

Makale Geliş Tarihi: 02.03.2021  
Makale Kabul Tarihi: 01.05.2021

## GELİR BELİRSİZLİĞİNİN TÜKETİM HARCAMALARI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

### EFFECT OF INCOME UNCERTAINTY ON CONSUMPTION EXPENDITURE: THE CASE OF TURKEY

Ferhan ARSLAN<sup>1</sup>

#### ÖZ

*Gelir belirsizliği, gelecek dönemlerde elde edilecek gelirdeki değişkenlik olarak ifade edilmektedir. Belirsizlik karşısında hane halkının tasarruf davranışı ise ihtiyati tasarruf olarak adlandırılmaktadır. Bu çalışmanın temel amacı, gelir belirsizliğinin tüketim harcamaları üzerindeki etkisini incelemektir. Bu kapsamda Türkiye'ye ait 1988-2018 dönemini kapsayan yıllık verilerle tüketim büyümesi ve gelir belirsizliği arasındaki ilişki VAR (Vektör Otoregresif) yöntemiyle incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre gelir belirsizliği ile tüketim harcamaları arasında çift yönlü Granger Nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Varyans ayrıştırması sonucuna göre gelir belirsizliği tüketim büyümesinde meydana gelen değişikliklerin ortalama %23'ünü açıklama gücüne sahiptir. Etki tepki analizi sonuçlarına göre gelir belirsizliği ile tüketim büyümesi arasında negatif bir ilişki söz konusu olup, meydana gelen bir birimlik çok etkisinin ise yaklaşık 6 yıl sonra dengeye geldiği tespit edilmiştir.*

**Anahtar Kelimeler:** İhtiyati tasarruf, Gelir belirsizliği, Tüketim büyümesi, VAR analizi.

#### ABSTRACT

*It is possible to express the income uncertainty as the variability in the income obtained in the following periods. Prudential saving is called household saving in the face of this uncertainty. The main purpose of this study is to examine the effect of income uncertainty on consumption expenditures. In this context, the relationship between consumption growth and income uncertainty in Turkey between 1988 and 2018 was examined. VAR (Vector Autoregressive) method was used to determine the relationship between veis. Accordingly, a two-way Granger Causality relationship between income uncertainty and consumption expenditures has been determined. According to the result of variance decomposition, it has the power to explain the average 23% of the changes in the growth of consumption with income uncertainty. According to the results of the impulse response analysis, a negative relationship was found between income uncertainty and consumption growth. It was determined that the one unit shock effect that occurred stabilized after about six years.*

**Key Words:** Precautionary saving, Income Uncertainty, Consumption Growth, VAR analysis.

---

<sup>1</sup> Öğr. Gör., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Erbaa Meslek Yüksekokulu [ferhan.arslan@gop.edu.tr](mailto:ferhan.arslan@gop.edu.tr),  
ORCID ID: 0000-0002-7623-1855

## 1. GİRİŞ

Mal ve hizmetlerin insan ihtiyaçlarını giderecek şekilde kullanılıp fayda elde edilmesi tüketim, bu kullanımların parasal değeri ise tüketim harcamaları olarak adlandırılmaktadır. Diğer bir deyişle tüketim harcamaları; elde edilen gelire faydayı en yüksek düzeye çıkarmak için yapılan harcamalar olarak da tanımlanabilmektedir.

Tüketim harcamaları GSYH'nin en büyük kısmını oluşturmakla birlikte ekonominin talep yönünü göstermesi açısından önemli bir göstergedir. Bu sebeple tüketim harcamalarında meydana gelen dalgalanmaları öngörebilmek ekonominin talep yönü ile ilgili olarak oluşturulacak politikalar açısından önem arz etmektedir.

Faydanın elde edilmesi amacıyla bir mal veya hizmetin yok edilmesi olarak tanımlanan tüketim kavramı, iktisat teorisinin önemli tartışma konularından biri olmuştur. İlk olarak Keynes (1936) çalışmasında tüketim-gelir ilişkisinde tüketimi cari gelirin istikrarlı bir fonksiyonu olarak tanımlamış ve tüketim ile ilgili temel psikolojik yasa ile birlikte tüketim-tasarruf ilişkisini savunmuştur. Keynes'in savunduğu görüşün Kuznets (1946) tarafından deneysel çalışmalarla desteklenmediği tespit edilmiştir. Modigliani-Brumberg (1954) tarafından yaşam döngüsü hipotezi savunulmuştur. Friedman (1957) çalışmasında sürekli gelir hipotezi ile tüketimin sürekli ve geçici gelirin bir fonksiyonu olduğunu savunmuştur.

Yukarıda ele alınan tüketim hipotezlerinde genellikle tüketimin gelirin bir fonksiyonu olduğu konusunda bir fikir birliği olduğunu söylemek mümkündür. Bu hipotezlere göre tüketim kararları kesinlik ve belirlilik koşullarında alınır. Ancak hayatın olağan akışında gelecek dönemlerle ilgili sürekli bir belirsizlik durumu mevcuttur. Gelir belirsizliğini gelecek dönemlerde elde edilecek gelir miktarındaki değişkenlik olarak tanımlamak mümkündür. Hayatın olağan koşulları, tam rekabet piyasa şartlarının oluşmaması ve gelecek dönemlerde meydana gelebilecek harcama şokları gelirin tüketime ayrılacak payı üzerinde belirsizlikler yaratmaktadır. Bu riskli durumların sonucunda tüketiciler elde ettiği gelirin bir kısmını bu riskli durumların meydana getireceği olumsuzluklarda tüketim ve refah düzeyini korumak adına tasarruflarda bulunurlar. Bu durumları göz önünde bulundurarak Leland (1968) çalışmasında belirsizlik koşullarının tüketim üzerindeki etkisini incelemiştir ve ihtiyati tasarruf hipotezini ortaya atmıştır. İhtiyati tasarruf hipotezi; tüketicinin risk ve belirsizlik karşısında refah düzeyini koruyabilmek için tüketim harcamalarını ertelemek ve tasarruf seviyelerini yükseltmek zorunda kaldıklarını savunmaktadır (Ceritoğlu, 2013). Buna göre

tüketim kararları belirsizlik altında alındığında, tüketiciler ihtiyatlı olduğunda ve riskten kaçınmaya çalıştığında cari tüketim üzerinde önemli bir olumsuz etki oluşur.

Yapılan literatür taramasında Türkiye ekonomisi için gelir belirsizliği ile tüketim harcamaları ilişkisini ele alan sınırlı sayıda çalışmaya (Vural, 2010; Ceritoğlu, 2013 ve Songur, 2020) rastlanmıştır. Bu çalışma literatürde yer alan diğer çalışmalardan farklı olarak tüketim büyümesi değişkeni ile belirsizlik değişkenini temsilen GSYH büyümesinin varyansı arasındaki ilişkiyi araştırması yönüyle diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır. Bu kapsamda Türkiye ekonomisine ait 1988-2018 dönemine ait yıllık verilerden yararlanılıp VAR modeli kullanılarak söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin tahmini amaçlanmıştır.

Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. Giriş ile başlayan ilk bölümü teorik çerçeve ve model bölümü takip etmiştir. Üçüncü bölümde literatür taramasına yer verildikten sonra, dördüncü bölüm veri seti ve yönteme ayrılmıştır. Beşinci bölümde analizlerden elde edilen bulgular tartışılmış ve sonuç bölümü ile çalışma tamamlanmıştır.

## 2. TEORİK ÇERÇEVE VE MODEL

Riskten kaçınım ve ihtiyat, risk ve belirsizlikle ilişkilendirilen kavramlardır. Gelecekteki gelirin değişimi konusunda hiçbir belirsizliği olmayan bir hanenin optimal tüketim yolu, hane halkının fayda fonksiyonunun içbükeyliği ile ölçülen riskten kaçınma derecesine bağlıdır. Bununla birlikte, gelecekteki gelirin değişimi konusunda herhangi bir belirsizlik ortaya çıkarsa, optimum tüketim yolu, hane halkının marjinal faydasının dışbükeyliği ile ölçülen ihtiyatlılık derecesinden de etkilenir (Lee ve Sawada, 2010).

Prat (1964) ve Arrow (1965) ilk olarak mutlak riskten kaçınım derecesini  $A = -\frac{u''}{u'}$  olarak tanımlamıştır. Bu eşitlikte  $u'$  fayda fonksiyonunun birinci,  $u''$  ise fayda fonksiyonunun ikinci dereceden türevini ifade etmektedir. Leland (1968) ihtiyati tasarruf katsayısının fayda fonksiyonunun üçüncü dereceden ve pozitif türevi ile ilişkili olabileceğini göstermiştir.

Hall (1978) zamanlar arası tüketici optimizasyon probleminin (Tüketimin Euler denklemi:  $E_t u'(c_{t+1}) = [(1 + \delta) / (1 + r)] u'(c_t)$ ) birinci dereceden koşulunu tahmin eden ilk yazardır ve tüketim modeline rasyonel beklentiler hipotezini ekleyerek tüketim teorisine yeni bir boyut kazandırmıştır (Lugilde vd., 2019). Hall (1978)'in çalışmasında tüketicinin fayda fonksiyonunu Kuadratik (karesel), beklenen faydayı en üst düzeye çıkardığı ve hayat boyu tüketimden elde edeceği marjinal faydayı ise sabit tutmaya çalıştığını varsayarak tüketimin

rassal yürüyüş modelini savunmuştur. Tüketicilerin kuadratik fayda fonksiyonuna sahip olduğu varsayımı altında tercihler belirlilik ve kesinlik şartlarında alındığı için gelir ile ilgili bir belirsizlik olduğunda da tüketicilerin aynı kararı alacağı savunulmuştur. Tüketicilerin beklenen marjinal faydayı ise sabit tutmaya çalıştığı varsayılmıştır.

Kuadratik fonksiyon (üçüncü dereceden türevi sıfır kabul edilir) ( $u'''(c) = 0$ ) varsayımında birey tüketim kararları belirsizlikten etkilenmez. (Lugilde vd, 2019). Bu durumda gelecekte elde edilecek gelir belirsizlik taşısa da beklenen fayda değişmediğinden tüketimde bir değişim meydana gelmez. İhtiyati tasarruf güdüsünün oluşabilmesi için bireyin gelecekte yapacağı tüketimden elde edeceği marjinal faydanın, cari dönemde yapacağı tüketimden elde edeceği marjinal faydadan büyük olması gerekmektedir (Bagliano ve Bertola, 2004). Eşitlik (1)'de Euler eşitliğinin Taylor serisi açılımı görülmektedir. Taylor serisi  $c_t^2$  ile bölüldüğünde Eşitlik (2) elde edilir.

$$u'(c_t) = \frac{1+r}{1+\delta} E_t \left[ u'(c_t) + u''(c_t)(c_{t+1} - c_t) + \frac{1}{2}(c_t)(c_{t+1} - c_t)^2 + \eta_t \right] \quad (1)$$

$$E_t \left( \frac{c_{t+1} - c_t}{c_t} \right) \cong EIS \left( \frac{r - \delta}{1+r} \right) + \frac{1}{2} p(c) E_t \left( \frac{c_{t+1} - c_t}{c_t} \right)^2 \quad (2)$$

Kimball (1990) çalışmasına göre Eş. 2'de yer alan  $p(c) \equiv -\frac{u'''(c_t)c_t}{u''(c_t)}$  terimi ihtiyat katsayısı,

$EIS \equiv \left( \frac{u'(c_t)}{u''(c_t)c_t} \right)$  zamanlar arası ikame esnekliği,  $E_t \left( \frac{c_{t+1} - c_t}{c_t} \right)^2$  ise tüketimde beklenen

değişim olarak tanımlanır. Eş. (2)'ye göre tüketici gelecekte artan riskleri önlemek için sezgisel olarak t döneminde t+1 dönemine göre daha az tüketim yapmayı seçer.

Gelecekteki gelirle ilgili belirsizliğe odaklanan tüketim, gelirin stokastik süreçleri ve fayda fonksiyonunun biçimine ilişkin varsayımlara bağlıdır. Diğer bir deyişle tüketicinin fayda fonksiyonunun biçimine ilişkin varsayımlar tüketicinin gelir belirsizliğine karşı tutumunu belirleyecektir. Bu kapsamda çalışmada oluşturulacak modelde literatürde en sık kullanılan CRRA (Constans Relative Risk Aversion) fayda fonksiyonuna (üçüncü türevi pozitif) yer

verilmiştir. Söz konusu fonksiyonun Euler eşitliğiyle beraber çözümü için [bkz. Matematiksel ek].

Çalışmada kullanılacak model matematiksel çözümlerden sonraki hali Eş. (3)'de gösterilmiştir.

$$\Delta \ln c_{t+1} = \gamma^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta) + \frac{\gamma}{2} \text{var}_t(\Delta \ln c_{t+1} - \gamma^{-1} r_{t+1})^2 + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

Eş. (3)'te  $\gamma$  görel riskten kaçınım kat sayısını,  $\frac{\gamma}{2} \text{var}_t(\Delta \ln c_{t+1} - \gamma^{-1} r_{t+1})^2$  terimi ise gelir belirsizliği ile ilişkili olan ihtiyati tasarrufu ifade etmektedir.

Menegatti (2010) ve Hahm (199) çalışmalarına göre gelir belirsizliğinin geleneksel ve teorik ölçüleri standart sapma veya gelir varsansına dayanmaktadır ve makro ölçüde GSYH değişkeni için en sık kullanılan belirsizlik ölçüleri gelir varyansdır veya gelirin koşullu varyansdır.

### 3. LİTERATÜR TARAMASI

Tablo 1'de gelir belirsizliğinin tüketim harcamaları üzerindeki etkisini araştıran çalışmalara ve bu çalışmaların temel bulgularına yer verilmiştir.

**Tablo 1: Gelir Belirsizliğinin Tüketim Harcamaları Üzerindeki Etkisi**

Yazar	Bağımlı Değişken	Bölge	Belirsizlik Ölçütü	Temel Bulgular
Menegatti (2010)	Tüketim büyümesi ve tasarruf düzeyi- Makro düzey	24 OECD Ülkesi	Çıktı büyümesinin koşullu varyansı	Belirsizlik tasarrufları artırır ancak belirsizliğin tüketim büyümesi üzerindeki etkisi daha azdır.
Vural (2010)	Tüketim harcamaları	Türkiye	GSYH büyümesinin varyansı	Belirsizlik ile tüketim arasında negatif ilişki saptanmıştır.
Bande ve Rivero (2013)	Bölgesel tüketim ve tasarruf oranı	İspanya	İşsizlik oranı ve bölgesel çıktı büyümesinin beklenen varyansı	İşsizlik oranı ile hane halkı tasarrufu arasında pozitif ilişki saptanmıştır. İhtiyati tasarrufa ait bulgular elde edilmiştir.

Baiardi (2013)	Tüketim büyümesi- Makro Düzey	Kanada- Fransa- İtalya- İspanya- İngiltere- ABD	Finansal risk ve çevresel riskler (kirlilik büyümesinin varyansı)	Finansal risk ile tüketim büyümesi arasında pozitif ilişkiye rastlanmıştır.  Hem tek başına finansal risk hem de finansal risk ile çevresel risklerin tüketim üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir.
Chamon vd. (2013)	Hane halkı tüketim harcamalar	Çin Halk Cumhuriyeti	Hane halkı gelir varyansında meydana gelen geçici ve kalıcı şoklar	Artan gelir belirsizliği ve emeklilik reformları ile tasarruflardaki artış arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir.
Ceritoğlu (2013)	Tasarruf- Mikro düzey	Türkiye	İşsiz kalma riski ile hesaplanmış kişisel gelir	İhtiyati tasarrufa ait bulgulara rastlanmıştır.
Baiardi vd. (2016)	Tüketim büyümesi- Makro düzey	13 Ülke	Tüketim riski ve çevresel riskler	Tüketim riski, çevresel riskler de dikkate alındığında ihtiyati tasarrufu arttırdığı tespit edilmiştir.
Lugilde vd. (2018)	Tüketim- Mikro düzey	İspanya	Gelecekte beklenen gelir, 5 farklı yaş grubu için işsizlik oranları	İhtiyati tasarrufa ait bulgulara rastlanmıştır.
Gomes (2020)	Dayanıksız mal tüketim harcamaları	ABD	Kullanılabilir gelir sürecinden elde edilen ARIMA	Alışkanlık ne kadar güçlü ise, ihtiyati tasarruf güdüsünü uygun hale getirmek için gereken gelir

			modelinin varyansı	riski seviyesinin de o kadar büyük olduğu tespit edilmiştir.
Levenko (2020)	Hane halkı tasarrufunun kullanılabilir gelire oranı	Avrupa Birliği	Enflasyon oranı	Belirsizlik ölçütleri arasında hane halkı tasarruflarını en çok etkileyen değişken olarak gelir büyümesi tespit edilmiştir.
Songur (2020)	Tüketim Harcamaları	Türkiye	Dünya Belirsizlik Endeksi	Tüketicilerin pozitif ve negatif belirsizlik şoklarına aynı tepkiyi vermediği tespit edilmiştir. Tüketicilerin pozitif belirsizlik şoklarına daha fazla tepki verdiği görülmüştür.

Literatür özetine bakıldığında yapılan uygulamalı çalışmaları mikro ekonomik verilerle yapılan çalışmalar ve makroekonomik çalışmalar olarak ayırmak mümkündür. Mikro ekonomik verilerle yapılan çalışmaların genellikle tüketim harcamaları ile gelirin koşullu varyansına yoğunlaştığı, makroekonomik veriler ise genellikle tüketim harcamaları ile GSYH büyümesine odaklandığı görülmektedir. Çalışmalardan da görüldüğü üzere belirsizliğin tüketim harcamaları üzerindeki negatif etkisi olduğu ancak belirsizlik ölçütünde ise farklı görüşler olduğunu söylemek mümkündür.

#### 4. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Vektör otoregresif (VAR) modelinde gelir belirsizliğinin tüketim harcamaları üzerindeki etkisinin saptanması amacıyla oluşturulan modelde kullanılan eşitlik şu şekildedir (Eş. 4):

$$\Delta \ln c_{t+1} = \gamma^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta) + \frac{\gamma}{2} \text{var}_t(\Delta \ln c_{t+1} - \gamma^{-1} r_{t+1})^2 + \varepsilon_{t+1}$$

Buna göre  $\Delta \ln c_{t+1}$  (tüketim harcamaları) değişkenini temsilen Menegatti (2010) ve Biardi

(2013) çalışması takip edilerek tüketim büyümesi  $\left( \frac{c_{t+1} - c_t}{c_t} \right)$  formülü ile hesaplanarak analize

dâhil edilmiştir. Gelir belirsizliğini temsilen Menegatti (2010), Hahm (1999) ve Vural (2010)

çalışmasında olduğu gibi GSYH büyümesinin varyansı  $\frac{\gamma}{2} \text{var}_t(\Delta \ln c_{t+1} - \gamma^{-1} r_{t+1})^2$  terimine karşılık olarak hesaplanıp analize dâhil edilmiştir. Bu çalışmada servet, faiz oranı ve zamanlar arası iskonto oranı ( $\gamma^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta)$ ) sabit kabul edilmiştir. 1988-2018 dönemini kapsayan Türkiye'ye ait yıllık veriler dünya bankası veri tabanından elde edilmiştir (<https://data.worldbank.org/>). Değişkenlerin doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmiştir. Elde edilen değişkenlerin zaman yolu grafikleri Şekil 1'de yer almaktadır.

**Şekil 1: Değişkenlere Ait Zaman Yolu Grafikleri**



Analiz aracı olarak VAR yaklaşımı kullanılmış ve tüm hesaplamalar Eviews-10 paket programıyla yapılmıştır.

#### 4.1 Birim Kök Testleri

Birim kök testlerindeki temel yaklaşım köklerin istatistiksel olarak anlamlılığını sınamaktır. Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyorsa serinin durağan olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle durağan zaman serileri belirli bir ortalama etrafında dağılım gösterme eğilimine sahiptir. Regresyon analizlerinin standart varsayımlarından olan durağanlık etkin ve tutarlı tahminçiler için gerekli bir koşuldur. Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde yüksek  $R^2$ , hesaplanmış büyük t değerleri ve çok düşük Durbin-Watson istatistiği sahte regresyonun belirtisi olmaktadır. Sahte regresyonun olası etkilerinden kaçınmak amacıyla VAR analizi yapılmadan önce serilerin durağanlık sınamaları Genişletilmiş Dickey-Fuller, Philips-Perron ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin) durağanlık testleri ile yapılmıştır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini modelde bağımsız değişken olarak kullanıp otokorelasyonun ortadan kaldırılması için geliştirilmiştir (Göktaş, 2005).

ADF testi için önerilen modellerin denklemleri aşağıda verilmiştir (Eş.5-7):



$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

ADF testinde yokluk hipotezi  $\gamma$  katsayısının sıfıra eşit olduğu şeklinde kurulur ve elde edilen test istatistiği kritik değerlerden mutlak değerce büyük ise yokluk hipotezi reddedilerek serinin birim köklü olduğuna karar verilir.

Phillips-Perron (PP) (1998)'a göre, ADF testinde hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğu varsayılmıştır. PP testi bu varsayımları genişleterek parametrik olmayan birim kök testi geliştirilmiştir. PP testi ADF testinde kullanılan üç farklı regresyon modeli için geliştirilebilmektedir. PP testi için en basit modeller aşağıda verilmiştir (Eş. 8-9):

$$Y_t = u + \phi y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

$$(1 - \phi L)Y_t = u + e_t \quad (9)$$

PP testi ADF testinde birim kök  $1/\phi$  ile bulunur. Ancak  $\phi=1$  olduğunda seride birim kök olduğuna karar verilir. PP testinde yokluk hipotezi seride birim kökün olduğu şeklinde kurulur. Test istatistiği ile MacKinnon kritik değerleri karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir.

Çalışmada kullanılan bir diğer birim kök testi ise birim kök testidir. KPSS testinde zaman serisinin deterministik trend, rassal terim ve bozucu terim içerdiği varsayılmaktadır. Test rassal terimin sıfır varyansa sahip olduğu hipotezi Langrange Çarpanı (LM) testi ile sınanmaktadır. KPSS testi en yalın hali ile şu şekilde ifade edilmektedir (Eş.10-11):

$$y_t = \beta t + w_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Yukarıda yer modellerde hata teriminin bağımsız ve eş dağılım özelliklerine sahip olduğu varsayılmaktadır. KPSS birim kök testinde ADF ve PP testinden farklı olarak yokluk hipotezi serinin trend durağan, alternatif hipotez ise serinin durağan olmadığı şeklinde kurulur.

## 4.2 VAR Analizi

Sims (1980) tarafından geliştirilen Vektör Otoregresif Model (VAR), sistemde yer alan bütün değişkenler hem kendi gecikmeli değeri hem de diğer tüm değişkenin gecikmeli değerlerine bağlı olarak gelecek tahmininde bulunur. VAR modellerinde değişkenlerin içsel-dışsallık ayrımları yapılmadan analiz edilmesi yönünden eş anlı denklem sistemlerinden farklılaşmaktadır. Buna göre  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenleri ile kullanılarak oluşturulacak VAR modeli şu şekilde gösterilebilir (Eş. 12-13):

$$Y_t = a + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

$$X_t = a + \sum_{j=1}^m \phi_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (13)$$

Bu sistemde  $X_t$  ve  $Y_t$  değişkenlerinin durağan seriler olduğu varsayılmaktadır. Denklem sisteminde  $\beta_j$ ,  $X_t$ 'deki birim değişimin  $Y_t$ 'ye etkisini,  $\phi$  ise  $Y_t$ 'deki birim değişimin  $X_t$ 'ye etkisini göstermektedir.  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  değişkenleri  $X_t$  ve  $Y_t$  üzerindeki yenilenmeler veya şoklar olarak adlandırılır (Kutlar, 2017:3).

## 4.3. Granger Nedensellik Testi

Granger (1969)'a göre  $X_t$ 'in  $Y_t$  dışındaki bilgilerin kullanılmış olmasına kıyasla daha başarılı tahmin edilmesi durumunda  $Y$ 'nin  $X$ 'in “Granger Nedeni” olarak tanımlanmaktadır. Durağan ve sıfır ortalamalı  $X_t$  ve  $Y_t$  değişkenleri için nedensellik modelinde kullanılan regresyon modelleri Eş. 14-15'te yer almaktadır.

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (15)$$

Buna göre 14 numaralı eşitlikte katsayısının istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması  $Y$ 'nin  $X$ 'in Granger Nedeni, aynı şekilde 15 numaralı eşitlikte ise katsayısının istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması  $X$ 'in  $Y$ 'nin Granger Nedeni olarak tanımlanmaktadır (Granger, 1969).

Granger Nedensellik testinde yokluk hipotezi X, Y'nin Granger Nedeni değildir şeklinde kurulur.

## 5. BULGULAR

Bu bölümde birim kök testleri ile VAR analizlerinden elde edilen bulgular ortaya konmuştur.

### 5.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Çalışmada kullanılan zaman serilerine ait durağanlık sınamaları ADF, PP ve KPSS testleri ile yapılmıştır. Durağanlık testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de yer almaktadır.

**Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları**

Seriler	ADF		PP		KPSS	
	Sabitli	Karar	Sabitli	Karar	Sabitli	Karar
Tüketim	-5.709026* (0.0001)	H <sub>0</sub> : Ret	-6.912813* (0.0000)	H <sub>0</sub> : Ret	0.21785*	H <sub>0</sub> : Reddedilemez
Belirsizlik	-3.879208* (1.0000)	H <sub>0</sub> : Reddedilemez	0.505226 (0.9841)	H <sub>0</sub> : Reddedilemez	0.640263	H <sub>0</sub> : Ret
$\Delta$ Belirsizlik	-5.970859 (0.0000)	H <sub>0</sub> : Ret	- 6.576365* (0.0000)	H <sub>0</sub> : Ret	0.359586*	H <sub>0</sub> : Reddedilemez
%5 Anlamlılık düzeyinde kritik değerler	-2.909206		-2.908420		0.463000	

Parantez içindeki sonuçlar olasılık değerlerini göstermektedir.

\*: Serinin %5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu belirtmektedir.

$\Delta$  : Serinin birinci dereceden farkının alındığını belirtmektedir. Farkı alınarak birim kök sınamalarına tabi tutulanserilerde, ADF ve PP testlerinde, sabitsiz ve trendsiz model seçilmiştir.

Tablo 2'de yer alan sonuçlara göre tüketim değişkeninin ele alınan dönemde her üç birim kök testi sonucuna göre birim köklü olmadığına karar verilmiştir. Belirsizlik değişkeni ise ele alınan dönemde her üç test sonucuna göre birim köklü olduğuna karar verilmiştir. Belirsizlik değişkenindeki birim kökü gidermek adına serinin birinci dereceden farkı alınarak testler tekrar edildiğinde her üç test sonucuna göre durağan olduğuna karar verilmiştir. Serilerin aynı mertebeye durağan olmaması sebebiyle aralarında bir eş bütünleşme ilişkisi aranmayacağından VAR analizi yapılmıştır.

## 5.2 VAR Analizi

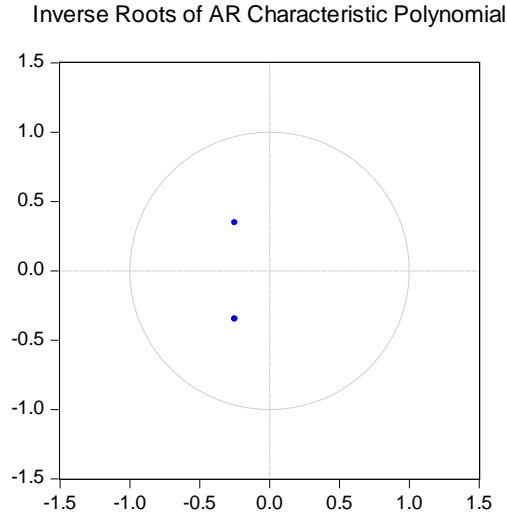
VAR analizi yapılabilmesi için öncelikle uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekir. Değişkenler için belirlenecek gecikme uzunluğuna dair bilgi kriterlerine ait sonuçlar Tablo 3'te yer almaktadır.

**Tablo 3: VAR Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-152.5339	NA	213.2448	11.03813	11.13329*	11.06722
1	-146.4843	10.80281*	184.4970*	10.89174*	11.17721	10.97901*
2	-144.1968	3.757965	209.7775	11.01406	11.48985	11.15951

Tablo 3'te yer alan sonuçlara göre bilgi kriterlerini en küçük yapan gecikme uzunluğu 1 olarak seçilmiştir. Gecikme uzunluğu belirlendikten sonra tahmin edilen VAR (1) modeline ait durağanlık koşulu için otoregresif ters kök grafiği Şekil 1'de yer almaktadır.

**Şekil 2: Karakteristik AR Polinom Kökleri**



Polinom kökleri birim çember içinde olduğundan diğer bir deyişle polinom kökleri birden küçük olduğu için oluşturulan model de durağanlık koşulu sağlanmıştır. Tahmin edilen VAR(1) modeline ilişkin otokorelasyon ve değişen varyans varlığını test etmek amacıyla LM testi uygulanmıştır. Bu testlere ait sonuçlar Tablo 4 ve Tablo 5'te yer almaktadır.

**Tablo 4: VAR Modeli Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları**

Gecikme Uzunluğu	LRE* stat	Serbestlik Derecesi	Olasılık
1	0.190382	4	0.9957
2	2.001864	4	0.7354
3	1.426328	4	0.8396

**Tablo 5 : Değişen Varyans Testi Sonucu**

Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık değeri
34.38273	24	0.0781

Tablo 4 ve Tablo 5'te yer alan sonuçlara göre olasılık değerleri 0,05'ten büyük olduğu için tahmin edilen modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu tespit edilmemiştir. Değişkenler arasındaki ilişkinin yorumlanabilmesi için aralarında nedensellik ilişkisinin araştırılması gerekmektedir. Bu kapsamda seriler arasındaki nedensellik ilişkisi testi Granger Nedensellik Testi ile araştırılıp sonuçlara Tablo 6'da yer verilmiştir.

**Tablo 6: Granger Nedensellik Testi**

<b>Bağımlı Değişken: D(Belirsizlik)</b>			
	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık
TÜKETİM	5.067239	2	0.0794**
All	5.067239	2	0.0794**
<b>Bağımlı Değişken: TÜKETİM</b>			
	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık
D(Belirsizlik)	6.202049	2	0.0450*
All	6.202049	2	0.0450*

\*: Test sonucunun %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu etmektedir.

\*\* : Test sonucunun %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 6'da yer alan sonuçlara göre ele alınan dönemde, belirsizlik ile tüketim harcamaları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Buna göre belirsizlik tüketim harcamalarının Granger Nedenidir, aynı zamanda tüketim harcamaları da belirsizliğin Granger Nedenidir. Tüketim harcamalarından belirsizliğe doğru bir nedensellik ilişkisi tüketim harcamalarının GSYH içinde büyük bir paya sahip olmasından kaynaklanmaktadır.

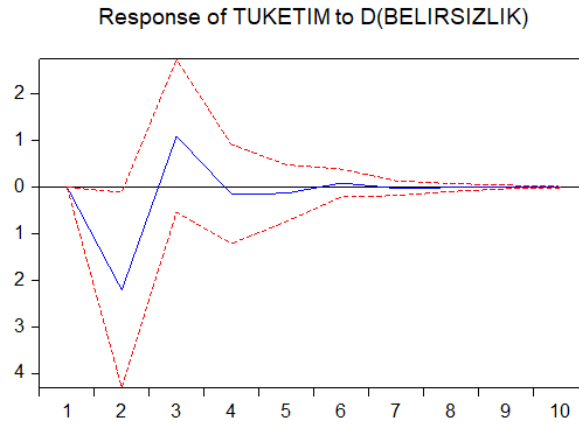
Çalışmanın bu aşamasında tahmin edilen VAR modeline ilişkin varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonlarıyla belirsizlik değişkeninin tüketimde meydana getirdiği değişimleri açıklama gücü ve değişkenlerde meydana gelecek şok tipi etkilerin dengelenme süresi ele alınacaktır. Belirsizlik değişkeninin tüketim varyansında meydana gelen değişimleri açıklama gücüne ait varyans ayrıştırması sonuçları Tablo 7’de yer almaktadır.

**Tablo 7: Varyans Ayrıştırması Sonuçları**

Tüketim Değişkeni Varyans Ayrıştırması			
	Standart Hata	D(Belirsizlik)	TUKETIM
1	4.371482	1.795670	98.20433
2	5.040885	23.40692	76.59308
3	5.125583	22.80457	77.19543
4	5.142160	22.69717	77.30283
5	5.169366	23.42232	76.57768
6	5.176155	23.48941	76.51059
7	5.176552	23.49642	76.50358
8	5.178746	23.55681	76.44319
9	5.179669	23.57963	76.42037
10	5.179890	23.58616	76.41384

Tablo 7’de yer alan sonuçlara göre tüketimde meydana gelen değişimlerin ilk dönemde %98.2’si kendisi tarafından %1.7’si ise belirsizlik değişkeni tarafından açıklandığı görülmektedir. Diğer dönemlerde belirsizlik değişkeni ortalama %23 oranında tüketimin büyümesinin varyansındaki değişimleri açıkladığı görülmektedir. Vural (2010) çalışmasında elde edilen bulgulara göre tüketim değişkeninin de meydana gelen değişimlerin %25.13 belirsizlik değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Çalışmada varyans ayrıştırması sonucu elde edilen bulgunun literatürdeki sonuç ile paralel olduğu görülmektedir. Değişkenlerde meydana gelen şok tipi etkilerin dengelenme mekanizması gelecek tahminleri için önemli bir adım oluşturmaktadır. Bu kapsamda etki-tepki fonksiyonları analiz edilmiş ve bu analize ait sonuçlar Şekil 3’te yer verilmiştir.

### Şekil 3: Belirsizlik-Tüketim Etki-Tepki Fonksiyonu



Şekil 3'te yer alan sonuçlara göre belirsizlik değişkeninin de meydana gelecek 2 standart sapmalılık şok ilk dönemde tüketimi olumsuz yönde etkilemektedir. Söz konusu şokun etkisi ise yaklaşık 6 yıl sürmektedir. Elde edilen sonuca göre tüketim ile belirsizlik arasında negatif bir ilişki mevcuttur. Şok etkisinin uzun sürmesi belirsizliğe karşı tutumun tüketicilerin tasarruf ve tüketim davranışlarını değiştirmesiyle açıklanabilir.

### SONUÇ

Bu çalışmada gelir belirsizliğinin tüketim harcamaları üzerindeki etkisi araştırılmıştır. VAR modeli kullanılarak gelir belirsizliğinin tüketim büyümesi üzerindeki etkisi ortaya konmuştur. Buna göre, modelin katsayılarına bakıldığında gelir belirsizliği ile tüketim harcamaları arasında teoriye uygun olarak negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Varyans ayrıştırma yöntemiyle elde edilen bulgu; gelir belirsizliğinin tüketim büyümesindeki değişikliklerin ortalama %23'ünü açıklama gücüne sahiptir. Yapılan nedensellik testi sonuçlarına göre gelir belirsizlik ile tüketim harcamaları arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Etki tepki analizi sonuçlarına göre ise belirsizlikte meydana gelen şok tipi bir etkinin ilk dönemde tüketim büyümesini olumsuz etkilediği görülmüştür. Belirsizlikte meydana gelen şokun etkisinin 6 yıl olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgulara göre, hane halkı tüketim harcamalarının belirsizliğe karşı olumsuz yanıt verdiği dair kanıtlar elde edilmiştir.

**KAYNAKÇA**

- Arrow, K. J. (1965). Uncertainty and the welfare economics of medical care: reply (the implications of transaction costs and adjustment lags). *The American economic review*, 55(1/2), 154-158.
- Attanasio, O. P., & Low, H. (2004). Estimating Euler equations. *Review of Economic Dynamics*, 7(2), 406–435. <https://doi.org/10.1016/j.red.2003.09.003>
- Bagliano, F.C. and G. Bertola. *Models for Dynamic Macroeconomics Oxford University Press*, Oxford 2004.
- Baiardi, D., Manera, M., & Menegatti, M. (2013). Consumption and precautionary saving: An empirical analysis under both financial and environmental risks. *Economic Modelling*, 30(1), 157–166. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.09.006>.
- Baiardi, D., Manera, M., & Menegatti, M. (2016). The effects of environmental risk on consumption dynamics: An empirical analysis on the Mediterranean countries. *Environment and Development Economics*, 21(4), 439–463. <https://doi.org/10.1017/S1355770X15000431>.
- Bande, R., and Riveiro, D. (2013) Private Saving Rates and Macroeconomic Uncertainty: Evidence from Spanish Regional Data. *The Economic and Social Review*, 44 (3), 323-349.
- Ceritoğlu, E. (2013). The impact of labour income risk on household saving decisions in Turkey. *Review of Economics of the Household*, 11(1), 109–129. <https://doi.org/10.1007/s11150-011-9137-2>.
- Chamon, M., Liu, K., & Prasad, E. (2013). Income uncertainty and household savings in China. *Journal of Development Economics*, 105, 164–177. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.07.014>
- Christelis, D., Georgarakos, D., Jappelli, T., & van Rooij, M. (2020). Consumption uncertainty and precautionary saving. *Review of Economics and Statistics*, 102(1), 148–161. [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00819](https://doi.org/10.1162/rest_a_00819).



- Dickey, D.A., Fuller, W. A. (1979) "Distribution of The Estimators For Autoregressive "Time Series with A Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979/74, pp. 427-431.
- Friedman, M., (1957). A theory of the Consumption Function, **Princeton University Press**.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Gomes, F. A. R., & Ribeiro, P. F. (2015). Estimating the elasticity of intertemporal substitution taking into account the precautionary savings motive. *Journal of Macroeconomics*, 45, 108–123. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2015.04.001>
- Hahn, J. H., & Steigerwald, D. G. (1999). Consumption adjustment under time-varying income uncertainty. *Review of Economics and Statistics*, 81(1), 32–40. <https://doi.org/10.1162/003465399767923791>.
- Hall, R. (1978) Stochastic implications of the life cycle-permanent hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy* 86(6): 971–987.
- Kuznets, S. (1946). Introduction to " National Income: A Summary of Findings". In *National Income: A Summary of Findings* (pp. 1-2). NBER.
- Lee, J. J., & Sawada, Y. (2010). Precautionary saving under liquidity constraints: Evidence from rural Pakistan. *Journal of Development Economics*, 91(1), 77–86. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.05.001>.
- Leland H (1968). Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving. *QJ Econ* 82: 465–473.
- Levenko, N. (2020). Perceived uncertainty as a key driver of household saving. *International Review of Economics and Finance*, 65(October 2019), 126–145. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.10.005>
- Lugilde, A., Bande, R., & Riveiro, D. (2019). Precautionary Saving: a Review of the Empirical Literature. *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 481–515. <https://doi.org/10.1111/joes.12284>
- Lyhagen, J. (2001). The effect of precautionary saving on consumption in sweden. *Applied Economics*, 33(5), 673–681. <https://doi.org/10.1080/00036840122493>.

- Menegatti, M. (2007). Consumption and uncertainty: A panel analysis in Italian Regions. *Applied Economics Letters*, 14(1), 39–42. <https://doi.org/10.1080/13504850500425600>
- Menegatti, M. (2010). Uncertainty and consumption: New evidence in OECD countries. *Bulletin of Economic Research*, 62(3), 227–242. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8586.2009.00316.x>.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. *Franco Modigliani*, 1(1), 388-436.
- Pratt, J.W. (1964). "Risk aversion in the small and in the large." *Econometrica* 32: 122–136.
- Phillips, P.C.B., Perron, P.(1988) "Testing for A Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, Vol. 75 No.2, pp.335- 346.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Songur, M. (2020). Türkiye ' de Tüketim ile Belirsizlik Arasındaki Asimetrik İlişki : Doğrusal Olmayan ARDL Yaklaşımı. *Maliye Dergisi Temmuz-Aralık*, 179, 71–84.
- Vural, Burçak Müge. 2010. Belirsizliğin Özel Tüketim Harcamaları Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* (20): 107–26.
- Wang, Y., & Xue, Y. (2019). Income Uncertainty, Consumer Durables Investments, an Home Production: Evidence From China. *Contemporary Economic Policy*, 37(2), 312–331. <https://doi.org/10.1111/coep.12261>.

**EKLER****Matematiksel Ek:**

Tüketicinin fayda fonksiyonunun isoelastic ve üçüncü dereceden türevinin pozitif olduğu varsayımı altında CRRA fonksiyonu şu şekilde yazılabilir:  $U(c) = \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ . Söz konusu fayda fonksiyonunun Euler Eşitliğinde yerine bırakılırsa;

$$c^{-\gamma} = E_t c_{t+1}^{-\gamma} \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)$$

Denklem düzenlenirse

$$1 = E_t \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{1+r}{1+p} \right) \right] \text{ elde edilir}$$

Logaritmik dönüşüm sağlanırsa,

$$E_t \exp[-\Delta \ln c_{t+1} + \ln(1+r) - \ln(1+\delta)] = 1$$

$-\Delta \ln c_{t+1}$  log- normal dağılıma sahip olduğu varsayımı altında denklem düzenlenirse,

$$\exp \left[ -\gamma u_c + u_r + \frac{1}{2} y^2 \sigma_c^r + \frac{1}{2} \sigma_r^2 - \gamma \sigma_{cr} - \ln(1+\delta) \right]$$

Denkleme logaritmik dönüşüm uygulandığında

$$-\gamma u_c + u_r + \frac{1}{2} y^2 \sigma_c^r + \frac{1}{2} \sigma_r^2 - \gamma \sigma_{cr} - \ln(1+\delta) = 0$$

$\ln(1+x) \cong x$  ve  $\Delta \ln c_{t+1} \equiv E_t \Delta \ln c_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$  ise;

$$\Delta \ln c_{t+1} = \gamma^{-1} (E_t r_{t+1} - \delta) + \frac{\gamma}{2} \text{var}_t (\Delta \ln c_{t+1} - \gamma^{-1} r_{t+1})^2 + \varepsilon_{t+1} \text{ elde edilir.}$$