambda=0.3$) -4.50($\lambda=0.4$) -4.51($\lambda=0.5$) -4.50($\lambda=0.6$)	-3.84	-5.67 ($\lambda_1=0.4$ ve $\lambda_2=0.6$) -5.74 ($\lambda_1=0.2$ ve $\lambda_2=0.6$) -5.65 ($\lambda_1=0.4$ ve $\lambda_2=0.8$)

Not: Tabloda verilen değerler (4) numaralı modelden elde edilen t istatistiğini, köşeli parantez içi değerler Akaike bilgi kriterine göre belirlenen gecikme sayılarını göstermektedir. Normal parantez içi değerleri kırılma dönemlerini (TB), $\lambda=TB/T$ (simetrik: $\lambda=1-\lambda$), tablo değerleri tek kırılma için Lee ve Strazicich (2004), iki kırılmalı için Lee ve Strazicich (2003)'den elde edilen 0.05 anlamlılık seviyesindeki kritik değerleri göstermektedir.

Çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri araştırmak amacıyla Engle ve Granger (1987) tarafından oluşturulan çift aşamalı ko-entegrasyon testi ve Gregory-Hansen eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Engle-Granger ko-entegrasyon testinin ilk aşaması, ko-varyans durağan değişkenlerin bir alt seviyelerinde en küçük kareler yöntemine göre tahmin edilerek hata terimlerinin tespit edilmesini içermektedir. İki değişken arasındaki uzun dönem denklemi olarak ifade edilen ilk aşama, aşağıdaki (5) numaralı modelde gösterilmektedir⁵.

$$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \mu_t \quad (5)$$

İkinci aşamada tahmin edilen (5) numaralı denklemden elde edilen hata terimleri için birim kök sınaması yapılmaktadır. Aşağıda verilen Genişletilmiş Dickey-Fuller sınamasında (sabitli ve trendsiz versiyonu) eğer birim kökün varlığı reddediliyorsa iki değişken arasında uzun dönem ilişkinin olduğu kabul edilmektedir.

$$\Delta\mu_{i,t} = \phi\mu_{i,t-1} + \sum_{j=1}^m \Delta\mu_{i,t-j} + \varepsilon_t, (i=1, 2) \quad (6)$$

Engle-Granger ko-entegrasyon testi sonuçları Tablo 3’de sunulmuştur. Tablo’dan görüldüğü üzere özel tasarrufların bağımlı değişken olduğu trendli ve trendsiz modelde ko-entegrasyon ilişkisi tespit edilememiştir.

Tablo 3: Engle-Granger Eş-bütünleşim Analizi Sonuçları

Model	m	ADF
$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \mu_t$	0	-2.220(0.427)
$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \beta_2 Trend + \mu_t$	0	-3.044(0.297)

Not: Tabloda yer alan m; ADF testinde en uygun gecikme uzunluğunu, Trend; doğrusal zaman trendini, parantez içi değerler MacKinnon kritik değerlerine göre elde edilen anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Çalışma döneminde yapısal kırılma olma ihtimaline karşın ko-entegrasyon testinde kullanılan (5) numaralı model yapısal kırılma testine tabi tutulmuştur. Bu amaçla Bai ve Perron(2003) tarafından geliştirilen birden fazla kırılmayı içsel olarak tespit eden test sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur. Tablo 4’den elde edilen bulgular Engle

Tablo 4: Bai-Perron Yapısal Kırılma Analizi Sonuçları

Kırılma sayısı (Hipotez)	Kırılma Tarihi	F-test
0 veya 1	2003	81.76(11.47)
1 veya 2	2003,2007	5.21(12.95)
2 veya 3	1994,2003,2007	3.23(14.03)

Not: Parantez içi değerler 0.05 önem düzeyine göre Bai-Perron kritik değerleridir.

⁵ (5) numaralı modelde bağımlı ve bağımsız değişken ayrımı teorik yaklaşım dikkate alınarak tek yönlü oluşturulmuştur.

Grenger ko-entegrasyon (uzun dönem) denkleminde 2003 yılında yapısal kırılmanın olduğu yönündedir. Dönemde yapısal kırılma olması nedeniyle yapısal kırılmaya izin veren Gregory-Hansen testi ile ko-entegrasyon araştırılmıştır.

Gregory ve Hansen (1996a ve 1996 b) testi, yapısal birim kök testlerine benzer olarak tek kırılmaya müsaade eden ve kırılmayı içsel olarak belirleyen dört versiyonlu bir testtir. Aşağıda verilen (7) numaralı ilk denklemde (model 1) dönem içinde sadece sabit terimin değişmesine izin veren sabitli model; (8) numaralı denklemde (model 2) sabit terimin değişmesine izin veren trendli model (9) numaralı denklemde (model 3) sabit ve eğimin değişmesine izin veren sabitli model ve (10) numaralı denklemde (model 4) sabitin, eğimin ve trendin değişmesine izin veren trendli model sunulmuştur.

$$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \beta_2 D_1 + \mu_t \quad (7)$$

$$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \beta_2 D_1 + \beta_3 trend + \mu_t \quad (8)$$

$$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_1 * ltufe + \mu_t \quad (9)$$

$$lot = \beta_0 + \beta_1 ltufe + \beta_2 D_1 + \beta_3 trend + \beta_4 D_1 * ltufe + \beta_5 D_1 * trend + \mu_t \quad (10)$$

$$D_1 = \begin{cases} t > t_b & 1 \\ \text{değilse} & 0 \end{cases}$$

Gregory-Hansen testinde boş hipotez yapısal kırılma altında ko-entegrasyonun olmadığı şeklindedir. Mümkün olan kırılma noktalarına göre en uygun olan kırılma tarihi ADF test istatistiğinin en büyük değerine göre belirlenmektedir. Tablo değerleri Mac Kinnon değerlerinin yukarıdaki versiyonlara göre dönüştüren Gregory-Hansen'den temin edilmiştir.

Engle-Granger için tahmin edilen modelde yapısal kırılma tespit edilmesi nedeniyle tasarruf oranı ve tüfe değerleri arasındaki ko-entegrasyon ilişkisi Gregory-Hansen testine göre Tablo 5'de sunulmuştur. Elde edilen bulgular sabitin değişmesine izin veren sabitli (model 1) ve trendli (model 3) versiyonlarda boş hipotezin reddedilemediğini, diğer bir ifadeyle ko-entegre ilişkisinin olmadığını göstermektedir. Ancak sabitin ve eğimin değişmesine izin veren sabitli model (model 2) ile sabitin eğimin ve trendin değişmesine izin veren trendli modellerde (model 4) 0.10 önem düzeyine göre ko-entegre ilişkisinin olduğu görülmektedir.

Tablo 5: Gregory-Hansen Eş-bütünleşim Analizi Sonuçları

Model	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği
1	1999	-3.287(-4.340)
2	2005	-5.006(-4.720)
3	1992	-3.488(-4.680)
4	2004	-6.130(-5.240)

Not: Parantez içi değerler 0.10 önem düzeyine göre değiştirilmiş MacKinnon tablo değerlerini göstermektedir.

Yukarıdaki sonuçlar, Türkiye ekonomisinde logaritmik fiyat seviyesi ve logaritmik tasarruf oranı arasındaki uzun dönem ilişkisinde yapısal değişimin olduğunu ortaya koymuştur. Dolayısıyla değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlenmesi için tahmin edilecek uzun dönem denklemlerinin belirlenmesinde Gregory-Hansen testi baz alınmıştır. Ko-entegre ilişkisinin tespit edildiği model 2 ve model 4 dikkate alınarak tahmin edilen uzun dönem denklemler Tablo 6’da sunulmuştur.

Tablo 6’da verilen sonuçlar dikkate alındığında ltüfe değişkeninin lot değişkeni üzerinde pozitif etkisini olduğu görülmektedir. Ancak bu etki kırılma (Model 4 için 2004) öncesi ve sonrası dönemlerde farklı büyüklüktedir.

Tablo 6: Uzun Dönem denklemleri (Bağımlı değişken lot)

Değişkenler	Model 2	Model 4
Kırılma Zamanı	2005	2004
Sabit	3.607*	4.707*
D1	-0.364*	-22.568*
lft	0.074*	0.261*
D1*lft	-	6.644*
Trend	-0.042*	-0.145*
D1*Trend	-	-0.424**

Not: *** sırasıyla ilgili değişkenin 0.01 ve 0.05 önem düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Kırılma için 2004 ve 2005 değerleri Gregory-Hansen testinde içsel olarak belirlenen tarihleridir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Dışa kapalı klasik makro ekonomik analizde tasarruf oranları yatırımların dolayısıyla büyümenin en önemli kaynağı olarak görülmektedir. Günümüzde ekonomilerin daha serbest piyasa yanlısı akımlardan etkilenmeleri sadece mal akımının değil diğer faktör akımlarının serbestçe ülkeler arasında dolaşımını sağlamıştır. Oluşan bu serbestlik dış piyasaların önemini arttırmış dış tasarrufların iç tasarruflar kadar büyüme açısından önemli olmasına neden olmuştur. Her ne kadar dış tasarruflarla büyüme için yeterli kaynak ihtiyacı karşılanabiliyor olsa da, dış tasarrufların fazla kullanımı gelişmekte olan ülkeleri dış borç birikiminden ve/veya cari açıkların sürdürülemez olmasından kaynaklı önemli sorunlarla baş başa bırakabilmektedir. Dolayısıyla sürdürülebilir bir büyüme için dış tasarruflar yanında iç tasarrufların da artırılabilmesi ve istikrarlı tasarruf oranlarının yakalanabilmesi oldukça önemlidir.

Türkiye’nin enflasyon serüveninin kriz dönemleri hariç tutulursa serbest ekonomik düzenin tekrar gelişmeye başladığı 1980’li yılların ilk yarısından itibaren arttığı söylenebilir. Bu dönemde yaşanan yüksek enflasyon 2000’li yılların başlarına kadar devam etmiş ve 2000’li yılların ilk döneminden sonra enflasyon daha makul (tek haneli) seviyelere inebilmiştir. Diğer taraftan tasarruf oranları da bu iki dönem arasında farklılaşmakta, özellikle daha düşük enflasyon dönemlerinin yaşandığı 2000’lerin ikinci yarısından itibaren en düşük seviyelerine kadar düşmektedir.

Dolayısıyla dönem içerisinde enflasyonun değişmesinin tasarruf oranlarını farklılaştırıp farklılaştırmadığı sorusu önem arz eder olmuştur.

Literatürde enflasyonun tasarruf oranları üzerindeki etkisi konusunda iki farklı yaklaşım olduğu söylenebilir. Yaklaşımlardan ilki yüksek enflasyonun belirsizliği arttırdığı noktasından hareket etmekte, belirsizliğin ise bireyleri daha çok tasarruf etmeye iteceğini iddia etmektedir. İkinci yaklaşımda ise enflasyonun yarattığı zaman maliyeti, finansal piyasaların gelişmemiş olması ve yatırımlar üzerindeki olumsuz etkileri gibi nedenlerle enflasyonun tasarrufları olumsuz etkilediği üzerinde durulmaktadır. Çalışmada iki yaklaşım çerçevesinde iki farklı enflasyon ve tasarruf deneyiminin yaşandığı 1980 sonrası dönemde fiyatların tasarruf oranı üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu amaçla dönem içerisinde yapısal kırılma olacağı ihtimali dikkate alınarak klasik birim kök analizi yanında yapısal kırılmalara izin veren Lee ve Strazicich birim kök testi kullanılmıştır. Ayrıca değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin tespitinde ise Engle-Granger ko-entegrasyon testi yanında yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory-Hansen ko-entegrasyon testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular enflasyon tasarruf ilişkisinde 2000 yıllar civarında yapısal değişimin olduğunu göstermiştir.

Kaynakça

- Aşırım, O. (1994), “Enflasyon ve Tasarruf İlişkisinin Kesintisiz Zaman Modeli”, *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Tartışma Tebliği* No:9407.
- Bai, J., Perron, P. (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1-22
- Berber, M., Artan, S. (2004), “Türkiye’de Enflasyon Ekonomik Büyüme İlişkisi: (Teori, Literatür ve Uygulama)”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18(3-4): 103-117
- Burch, S. Werneke, D. (1975), “The Stock of Consumer Durables, Inflation, and Personal Saving Decisions”, *The Review of Economics and Statistics*, 57(2): 141-154.
- Campbell, C. R., Lovati, J. M., (1979), “Inflation and Personal Saving: An Update,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*: 3-9.
- Deaton, A. (1977), “Involuntary Saving through Unanticipated Inflation”, *American Economic Reviews*, 67: 899-910.
- Den Haan, W. J. (1990), “The Optimal Inflation Path in a Sidrauski-type Model with Uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, 25: 389-409
- Dickey, D. A., Fuller W. A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- El-Seoud M. S. A. (2014), “The Effect of Interest Rate, Inflation Rate and GDP on National Saving Rate”, *Global Journal of Commerce and Management Perspective*, 3(3): 1-7.

- Engle, R. F., Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Er, P. H., Tuğcu, C. T., Coban, O. (2014), "Investigating the Link between Savings, Inflation and Economic Growth: An ARDL Analysis for the Case of Turkey", *Journal of Economics Finance and Accounting*, 1(2): 81-90.
- Gregory, A. W., Hansen, B. E. (1996a), "Residual-based Tests for Co-integration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1): 99-126.
- Gregory, A. W., Hansen, B. E. (1996b), "Tests for Co-integration in Models with Regime and Trend Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3): 555 – 559.
- Heer, B., Süßmuth, B., (2009), "The Saving – Inflation Puzzle", *Applied Economics Letters*, 16(6): 615-617.
- Howard, D. H. (1977), "Personal Saving Behavior and the rate of Inflation", *The Review of Economics and Statistics*, 547-554.
- Lee, J., Strazicich, M. C., (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
- Lee, J., Strazicich, M. C., (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break". *Appalachian State University Working Papers 04-17*: 1-15.
- Leff N. H., Sato K. (1988), "A Simultaneous Equations Model of Savings in Developing Countries", *Journal of Political Economy*, 83(6): 1217-1228.
- Mundell R. (1963), "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, 71: 280-83.
- Stockman, J.(1981), "Anticipated Inflation and Capital Stock in a cash-in advance economy", *Journal of Monetary Economics*, 8: 387-393.
- Taye, A. Y. (2017), "The Saving-Inflation Puzzle: Explaining their Relationship in Ethiopia", *Journal of Humanities and Social Science*, 22(2): 74-81.
- Tobin, J. (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33, 671-84.
- Topçu, E. (2017), "Enflasyon Oranı-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği", *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 7(2): 180-191
- Wachtel, P. (1977), "Inflation, Uncertainty, and Saving Behavior since the Mid-1950s", *Explorations Econ.*, 4: 558- 78.