

## Türkiye’de Ekonomik Göstergeler ile İntihar Hızı Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Ekonometrik Bir Analiz

### *The Relationship Between Economic Indicators and Suicide Rate in Turkey: An Econometric Analysis*

Ümit Çıraklı 

Yozgat Bozok Üniversitesi, İİBF, Sağlık Yönetimi Bölümü, Yozgat, Türkiye

### ÖZ

**AMAÇ:** Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de ulusal ekonomik göstergeler ile intihar hızı arasındaki ilişkilerin ve ekonomik faktörlerdeki değişimlerin intihar hızını etkileyip etkilemediğinin ortaya konulmasıdır.

**YÖNTEM:** Bu kapsamda, 1974-2015 yılları arası reel gayrisafi yurtiçi hasıla, işsizlik, enflasyon ve kaba intihar hızı verileri “Oto regresif Dağıtılmış Gecikme” sınır testi yaklaşımı kullanılarak incelenmiştir.

**BULGULAR:** Enflasyon ve işsizliğin kaba intihar hızı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı bulunmuştur ( $p>0,05$ ). Reel gayrisafi yurtiçi hasıla ile kaba intihar hızı arasında ise uzun dönemde doğru yönlü (0,453) ve istatistiksel olarak da anlamlı bir ilişki olduğu belirlenmiştir ( $p=0,000$ ). Ekonomik krizlerin kaba intihar hızına etkisi açısından ise yalnızca 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin kaba intihar hızını anlamlı bir şekilde olumsuz etkilediği bulunmuştur ( $p>0,05$ ).

**SONUÇ:** Çalışma sonucunda, reel gayrisafi yurtiçi hasıla açısından ekonomik büyümenin intihar hızına olumsuz etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ekonomik krizlerin ise intihar hızına çoğunlukla olumsuz etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar kelimeler:** Makroekonomik faktörler, kaba intihar hızı, ekonomik kriz

### ABSTRACT

**AIM:** The aim of this study is to reveal the relationship between national economic indicators and suicide rate and, whether the changes in macroeconomic factors affect suicide rate in Turkey.

**METHOD:** In this context, data related to real gross domestic product, unemployment, inflation and crude suicide rate between 1974 and 2015 were examined using the “Autoregressive Distributed Lag” bounds testing approach.

**RESULTS:** It was found that inflation and unemployment did not have a statistically significant effect on crude suicide rate ( $p>0.05$ ). A statistically significant ( $p=0.000$ ) and direct relationship (0.453) was determined between real gross domestic product and crude suicide rate in the long term. In terms of the effects of economic crises on the crude suicide rate, it was found that only the 1994 and 2001 economic crises had a significant negative impact on the suicide rate ( $p>0.05$ ).

**CONCLUSION:** As a result of the study, it is concluded that economic growth in terms of real gross domestic product has an adverse effect on mental health. Also it was concluded that economic crises have mostly negative effects on crude suicide rates.

**Keywords:** Macroeconomic factors, crude suicide rate, economic crisis

**Geliş Tarihi / Arrival Date:** 01.03.2019

**Kabul tarihi / Date of Acceptance:** 02.08.2019

**İletişim / Corresponding author:** Ümit Çıraklı, Yozgat Bozok Üniversitesi, İİBF, Sağlık Yönetimi Bölümü, Yozgat, Türkiye

**E-posta / E-mail:** umit.cirakli@bozok.edu.tr

**Yazarların ORCID bilgileri:**

Ü.Ç. 0000-0002-3134-8830

## GİRİŞ

Ekonomik koşullardaki bozulmalar psikolojik ve davranışsal etkileri de beraberinde getirmektedir (Kaplan, 2012). İşsizlik ve fakirlikle ilişkili stresörlerin artması sonucu, insanların sigara ve alkol tüketimi gibi riskli davranışları arttırmakta veya azaltabilmektedir (Kaplan, 2012). İnsanların sağlıklı gıdalar yerine ucuz ve daha az besleyici gıdaların tüketimi de insan sağlığına zararlı olabilmektedir. Kronik hastalıkları olan çalışanlar daha fazla çalışmak için çaba harcarken, bunun sonucunda sağlıkları daha da bozulabilmektedir (Catalano, 2009).

İşsizlik artışı ile intihar ve ruhsal hastalıkların artışı arasındaki önemli ilişkinin yanında (Chen ve ark., 2012; Ruckert ve Labonte, 2012; Karanikolos ve ark., 2013; Lopez Bernal ve ark., 2013; Notara ve ark., 2013; Breuer, 2014), ekonomik krizlerin neden olduğu diğer sosyoekonomik olumsuzluklar da (boşanma, işsizlik korkusu, sosyal etkileşimin zayıflaması, borçları ödeyememe, iş stresi, alkol ve tütün kullanımı artışı, kamunun ruh sağlığı bütçelerindeki kesintiler gibi) toplumda ruhsal hastalıkların ve intiharların artmasını tetikleyebilmektedir (Chang ve ark., 2009; Pirkola ve ark., 2009; Borowy, 2011; Barr ve ark., 2012; Wada ve ark., 2012; Lopez Bernal ve ark., 2013; Notara ve ark., 2013; EPHA, 2014).

Makroekonomik faktörler ile intihar hızı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışma sayısı sınırlı olup, daha çok kriz gibi olumsuzlukların intihara etkisi incelenmiştir. Bu çalışmalarda da, ekonomik kriz ile birlikte ruh sağlığı sorunlarının ve intihar oranlarının kısa süre içinde önemli ölçüde arttığı görülmektedir (Kondo ve ark., 2008; Barr ve ark., 2012; Gili ve ark., 2012; EPHA, 2014; Rachiotis ve ark., 2015). Ekonomik krizlerin sağlık sonuçları üzerindeki etkileri genellikle gecikmeli olarak görülmekle birlikte (Kim ve Serra-Garcia, 2010; Stuckler ve ark., 2011; Belvis ve ark., 2012; Lehto ve ark., 2012; Eurofound, 2014), ruh sağlığı ve intihar oranları ekonomik krizin sağlık üzerinde belirgin ve kısa sürede ortaya çıkan etkisinin görüldüğü alanlar olarak karşımıza çıkmaktadır. Örneğin, Kondo ve arkadaşları (2008) Japonya'nın 1998'de bir ekonomik durgunluğa düştüğünü ve aynı yıl intihar oranlarının bir önceki yıla göre yaklaşık olarak %7 artış gösterdiğini belirtmektedir. Yazarlara göre bu intihar "salgını" özellikle çalışan erkeklerde görülmekte ve bu salgının nedeninin ekonomik durgunluk dolayısıyla alınan önlemler olduğuna inanılmaktadır. Benzer şekilde, 2007 krizinden sonra birçok Avrupa Birliği ülkesinde ruhsal hastalıklar ve intihar oranlarının ani bir şekilde artması (EPHA, 2014) bu görüşü desteklemektedir.

Türkiye'de de makroekonomik faktörler ile intihar hızı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışma sayısının sınırlı olduğu görülmekte ve bu çalışmalarda da genel olarak işsizlik ile intihar hızı arasındaki ilişkiler incelenmektedir (Topbaş, 2007; Tunalı ve Özkaya, 2016; Bayrak, 2017). Bu çalışmada ise, işsizliğin yanında Gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH), enflasyon ve ekonomik kriz değişkenleri ile intihar hızı arasındaki ilişki incelenerek makroekonomik faktörler açısından daha kapsamlı sonuçlar sunulmaktadır. Bu nedenle çalışmanın bu alandaki ulusal literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca çalışmada kullanılan yöntem de literatüre önemli katkı sağlayabilecektir. Çalışmada kullanılan yöntem olan Otoresif Dağıtılmış Gecikme (Autoregressive Distributed Lag - ARDL) sınır testi yaklaşımı daha önceki yıllar için hata düzeltme faktörlerini de içerdigi için ekonomik kriz gibi kukla değişkenlerin yer aldığı bir veri seti içinde analiz yapmayı olanaklı hale getirmektedir. Ayrıca yöntem, ekonomik faktörler ile sağlık sonuçlarına ilişkin değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkilerin daha sağlıklı bir şekilde ortaya konulmasını olası hale getirmektedir.

## YÖNTEM

**Araştırmanın amacı ve tipi:** Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de makroekonomik faktörler ile intihar hızı arasındaki ilişkilerin ve makroekonomik faktörlerdeki değişimin intihar hızını etkileyip etkilemediğinin ortaya konulmasıdır. Araştırma ekonometrik bir çalışma olup, bu kapsamda model testini içermektedir.

### Araştırmanın evren ve örnekleme:

Araştırmanın evrenini Türkiye için ikincil kaynaklardan erişilebilir makroekonomik faktörler ile intihar hızı verileri oluşturmaktadır. Araştırmanın örneklemini ise Türkiye'nin makroekonomik durumunu genel olarak ortaya koyabileceği düşünülen ve yıllık olarak elde edilen reel GSYH, işsizlik ve enflasyon oranları oluşturmuştur.

### Araştırmada kullanılan veri toplama aracı:

Çalışmanın verileri, 1974-2015 yılları arası toplam 42 gözlem olmak üzere yıllık olarak elde edilmiştir. Tablo 1'de araştırmada kullanılan veriler, kısaltmaları ve verilerin elde edildiği kaynaklar gösterilmektedir. Çalışmada, kaba intihar hızı bağımlı değişken, reel GSYH, işsizlik ve enflasyon oranları ise makroekonomik göstergeler ve bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. Bu verilere ek olarak, 1994, 2001 ve 2009 ekonomik krizleri ise kukla değişkenler olarak modellere dahil edilmiştir. Bu değişkenlerin kodlanması ise, reel GSYH'nin negatif olduğu yıllara 1, diğerlerine ise 0 verilerek gerçekleştirilmiştir.

**Tablo 1: Veriler, Kısaltmaları ve Veri Kaynağı**

Veriler	Kısaltmaları	Veri Kaynağı
Kaba İntihar Hızı (Yüz Binde)	KBIH	TÜİK, 2016a, 2016b
Reel GSYH	RGSYH	World Bank (2016)
İşsizlik Oranı	ISSIZ	Bulutay (1995), TÜİK (2016c)
Enflasyon Oranı	ENF	World Bank (2016)

### Verilerin Değerlendirilmesi:

Bu çalışmada, makroekonomik faktörler ile intihar hızı arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için zaman serileri analizi kapsamında 1974-2015 yılları arası reel GSYH, işsizlik, enflasyon, kaba intihar hızı verileri ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada, kaba intihar hızı bağımlı değişken olarak kullanılırken, makroekonomik göstergeler (enflasyon, reel GSYH ve işsizlik) ise bağımsız değişkenler olarak modellere kabul edilmiştir. 1994, 2001 ve 2009 ekonomik krizleri ise kukla değişkenler olarak modellerde yer almıştır. Araştırmada elde edilen verilerin ARDL sınır testiyle analiz edilmesinde Eviews 9.5 paket programı kullanılmıştır.

Zaman serilerinde tüm değişkenler düzey değerlerinde durağan yani I (0) iseler, model sıradan en küçük kareler (OLS) tekniğiyle tahmin edilebilir (Çiftçi ve Yıldız, 2015). Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı, açıklayıcı değişkenlerin tümünün I (1) olmasını gerektirmemektedir (Turan ve Karakaş, 2018). Bundan dolayı ARDL yaklaşımında değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadıklarını test etmek bir zorunluluk değildir (Pesaran ve ark., 2001; Bahmani-Oskooee ve Ng, 2002). Diğer taraftan, modeldeki bağımlı değişkenin I (1) olması ve ayrıca analizde kullanılması planlanan değişkenlerden hiçbirinin I (2) olmaması gerekliliği bulunmaktadır. Çünkü Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından verilen alt ve üst kritik değerler, serilerin I (0) ve I (1) olma durumlarına göre elde edilmiştir. Dolayısıyla, en azından bu söz edilen koşulların sağlanıp sağlanmadığından emin olmak için ARDL yaklaşımı kullanılmadan önce birim kök testleri yapılarak, serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi yararlı olacaktır (Çiftçi, 2009).

ARDL yöntemi dört aşamada gerçekleştirilmiştir. İlk olarak, zaman serileri için birim kök testi uygulanmıştır. Birim kök testi içinse yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller- ADF) testi kullanılmıştır (Çiftçi, 2009; Tunçşiper ve Biçen, 2013).

İkinci aşamada bir "Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli (UECM)" kurulmuş ve model OLS tekniği ile tahmin edilerek sınır testi (Wald testi) yapılmıştır. Wald testi sonucunda elde edilen F istatistiği değeri Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından türetilen alt ve üst kritik değerler ile karşılaştırılarak değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olup olmadığına karar verilmiştir. UECM'de yer alan her bir değişken için optimal gecikme uzunluğu hesaplanmasında ise Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır. Tahmin edilen model için belirlenecek maksimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde ise otokorelasyon probleminin bulunmadığı gecikme uzunluğu dikkate alınmıştır. Otokorelasyon sorunu bulunup bulunmadığı ise Breusch-Godfrey otokorelasyon LM testi ile belirlenmiştir. Ayrıca seçilen modelin tanısal testleri kapsamında, Jarque-Bera normal dağılım testi, ARCH değişen varyans testi, Ramsey Reset fonksiyonel biçim hatası testi gerçekleştirilmiştir. Ayrıca modelin kararlılığının belirlenmesi için CUSUM ve CUSUM-SQ testleri yapılmıştır. Üçüncü aşamada ise, uzun dönem katsayılarını belirlemek için ARDL modeli tahmin edilmiştir. Bu aşamada maksimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır. Tahmin edilen model için, tanısal testler gerçekleştirilmiştir. Dördüncü aşamada ise ARDL modelinden yararlanılarak oluşturulan "Hata Düzeltme Modeli (ECM)" OLS tekniği yardımıyla tahmin edilmiştir.

### Sınırlılıklar:

Araştırmanın önemli bir sınırlılığı gözlem sayısına ilişkindir. Araştırmamızda elde edilen veriler, ancak yıllık olarak elde edilebilmiş 42 adet gözlem sayısından oluşmaktadır. Zaman serisi analizleri kapsamında değerlendirildiğinde bu sayısının küçük olduğu varsayılabilir. Makroekonomik değişkenler olarak çalışmaya dahil edilen enflasyon, reel GSYH ve işsizlik oranları, bu çalışmada bağımsız (açıklayıcı) değişkenler olarak kullanılmıştır. Bağımlı değişken olan kaba intihar hızı değişkenini etkileyen bu değişkenlerin dışında birçok faktör bulunduğu bir gerçektir. Bu kapsamda, bu çalışmada ilgili modellerden elde edilen tahmin sonuçları yalnızca çalışmada kullanılan değişkenlerle sınırlıdır. Ayrıca araştırma dönemi olan 1974-2015 yılları arasında daha fazla sayıda kriz olarak nitelendirilen yıllar olmakla birlikte, gözlem sayısının düşük olması nedeniyle yalnızca göreceli olarak daha önemli olarak nitelendirilebilecek 1994, 2001 ve 2009 krizleri çalışmaya alınmıştır.

## BULGULAR

### Birim Kök Testi Sonuçları:

Analizde kullanılan zaman serilerinin durağanlıklarının belirlenmesinde ADF birim kök testi kullanılmıştır.

**Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Modeller	Düzyer Değerleri		Birinci Fark Değerleri	
		t	p	t	p
LRGSYH	Sabit	-0,39	0,901	-6,44***	0,000
	Sabit ve Trend	-3,20	0,098*	-6,35***	0,000
	Hiçbiri	6,21	1,000	-2,66***	0,009
LENF	Sabit	-0,88	0,781	-6,26***	0,000
	Sabit ve Trend	-2,05	0,554	-6,53***	0,000
	Hiçbiri	-0,53	0,480	-6,32***	0,000
LISSIZ	Sabit	-2,14	0,227	-5,50***	0,000
	Sabit ve Trend	-2,40	0,372	-5,43***	0,000
	Hiçbiri	0,40	0,795	-5,54***	0,000
LKBIH	Sabit	-1,50	0,521	-8,26***	0,000
	Sabit ve Trend	-3,51	0,051	-8,14***	0,000
	Hiçbiri	0,71	0,865	-8,09***	0,000

Not: \* %10 anlamlılık düzeyini, \*\* %5 anlamlılık düzeyini, \*\*\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 2'de ilgili zaman serilerine ait ADF birim kök testi sonuçları gösterilmektedir. Tabloda yer alan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, kaba intihar hızı serisinin logaritmik dönüşümlü değerlerinin, bağımlı değişkenin I (0) olması ve I (1) olma koşulunu sağladığı görülmektedir.

### Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli (UECM) Tahmin Sonuçları:

Kaba intihar hızı, enflasyon oranı, reel GSYH ve işsizlik değişkenlerine ilişkin oluşturulan ve kukla değişkenleri de içeren UECM modeli Denklem 1'de gösterilmektedir.

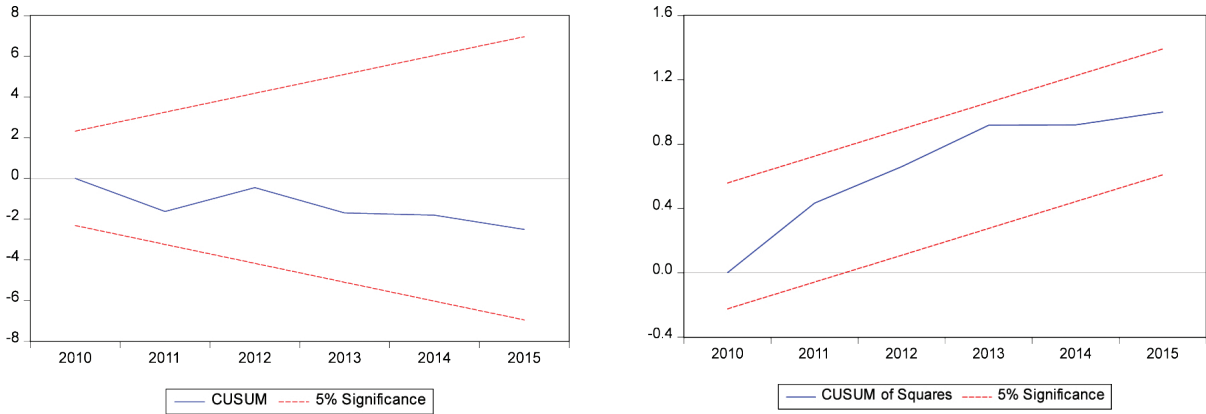
$$\begin{aligned}
 \Delta LKBIH_t = & \alpha + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta LKBIH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta LENF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{3i} \Delta LRGSYH_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^q \lambda_{4i} \Delta LISSIZ_{t-i} + \gamma_1 LKBIH_{t-1} + \gamma_2 LENF_{t-1} \\
 & + \gamma_3 LRGSYH_{t-1} + \gamma_4 LISSIZ_{t-1} + \lambda_5 \Delta d_{1994} + \lambda_6 \Delta d_{2001} \\
 & + \lambda_7 \Delta d_{2009} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

Yukarıdaki denklemde,  $\alpha$  terimi modelin sabit bileşenini,  $\Delta$  terimi birinci fark işlemcisini ve  $\varepsilon_t$  terimi ise beyaz gürültülü sabit hata terimini göstermektedir. Model ile  $(m, n, p, q)$  maksimum gecikme uzunluğuna sahip bir UECM modeli tahmin edilir. Modelin sınır testi için F testi (Wald testi) yapılmış ve elde edilen F testi değeri Pesaran ve arkadaşlarının (2001) Tablo C1 (iii)'de belirttiği alt ve üst kritik değerler ile karşılaştırılarak eşbütünlüğe ilişkin karar verilmiştir. Tablo 3'te Kısıtsız Hata Düzeltme Modeline ilişkin tahmin sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 3: ARDL Sınır Testi Tahmin Sonuçları**

Tahmin Edilen ARDL Modeli			[3, 0, 0, 4]				
k	F	p	Kritik Değerler			R <sup>2</sup>	D-R <sup>2</sup>
			Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır	Üst Sınır		
3	3,79	0,019	%1	4,29	5,61	0,75	0,54
			%2,5	3,69	4,89		
			%5	3,23	4,35		
			%10	2,72	3,77		
Tanısal Testler			İstatistikler				
Standart Hata			0,075			p	
Hata Kareleri Toplamı			0,108				
F-İstatistiği			3,51			0,004	
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi F-İstatistiği			2,02			0,142	
Jarque-Bera Test İstatistiği-Normal Dağılıma Uygunluk			1,79			0,408	
ARCH Değişen Varyans Testi F-İstatistiği			1,91			0,175	
Ramsey Reset Testi F-İstatistiği			1,82			0,192	

Tablo 3'teki bilgilere göre, elde edilen F testi değerlerinin (3,79) Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından Tablo C1 (iii)'de verilen %90 güven düzeyindeki üst sınırın kritik değerlerin üzerinde olduğu ve değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı anlaşılmaktadır. Modelin tanısal istatistikleri açısından da (otokorelasyon sorunu, hata teriminin normal dağılıma uygun olduğu, değişen varyans sorunu ve model kurma hatası) bir sorunun olmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, tahmin edilen ARDL modelinin istikrarlı olup olmadığına ilişkin Şekil 1'deki CUSUM ve CUSUM-SQ grafiklerine göre, modele ait katsayıların istikrarlı olduğu anlaşılmaktadır.



**Şekil 1: UECM CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri**

### ARDL Modeli Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları Tahmin Sonuçları:

UECM modelinin test sonuçlarıyla, kaba intihar hızına ait modelde eşbütünlük ilişkisinin varlığına karar verilmesinin ardından uygun bir ARDL modelinin ve uzun dönem katsayılarının tahmini aşamasına geçilmiştir. Bu kapsamda, Eviews 9.5 paket programı ile genel bir ARDL modeli, maksimum gecikme uzunluğu dört alınarak ve en uygun gecikme uzunluğu seçiminde Akaike bilgi kriteri kullanılarak OLS tekniği ile tahmin edilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, "Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli"nde sınır testini geçen modelin maksimum gecikme uzunluğu referans olarak kullanılmıştır. Model (1)'e göre aşağıdaki şekilde bir genel ARDL modeli kurulmuştur:

$$\begin{aligned}
 LKBIH_t = & \alpha + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} LKBIH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} LENF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{3i} LRGSYH_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^q \lambda_{4i} LISSIZ_{t-i} + \lambda_5 d_{1994} + \lambda_6 d_{2001} + \lambda_7 d_{2009} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (2)$$

Tahmin sonuçlarına göre, ARDL [1, 4, 0, 0] modelinin en uygun model olduğuna karar verilmiştir\*. ARDL modeli uzun dönem katsayılarının tahmininden sonra, son olarak kısa dönem katsayılarının tahmin edilmesi amacıyla hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Bu model de en küçük kareler tekniği ile tahmin edilmiştir. Model (2)'ye göre aşağıdaki şekilde bir genel hata düzeltme modeli kurulmuştur:

$$\Delta LKBIH_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta LKBIH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta LENF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{3i} \Delta LRGSYH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \lambda_{4i} \Delta LISSIZ_{t-i} + \lambda_5 \Delta d_{1994} + \lambda_6 \Delta d_{2001} + \lambda_7 \Delta d_{2009} + \sigma EC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

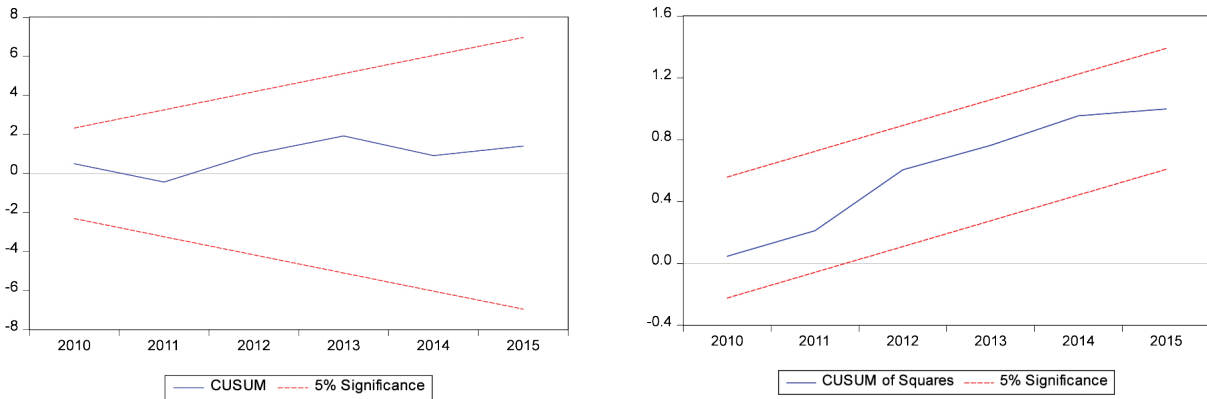
Tablo 4'te ARDL [1, 4, 0, 0] modelinin uzun ve kısa dönem tahmin sonuçları ve tanısal istatistikleri yer almaktadır.

**Tablo 4:** ARDL Modeli Uzun ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Tahmin Edilen ARDL Modeli: [1, 4, 0, 0]							
Uzun Dönem Modeli Bağımlı Değişken: LKBIH				Kısa Dönem Modeli (ECM) Bağımlı Değişken: ΔLKBIH			
Değişkenler	Katsayı	t	p	Değişkenler	Katsayı	t	p
LENF	-0,102	0,075	0,189	ΔLENF	-0,137	-2,836***	0,009
				ΔLENF(-1)	-0,122	-2,671**	0,013
				ΔLENF(-2)	0,004	0,095	0,925
				ΔLENF(-3)	-0,083	-2,083**	0,047
LRGSYH	0,453	0,105***	0,000	ΔLRGSYH	-0,177	-0,317	0,754
LISSIZ	-0,452	0,371	0,234	ΔLISSIZ	-0,287	-1,564	0,130
D_1994	0,404	0,271	0,149	ΔD_1994	0,186	2,557**	0,017
D_2001	0,705	0,323	0,039	ΔD_2001	0,301	4,247***	0,000
D_2009	0,184	0,229	0,429	ΔD_2009	0,064	0,825	0,417
Sabit	-4,293	-3,840***	0,001	ECM(-1)	-0,484	-3,871***	0,001
ECM= LKBIH - (-0,1016*LENF + 0,4528*LRGSYH -0,4520*LISSIZ + 0,4042*D_1994 + 0,7049*D_2001 + 0,1840*D_2009)							
Tanısal Testler				İstatistikler			
R <sup>2</sup>				0,945			
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>				0,922			<b>p</b>
Standart Hata				0,087			
Hata Kareleri Toplamı				0,199			
F-İstatistiği				41,05		0,000	
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi F-İstatistiği				2,45		0,076	
Jarque-Bera Test İstatistiği-Normal Dağılıma Uygunluk				0,31		0,853	
ARCH Değişen Varyans Testi F-İstatistiği				0,19		0,662	
Ramsey Reset Testi F-İstatistiği				0,20		0,653	

Tablo 4'te yer alan bilgilere göre tahmin edilen ARDL [1, 4, 0, 0] modelinin tanısal istatistikler açısından (otokorelasyon, normal dağılıma uygunluk, değişen varyans ve model kurma hatası) herhangi bir sorunun bulunmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca Şekil 2'deki CUSUM ve CUSUM-SQ grafiklerine göre, ARDL sınır testi sonucunda elde edilen uzun dönem katsayılarının kritik değerlerin dışına çıkmadığı ve modele ait katsayıların istikrarlı olduğu anlaşılmaktadır.





**Şekil 2: ARDL Modeli İçin CUSUM ve CUSUM-SQ Grafikleri**

Tablo 4'te yer alan uzun dönem katsayıları değerlendirildiğinde, enflasyon ve işsizliğin katsayısının negatif olduğu, ancak bu değerlerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir ( $p>0,05$ ). Reel GSYH ile kaba intihar hızı arasındaki uzun dönemli katsayıya bakıldığında ise iki değişken arasında doğru yönlü (0,453) ve istatistiksel olarak da anlamlı bir ilişki olduğu belirlenmiştir ( $p=0,000$ ). Bu durumda, Reel GSYH'daki artışın kaba intihar hızını artırdığını yani olumsuz yönde etkilediğini söylemek olanaklıdır.

Tablo 4'te yer alan hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, ECM (-1)'in katsayısının negatif (-0,48) ve istatistiksel olarak anlamlı olması ( $p=0,001$ ) kısa dönemli şokların ardından sistemin uzun dönem dengesinde oluşacak sapmaların hızlı bir şekilde giderildiğini ve bu sürenin yaklaşık olarak iki dönemden biraz fazla bir zaman olduğunu göstermektedir.

Tablo 4'te yer alan kısa dönem katsayılarına ilişkin enflasyon ile kaba intihar hızı arasındaki ilişkiye bakıldığında, enflasyon oranının iki dönem gecikmeli değerinin doğru yönlü (0,004) olmakla birlikte, istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ( $p=0,925$ ), cari değeri ile bir ve üç dönem gecikmeli değerlerinin katsayısının ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur ( $p>0,05$ ). Bu sonuçlardan, enflasyon oranındaki artışın genel olarak kısa dönemde kaba intihar hızını olumlu şekilde etkilediğini söylemek olanaklıdır. Tabloda yer alan kısa dönem katsayılarından, Reel GSYH ve işsizlik oranı ile kaba intihar hızı arasında kısa dönemde ters yönlü bir ilişki bulunmakla birlikte bu ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı belirlenmiştir ( $p>0,05$ ).

Ekonomik krizlerin kaba intihar hızına etkisi incelendiğinde, Tablo 4'teki kısa dönem bilgilerine göre 1994, 2001 ve 2009 ekonomik krizlerinin üçünün de katsayıları pozitif olmakla birlikte, bunlardan 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir ( $p<0,05$ ).

## TARTIŞMA

Bu çalışmada, enflasyon ve işsizlik ile kaba intihar hızı arasında uzun dönemde istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişki olmadığı, Reel GSYH'daki artışın ise kaba intihar hızını anlamlı şekilde artırdığı yani olumsuz yönde etkilediği bulunmuştur. Granados (2005) ekonomik büyüme dönemlerinin stres düzeylerini artırabileceğini ve stres kaynaklı sorunların sağlığa olan olumsuz etkilerinin olabileceğini belirtmektedir. Yine yazara göre, ekonomik genişleme evrelerinde, alkol ve sigara kullanma ve fiziksel egzersizin azalması gibi sağlığa zararlı davranışların artabileceği üzerinde durulmuştur. Gelişmekte olan bir ülke konumunda bulunan Türkiye'de de ekonomik büyüme dönemleri, iş talebinin ve çalışma saatlerinin artması anlamına gelmektedir. İş talebinin ve çalışma saatlerinin artmasının, işle ilgili stres faktörlerini arttırması ve ruh sağlığını olumsuz etkilemesi olasıdır. Ayrıca uzun dönemde gelir artışı ile alkol ve sigara tüketimi arasında sağlık açısından olumsuz bir durum söz konusudur. Bu kapsamda, Türkiye'de uzun dönemde gelir artışının intihar oranlarını artırması, ekonomik büyüme dönemlerinin alkol ve sigara tüketimi gibi sağlığa zararlı davranışların artmasıyla birlikte iş kaynaklı stres düzeylerinin artması önemli etkenler olarak değerlendirilebilmektedir. Çalışmada elde edilen bulgular, 2009 krizinin olumsuz olmakla birlikte kaba intihar hızını anlamlı şekilde etkilemediğini, 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin ise kaba intihar hızını anlamlı bir şekilde olumsuz etkilediğini göstermektedir. Ekonomik krizlerin sağlık sonuçlarına etkilerini inceleyen çalışmaların çoğu, kriz dönemlerinde intihar oranlarının arttığını göstermektedir (Chang ve ark., 2009; Pirkola ve ark., 2009; WHO, 2011; Afroz ve ark., 2012; Belvis ve ark., 2012; Wada ve ark., 2012; Lopez Bernal ve ark., 2013; Breuer, 2014; Rachiotis ve ark., 2015). Bu çalışmada da genel olarak ekonomik krizlerin intihar oranlarını olumsuz etkilediği bulunmuştur. Ekonomik krizlerin intihar oranlarına et-

kisinde, krizin hafif ve kısa süreli olması, sağlık ve sosyal güvence sisteminin güçlü olması ve sürecin iyi yönetilmesinin önemli unsurlar olduğu değerlendirilmektedir. Bu kapsamda, 2009 ekonomik krizinin intihar oranlarına anlamlı etki etmemesinde, özellikle 2006 yılından sonra sosyal güvenlik sisteminin tek çatı altında toplanarak ve Genel Sağlık Sigortası ile tüm nüfusun sosyal güvence altına alınarak sistemin güçlendirilmesinin, sürecin psikolojik olarak iyi yönetilmesinin ve göreceli krizin hafif olduğunun değerlendirilmesinin etkili olduğu söylenebilir.

## SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu çalışmada, reel GSYH, enflasyon ve işsizlik olmak üzere, makroekonomik faktörler ile kaba intihar hızı arasındaki ilişki ve krizlerin intihar hızına etkisi incelenmektedir. Bu kapsamda, 1974-2015 arası veriler ARDL sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda, uzun dönemde enflasyon ve işsizliğin kaba intihar hızına önemli etkilerinin olmadığı ( $p>0,05$ ) bulunmuştur.

Reel GSYH ile kaba intihar hızı arasında ise uzun dönemde, Reel GSYH'daki artışın kaba intihar hızını anlamlı bir şekilde ( $p<0,05$ ) olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda, Türkiye'de uzun dönemde gelir artışının intihar oranlarını artırmasında, ekonomik büyüme dönemlerinin alkol ve sigara tüketimi gibi sağlığa zararlı davranışları artırmasıyla birlikte iş kaynaklı stres düzeylerini artırmasının önemli etkenler olabileceği söylenebilir. Bu nedenle iş yerlerinde, ekonomik büyüme dönemlerinin getirdiği ağır çalışma koşullarında çalışanların streslerini azaltacak sosyal olanakların artırılması önerilebilir. Ayrıca kamu destekli ruh sağlığı programlarının artırılması ya da bireylerin bu hizmetlere başvurmalarının özendirilmesi de ekonomik büyüme dönemlerinin intihar hızları üzerindeki etkisinin azaltılmasına katkı sağlayabilecektir.

Çalışmada, ekonomik krizlerin Türkiye'de kaba intihar hızına etkisinde, 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin kaba intihar hızına anlamlı şekilde ( $p<0,05$ ) olumsuz etkide bulunduğu, 2009 ekonomik krizinin olumsuz olmakla birlikte, önemli bir etkisinin olmadığı bulunmuştur. Krizlerin intihar hızına olumsuz etkilerinin önlenmesi için, kriz zamanlarında kamu ruh sağlığı programlarına devlet desteğinin artırılmasının yanında, işletmelerin büyüklüğüne göre psikolojik danışman bulundurmalarının zorunlu olmasına yönelik yasal düzenlemelerin yapılmasının yararlı olabileceği belirtilebilir.

**Etik Kurul Onayı:** Araştırma istatistik verilere dayandığından etik kurul onayı gerekmemektedir.

**Çıkar Çatışması:** Bildirilmemiştir.

**Finansal Destek:** Yoktur.

**Katılımcı Onamı:** Gerekmektedir.

**Ethics Committee Approval:** Ethics committee approval is not required as the research is based on statistical data analysis.

**Conflict of Interest:** Not reported.

**Funding:** None.

**Exhibitor Consent:** Not required.

## KAYNAKLAR

**Bahmani-Oskooee, M., Ng, R. C. W. (2002).** Long-run demand for money in Hong Kong: An application of the ARDL model. *International Journal of Business and Economics*, 1:2, 147-155.

**Barr, B., Taylor-Robinson D., Scott-Samuel A., McKee M., Stuckler D. (2012).** Suicides associated with the 2008-10 economic recession in England: Time trend analysis. *BMJ*, 345: e5142. <https://doi.org/10.1136/bmj.e5142>

**Bayrak, S. (2017).** İşsizliğin intihar üzerindeki etkileri: Türkiye için bir nedensellik analizi. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 73, 125-141.

**Borowy, I. (2011).** Similar but different: Health and economic crisis in 1990s Cuba and Russia. *Social Science & Medicine*, 72, 1489-1498. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.03.008>

**Breuer, C. (2014).** Unemployment and suicide mortality: Evidence from regional panel data in Europe. *Health Economics*, 24, 936-950. <https://doi.org/10.1002/hec.3073>



- Bulutay, T. (1995).** Employment, unemployment and wages in Turkey. ILO, Devlet İstatistik Enstitüsü, Ankara.
- Catalano, R. (2009).** Health, medical care, and economic crisis. *The New England Journal of Medicine*, 360:8, 749-751.  
<https://doi.org/10.1056/NEJMp0809122>
- Chang, S. S., Gunnell, D., Sterne, J. A. C., Lu, T. H., Cheng, A. T. A. (2009).** Was the economic crisis 1997-1998 responsible for rising suicide rates in East/Southeast Asia? A time-trend analysis for Japan, Hong Kong, South Korea, Taiwan, Singapore and Thailand. *Social Science & Medicine*, 68, 1322-1331.  
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.01.010>
- Chen, L., Li, W., He, J., Wu, L., Yan, Z., Tang, W. (2012).** Mental health, duration of unemployment, and coping strategy: A cross-sectional study of unemployed migrant workers in Eastern China during the economic crisis. *BMJ Public Health*, 12, 597.  
<https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-597>
- Çiftci, F. (2009).** Küreselleşme Sürecinde Gelişmekte Olan Ülkelere Yönelik Sermaye Akımlarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye örneği. Yüksek Lisans Tezi, Muğla Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Muğla.
- Çiftci, F., Yıldız, R. (2015).** Doğrudan yabancı yatırımların ekonomik belirleyicileri: Türkiye ekonomisi üzerine bir zaman serisi analizi. *Business and Economics Research Journal*, 6:4, 71-95.
- De Belvis, A. A., Ferre, F. Specchia, M. L., Valerio, L., Fattore, G., Ricciardi, W. (2012).** The financial crisis in Italy: Implications for the healthcare sector. *Health Policy*, 106, 10-16.  
<https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.04.003>
- EPHA (European Public Health Alliance). (2014).** Briefing notes on the financial and economic crisis: EPHA facts and figures-the impact of the crisis on health. <https://epha.org/updated-briefing-notes-the-impact-of-the-economic-crisis-on-public-health/>. (Erişim 15.05.2015).
- EUROFOUND (European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions). (2014).** Access to healthcare in times of crisis. Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Gili, M., Roca, M., Basu, S., McKee, M., Stuckler, D. (2012).** The mental health risks of economic crisis in Spain: Evidence from primary care centers, 2006 and 2010. *European Journal of Public Health*, 1-5.  
[https://doi.org/10.1016/S0924-9338\(13\)77118-9](https://doi.org/10.1016/S0924-9338(13)77118-9)
- Granados, J. A. T. (2005).** Recessions and mortality in Spain, 1980-1997. *European Journal of Population*, 21, 393-422.  
<https://doi.org/10.1007/s10680-005-4767-9>
- Kaplan, G. A. (2012).** Economic crises: Some thoughts on why, when and where they (might) matter for health-a tale of three countries. *Social Science & Medicine*, 74, 643-646.  
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.12.013>
- Karanikolos, M., Mladovsky, P., Cylus, J., Thomson, S., Basu, S., Stuckler, D., et al. (2013).** Financial crisis, austerity, and health in Europe. *Lancet*, 381, 1323-1331.  
[https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60102-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60102-6)
- Kim, N., Serra-Garcia, M. (2010).** Economic crisis, health and education in Jamaica. Paper for UNDP's Regional Bureau for Latin America and the Caribbean project on "The Effects of the Economic Crisis on the Well-Being of Households in Latin America and the Caribbean. [www.jstor.org/stable/25790016](http://www.jstor.org/stable/25790016). (Erişim 10.07.2014).
- Kondo, N. Subramanian, S. V., Kawachi, I., Takeda, Y., Yamagata, Z. (2008).** Economic recession and health inequalities in Japan: An analysis with a national sample, 1986-2001. *J Epidemiol Community Health*, 62:10, 869-875.  
<https://doi.org/10.1136/jech.2007.070334>
- Lehto, J., Vrangbaek, K., Winbland, U. (2012).** The impact of macroeconomic crisis on Nordic health system policies: Denmark, Finland and Sweden, 1980-2012. <https://www.kingsfund.org.uk/sites/default/files/juhani-lehto-impact-global-recession-health-care-denmark-finland-sweden-kings-fund-sept12.pdf>. (Erişim 13.07.2014).

- Lopez Bernal, J. A., Gasparrini, A., Artundo, C. M., McKee, M. (2013).** The effect of the late 2000s financial crisis on suicides in Spain: An interrupted time-series analysis. *European Journal of Public Health*, 23:5, 732-736. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckt083>
- Notara, V., Koulouridis, K., Violatzis, A., Vagka, E. (2013).** Economic crisis and health: The role of health care professionals. *Health Science Journal*, 7:2, 149-154.
- Pirkola, S., Sund, R., Sailas, E., Wahlbeck, K. (2009).** Community mental-health services and suicide rate in Finland: A nationwide small-area analysis. *Lancet*, 373, 147-153. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61848-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61848-6)
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001).** Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16:3, 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Rachiotis, G., Stuckler, D., McKee, M., Hadjichristodoulou, C. (2015).** What has happened to suicides during the Greek economic crisis? Findings from an ecological study of suicides and their determinants (2003-2012). *BMJ Open*, 5:e007295. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2014-007295>
- Ruckert, A., Labonte, R. (2012).** The global financial crisis and health equity: Toward a conceptual framework. *Critical Public Health*, 22:3, 267-279. <https://doi.org/10.1080/09581596.2012.685053>
- Stuckler, D., Basu, S., Suhrcke, M., Coutts, A., McKee, M. (2011).** Effects of the 2008 recession on health: A first look at european data. *Lancet*, 378, 124-125. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)61079-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)61079-9)
- Topbaş, F. (2007).** İşsizlik ve intihar ilişkisi: 1975-2005 VAR analizi. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 2, 161-172.
- Tunalı, H., Özkaya, S. (2016).** Türkiye'de işsizlik-intihar ilişkisinin analizi. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5:2, 56-70.
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) (2016a).** Hayati istatistikler. [http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt\\_id=1060](http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1060). (Erişim 04.08.2016).
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) (2016b).** Hayati istatistikler. [http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt\\_id=1060](http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1060). (Erişim 11.10.2016).
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) (2016c).** İşgücü istatistikleri. [http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt\\_id=1007](http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1007). (Erişim 08.08.2016).
- Tunçsiper, B., Biçen, Ö. F. (2013).** Avrupa borç krizinin Türkiye'nin ihracatı üzerindeki etkileri. Sarı, S., Gencer, A.H., Sözen, İ. (Ed.), *Proceedings of International Conference on Eurasian Economies*, 17-18 September, St. Petersburg, Russia, 486-495.
- Wada, K., Kondo, N., Gilmour, S., Ichida, Y., Fujino, Y., Satoh, T., Shibuya, K. (2012).** Trends in cause specific mortality across occupations in Japanese men of working age during period of economic stagnation, 1980-2005: Retrospective cohort study. *BMJ*, 344:e1191. <https://doi.org/10.1136/bmj.e1191>
- World Bank. (2016).** Country: Turkey. <http://data.worldbank.org/country/turkey?view=chart>. (Erişim 12.05.2016).