

İNTİHAR- GELİR İLİŞKİSİ: TÜRKİYE İÇİN NEDENSELLİK ANALİZİ

Funda DURĞUN*

Burhan DURĞUN**

Öz

İntihar ve intiharın nedenleri sosyologlar kadar iktisatçılar tarafından da araştırılan bir konudur. İntiharın literatürde incelenmiş birçok nedeni bulunmaktadır. Bu çalışmada, intiharı sosyolojik etkenlerden ziyade ekonomik etkenlerin belirleyebileceği hipotezi altında durulmuş olup sosyolojik ve demografik değişkenler ise analiz dışı tutulmuştur. Gelirin arttıkça yaşamının intihara göre daha cazip olacağı görüşü ile Durkheim'in yüksek gelirin intihara yönelteceği görüşü gibi zıt tezler literatürde yer almaktadır. Çalışmada 1975-2015 dönemine ait kişi başına gayrisafi yurtiçi hasıla ile kaba intihar hızı serileri arasındaki nedensellik ilişkisi zaman serisi analizi yardımıyla incelenmiştir. Serilere öncelikle ADF ve Lumsdaine Papell birim kök testleri uygulanmış ve düzey değerlerinde birim kök içerdikleri görülmüştür. 1. farkları alındığında durağan olan serilerin Hatemi-J Eşbütünleşme testi sonuçları serilerin %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşik olduğunu ortaya koymuştur. Eşbütünleşik serilere Vektör Hata Düzeltme Modeline dayalı Granger nedensellik testi uygulanarak kişi başına gayrisafi yurtiçi hasıladan kaba intihar hızına doğru tek yönlü nedensellik olduğu bulunmuştur. Bu sonuç artan gelirin intihara sebep olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: *İntihar, Eşbütünleşme, Nedensellik.*

SUICIDE - INCOME RELATIONSHIP: CAUSAL ANALYSIS FOR TURKEY

Abstract

The causes of suicide and suicide are investigated by economists as well as sociologists. There are many suicide reasons examined in the literature. In this study, sociological and demographic variables are excluded from the analysis under the hypothesis that economic factors as well as suicide sociological factors can be determined. Opposite theses, such as the view that living with increased income will be more attractive than suicide, and Durkheim's view that high income will lead to suicide, are in the literature. In the study, the causality relationship between percapita gross domestic product and crude suicide rate series for the period 1975-2015 was examined by means of time series analysis. Firstly, ADF and Lumsdaine Papell unit root tests were applied to the series and they were found to contain unit root in level values. The results of the Hatemi-J cointegration test for variables that were stationary when their first differences were taken showed that the variables were cointegrated at a level of significance of 10%. Granger causality test based on Vector Error Correction Model was applied to cointegrated series and it was found that unilateral causality relationship from percapita gross domestic product (GDP) to crude suicide rates. This result shows that increasing income is the cause of suicide.

Keywords: *Suicide, Cointegration, Causality.*

GİRİŞ

İntihar ve intiharın nedenleri sosyologlar kadar iktisatçılar tarafından da araştırılan bir konudur. Dünya Sağlık Örgütü'nün (DSÖ), 1974 yılında yapmış olduğu tanıma göre intihar; "kişinin amacının bilincinde ve değişik derecelerde, ölümcül amaçlı olarak kendine zarar

* Öğr. Gör., Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, funda.uncu@dicle.edu.tr.

** Arş. Gör., Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, burhan.durgun@dicle.edu.tr.

vermesi” olarak tanımlanmaktadır (Weis, 1974). Son dönemlerde ise Dünya Sağlık Örgütü intiharı, intihar eylemi ve intihar girişimi olarak ikiye ayırmaktadır. İntihar eylemi, kişinin istemli olarak yaptığı ölümlü sonuçlanan tüm vakaları temsil ederken; intihar girişimi ise ölümcül olmayan, bireyin kendisini yok etmek, zarar vermek, toplumu cezalandırmak, mesaj vermek veya istediğini yaptırmak ya da yardım istemek amacıyla gerçekleştirmiş olduğu tüm istemli girişimleri temsil etmektedir (Harmancı, 2015).

Dünya Sağlık Örgütü’ne göre intihar, dünyadaki tüm ölümlerin %1,4’ünü oluşturmaktadır. Tüm dünyada her yıl ortalama 800.000 kişi, her kırk saniyede ise bir kişi intihar ederek hayatına son vermektedir. Küresel olarak intihar, 15-29 yaş grubundaki ikinci ölüm nedenidir. DSÖ’ye göre 2015 yılında intihar eylemlerinin %78’i düşük ve orta gelirli ülkelerde meydana gelmiştir (WHO, 2017).

Türkiye’de ise Türkiye İstatistik Kurumu’nun (TÜİK) 2015 yılı verilerine göre son 40 yılda intihar oranları yaklaşık %50 artmıştır. Son 10 yılda intihar ederek yaşamına son verenlerin sayısı yaklaşık 29 bine ulaşmıştır. 2015 yılında Türkiye’de kaba intihar hızı olarak da tabir edilen her yüz bin kişiden dördü intihar etmiştir. İntihar eden 3 bin 211 kişinin %27,3’ünü kadınlar, %72,7’sini ise erkekler oluşturmaktadır. İntihar vakalarının en yüksek olduğu iller Kars ve Ardahan iken en düşük olduğu iller Çankırı, Rize ve Kilis’dir. TÜİK’in(2016) yılı istatistiklerine göre ise intihar eden kişi sayısı bir önceki yıla göre %5,6 azalarak 3 bin 64 kişiye düşmüştür. Bu yaklaşık olarak günde 9 kişiye tekabül etmektedir ve kaba intihar hızı değişmeyerek yine yaklaşık olarak her yüz bin kişide dört olarak kalmıştır.

İntiharın gelirin bir fonksiyonu olduğu varsayımı altında çalışılan bu araştırmada öncelikle intihar ve nedenleri ile ilgili literatürden söz edilecektir. Daha sonra kullanılan yöntem ve veri seti tanıtılacaktır. Analiz sonuçları yorumlandıktan sonra genel değerlendirme ve politika önerilerine yer verilecektir.

1. İNTİHAR VE NEDENLERİ

İntiharın literatürde incelenmiş pek çok nedeni bulunmaktadır. Durkheim’in ve Freud’ün intihar teorileri de bunların içindedir. Genel olarak bu nedenler; modern toplum yapısı ve şehirleşme, dinler, savaşlar, sosyal dönüşümler, çalkantılar, yaş, cinsiyet, sosyo-ekonomik durum, medeni durum, ırk ve kültürler, mevsimsellik, psikiyatrik risk faktörleri, ailevi risk faktörleri ve durumsal risk faktörleridir. Hızlı sosyal değişimler yoksullaşma ya da zenginleşme, ani gelişmeler, aşırı refah dolayısıyla meydana gelen karışıklıklar ve sonrasında yalnızlaşma, bireylerde intihara neden olabilmektedir. Din ve mezhep açısından bakıldığında ise hoşgörünün, anlayışın ve dayanışmanın olduğu toplumlarda (Katolik ve Müslüman

toplumlar vs.) bireyler daha az intihar eğilimi göstermekteyken, katı, baskıcı, dogmatizme dayalı toplumlar (Protestan toplumlar vs.) daha fazla intihar eğilimi sergilemektedir (Fırat, 2001).

Toplumsal alışkanlıklarda, geleneklerde meydana ani değişimler bireylerle toplum arasındaki bağları zayıflatarak intiharı arttırıcı yönde etki etmektedir.

Savaşlar ise olumsuz şartlarına rağmen bireylerde toplum bütünleşmesinin yüksek olduğu durumlar olmasından dolayı intiharı azaltıcı yönde etki etmektedir. Ancak bunun aksine toplumsal alışkanlıklarda, geleneklerde meydana ani değişimler bireylerle toplum arasındaki bağları zayıflatarak intiharı arttırıcı yönde etki edebilmektedir (Durkheim, 1992: 20-25).

Yaş ve cinsiyet açısından ele alındığında ise yaşın artmasıyla birlikte eğilim artmaktayken 12 yaş altı hemen hemen hiç intihar vakası görülmemiştir.60 yaş üstünde ise kendini yetersiz hissetme, yüksek borcun altından kalkamama veya işin gerektirdiği vasıfları sağlayamama gibi düşünceler intihar oranlarını arttırmaktadır. Cinsiyet olarak kadınlar daha fazla girişimde bulunmalarına rağmen daha ılımlı yöntemler seçtiklerinden dolayı bu faaliyetleri eyleme dönüşmemektedir. Erkekler ise daha az girişimde bulunmalarına rağmen daha kesin yöntemleri seçmektedirler. Özellikle sosyo-ekonomik durumlar, yaşam koşullarının kötü olması ve işsizlik gibi faktörler erkeklerde intihar eğilimini arttırmaktadır (Çuhadaroğlu ve Sonuvar, 1993: 29-38).

Medeni durum ve aile açısından bakıldığında ise boşanma, ayrı yaşama, ölümle gelen zorunlu ayrılık, parçalanmış aile, aile içi şiddet ve aile içi utanç gibi etmenler bireylerde intihar eğilimini arttırmaktadır (Rhyne vd., 1995). Aynı zamanda aileden birinin ya da bir yakınının intiharı, fiziksel rahatsızlıklar veya hastalıklar da (AIDS, kanser gibi) bireyleri intihara sürükleyebilmektedir (Moscicki, 1995).

Ülkeler ve kültürler göre intihar oranları farklılık göstermektedir. Bazı kültürlerde intihar bireyi onore etmekteyken (Japonya gibi), çoğu ülkede ise intiharın yasadışı olduğu kabul edilmektedir (Hindistan gibi).

Mevsimler dikkate alındığında havaların ısındığı, doğanın canlandığı, yaşama coşkusunun hissedildiği ilkbahar ve yaz aylarında duygusal acıların artarak dayanılmaz boyutlara gelmesiyle intihar oranlarının arttığı görülmektedir. Özellikle psikiyatrik risk faktörlerinin etkili olduğu zihinsel hastalıkların (bipolar gazeteci Christine Chubbuck'ın canlı yayında intiharı gibi), alkol ve madde bağımlılıklarının da intiharı arttırıcı rol oynadığı görülmektedir (Pridmore ve Walter, 2013).

TÜİK 'de intiharın nedenlerini

- Hastalık
- Aile geçimsizliği
- Geçim zorluğu
- Ticari başarısızlık
- Hissi ilişki ve istediği ile evlenememe
- Öğrenim başarısızlığı
- Diğer
- Bilinmeyen durumlar

şeklinde kategorize etmiştir (TÜİK, 2015).

Burada özellikle ticari başarısızlık, hissi ilişki, istediği ile evlenememe ve öğrenim başarısızlığı dikkat çekmektedir.

Bu çalışmada ise intiharı bu tür sosyolojik etkenlerden ziyade ekonomik etkenlerin belirleyebileceği hipotezi üzerinde durulmuştur.

Bireylerin refahlarının arttırılıp yaşam koşullarının iyileştirilmesi ekonomik büyüme ile gerçekleşmektedir. Ekonomik büyümenin temel göstergesinden biri de kişi başına düşen gayri safi yurt içi hâsıladır (GSYİH). GSYİH, bir ülke sınırı içerisinde belirli bir zaman diliminde üretilen tüm nihai mal ve hizmetlerin para birimi cinsinden değeri olarak ifade edilmektedir. (Seyidoğlu, 2006:431).

Yapılmış olan pek çok çalışma(Tablo 1) ekonomide meydana gelen küçülmelerin, bireylerde intihar eğilimini arttırdığını göstermektedir. Refah seviyesi düşen bu bireyler kendilerini yaşamdan soyutlayarak intihara sürüklemektedir.

Henry ve Shorts'un (1954) ortaya çıkardıkları "Dengeleyici Teori'ye" göre intihar oranları ekonominin daraldığı ve dalgalanmaların başladığı dönemlerde artışa geçmektedir. Yine bu çalışmaya göre ekonominin refahta olduğu dönemlerde düşük gelirli bireylerin oluşturduğu alt gruptaki kişilerin intihar eğilimleri artmakta, ekonomik değerlerin düşük seyrettiği daralma dönemlerinde ise yüksek gelirli bireylerin oluşturduğu üst gruptaki kişilerin intihar eğilimleri artmaktadır.

1974 yılında Hamermesh ve Soss'un işsizlik ve intihar üzerine yapmış oldukları çalışma ilk yapılan çalışmalardan biri kabul edilmekte olup 2. Dünya savaşından itibaren refah düzeyindeki düşüşlerin intiharı arttırdığı sonucuna varılmıştır (Hamermesh ve Soss, 1974). Arkun'un yapmış olduğu çalışmada (1978) ise ekonomik ve sosyal krizler, hatta refahın artması bireyin iç dengesini sarsarak intihar oranlarının artmasına neden olabilmektedir.

Daha önce intiharın nedenlerini arařtıran alıřmalar Tablo 1’de zetlenmiřtir. Literatür zetinde intiharın tahmin edilen birok nedeni ile ilgili analizler yapılmıř ve farklı sonuçlar elde edilmiřtir. Ayrıca Trkiye iin yapılmıř olan alıřmalara pek rastlanılmamıřtır. Bu alıřmada ise diđer alıřmalardan farklı olarak intihar olayının bireyin gelirinin bir fonksiyonu olduđu varsayılıp bu iliřkinin yn tespit edilmeye alıřılmıřtır.

Antonakakis ve Collins, 73 lkenin 1990-2010 yıllarına ait intihar oranı ve kiři bařına gelir deęiřkenleri ile Kuznets eęrisinin varlıđını sorgulamıřlardır. Bu deęiřkenlerin bulunduđu bir diyagramda-eřitli yař ve cinsiyetlere gre-N řeklinde bir eęri olduđunu bulmuřlardır. Buna gre ilk blgede gelir artıřı ile intihar arasında pozitif olan iliřki, bir dnm noktasından sonra –ikinci blgede-negatif olmaktadır. nc blgede yani ikinci dnm noktasından sonra ise yine gelir artıřı intihar oranını arttırmaktadır. Yař grupları ve cinsiyete gre dnm noktaları farklı olmaktadır (Antonakakis ve Collins, 2016). İlk blgede dřk gelirin artması ile bireyin yařadıđı stres ve yeni gelir profiline entegrasyonda yařanan glk intihara neden olmaktadır. İkinci blgede belli bir refah seviyesine ulařan toplum iin ncelik yařam kalitesinin ve sresinin arttırılması olduđu iin intiharların nlenmesinde ilerlemeler kaydedilmektedir. nc blgede ise, sahip olunan yksek gelire hayatın neredeyse btn maddi hazlarından yararlanma duygusunu tatmin eden bireyler, yařam amacı ve hayatını idame ettirmesinin cazibesi kalmaması nedeniyle yařamına son vermektedir.

Tablo 1. Literatür Özeti

(YAZAR, YIL)	ÇALIŞMA DÖNEMİ	ÇALIŞMA YAPILAN ÜLKELER	DEĞİŞKENLER	KULLANILAN YÖNTEM	SONUÇ
(Yang ve Lester, 1990)	1940-1984	Amerika	Sosyo ekonomik durum, intihar oranı	Zaman serileri ve RAT analizi	Gelir artışı intiharı azaltır
(Weyerer ve Wiedenmann, 1995)	1881-1989	Almanya	Ekonomik faktörler, intihar, savaş dönemleri	Korelasyon	Gelir artışı intiharı azaltır
(Jungeilges & Kirchgässner, 2002)	1977	30 Ülke	Kişi başı gelir, intihar oranı, sivil haklar	İki aşamalı Zellner–Aitken tahmini	Gelir artışı intiharı arttırır.
(Neumayer, 2003)	1980-1999	68 Ülke	Sosyo ekonomik durum, işsizlik, intihar oranı	Panel veri analizi	Gelir artışı intiharı azaltır. İşsizlik artışı intiharı arttırır.
(Sher, 2006)	2003	34 Avrupa Ülkesi	Kişi başı gelir, intihar oranı	Gruplar arası korelasyon	Düşük gelir intihar sebebidir.
(Topbaş, 2007)	1975-2005	Türkiye	İşsizlik, intihar	VAR modeli	İşsizlik artışı intiharı arttırır.
(Altınanahtar & Halicioğlu, 2009)	1974-2007	Türkiye	İntihar, gelir, şehirleşme, boşanma oranı, kapanan şirket sayısı	ARDL	Gelir artışı intiharı azaltır.
(Changv.d., 2009)	1985-2006	Japonya, Hong Kong, Güney Kore, Tayvan, Singapur, Tayland	Medeni hal, işsizlik, GDP verileri	Zaman serileri analizi	Gelir artışı intiharı azaltır. İşsizlik artışı intiharı arttırır.
(Andrés & Halicioğlu, 2010)	1970-2006	Danimarka	Kişi başı gelir, intihar oranı, boşanma, işsizlik, doğurganlık	ARDL	Gelir artışı intiharı azaltır.
(Zhang et al., 2010)	1982-2005	Çin	Kişi başı gelir, intihar oranı	ARMA Modeli	Gelir artışı intiharı azaltır.
(Okada & Samreth, 2013)	1960-2007	13 OECD'ye üye Avrupa Ülkesi	Kişi başı gelir, intihar oranı, boşanma, alkol bağımlılığı	ARDL	Gelir artışı intiharı azaltır. (9 ülke)
(Bussu, Detotto, & Sterzi, 2013)	1996-2005	İtalya Şehirleri	Sosyo ekonomik durum, intihar oranı	Dinamik mekânsal panel	Gelir ve intihar arasında ilişki bulunamamıştır.
(Jalles & Andresen, 2015)	2000-2008	Kanada Şehirleri	Kişi başı gelir, intihar oranı, boşanma, işsizlik, alkol satışı, kadın işgücü katılımı, gini,	Arellano-Bond GMM	Gelir artışı intiharı arttırır.
(Breuer, 2015)	1999-2010	Euro Bölgesi	İşsizlik, intihar	Panel veri analizi	İşsizlik artışı intiharı arttırır
(Santos, v.d., 2015)	1910-2013	Portekiz	Sosyo ekonomik durum, intihar oranı	OLS yöntemi	Büyümedeki düşüş politika ve demografik değişiklikler intiharı arttırmaktadır.
(Tunalı & Özkaya, 2016)	1980-2014	Türkiye	İşsizlik, intihar	VAR modeli	İşsizlik artışı intiharı arttırır
(Lee, Oh, Jeon, & Roh, 2017)	2003M1-2013M12	Güney Kore	Sosyo ekonomik konum (cinsiyet, yaş, coğrafi bölge, engellilik), gelir katsayıları, ölüm nedenleri	Cox orantısal tehlike modelleri	Gelir artışı intiharı azaltır.

2. Ekonometrik Metodoloji

Çalışmanın bu bölümünde birim kök testlerinden ADF (Augmented Dickey Fuller) testi ile kırılmayı içsel olarak belirleyen ve çift yapısal kırılmaya izin veren LP (Lumsdaine – Papell) testi anlatılacaktır. Sonrasında değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi için çift yapısal kırılmaya izin veren Hatemi-J Eşbütünleşme Testi ile VECM'e (vektör hata düzeltme modeline) Dayalı Granger Nedensellik testinden bahsedilecektir.

2.1. ADF (Augmented Dickey Fuller) Birim Kök Testi

Bir zaman serisi için durağanlık, o serinin;

- belirli bir zaman boyunca değişmeyen sabit bir ortalamaya,
- belirli bir zaman boyunca değişmeyen sabit bir varyansa ve
- k gecikme uzaklığına bağlı olarak sabit bir kovaryansa¹ sahip olması

şeklinde ifade edilmektedir (Gujarati&Porter, 2012:740).

Serilerin bu birim köklü olup olmama durumunu Dickey ve Fuller (1979)yaptıkları çalışmalarla, hata terimlerinin otokorelasyonlu olmadığını ve serilerin 1. mertebeden otoregresif sürece tabi olduklarını varsayarak, incelemişlerdir. Hata terimlerinin farklı mertebeden otoregresif sürece tabi olduğu durumlar için ise ADF testini geliştirmişlerdir.

Bu test üç farklı regresyon denklemi ile ifade edilmektedir. Bunlar;

- Sabit terimin ve trendin olmadığı modellerde

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

- Sabit terimin bulunduğu modellerde

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

- Sabit terimin ve trendin olduğu modellerde

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

şeklinde (Gujarati ve Porter, 2012: 757).

Testinin genel hipotezi

H0 : $\rho = 1$ ($\delta = 0$)seri birim köklüdür

H1 : $\rho < 1$ ($\delta < 0$)seri durağandır

¹ İki dönem arasındaki kovaryans, sadece o iki dönem arasındaki uzaklığa bağlıdır. Kovaryansın hesaplandığı döneme bağlı değildir.

şeklinde ifade edilmektedir.

Bu test için karar hipotezi ise

$$|hesaplanan\ test\ istatistiği| < |kritik\ değer| \Rightarrow temel\ hipotez\ reddedilemez$$

$$|hesaplanan\ test\ istatistiği| > |kritik\ değer| \Rightarrow alternatif\ hipotez\ reddedilemez$$

şeklindedir.

2.2. Lumsdaine – Papell Birim Kök Testi

ADF testi geleneksel birim kök testlerinden biri olmasına rağmen, zaman serilerinde çeşitli sebeplerden dolayı ortaya çıkan (ekonomik & siyasi istikrarsızlıklar, küresel & finansal krizler, doğal afetler vb.) yapısal kırılmaları dikkate almamakta, bundan dolayı da durağan serileri durağan dışı serilermiş gibi göstererek hatalı sonuçlara neden olabilmektedir.

Sapmasız sonuçların elde edilebilmesi için Perron (1989), kırılma tarihinin dışsal olarak belirlendiği ve tek kırılma tarihine izin veren bir durağanlık testi geliştirmiştir. Ancak test, kırılma tarihinin dışsal (bağımlı) olarak belirlenmesinden dolayı eleştirilere maruz kalmıştır (Libanio, 2005: 155). Bunun üzerine tek, çift ve hatta daha fazla yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen birim kök testleri geliştirilmiştir. Lumsdaine – Papell (1997) birim kök testi de bunlardan biridir ve iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. Bu test için iki model geliştirilmiştir.

Bunlar;

- Sadece sabitte (düzeyde) iki kırılmaya izin veren Model AA ve

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \psi_1 DT1_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

- Hem sabitte (düzeyde) hem de eğimde iki kırılmaya izin veren Model CC

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \psi_1 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \psi_2 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

şeklinde ifade edilmektedir.²

Burada TB1, birinci kırılma zamanını; TB2, ikinci kırılma zamanını göstermek üzere DU ve DT kukla değişkenleri;

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

² Burada Model AA, Zivot-Andrews tek kırılmalı birim kök testinin Model A'sı genişletilerek, Model CC ise yine Zivot-Andrews tek kırılmalı birim kök testinin Model C'si genişletilerek elde edilmiştir. Bir de Zivot-Andrews tek kırılmalı birim kök testinin Model B'sinden geliştirilerek elde edilen Model CA vardır. Model CA, hem sabitte hem de trendde bir yapısal kırılmaya izin vermektedir (Lumsdaine – Papell (1997).

$$DT1_t = \begin{cases} t-TB1 & t > TB1 \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$DT2_t = \begin{cases} t-TB2 & t > TB2 \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

şeklinde tanımlanır.

Bu testte, tüm olası kırılma tarih çiftleri (TB1, TB2) için α 'nın t istatistiği hesaplanır ve bu hesaplanan t istatistiklerden en küçük olan değer kırılma tarihi olarak belirlenir.

Bu testinin hipotezleri,

H0: $\alpha = 0$, seri durağan değildir (birim köklüdür)

H1: $\alpha < 0$, seri 2 yapısal kırılma ile durağandır (birim kök yoktur)

şeklinde ifade edilmektedir.

Bu test için karar mekanizması

$|\text{hesaplanan test istatistiği}| < |\text{kritik değer}| \Rightarrow \text{temel hipotez reddedilemez}$

$|\text{hesaplanan test istatistiği}| > |\text{kritik değer}| \Rightarrow \text{alternatif hipotez reddedilemez}$

şeklindedir.

2.3. Hatemi-J Eşbütünleşme Testi

Hatemi-J Eşbütünleşme Testi(2008), seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini yapısal kırılmaları dikkate almayan Engle-Granger ve Johansen gibi zayıf eşbütünleşme testlerinin aksine iki içsel kırılmaya izin vererek incelemektedir. Test, bir içsel kırılmaya izin veren Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi'nin genişletilmesiyle elde edilmiştir.

Testin modeli

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0' x_t + \beta_1' D_{1t} x_t + \beta_2' D_{2t} x_t + u_t$$

şeklindedir.

Modelde;

- y_t : bağımlı değişkeni
- α_0 : yapısal değişimlerden önceki sabit terimi
- α_1 : 1. yapısal değişimden sonra sabit terimde meydana gelen değişimi
- α_2 : 2. yapısal değişimden sonra sabit terimde meydana gelen değişimi
- β_0 : yapısal değişimlerden önceki eğim katsayısını

- β_1 : 1. yapısal değişimden sonra eğim katsayısında meydana gelen değişimi
- β_2 : 2. yapısal değişimden sonra eğim katsayısında meydana gelen değişimi
- x_t : bağımsız değişkenler vektörünü
- $\tau_1 \in (0,1)$ ve $\tau_2 \in (0,1)$ terimleri yapısal kırılma tarihlerini gösteren bilinmeyen değişkenleri
- D_{1t} ve D_{2t} ise yapısal kırılmaların etkilerini modele dahil eden kukla değişkenleri

göstermektedir.

Burada D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenleri

$$D_{1t} = \begin{cases} 1 & t > [n\tau_1] \text{ iken,} \\ 0 & t \leq [n\tau_1] \end{cases}, \quad D_{2t} = \begin{cases} 1 & t > [n\tau_2] \text{ iken,} \\ 0 & t \leq [n\tau_2] \end{cases}$$

şeklinde ifade edilmektedir.³

Burada test istatistiği için tüm olası kırılma tarih çiftleri En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilir, tahminlerden elde edilen kalıntılara ADF, Z_t ve Z_α testleri uygulanır ve test istatistiğini en küçük yapan değer kırılma çifti olarak seçilir.

Hatemi-J Eşbütünleşme Testinin hipotezleri

H_0 : seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur

H_1 : seriler arasında iki yapısal kırılmayla birlikte eşbütünleşme ilişkisi vardır

şeklinindedir.

Testin karar hipotezi için kritik değerler modeldeki bağımsız değişken sayısına göre Hatemi-J (2008)'de tablolatırılmıştır.

Karar mekanizması,

$|hesaplanan\ test\ istatistiği| < |kritik\ değer| \Rightarrow temel\ hipotez\ reddedilemez$

$|hesaplanan\ test\ istatistiği| > |kritik\ değer| \Rightarrow alternatif\ hipotez\ reddedilemez$

şeklinde ifade edilmektedir.

2.4. VECM 'e (Vektör Hata Düzeltme Modeline) Dayalı Granger Nedensellik Testi

Nedensellik analizi, iktisadi zaman serilerinde ilk olarak Wiener (1956) tarafından ortaya atılmış, sonrasında Granger'ın (1969) yapmış olduğu çalışmalarla yaygınlaşmıştır. Granger nedensellik testi için öncelikle seriler arasındaki uzun dönem ilişkisine bakılmalıdır. Durağan

³n: gözlem sayısını göstermektedir.

olmayan seriler arasında bir uzun dönem ilişkisi yok ise bu seriler durağanlaştırılarak VAR'a dayalı Granger Nedensellik testi yapılabilmektedir. Seriler arasında bir uzun dönem ilişkisi var ise bu seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Engle ve Granger tarafından geliştirilen (1987)VECM'e (Vektör Hata Düzeltme Modeline) Dayalı Granger Nedensellik Testi ile yapılabilmektedir.

Testin modeli;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \delta_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \delta_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

şeklindedir.

Modelde,

- α ve β gecikme katsayılarını
- k gecikme derecesini
- ECT uzun döneme ait eşbütünleşme ilişkisinin kalıntılarını
- ECT_{t-1} ise hata terimini

ifade etmektedir.

Testin hipotezleri

H_0 : X, Y'nin Granger nedeni değildir

H_1 : X, Y'nin Granger nedenidir

şeklindedir.

Bu test için karar hipotezi ise

$$|\text{hesaplanan test istatistiği}| < |\text{kritik değer}| \Rightarrow \text{temel hipotez reddedilemez}$$

$$|\text{hesaplanan test istatistiği}| > |\text{kritik değer}| \Rightarrow \text{alternatif hipotez reddedilemez}$$

şeklindedir.

3. Veri Seti ve Uygulama Sonuçları

Bu çalışmada Türkiye için 1975-2015 dönemini kapsayan intihar oranı ve büyüme değişkenleri kullanılmıştır. Verilerden kaba intihar hızı (intihar oranı) TÜİK istatistiklerinden büyüme ise Dünya Bankası Dünya Gelişim Göstergelerinden elde edilerek düzenlenmiş ve

değişkenler Napier Logaritması⁴ alındıktan sonra modele dahil edilmiştir. İntihar değişkeni (LNINT) kişi başına düşen kaba intihar hızını yüz bin kişi başına cinsinden göstermekteyken, büyüme değişkeni (LNGDP) ise kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılayı sabit fiyatlarla dolar cinsinden göstermektedir. Analizde kullanılan LNINT ve LNGDP serilerinin durağanlık düzeyleri ADF ve LP birim kök testleriyle sınanmıştır. Tablo 2 ve Tablo 3'te özetlenen sonuçlara göre ADF test sonuçları ile LP test sonuçları tutarlıdır. Hem LNINT serisi hem de LNGDP serisi, iki yapısal kırılma ile birlikte %1 anlamlılık seviyesinde birinci farklarında durağandır.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

	LNINT için ADF BirimKökTesti		Sonuç
	DüzyeDeğeri	BirinciFark	
Test istatistiği	-3.506752	-7.957597	I(1) seridurağandır
1% kritikdeğeri	-4.205004	-4.211868	
5% kritikdeğeri	-3.526609	-3.529758	
10% kritikdeğeri	-3.194611	-3.196411	
	LNGDP için ADF BirimKökTesti		Sonuç
	DüzyeDeğeri	BirinciFark	
Test istatistiği	-2.864659	-6.596281	I(1) seridurağandır
1% kritikdeğeri	-4.205004	-4.211868	
5% kritikdeğeri	-3.526609	-3.529758	
10% kritikdeğeri	-3.194611	-3.196411	

Tablo 3'te intihar için kırılma yılları 1985-2000 yılları olarak görülmektedir. Bu yıllar için yapısal değişimin kaynağı araştırıldığında somut bir bilgiye ulaşılamamıştır.

Gelir içinse kırılma yılları 1983-1998 yılları olmuştur. 1983 yılında Türk Parasını Koruma Kanunu'nun değiştirilerek döviz alım satımının serbest kalmasının ve aynı dönemde Erzurum ile Kars'ta depremlerin meydana gelmesinin kırılma yıllarında etkili olabileceği düşünülmüştür. 1998 yılında ise Adana'da meydana gelen depremin yapısal kırılmaya neden olmuş olacağı düşünülmektedir.

⁴Napier Logaritması, John Napier tarafından keşfedilen, $e (=2,718281828)$ tabanına göre elde edilen tabii logaritma.

Tablo 3. LP Birim Kök Testi Sonuçları

LNINT için LP BirimKökTesti			DLNINT için LP BirimKökTesti			Sonuç
Test ist.	-5.4866		Test ist.	-8.7874		I(1) seri 2 yapısal kırılma ile durağan
1%	-7.1900	Kırılma	1%	-6.7400	Kırılma	
5%	-6.7500	1985 2000	5%	-6.1600	1980 1993	
10%	-6.4800		10%	-5.8900		
Max gecikme Schwarz bilgi kriterine göre 9 olup uygun gecikme uzunluğu 0'dır			Max gecikme Schwarz bilgi kriterine göre 9 olup uygun gecikme uzunluğu 0'dır			
LNGDP için LP BirimKökTesti			DLNGDP için LP BirimKökTesti			Sonuç
Test ist.	-4.9178		Test ist.	-7.3892		I(1) seri 2 yapısal kırılma ile durağan
1%	-7.1900	Kırılma	1%	-6.7400	Kırılma	
5%	-6.7500	1983 1998	5%	-6.1600	1982 2002	
10%	-6.4800		10%	-5.8900		
Max gecikme Schwarz bilgi kriterine göre 9 olup uygun gecikme uzunluğu 0'dır			Max gecikme Schwarz bilgi kriterine göre 9 olup uygun gecikme uzunluğu 0'dır			

Birim kök testlerine göre değişkenler aynı mertebeden eşbütünlüşme derecelerine sahip olduklarından dolayı aralarındaki uzun dönem ilişkisi 2 yapısal kırılmaya izin veren Hatemi-J Eşbütünlüşme testi ile tespit edilmiştir. ADF test sonucuna göre %10 anlamlılık düzeyinde temel hipotez reddedilerek değişkenler arasında iki yapısal kırılmayla birlikte uzun dönem ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Kırılma yılları ise 1996 ile 1998 dönemidir. 1996 yılında 15 Avrupa ülkesi ile Gümrük Birliği anlaşmasının imzalanmış olmasının ve deli dana hastalığının insanlara da bulaştığı haberinin yayılmasının kırılma dönemlerinde etkili olabileceği düşünülmüştür. 1998 yılında ise yine Adana'da meydana gelen depremin yapısal kırılmaya neden olduğu söylenebilir.

Tablo 4. Hatemi-J Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Test istatistiği	ADF	Z_t	Z_a	Sonuç
	-5.6674272	-5.727	-36.854	Seriler arasında iki yapısal kırılmayla birlikte eşbütünlüşme ilişkisi vardır.
m=1 için				
1% kritik değeri	-6.503	-6.503	-90.794	
5% kritik değeri	-6.015	-6.015	-76.003	
10% kritik değeri	-5.653	-5.653	-52.232	
Kırılma Noktaları	1996 1998	1981 1988	1981 1988	

Değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin tespitinden sonra bu değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisine ait katsayılar ADF testinin verdiği kırılma yılları dikkate alınarak Philips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilmiş olan FMOLS (fully modified ordinary least square) testi ile tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bağımsız değişken LNGDP'de meydana gelen %1'lik bir artışın bağımlı değişken LNINT'yi %0,52 arttıracığı görülmektedir. Uzun dönem için yapılmış olan tanısıl test sonuçlarına göre de modelde otokorelasyon olmadığı ve serinin normal dağıldığı görülmektedir.

Tablo 5.FMOLS Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Prob.
LNGDP	0.520722	0.167878	3.101794	0.0037
C	-3.754101	1.454677	-2.580710	0.0141
KUKLA1	0.290764	0.119282	2.437611	0.0199
KUKLA2	0.040338	0.112450	0.358717	0.7219

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki varlığında hata düzeltme modelleri de kullanılmaktadır. Bu modeller uzun dönemde dengeden (ilişkiden) sapmayı göstermektedir. Elde edilen kısa dönem tahmin sonuçlarına göre hata düzeltme parametresi (ECT(-1)) istatistiksel olarak anlamlıdır. Parametrenin işaret ile büyüklüğü beklenildiği yönde seyretmektedir (-0.422345) ve hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Dolayısıyla kısa dönemde meydana gelen sapmaların yaklaşık %42'si(0,422345) bir sonraki dönemde düzelerek uzun dönem denge (ilişki) değerine yaklaşmaktadır. Uzun dönem denge değerine tamamen ulaşılabilmesi için yaklaşık 0,42 döneme ($\approx 5,07$ aya) ihtiyaç vardır.

Tablo 6: Kısa Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Prob.
D(LNGDP)	-0.016824	0.513554	-0.032760	0.9740
ECT(-1)	-0.422345	0.177965	-2.373189	0.0231
C	0.021203	0.020549	1.031827	0.3090

Kısa dönem için de tanısal test sonuçları incelenmiştir. Sonuçlara göre modelin herhangi bir değişen varyans ile otokorelasyon sorunu içermediği ve normal dağılım sergilediği tespit edilmiştir.⁵Elde edilen bu sonuçlar, yapılan analizde elde edilen sonuçların güvenilir olduğunu desteklemektedir.

Tablo 7. Kısa Dönem için Tanısal Testler

Tanısal Testler	LM	BPG	JB
X^2	0.1483	2.2602	0.6185
p değeri	0.9285	0.3230	0.7339

Seriler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı, bu seriler arasında en az bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ifade etmektedir. Seriler arasındaki bu nedensellik VECM'e (Vektör Hata Düzeltme Modeline) Dayalı Granger Nedensellik Testi ile incelenmiştir.

VECM'e Dayalı Granger Nedensellik testi için uygun gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir ve LNGDP, LNINT'nin Granger nedeni olmak üzere değişkenler arasında tek yönlü Granger Nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

⁵ LM; BreushGodfrey LM otokorelasyon testini, BPG; Breush Pagan Godfrey değişen varyans testini, JB; Jarque-Bera normallik testini göstermektedir.

Tablo 8. LNINT ile LNGDP için Nedensellik Testi

VEC GrangerCausality/BlockExogeneityWaldTests			
Dependentvariable: D(LNINT)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGDP)	7.591420	2	0.0225
All	7.591420	2	0.0225
Dependentvariable: D(LNGDP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNINT)	0.523393	2	0.7697
All	0.523393	2	0.7697

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada intihar oranı ile kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla arasındaki ilişki ele alınmıştır. Analizler yapılırken kırılmalı birim kök testi ile kırılmalı Hatemi-Jeşbütünleşme testi ve VECM'e Dayalı Granger Nedensellik testi kullanılmıştır. İlk olarak serilerin durağanlıkları ADF ve LP birim kök testleri ile sınanmış olup tüm değişkenlerin 1. mertebeden durağan oldukları tespit edilmiştir. Daha sonra seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi Hatemi-J eşbütünleşme testi ile belirlenmiştir. Eşbütünleşme ilişkisi bulunan değişkenler için uzun ve kısa dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Gelir değişkeninin katsayısı pozitif bulunmuştur. Sonuçlara göre uzun dönemde gelirdeki % 1'lik bir artış intihar oranını % 0,52 arttırmaktadır. Eşbütünleşik serilere VECM'e dayalı Granger nedensellik testi uygulanarak LNGDP'den LNINT'ye doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmiştir. Bu sonuca göre Türkiye'de gelir artışı intihara neden olmaktadır. Geliri artan birey, bu yeni gelir profiline entegrasyonunu sağlayamadığı ve bunun oluşturduğu stres seviyesinin altından kalkamadığı için intiharı, yaşamını devam ettirmeye göre daha cazip bulmaktadır.

Dünya Sağlık Örgütü intihar için farkındalık yaratmak amacıyla iki yılda bir gerçekleştirmek suretiyle 10 Eylül'ü "Dünya İntiharı Önleme Günü" olarak ilan etmiştir. Amaç intiharın altında yatan nedenleri tespit etmek ve her ülkede gerçekleştirilebilecek eylem planları geliştirmektir. Birleşmiş Milletler de 1996 yılında Dünya Sağlık Örgütü ile ortak stratejiler belirleyerek 25'den fazla ülkede intiharı önlemek için ulusal stratejiler belirlemiştir.

4 Kasım 2017 tarihinde İstanbul'da "Uluslararası İntiharı Önleme Çalıştayı" düzenlenmiştir. Çalıştay kapsamında intiharı önlemek ve bireylere destek vermek amacıyla "Hayata Bağlan" projesinin uygulanması ve telefon destek hattı kurulması planlanmıştır.

İntiharın önlenmesinde;

- Toplumsal yaşam ve iş koşullarının iyileştirilerek stresin azaltılması,
- Hükümetler tarafından yoksullaşmayı önleyici ve işsizliği minimuma indireyecek kamusal politikaların belirlenmesi,
- Özellikle gençlere öğretmen ve danışmanlar tarafından iyilik, özgüven ve yaşam amacı ve kimlik duygusunun aşılması,
- Çocukluk travmalarının atılması için rehabilitasyon merkezlerinin artırılması,
- Alkol ve madde kullanımının zararlarının sürekli anlatılması,
- Özellikle aile içi ilişkilerin güçlendirilerek baskı ve şiddetin giderilmesi,
- Bireylerde değersizlik ve yetersizlik gibi duyguların oluşumunun engellenmesi,
- Bireylerin stres seviyelerini düşürecek spor aktiviteleri, hobi etkinlikleri gibi sosyal faaliyetlerin artırılması,
- İntihar konusunda gönüllü ve resmi kurumlar tarafından ücretsiz psikolojik destek veren birimlerin artırılması ve

Yakınının intihar etmiş ya da bireyin kendisinin girişimde bulunmuş olmasından dolayı toplumsal damgalanmanın önlenmesi alınabilecek tedbirler arasındadır.

KAYNAKÇA

Altınanahtar, A., & Halıcıoğlu, F. (2009) A dynamic econometric model of suicides in Turkey. *The Journal of Socio-Economics*, 38(6), s.903-907.

Andrés, A. R., Halıcıoğlu, F. (2010) Determinants of suicides in Denmark: Evidence from time series data. *Health Policy*, 98(2), s.263-269.

Antonakakis, N., Collins, A. (2016) "A suicidal Kuznets curve?", MPRA Papers, No.71108. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/71108/1/MPRA_paper_71108.pdf

Arkun, N. (1978) İntiharın Psikodinamikleri, Edebiyat Fakültesi Matbaası, İstanbul.

Bussu, A., Detotto, C., & Sterzi, V. (2013) "Social Conformity and Suicide", *The Journal of Socio-Economics*, 42(Supplement C), s.67-78.

Breuer, C. (2015) "Unemployment and Suicide Mortality: Evidence From Regional Panel Data in Europe", *Health Economics*, 24 (8), 936-950.

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 İn East/Southeast Asia? A Time-Trend Analysis For Japan, Hong Kong, South Korea, Taiwan, Singapore And Thailand", *Social Science and Medicine*, 68(7), s.1322–1331.

Çuhadaroğlu, F., Sonuvar B. (1993) Adolesan İntiharları ve Kendilik İmgesi, *Türk Psikiyatri Dergisi*, 4(1), s. 29-38.

Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1979) "Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, s.427-431.

Durkheim, E., (1992) *İntihar*, (Çev. Özer Ozankaya), 2. Baskı, Ankara: İmge Kitabevi.

- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, s.251-276
- Fırat, R. (2001) "Ölüm ve İntiharın Psikodinamiği", *Köprü Dergisi*, 76 (Güz). <http://www.koprudergisi.com/index.asp?Bolum=EskiSayilar&Goster=Yazi&YaziNo=11> (Erişim Tarihi: 05.10.2017)
- Granger, C.W.J. (1969) "Investigating Causal Relations By Econometric Models Andcross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), s.424-438.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2012) *Temel Ekonometri* (Ü. Şenesen & G. G. Şenesen, Trans. 5 ed.), İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Harmancı, P., (2015) "Dünya'daki ve Türkiye'deki İntihar Vakalarının Sosyodemografik Özellikler Açısından İncelenmesi", *Hacettepe University Faculty of Health Sciences Journal*, 1(1).
- Hatemi-J, A (2008) "Tests For Cointegration With Two Unknown Regime Shifts With an Application to Financial Market Integration", *Empirical Economics*, 35, s.497-505.
- Henry, A. F. - Short, J. F. (1954) *Suicide and Homicide – Some Economic, Sociological and Psychological Aspects of Aggression*, New York, FreePress.
- Jalles, J. T., & Andresen, M. A. (2015) "The social and economic determinants of suicide in Canadian Provinces", *Health Economics Review*, 5(1).
- Lee, S.-U., Oh, I.-H., Jeon, H. J., & Roh, S. (2017) "Suicide Rates Across Income Levels: Retrospective Cohort Data On 1 Million Participants Collected Between 2003 And 2013 In South Korea", *Journal of Epidemiology*, 27(6), s.258-264.
- Jungeilges, J., & Kirchgässner, G. (2002) "Economic Welfare, Civil Liberty, And Suicide: An Empirical Investigation", *The Journal of Socio-Economics*, 31(3), s.215-231.
- Lıbanio, G.A. (2005) "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Theory, Implications, and Evidence", *Nova Economia*, 15(3), s.145-176.
- Lumsdaine, R.L., PABELL, D.H. (1997) "Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), s.212-218.
- Moscicki, E. K., (1995) Epidemiology of Suicide, North American Perspectives, *International Psychogeriatrics*, 7(2), s. 137-148
- Neumayer, E. (2003) "Are Socioeconomic Factors Valid Determinants Of Suicide? Controlling For National Cultures Of Suicide With Fixed-Effects Estimation", *Cross-Cultural Research*, 37(3), s.307-329.
- Okada, K., & Samreth, S. (2013) "A study on the socio-economic determinants of suicide: Evidence from 13 European OECD countries", *The Journal of Socio-Economics*, 45(Supplement C), s.78-85.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), s.1361-1401.
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,," *Review of Economic Studies*, 57(1), s.99-125.
- Pridmore, S.,&Walter, G. (2013). ThePredicaments of People WhoseSuicidewasCaptured on Film. *TheMalaysianJournal of MedicalSciences* : MJMS, 20(4), 64–70.

- Rhyne, C. E.,Templer D. I., Brown, L. G. (1995) "Dimensions of Suicide: Perceptions of Lethality, Time And Agony, Suicideand Life Threatening Behavior", 25(3), s.373-80.
- Seyidođlu, H. (2006) *İktisat Biliminin Temelleri*, Güzem Can Yayınları, İstanbul
- Sher, L. (2006) "Per Capita Income Is Related To Suicide Rates İn Men But Not İn Women", *The Journal of Men's Health & Gender*, 3(1), s.39-42.
- Topbaş, F. (2007) "İşsizlik ve İntihar İlişkisi: 1975-2005 VAR Analizi", *Karamanođlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal Ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, (2), s.161-172.
- Tunalı, H., Özkaya, S., (2016) "Türkiye’de İşsizlik - İntihar İlişkisinin Analizi", *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), s.56-70
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) (2015) "İntihar İstatistikleri", www.tuik.gov.tr/PdfGetir.do?id=21516 (Erişim tarihi: 08.10.2017).
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) (2016) "Ölüm İstatistikleri", www.tuik.gov.tr/PdfGetir.do?id=24649 (Erişim tarihi: 08.10.2017).
- Weyerer, S. - Wiedenmann, A. (1995) "Economic Factors and The Rates of Suicide in Germany Between 1881 and 1989", *Psychological Reports*, 76 , s.1331-41.
- Wiener, N. (1956) "The Theory Of Prediction", içinde, (Ed.) E.F. Beckenbach, *Modern Mathematics for Engineers*, (165-190). New York: McGraw-Hill.
- Yang, B. - D. Lester, D. (1990) *Time-Series Analyses of the American Suiciderate*, *The Lancet*, 25, 274–275.
- Weis, M.A., (1974) *Suicide. A Handbook Of Psychiatry*, (Ed.) S Arieti, New York. Basic books Inc. Publishers, s.743-65.
- World Health Organization (WHO) (1999) "Figures and Facts About Suicide", Geneva, http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/66097/1/WHO_MNH_MBD_99.1.pdf (Erişim Tarihi: 01.10.2017)
- World Health Organization (WHO) (2000) "Preventing Suicide: A Resource For Media Professionals", http://www.who.int/mental_health/media/en/426.pdf (Erişim Tarihi: 03.10.2017).
- World Health Organization (WHO) (2007) "Preventing Suicide İn Jails And Prisons", Geneva, http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/resource_jails_prisons.pdf (Erişim Tarihi: 04.10.2017).
- World Health Organization (WHO) (2017) Mental Health, (http://www.who.int/mental_health/suicide-prevention/en/(Erişim Tarihi: 03.10.2017).
- Zhang, J., Ma, J., Jia, C., Sun, J., Guo, X., Xu, A., Li, W. (2010) "Economic Growth And Suicide Rate Changes: A Case İn China From 1982 To 2005", *European Psychiatry*, 25(3), s.159-163.