

ÜMİT ŞENESEN'E  
ARMAĞAN PAYLAŞIMLAR:  
SAYILARLA TÜRKİYE EKONOMİSİ

*Derleyenler*

Ahmet Atıl Aşıcı

Mehtap Hisarcıklılar

İpek İlkcaracan

Derya Gültekin Karakaş

Tolga Kaya



Literatür Yayınları:

**Ümit Şenesen'e Armağan Paylaşımlar:**  
Sayılarla Türkiye Ekonomisi

Birinci Basım: Eylül 2013, İstanbul

**Genel Yayın Yönetmeni:** Kenan Kocatürk  
**Kapak - Tasarım:** Aslı Akgün  
**Baskı:** Ayhan Matbaası (0212) 445 3238

ISBN 13: **978-975-0406492**

**Derleyenler:** Ahmet Atıl Aşıcı, Mehtap Hisarcıklılar,  
İpek İlkkaracan, Derya Gültekin Karakaş, Tolga Kaya

© Copyright 2013, **Literatür:** Yayıncılık

Bu kitabın yayın hakları Literatür Yayıncılık Dağıtım Pazarlama San. ve Tic. Ltd. Şti.'ne aittir. Kitabın tamamı veya bir bölümü hiçbir biçimde çoğaltılamaz, dağıtılamaz, yeniden elde edilmek üzere saklanamaz.

Sertifika No: 10843

**LİTERATÜR:** Yayıncılık, Dağıtım, Pazarlama, San. ve Tic. Ltd. Şti.  
İstiklal Caddesi, Emgen Han, No:47 Kat:4

**T** 0(212) 292 4120

**F** 0(212) 245 5987

**E** literatur@literatur.com.tr

www.literatur.com.tr

## İÇİNDEKİLER

Önsöz ve Teşekkür	1
Giriş: ESKİ VE YENİ BÜYÜME ETKENLERİ VE TÜRKİYE’NİN BÜYÜMESİ Tuncer Bulutay	3
Bölüm 1	
1. TÜRKİYE’DE MAKRO EKONOMETRİK MODELLERE TARİHSEL BİR BAKIŞ Suut Doğruel ve Fatma Doğruel	119
2. TEMEL KAVRAMLAR: TÜRKÇE İKTİSADA GİRİŞ VE MAKROİKTİSAT KİTAPLARININ YENİDEN BİR DEĞERLENDİRMESİ Gülay Günlük-Şenesen	135
3. ULUSAL GİRDİ-ÇIKTI AĞLARINI MARKSİST BİR ÇERÇEVEDE YENİDEN DÜZENLEMEK Alper Duman ve Ertuğrul Ahmet Tonak	147
4. KRİZ PATOLOJİSİNİN NİCEL GÖRÜNÜMÜ VE SİSTEM YORUMU İzzettin Önder	175
5. DEĞERİN DEĞİŞMEZ ÖLÇÜSÜ, STANDART MAL VE “TERS DÖNÜŞÜM” Sungur Savran	191
6. KAPİTAL’DEKİ SINAÎ YAPI ANALİZLERİ ÜZERİNE NOTLAR Oktar Türel	229
7. BİLİM VE BİLİM AHLAKI: BİR BENZETİM MODELİ DENEMESİ Yücel Candemir	257
Bölüm 2	
8. EKOLOJİK AYAK İZİMİZ NE SÖYLÜYOR?: TÜRKİYE’DE BÜYÜME - DOĞA İLİŞKİSİ Ahmet Atıl Aşıcı ve Sevil Acar	271

9. TÜRKİYE'DE SANAYİLEŞMENİN BİR BİLEŞENİ OLARAK DOĞRUDAN YABANCI YATIRIM VE DIŞ TİCARET İLİŞKİSİ Derya Gültekin-Karakaş, Mehtap Hisarcıklılar, Gül Hayta	299
10. TÜRKİYE'DE İKTİSADİ BÜYÜMENİN İSTİHDAM ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN ÜRETİM KESİMLERİNE VE BÖLGELERE GÖRE AYRIŞTIRILMASI Umut Gündüz ve Tolga Kaya	339
11. TÜRKİYE'DE İNTİHARLARIN EKONOMİK DALGALANMALARLA İLİŞKİSİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA İpek İlkaracan ve Yasin Kütük	353
12. TÜRKİYE'DE SUÇ VE EMEK PİYASASI İLİŞKİSİ Alpay Filiztekin	377
13. TÜRKİYE'NİN ASKERİ HARCAMALARI: KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ Nurhan Yentürk	397

### Bölüm 3

14. TÜRKİYE GETİRİ EĞRİSİNİN BAYESGİL YARI-PARAMETRİK DİNAMİK NELSON-SİEGEL MODELİYLE ANALİZİ Cem Çakmaklı	445
15. DOĞRUDAN TİCARET ENGELLERİNİN KKTC EKONOMİSİ ÜZERİNE ETKİLERİ: OYUN KURAMSAL BİR MODEL Suna Gönültaş ve Benan Zeki Orbay	455
16. EEA SEKTÖRÜNDE GERİ DÖNÜŞÜM ETKİLERİNİ İRDELEYEN BİR GİRDİ-ÇIKTI MODELİ ÖNERİSİ H. Ziya Ulukan ve Müjde Erol Genevois	473



## ÖNSÖZ VE TEŞEKKÜR

Bu kitap, 11 Temmuz 2012 tarihinde emekliye ayrılan olan hocamız Prof. Dr. Ümit Şenesen için, 22 Haziran 2012 tarihinde düzenlemiş olduğumuz “Sayıların Arkasındakiler: Ümit Şenesen’e Armağan Paylaşımlar” başlıklı bilimsel toplantıda sunulan çalışmalarını bir araya getirmektedir. Toplantıda sunum yapan ve çalışmalarını poster biçiminde bizimle paylaşan değerli bilim insanlarının katkıları olmasaydı böyle bir kitap oluşturulamazdı. Kendilerine teşekkür ederiz.

Kitabımız dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünde Türkiye’nin tanınmış iktisatçılarından Tuncer Bulutay’ın Haziran 2012’deki bilimsel toplantıda yaptığı açılış sunumunun arka planını oluşturan kapsamlı bir çalışması yer almaktadır. Bunu izleyen birinci bölümde kavramsal çalışmalara yer verilmiştir. İkinci bölümde Türkiye’ye ilişkin görgül çalışmalar yer almaktadır. Üçüncü bölüm ise kuramsal modellerin kullanıldığı çalışmalardan oluşmaktadır.

Ümit Şenesen’e armağanımız olan bu kitap, onun öğrencileri ve çalışma arkadaşları üzerinde bıraktığı güzel izlerin bir eseridir. Büyük bir özveriyle çalışarak hepimize bir akademisyenin nasıl olması gerektiği konusunda örnek olup yol gösteren, ufuk açan ve hepsinden önemlisi bizleri desteği ile yüreklendirerek insan olmanın erdem ve onurunu resmeden Hoca’mızla birlikte çalışma olanağına sahip olduğumuz için kendimizi şanslı hissediyoruz.

“Sayıların Arkasındakiler: Ümit Şenesen’e Armağan Paylaşımlar” toplantısının düzenlenmesinde destek veren başta İTÜ İşletme Mühendisliği Bölüm Başkanlığı olmak üzere, organizasyonda görevli araştırma görevlileri ve idari personel ile kitabın yayına hazırlanma aşamasında metinleri kontrol eden araştırma görevlisi Serkan Değirmenci, Umut Gündüz ve Gülçin Yücel’e katkıları için teşekkür ederiz.

Kitabın yayınlanmasına verdiği destekten dolayı Literatür Yayıncılık’tan Kenan Kocatürk’e ve diğer çalışanlara minnettarız.

Eylül 2013, İstanbul

### **Yayın Kurulu**

Ahmet Atıl Aşıcı

Mehtap Hisarcıklılar

İpek İlkkaracan

Derya Gültekin Karakaş

Tolga Kaya

# Türkiye’de İntiharların Ekonomik Dalgalanmalarla İlişkisi Üzerine Bir Uygulama

İPEK İLKKARACAN\* VE YASİN KÜTÜK\*\*

## 1. GİRİŞ

Günümüzde ekonomik dalgalanmalar giderek önem kazanan makroekonomik bir olgu olarak karşımıza çıkmaktadır. 2007’de ABD’de başlayan finansal kriz kısa zamanda küreselleşerek bir reel ekonomi krizine dönüşürken, 2009’dan itibaren sermaye birikim sürecinin en gelişmiş ve olgunlaşmış piyasa ekonomilerini içeren Avrupa Birliği’nde de giderek derinleşen bir kriz ortaya çıktı. 1970 petrol krizi sonrasında hızla küreselleşen piyasa serbestleşmesi süreçlerinin son aşaması olan finansal serbestleşme ile istikrarsız büyüme ve periyodik ekonomik krizler Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin zaten yapısal bir özelliği haline gelmişti. İstikrarsız ve derin ekonomik dalgalanmalardan nispeten muaf olduğu düşünülen AB ve ABD’nin de 2000’li yılların başı itibariyle beklenmedik hız ve derinlikte gerçekleşen bir krize maruz kalması, ekonomik dalgalanmaların gerek araştırma gerekse politika gündemindeki önemini arttırdı.

Ekonomik dalgalanmalara ilişkin temel tartışma konularından bir tanesi krizlerin kaynakları ve öngörülebilirliği üzerine yoğunlaşırken, diğeri politika yapıcılarının krizlere karşı izlemeleri gereken önlemlere odaklanmakta. Anaakım iktisat ekolü pek çok konuda olduğu gibi krizlere karşı da merkezi müdahalelerin asgaride tutularak, piyasa mekanizmasının fiyat esnekliği üzerinden zaman içerisinde sorunu çözmesi konusunda sabırlı davranılmasını savunmakta. Daha çok Keynesci yaklaşım olarak bilinen alternatif görüş ise, fiyat mekanizmasının zaman içerisinde bu sorunu çözme etkinliğini

---

\* Doç. Dr., İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi.

\*\* Marmara Üniversitesi, İktisat-Doktora.

sorgulamakta. Uzun vade için böyle bir kabulün olduğu durumlarda bile işi zamana ve piyasaya bırakmanın, ne kadar süreceği belirsiz ve sancılı süreçleri de beraberinde getirebileceği, hatta işsizlik gibi olguların uzun vadede kendi kendini tetikleyen (hysteresis) kalıcı sonuçlarının olabileceğine dikkat çekiyor. Bu kalıcı sonuçların bir kısmı toplum sağlığına ilişkin olumsuz etkiler; alkolizm ve madde bağımlılığı, suç işlemeye eğilim, intiharlar gibi patolojik psikolojik sendromlara dayalı olgular. Nitekim veriler ve pek çok uygulamalı çalışma, ekonomik kriz dönemlerinde toplum sağlığına ilişkin bu tip göstergelerde çarpıcı artışlara dikkat çekmekte. Keynes'in "uzun vadede hepimiz ölmüş olacağız" sözünden yola çıkan tartışmanın alternatif tarafı, krizlerin toplum üzerindeki etkilerini rahatlatmaya yönelik maliye ve para politikası araçlarını kullanarak müdahalelerin yapılması gerekliliğini savunmakta.

Bu çalışmanın amacı, 1982-2009 yılları arasında Türkiye'deki ekonomik dalgalanmaların toplum sağlığının bir uç göstergesi olarak alınan intiharlarla ilişkisini incelemektir. Ekonomik dalgalanmalara ilişkin göstergeler olarak kişi başı reel GSYH, işsizlik oranları ve kapanan şirket sayısı kullanılmıştır. Türkiye'de intiharların ekonomik göstergelerle beklendiği üzere birlikte hareket ettiği ve toplum sağlığının ekonomik kriz dönemlerinde belirgin şekilde olumsuz etkilere maruz kaldığı sonucuna varılmıştır.

## 2. İNTİHARLAR VE EKONOMİK DALGALANMALAR ÜZERİNE UYGULAMALI ÇALIŞMALARIN TEMEL BULGULARI

Ekonomik olgular ile intiharların ilişkisi üzerine yapılan çalışmaların kaynağı, Durkheim'ın (1897) 19.yy'ın sonlarına doğru öne sürdüğü sosyal bozulma-intihar ilişkisi hipotezine dayanmaktadır. Buna göre bir toplumdaki sosyal bozulma, intiharları tetikleyen önemli etkenlerden birdir. Ekonomik krizlerin birer sosyal bozulma kaynağı olabileceği fikrinden hareket eden pek çok çalışma intiharlar ve benzer diğer toplum sağlığı göstergeleri ile ekonomik dalgalanmalar arasında anlamlı ilişkiler bululamaktadır.

Brenner'in (1973) "Mental Illness and The Economy" başlıklı kitabı temel ekonomik göstergeler ve toplum sağlığı arasındaki ilişkiler üzerine öncül bir çalışma olması açısından önem taşımaktadır. Brenner (1973; 1982), ABD için 1905-1976 dönemi verileriyle yaptığı çalışmada, kriz dönemlerinde psikolojik veya psikiyatrik rahatsızlıklar nedeniyle kliniklere başvuru sayılarının arttığını göstermekte; ayrıca stres kaynaklı ölüm türleri ile (intihar,



kalp krizi, adam öldürme gibi) sosyal bozulmanın göstergeleri olarak aldığı kişi başı GSYH, büyüme ve işsizlik oranı gibi ekonomik göstergeler arasında anlamlı ilişkiler bulgulamaktadır (kamu sağlık harcamalarının toplam harcamalara oranı, kolej mezunu sayısı, genç oranı gibi kontrol değişkenleri de kullanılmaktadır).

Gene ABD verileriyle yapılan bir çalışma, intihar oranının yaş ile arttığını, sürekli gelir (permanent income) ile azaldığını, buna bağlı olarak çalışanların iş pozisyonlarına göre farklılaştığını göstermektedir; örneğin, mavi yakalılarda beyaz-yakalı çalışanlara göre ortalama üç kat daha fazla intihar oranı gözlemlenmiştir (Hamermesh ve Soss, 1974). Benzer şekilde, sekiz Avrupa ülkesine ait verilerle yapılan bir çalışma, düşük eğitilmişlerin yüksek eğitimlilere göre, evli olmayanların da evli olanlara göre, intihar açısından daha yüksek risk grubunu oluşturduğunu, ayrıca eğitim seviyesi ve evlilik durumunu kontrol ederek, gelir düştükçe intihar riskinin arttığını bulgulamaktadır (Lorant ve Kunst, 2005). Kimenyi ve Shughart (1986) ise irrasyonel çözüm olarak görülen intiharın, düşük gelir gruplarında nasıl rasyonel kabul edilebileceğini göstermektedir.

Buna karşılık kimi çalışmalar, gelir grubu ile intihar oranı arasında pozitif ilişki bulgulamaktadır (Burr vd., 1994; Lester, 1995; Freeman, 1998). Bu çalışmalardaki temel öngörü yüksek gelir grubundaki kişilerin daha fazla sorumluluk taşımaları, bu nedenle daha fazla baskı altında olmaları ve intihar olasılıklarının artmasıdır. Ancak bu çalışmalar, gelir dağılımını ölçen güvenilir verinin olmayışı ve eksik değişkenli regresyon tahminleri nedeniyle eleştirilmiştir (Freeman, 1998).

Ülkeler arası yatay kesit çalışmaları ve aynı ülke için yapılan zaman serisi çalışmaları ise kişi başı GSYH ile intihar oranı arasında ters orantılı bir ilişki bulmaktadırlar (Cutler vd., 2000; Chuang ve Huong, 2003; Rodriguez, 2006).

Ekonomik dalgalanmaların bir göstergesi olarak işsizliği kullanan, 1940-1984 dönemi ABD zaman serisi ile yapılan bir çalışma, intihar oranlarıyla pozitif bir ilişki bulgulamaktadır (Yang ve Lester, 1994). 1933-1985 yılları arasında 12 OECD ülkesi için yapılan zaman serisi analizinde, ABD, Hollanda, Japonya ve Tayvan için istatistiksel olarak anlamlı katsayılar elde edilmiş, diğer ülke verileriyle (Belçika, Kanada, Danimarka, İngiltere, İrlanda, Norveç, İsveç ve B. Almanya) anlamlı bir ilişki bulunamamıştır (Yang ve Lester, 1995).

Bu çalışmalara yöntemsel bazı eleştiriler getirilmiştir. Örneğin sadece işsizliğin açıklayıcı değişken olarak alınması nedeniyle sapmalı katsayılar bulunduğu (Neumayer, 2004); tek yıl kullanılması, bu yılın özel şoklardan etkilenebilir bir yıl olabileceği ve veri boyutunun küçük olması gibi nedenlerle çalışmaların istatistik gücünün zayıf kaldığı (Jungeilges ve Kirchgässner, 2002) gibi eksiklikler öne sürülmüştür. Rodriguez (2005) 15 Avrupa ülkesi için (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Hollanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere) panel veri kullandığı bir çalışmada, bu tip yöntemsel sorunları da gidermeye çalışarak, işsizliğin yanı sıra gelir eşitsizliğinin intihar oranları üzerindeki etkisini incelemiştir. Cinsiyet ve yaş aralıklarına göre ayrıştırılmış intihar oranlarının bağımlı değişken olarak alındığı bu çalışmada, işsizlik oranı ve kişi başına GSYH'nın intiharlar üzerindeki etkisi her iki cinsiyet için de pozitif ve anlamlı; gelir dağılımı (gini katsayısı) kadınlar için negatif, erkekler için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

İşsizlik-intihar ilişkisine ilişkin farklı bir sonuç bulan Neumayer (2004) çalışması dikkat çekicidir. 1980-2000 arasında gerçekleşmiş sekiz çeşit ölüm türü ile ekonomik göstergelerin ilişkisi, Almanya için tüm eyaletler bazında panel veri analizi ile inceleyen bu çalışmada, işsizliğin arttığı dönemlerde, intihar dahil tüm ölüm türlerinde düşüş gerçekleştiğini bulgulanmaktadır. Neumayer bu sonucu, işsizliğin arttığı dönemlerde insanların sosyal aktivitelerine katılarak daha fazla kendine güven, stressten uzaklaşma gibi bireyin psikolojik sağlığını olumlu etkileyen etkinliklerin artışına ve dikkat algısının yükselmesine (trafik kazaları sonucu ölümler dikkate alındığında) bağlamaktadır.

### 3. VERİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada yukarıda 2. Bölümde özetlenen ampirik çalışmaların paralelinde Türkiye'de intihar davranışının ekonomik göstergelerle olan ilişkisi 1982-2009 yılları arası için araştırılacaktır. Türkiye intihar istatistikleri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından 1974 yılından beri yıllık olarak yayınlanmaktadır. İntihar, TÜİK tarafından şu şekilde tanımlanmıştır: "İnsanın psişik tabakalarında meydana gelen bir iç çatışma sonucunda kendi kendini bilerek ve isteyerek öldürme şeklidir". İntihar verilerinde bir takım demografik değişkenlerin yanı sıra (yaş, cinsiyet, medeni durum, eğitim durumu, bölge), ekonomik değişkenler (çalışma durumu, bakmakla yüküm-

lülü olunan kimseler ve bakmakla yükümlü olunan çocuk sayısı) ve intihara ilişkin değişkenler (intihar ettiği tarih, intihar şekli, intihar nedeni) rapor edilmektedir.

TÜİK, intihar istatistikleri için verileri Emniyet Genel Müdürlüğü ve Jandarma Genel Komutanlığı’ndan temin etmektedir. Yerleşim yerlerinde meydana gelen her bir intihar olayı için “İntihar İstatistik Formu” emniyet veya jandarma teşkilatı personeli tarafından doldurularak her ayın sonunda valilik ve kaymakamlıklar kanalı ile Türkiye İstatistik Kurumu’na gönderilmektedir. İntihar istatistiklerinin güvenilirliği konusunda, kişinin yakın çevresince bildirilmesi gereken bu tip bir formun doldurulması, Türkiye’nin kültürel ve geleneksel olarak bu tip bir bilgiyi gizlemek istemesi nedeniyle şüphe içerdiği kaçınılmazdır. Ancak bu formun sadece yakınlarının ellerine teslim edilmediği, yukarıda adı geçen kurumlar tarafından da soruşturularak alındığını da göz önünde bulundurulursa, bu verilere olan güvenilirliği nispeten arttıran bir unsur olarak görülebilir.

Ekonomik göstergeler olarak kullanılan değişkenlerden kapanan şirket sayıları TÜİK’ten elde edilmiş olup, yıllık kentleşme oranı<sup>1</sup> WDI<sup>2</sup> veritabanından, reel kişi başı reel GSYH ve işsizlik oranı verileri IMF veritabanından, kaba boşanma hızı<sup>3</sup> ve intihar oranlarının hesaplanmasında kullanılan nüfus<sup>4</sup> verileri Euromonitor veritabanından alınmıştır.

Bu çalışmanın esas amacı intiharlar ile ekonomik göstergeler olan kişi başı reel GSYH, işsizlik oranı ve kapanan şirket sayısı arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu üç göstergenin yanısıra, boşanma hızı ve kentleşme oranı gibi sosyal göstergeler de diğer uygulamalı çalışmaların ışığında kontrol amaçlı kullanılmıştır (tanımlayıcı istatistikler Ek1’de yer almaktadır).

Çalışmada kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$\ln INT_t = f_{30} + f_{31} \ln GSYH_{kt} + f_{32} \ln ISS_t + f_{33} \ln KAPS_t + f_{34} \ln BOS_t + f_{35} \ln KENT_t + u_t \quad (1)$$

<sup>1</sup> Kentleşme Oranı, kentli nüfusun toplam nüfusa olan oranını göstermektedir.

<sup>2</sup> World Development Indicators, <http://data.worldbank.org>

<sup>3</sup> 1000 kişi başına boşanma sayısını göstermektedir.

<sup>4</sup> [www.euromonitor.com](http://www.euromonitor.com) adresinden alınmıştır ve nüfus verisi yıl ortası nüfusu ifade etmektedir.

Bağımlı değişken  $INT_t$  yıllık intihar sayısını ifade etmektedir. Bağımlı değişken olarak ayrıca intihar oranı  $INTORAN_t$  da (her 100,000 kişilik nüfus başına düşen intihar sayısı) alternatif olarak kullanılmıştır.

Açıklayıcı değişkenler sırasıyla,  $GSYHkb_t$  dolar karşılığı reel kişi başı GSYH'yı,  $ISS_t$  yıllık işsizlik oranını,  $KAPS_t$  yıllık kapanan şirket sayısını,  $BOS_t$  yıllık kaba boşanma hızını,  $KENT_t$  ise yıllık kentleşme oranını ifade etmektedir.

Katsayılar dair hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_1: f_{31} < 0; H_2: f_{32} > 0; H_3: f_{33} > 0; H_4: f_{34} > 0; H_5: f_{35} > veya < 0$$

Kullanılan veri seti kısa dönemli bir zaman serisi olduğundan, bu modeli tahmin etmek için kısa dönemli zaman aralıklarını inceleyen zaman serileri analizlerinde daha sağlıklı sonuçlar verdiği öne sürülen, Pesaran ve diğ. (2001) tarafından geliştirilmiş sınır testine dayalı Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Bağımlı (autoregressive distributed lag ARDL) modeli kullanılmıştır. Bunun için önce tüm serilere Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Philips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri uygulanmıştır.<sup>5</sup> Daha sonra aşağıdaki kısıtsız hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model) test edilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln INT_t = & f_{30} + L \sum_{i=1}^m f_{31i} \Delta \ln INT_{t-i} + L \sum_{i=0}^m f_{32i} \Delta \ln GSYHkb_{t-i} \\ & + L \sum_{i=0}^m f_{33i} \Delta \ln ISS_{t-i} + L \sum_{i=0}^m f_{34i} \Delta \ln KAPS_{t-i} \\ & + L \sum_{i=0}^m f_{35i} \Delta \ln BOS_{t-i} + L \sum_{i=0}^m f_{36i} \Delta \ln KENT_{t-i} + f_{37} \ln INT_{t-1} \\ & + f_{38} \ln GSYHkb_{t-1} + f_{39} \ln ISS_{t-1} + f_{310} \ln KAPS_{t-1} \\ & + f_{311} \ln BOS_{t-1} + f_{312} \ln KENT_{t-1} + f_{313} t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

İlgili değişkenin başında yer alan  $\Delta$  işlemcisi o değişkenin bir önceki gecikmeli değeri ile arasındaki farkın alındığını göstermektedir. Bu modelde

<sup>5</sup> Birim kök testleri için bkz: Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1979), Philips-Perron (1988) ve Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (1992).

gecikme uzunluğunu ifade eden  $m$ 'nin optimal değerinin tahmin edilmesi gerekmektedir.  $f_{30}$  regresyonun sabit terimi ve  $f_{313}$  ise eğilim (trend) katsayısı göstermekte olup, her iki parametre de modele tercihen dahil edilen değişkenlerdir.

Ardışık bağımlı olmayan ve seçilen ölçütlere göre belirlenen aday HDM denklemleri için “Sınır Testi” uygulanır. Bu modeller sabit terimsiz, sabit terimli veya bir eğilim katsayısı ve sabit terimi içeren modeller olmak üzere üç şekilde belirlenebilir. Sınır Testi sabit terimsiz ve sabit terimli model için bir senaryo, sabit terimli ve eğilim katsayılı model için ikinci bir senaryo ile uygulanır. Buna göre;

Sabit terimli veya sabit terimsiz model için:

$$H_0 : f_{37} = f_{3B} = f_{39} = f_{310} = f_{311} = f_{312} = 0$$

$$H_1 : f_{37} \neq , f_{3B} \neq , f_{39} \neq , f_{310} \neq , f_{311} \neq , f_{312} \neq$$

Sabit terimli ve eğilim katsayılı model için:

$$H_0 : f_{37} = f_{3B} = f_{39} = f_{310} = f_{311} = f_{312} = f_{313} = 0$$

$$H_1 : f_{37} \neq , f_{3B} \neq , f_{39} \neq , f_{310} \neq , f_{311} \neq , f_{312} \neq , f_{313} \neq$$

Bu çalışmada kullanılan değişkenler açısından uzun dönem ilişkisini gösteren ARDL modeli şu şekilde yazılabilir:

$$\begin{aligned} \ln INT_t = & f_{30} + L \sum_{i=1}^{m_1} f_{31i} \ln INT_{t-i} + L \sum_{i=0}^{m_2} f_{32i} \ln GSYH_{t-i} \\ & + L \sum_{i=0}^{m_3} f_{33i} \ln ISS_{t-i} + L \sum_{i=0}^{m_4} f_{34i} \ln KAPS_{t-i} \\ & + L \sum_{i=0}^{m_5} f_{35i} \ln BOS_{t-i} + L \sum_{i=0}^{m_6} f_{36i} \ln KENT_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

(3) No'lu denklemde yer alan bağımsız değişkenlerin uzun dönem katsayıları, her bir bağımsız değişken için pratik olarak şu şekilde hesaplanmıştır: ARDL modelinde yer alan bir bağımsız değişkenin tüm gecikmeleri değerlerinin toplamı, bağımlı değişkenin tüm gecikmeli değerlerinin 1'den farkına bölünür (Gujarati, 1999). Bunun sonucunda uzun dönemli katsayılar elde edilir.

Kısa dönem ilişkisi ise uzun dönem ilişkisini gösteren ARDL modeline dayanan “Hata Düzeltme Modeli” ile tahmin edilebilir. Bu çalışmada kullanılan değişkenler açısından HDM aşağıdaki gibi yazılabilir:

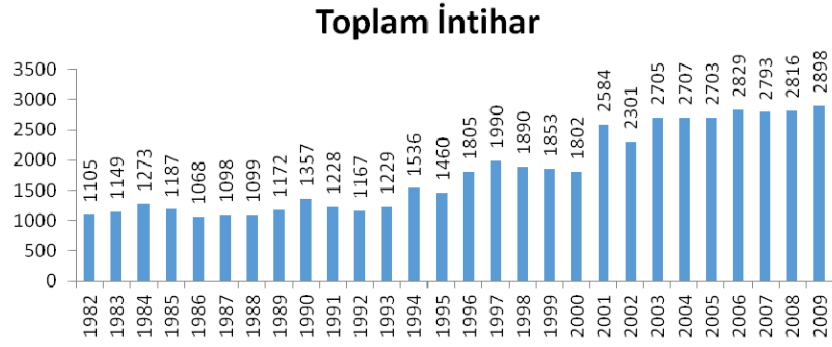
$$\begin{aligned}
 \Delta \ln INT_t = & f_{3_0} + L f_{3_{1i}} \Delta \ln NTI_{t-i} + L f_{3_{2i}} \Delta \ln GSYH_{t-i} \\
 & + L f_{3_{3i}} \Delta \ln ISS_{t-i} + L f_{3_{4i}} \Delta \ln KAPS_{t-i} \\
 & + L f_{3_{5i}} \Delta \ln BOS_{t-i} + L f_{3_{6i}} \Delta \ln KENT_{t-i} \\
 & + f_{3_7} ECT_{t-1} + u_t
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

Yukarıdaki hata düzeltme modelinde  $f_{3_7}$  hata düzeltme mekanizmasına ait bir katsayıdır ve değişkenlerin arasındaki kısa dönemli ilişkide, uzun dönemli modelden elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli değeri olarak modele dahil edilmektedir, doğası gereği  $f_{3_7}$ 'nin negatif katsayılı olması beklenir ve bu katsayı kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının düzeltileceğini göstermektedir.

#### 4. BULGULAR

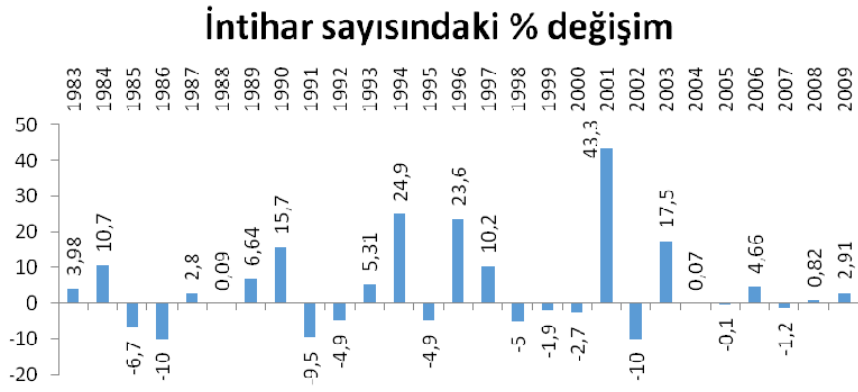
##### 4.1 TÜRKİYE'DE 1982-2009 DÖNEMİ İÇİN İNTİHAR SAYILARI VE TRENDLER

Türkiye’de 1982-2009 yılları arasına baktığımızda, nüfus 1982’den sonra yaklaşık %65 artmışken, kayıtlı verilere göre intihar sayılarında %165 artış görülmektedir (Şekil 1).



ŞEKİL 1. Türkiye’de toplam intihar sayıları. Kaynak: TÜİK.

Görüldüğü üzere 1982 yılında 1105 seviyesinde gerçekleşen intihar sayısı 2009 yılına gelindiğinde yaklaşık 2.6 kat artış göstermiştir.



ŞEKİL 2. Türkiye’de toplam intihar sayısındaki değişim. Kaynak:TÜİK

İntihar sayısındaki değişimlere baktığımızda ise, en büyük artışların sırasıyla 2001’de %44 ile, ve 1994’de %25 ile gerçekleştiği görülmektedir (Şekil 2). Bu yılların Türkiye’nin ulusal kriz yıllarına denk gelmesi dikkat çekicidir.

## 4.2 BİRİM KÖK TESTİ SONUÇLARI

Değişkenlerin birim kök testleri iki aşamalı olarak incelenmiştir. Bunlardan birincisi serinin birim kökünün sabit terimli, ikincisi ise sabit terim ve eğilim katsayılı olarak analizlerinin yapılmasıdır. Birim kök testlerinin sonuçlarını içeren Çizelge 1 incelendiğinde, doğal logaritması alınmış intihar sayısı, intihar oranı, kişi başı reel GSYH, işsizlik oranı, kapanan şirket sayısı ve kaba boşanma hızı verilerinin  $I(1)$  seviyesinde bütünleşik olduğunu, yani birincil farklarının durağan olduğunu göstermektedir. Kentleşme oranı ise PP testine göre düzey seviyesinde, yani  $I(0)$  seviyesinde durağan gözükmele beraber, GDF testinde sadece eğilim katsayılı modelde  $I(0)$  sonucunu, KPSS testinde ise sabit terimli modelde  $I(0)$ , bir sabit terim ve eğilim katsayısı içeren modele göre ise % 10 anlamlılık düzeyinde  $I(1)$  sonucunu vermek, intihar oranı ise sadece sabit terim ve eğilim katsayılı KPSS testinde  $I(0)$  sonucu vermektedir.

Kentleşme oranı ve diğer değişkenlerin farklı seviyede bütünleşik olmaları, analiz için sınır testinin kullanılmasını zorunlu kılmaktadır. İntihar oranı için ise testlerdeki tutarlılığın sağlandığı  $I(1)$  seviyesindeki bütünleşmede karar kılındığından dolayı eşbütünleşim testlerinden sadece sınır testine dayalı ARDL modelleri bu türden  $I(0)$  ve  $I(1)$  gibi farklı dereceden bütünleşik değişkenlerin bir arada kullanılarak eşbütünleşim ilişkisinin araştırılmasına izin vermektedir.

ÇİZELGE 1. Değişkenlerin birim kök testleri özeti

	GDF	PP	KPSS
$\ln INT$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$
$\ln INTORAN$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)/I(0)^*$
$\ln GSYH_{kb}$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$
$\ln ISS$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$
$\ln KAPS$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$
$\ln BOS$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$
$\ln KENT$	$I(0)/I(1)^*$	$I(0)$	$I(1)/I(0)^*$

Tüm sonuçlarda, aksi belirtilmediği sürece sabit terimli ve bir sabit terim ile eğilim katsayılı modeller aynı sonuçları vermektedir. \* ile belirtilen sonuçlardan ilki sabit terimli modelin sonucunu, ikincisi bir sabit terim ve eğilim katsayısı içeren modelin sonucunu göstermektedir.



## 4.3 SINIR TESTİ

Analizde kullanılacak değişkenlerden hiç birinin I(2) seviyesinde durağan olmadığı bir önceki bölümde gösterilmiştir. Dolayısıyla sınır testi için gerekli olan bütün koşullar yerine getirildiğinden, bütün değişkenler kullanarak sınır testi uygulanabilir.

Bu aşamada (2) No’lu model kullanılarak, intihar oranı ve intihar sayısının doğal logaritmaları bağımlı değişken alınarak iki farklı sınır testi uygulanacaktır, analiz sonuçları Çizelge 2’de gösterilmektedir.

ÇİZELGE 4.1 Sınır testi için model seçimi simülasyonlarına ait özet tablo

Bağımlı Değişken	Gecikme	Sabit Terimli		Sabit Terimli ve Eğilim Katsayılı	
	<i>m</i>	SBIC	LM-testi <sup>6</sup> $\chi^2^*$	SBIC	LM-testi $\chi^2$
<i>lnINT</i>	1	-43.7887	3.604 (0.0576)	-54.922	7.031 (0.008)
	2	-109.292	25 (0.0000)	.	.
<i>lnINTORAN</i>	1	-46.4978	3.809 (0.051)	-55.218	7.02 (0.0081)
	2	-99.0768	25 (0.0000)	.	.

SBIC (Schwarz-Bayesian Information Criteria) Stata v.11 programı tarafından, kendi hesaplamasına göre belirlenmiştir (Stata, 2009). Koyu renkli sonuçlar sınır testi için uygun modellere ait değerleri göstermektedir. Tabloda belirtilen “.” işareti bu regresyonun tanımlı olmadığını gösterir.

<sup>6</sup> Breush-Godfrey LM-Testi için hipotez testi şu şekildedir;  $H_0$ : hata terimleri arasında ardışık bağımlılık yoktur. Buna göre *m* gecikme değerinin 1 olduğu her iki model için de, %5 anlamlılık seviyesinde  $\chi^2$  değeri kritik değerden büyüktür ve “hata terimleri arasında ardışık bağımlılık yoktur” diyen  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir.

Sınır testi için  $\ln INT$  ve  $\ln INTORAN$  bağımlı değişkenleri kullanılarak uygun model seçimi için kullanılabilir gecikme seviyeleri 1 ve 2 olarak belirlenmiştir. Bunun nedeni, verilerin en fazla 1982 yılına kadar geriye götürülebilmesi nedeniyle veri aralığının 28 yıl ile sınırlı olmasıdır. Çizelge 2’de görüleceği üzere sabit terimli simülasyonlarda gecikme değerinin 2 olarak belirlendiği ve bir sabit terim ile eğilim katsayısı içeren modellerin ardışık bağımlılık sorunu olduğu görülmektedir. Bu modellerde Breusch-Godfrey LM testi’nin ardışık bağımlılığın olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla geriye sadece gecikme değerinin 1 olarak belirlendiği sabit terimli modeller kalmaktadır. Bu modellerden, bağımlı değişkenin  $\ln SUI$  ve  $\ln INTORAN$  olduğu modellerde Breusch-Godfrey LM testi’ne göre %1 anlamlılık seviyesinde ardışık bağlanım olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

Bu aşamadan sonra “ $m$ ” gecikme değerinin 1 olarak belirlendiği, sabit terimli (2) No’lu hata düzeltme modellerine sınır testi uygulanabilir. Her iki bağımlı değişken için de sonuçlar şu şekildedir:

ÇİZELGE 3. Sınır testi sonuçları

Bağımlı Değişken	
$\Delta \ln INT$	$\beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ $F_{w, (6,8)} = 3.83$
$\Delta \ln INTORAN$	$\beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ $F_{w, (6,8)} = 4.37$
	k=5
$F_{\beta}^{\alpha} - F_{\beta}^{\alpha}$ F-Kritik Değerleri*	10%      5%      1%
	2.26-3.25    2.62-3.79    3.41-4.68

\*  $F_{\beta}^{\alpha} - F_{\beta}^{\alpha}$  değerleri sırasıyla Pesaran vd. (2001) makalesindeki Tablo C1, Case III’de yer alan  $I(0)$  alt ve  $I(1)$  üst eşik değerlerini göstermektedir.  $F_w$ , belirtilen parametrelerin sıfır kısıtlaması altındaki Wald testi sonucunda elde edilen F-istatistik değeridir, k parametre sayısını göstermektedir.

Sınır testi sonuçlarının gösterildiği Çizelge 4.3'e göre bağımlı değişkenin  $\Delta \ln INT$  olduğu (2) No'lu kısıtsız HDM modelinde, düzey seviyesindeki bir gecikmeli değeri alınarak analize sokulan parametrelerin birlikte anlamlılığını ölçen Wald istatistiği değeri,  $F_w = 3.83$  bulunmuştur. Bu değer %5 anlamlılık seviyesinde  $F_p$  (3.79) olan üst sınırı geçmektedir, dolayısıyla değişkenler arasında düzey seviyesinde bir eşbütünleşim ilişkisi olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezi reddedilebilir; yani değişkenler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi vardır.

Bağımlı değişkenin  $\Delta \ln INTORAN$  olduğu (2) No'lu HDM modelinde, düzey seviyesindeki bir gecikmeli değeri alınarak yapılan analizde, parametrelerin birlikte anlamlılığını ölçen Wald istatistiği değeri,  $F_{u_t} = 4.37$  bulunmuştur. Elde edilen bu sonuç %5 anlamlılık seviyesinde  $F_p$  (3.79) olan üst sınırı geçmektedir, dolayısıyla değişkenler arasında düzey seviyesinde bir eşbütünleşim ilişkisi olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezi reddedilebilir. Bu sonuç bize değişkenler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olduğunu göstermektedir.

#### 4.4 ARDL MODELLERİ

Artık değişkenler arasındaki eş bütünleşim ilişkisini sorgulayan ARDL modelleri tahmin edilebilir. Çizelge 4'de belirlenen uygun ARDL modelleri gösterilmektedir.

Bu modellerinin tahmini için Karaca (2005)'de kullanılan ve esasen Kamas ve Joyce (1993)'de uygulanan bir yöntem kullanılmıştır. Buna göre (3) no'lu ARDL modeli şu şekilde tahmin edilerek  $m_1, m_2, m_3, m_4, m_5$  ve  $m_6$  değerleri bulunmuştur. Bu çalışmada kullanılabilecek en fazla gecikmeli değer 5 olarak belirlenmiştir, gecikme değerlerinin belirlenmesinde sadece SBIC kullanılmıştır.

Çizelge 4'te belirlenen, bağımlı değişkenin  $\ln INT$  ve  $\ln INTORAN$  olduğu her iki modelde de ARDL(1,1,0,0,0,0) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Bu sonuçlarda her iki bağımlı değişkenle kurulan modellerin birbiriyle tutarlı sonuçlar verdiği görülmektedir. Bu anlamda intihar sayısı ile intihar oranı kullanmak birbirlerine yakın sonuçlar vermektedir. Aralarında katsayısının farklı olduğu tek değişken  $\ln KENT$ , yani kentleşme oranını gösteren değişkene aittir, ancak her iki modelde de bu katsayı anlamsızdır.

ÇİZELGE 4. ARDL Modelleri

<i>lnINT</i> ARDL(1,1,0,0,0,0)		<i>lnINTORAN</i> ARDL(1,1,0,0,0,0)	
Bağımlı Değişken <i>lnINT</i>		Bağımlı Değişken <i>lnINTORAN</i>	
<i>lnINT</i> (-1)	0.4845*** (-3.1448)	<i>lnINT</i> (-1)	0.4156** (-2.5542)
<i>lnGSYHkb</i>	-0.3185** (-2.7496)	<i>lnGSYHkb</i>	-0.2998** (-2.6353)
<i>lnGSYHkb</i> (-1)	0.2536** (-2.4629)	<i>lnGSYHkb</i> (-1)	0.2283** (-2.2765)
<i>lnISS</i>	-0.4280** (-2.7078)	<i>lnISS</i>	-0.4271** (-2.7969)
<i>lnKAPS</i>	0.0669** (-2.143)	<i>lnKAPS</i>	0.0672** (-2.2527)
<i>lnBOS</i>	0.7142*** (-3.1787)	<i>lnBOS</i>	0.7185*** (-3.3009)
<i>lnKENT</i>	0.0058 (-0.6172)	<i>lnKENT</i>	-0.0019 (-0.2045)
Sabit	4.8938*** (-4.0526)	Sabit	2.1819** (-2.8046)
Gözlem sayısı	27	Gözlem Sayısı	27
R <sup>2</sup>	0.9646	R <sup>2</sup>	0.9328
F( 7, 19) = 74.03		F( 7, 19) = 37.7	
Prob > F = 0.0000		Prob > F = 0.0000	
Breush-Godfrey LM-testi		Breush-Godfrey LM-testi	
χ <sup>2</sup> değeri	0.654	χ <sup>2</sup> değeri	0.517
Olasılık değeri	0.4188	Olasılık değeri	0.4722
S.D.	1	S.D.	1
Portmanteau Q Testi		Portmanteau Q Testi	
Q-değeri	7.3187	Q-değeri	7.954
Olasılık değeri	0.7727	Olasılık değeri	0.7174
Ramsey RESET Testi		Ramsey RESET Testi	
Wald χ <sup>2</sup> değeri	0.26	Wald χ <sup>2</sup> değeri	1.03
Olasılık değeri	0.6119	Olasılık değeri	0.3102
Kalıntıların Birim kök testi		Kalıntıların Birim kök testi	
GDF	-5.752	GDF	-5.637
PP	-5.875	PP	-5.737
%1 Kritik Değeri	-3.743	%1 Kritik Değeri	-3.743

Parantez içindekiler t-değerini göstermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir.

Artık bu noktadan sonra yapılması gereken bu modellerden uzun dönem katsayılarının elde edilmesidir. Bunun için izlenecek yöntem şu şekildedir: önce bağımlı değişkenin 1'den farkı bulunur. Buna uyarlama katsayısı ( $\delta$ ) denmektedir. Bütün bağımsız değişkenlere ait katsayılar, her birinin alınan tüm gecikmeli değerleri kendi içlerinde toplanır ve bu uyarlama katsayısına bölünür. Bu şekilde hesaplanan uzun dönem katsayıları Çizelge 4'te sunulmaktadır. Bütün yorumlar bu uzun dönem katsayıları üzerinden yapılabilir.

Bağımlı değişkenin  $\ln INT$  ( $\ln INTORAN$ ) olduğu modelde diğer kontrol değişkenleri sabitken kişi başı reel GSYH %1 azaldığında, intihar sayısında %0.13'lik (intihar oranında ise %0.12'lik) bir artış olduğu gözlenmiştir. Bu sonuç daha önce kurulan hipotezlerde beklenildiği gibidir. Diğer kontrol değişkenleri sabitken işsizlik oranının %1 artışı ise intihar sayısında %0.83 (intihar oranında %0.73) azalmaya neden olmaktadır, bu sonuç daha önce belirlenen hipotezi doğrulamamaktadır.<sup>7</sup> Kapanan şirket sayısının %1 artışı, diğer kontrol değişkenleri sabitken yine intihar sayısında %0.13 (intihar oranında %0.11) artışa neden olmaktadır ve bu sonuç beklenildiği gibidir. Kaba boşanma hızında meydana gelen %1 artış ise diğer herşey sabitken intihar sayısını %1.39 (intihar oranını %1.23) arttırmaktadır, elde edilen bu sonuç yine beklenildiği gibidir. Bu modelin  $R^2$  değeri 0.96 (0.93) olarak bulunmuştur, dolayısıyla modelin açıklayıcılığının oldukça yüksek olduğu söylenebilir.

---

<sup>7</sup> Uzun dönem katsayılarını yorumlarken dikkat edilmesi gereken bir nokta, bağımsız değişkenlerden işsizlik oranı, kaba boşanma hızı, kentleşme oranı gibi yüzde değeri ifade eden değişkenlerdeki %1 artış ile kastedilmek istenen, bu oranlardaki 1 puan artış değil, oranın kendisinin %1 artışıdır. Örneğin işsizlik oranı %13 iken, burada gerçekleşen %1'lik artış sonucu işsizlik oranı %13.13 olarak değişmektedir.

ÇİZELGE 5. Uzun dönem katsayıları

Bağımlı Değişken		Bağımlı Değişken	
<i>lnINT</i>		<i>lnINTORAN</i>	
<i>lnGSYHkb</i>	-0.125897	<i>lnGSYHkb</i>	-0.122655
<i>lnISS</i>	-0.830261	<i>lnISS</i>	-0.730830
<i>lnKAPS</i>	0.129776	<i>lnKAPS</i>	0.114989
<i>lnBOS</i>	1.385450	<i>lnBOS</i>	1.229460
<i>lnKENT</i>	0.011251	<i>lnKENT</i>	-0.000325
Sabit	8.971219	Sabit	3.733570
$\delta=0.5155$		$\delta=0.5844$	

$\delta$ : Uyarlama katsayısını göstermektedir.

Bunların dışında ARDL modellerinin güvenilir olup olmadıklarını sınamak için bazı sağlamlık analizleri yapılmıştır. ARDL modelleri öncelikle muhakkak ardışık bağımlılık içermemelidir. Bunu test edebilmek için bu ARDL modellerinden elde edilen kalıntılar üzerinde Breusch-Godfrey LM ardışık bağımlılık testi ve kalıntılarının stokastik olup olmadığını ölçen ve bunların birer beyaz gürültü terimi olup olmadığını sınavan Portmanteau Q-testi ve bu sağlamlık sınamalarına ilaveten model kurma hatasını ölçen Ramsey'in RESET testi uygulanmaktadır. Son olarak yine ARDL modellerinin düzmece olmadığını test edebilmek için, bu modellerden elde edilen kalıntıların kesinlikle birim kök içermemesi gerekmektedir.

Çizelge 5'te gösterildiği üzere bağımlı değişkenin *lnINT* olduğu modelin kalıntıları için Breusch-Godfrey LM testi için  $H_0$  hipotezi, kalıntıların ardışık bağımlılık içermediğini öne sürmektedir.  $H_0$  hipotezi 0.66  $\chi^2$  değeri ile reddedilememektedir, dolayısıyla kalıntılar arasında ardışık bağımlılık yoktur. Portmanteau Q-testi'ne göre bu kalıntıların stokastik olup olmadığını ölçen ve bunların birer beyaz gürültü terimi olduğunu söyleyen  $H_0$  hipotezi, 7.32 Q-istatistik değeri ile reddedilememektedir, dolayısıyla kalıntılar beyaz gürültü terimidirler. Kurulan model doğrudur  $H_0$  hipotezini öne süren Ramsey'in RESET testi, 0.26 Wald- $\chi^2$  değeri ile  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir ve dolayısıyla model kurma hatası bulunmamaktadır. Son olarak kalıntılar %1 anlamlılık seviyesinde GDF ve PP birim kök testlerin-

den geçmektedirler. Bu sonuçlara göre  $\ln INT$  bağımlı değişkenli ARDL (1,1,0,0,0,0) modeli sağlamlık sınamalarından geçmektedir.

Bağımlı değişkenin  $\ln INTORAN$  olduğu ikinci ARDL modeli, Breusch-Godfrey LM testinde, 0.52  $\chi^2$  değeri ile bu modelin kalıntıları arasında ardışık bağımlılık yoktur diyen  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir, dolayısıyla kalıntılar arasında ardışık bağımlılık sorunu yoktur.  $H_0$  hipotezinde bu kalıntıların birer beyaz gürültü terimi olduğunu iddia eden Portmanteau Q-testi, 7.96 Q-istatistik değeri ile  $H_0$  reddedilememektedir, buna göre bağımlı değişkeni  $\ln INTORAN$  olan ARDL modelinin kalıntıları birer beyaz gürültü terimidir. Bu modele uygulanan Ramsey RESET testi, 1.03 Wald- $\chi^2$  değeri ile model kurma hatası yoktur diyen  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir, dolayısıyla bu modelde model kurma hatası bulunmamaktadır. Son olarak kalıntıların birim kök içermemesi gerektiğinden uygulanan GDF ve PP birim kök testleri, %1 anlamlılık seviyesinde kalıntıların birim kök içermediğini göstermektedir. Nihayetinde  $\ln INTORAN$  bağımlı değişkeni ile kurulan ARDL(1,1,0,0,0,0) modeli de sağlamlık sınamalarından geçmektedir.

#### 4. HATA DÜZELTME MODELLERİ

Uzun dönem katsayıları belirlendikten sonra, (4) No'lu modelde gösterilen, değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisini ortaya koyacak hata düzeltme modelleri tahmin edilebilir. HDM de aslında bir ARDL modelidir ve uygun gecikme uzunlukları belirlenerek model tahmin edilmektedir. Bunun için daha önce tahmin edilen Çizelge 4'teki ARDL modellerinde uygulanan Kamas ve Joyce (1993)'deki işlem tekrarlanacaktır. En son olarak da hata düzeltme modeline, uzun dönemli modelden elde edilen kalıntıların bir gecikmeli değeri modele dahil edilecektir. Kalıntılara ait bu terimin katsayısının negatif olması ve anlamlı olması beklenmektedir ve bu katsayı bize kısa dönemde sapmaların yüzde kaçının düzeltileceğini gösterecektir.

Kısa dönem hata düzeltme modelleri Çizelge 6'da gösterilmiştir. Bağımlı değişkenin  $\Delta \ln INT$  olduğu HDM'nde, bu modelin uzun dönemli halinden elde edilen katsayıların bir gecikmeli değeri, beklenildiği gibi negatif ve anlamlı çıkmıştır. Buna göre kısa dönemdeki sapmanın %62'si uzun dönemde düzeltilecektir. Bağımlı değişkenin  $\Delta \ln INTORAN$  olduğu HDM'nde kısa dönemdeki sapmaların %68'inin uzun dönemde düzeltileceği görülmektedir.

Hata düzeltme modelleri de daha önce bahsedilen sağlamlık sınamalarından geçirilmek zorundadır. Buna göre bağımlı değişkenin değişkenin  $\Delta \ln INT$  olduğu model, %10 anlamlılık seviyesinde Breusch-Godfrey LM testinde, ardışık bağımlılık olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. HDM'nden elde edilen kalıntıların beyaz gürültü terimi olduğunu iddia eden Portmanteau Q-testi'ne göre,  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. Ramsey RESET testinde göre model kurma hatası bulunmamaktadır ve bu modelden elde edilen kalıntılar GDF ve PP birim kök testlerinde %1 anlamlılık seviyesinde birim kök içermediği gösterilmiştir. Bu HDM'nde  $R^2$  değeri 0.55 olarak bulunmuştur, dolayısıyla modelin açıklayıcı gücünün yüksek olduğu söylenebilir. HDM'ne eklenen parametrelerin de 3.89 F-istatistik değeri, %5 anlamlılık seviyesinde tüm parametrelerin birlikte anlamlı olduğunu göstermektedir.

Bağımlı değişkenin  $\ln INTORAN$  olduğu modelde Breusch-Godfrey LM testinden %10 anlamlılık seviyesinde geçmektedir, buna göre kalıntılar arasında ardışık bağımlılık olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. Bu kalıntılar Portmanteau Q-testi'ne göre birer beyaz gürültü terimi olduğunu söyleyen  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. Ramsey'in RESET testi bu HDM'nin model kurma hatası içermediğini göstermektedir. Son olarak GDF ve PP birim kök testleri de %1 anlamlılık seviyesinde bu modelin kalıntılarının birim kök içermediğini ortaya koymuştur. Bu HDM'nde  $R^2$  değeri 0.57 olarak bulunmuştur, dolayısıyla modelin açıklayıcı gücü yüksektir. Modele eklenen parametrelerin de 4.19 F-istatistik değeri, %1 anlamlılık seviyesinde tüm parametrelerin birlikte anlamlı olduğunu göstermektedir.

Bağımlı değişkenlerin intihar sayısı ve intihar oranı olduğu bu iki HDM, bize yine sonuçların örtüştüğünü göstermektedir. Bu modelde, daha önceki analizlerde olduğu gibi kentleşme oranını gösteren parametre anlamsız çıkmıştır. Kişi başı reel GSYİH yine her iki modelde de beklenildiği gibi negatif çıkmıştır. İşsizlik oranı katsayısı her iki modelde de negatiftir ve bu beklenmeyen sonuç HDM'nde de ortaya çıkmıştır. Kapanan şirket sayısı ve boşanma hızının da yine beklenildiği gibi intihar sayısına ve intihar oranına olan etkisi pozitif çıkmaktadır.



ÇİZELGE 6. Hata düzeltme modelleri

$\Delta \ln \text{INT ARDL}(0,0,0,0,0)$		$\Delta \ln \text{INTORAN ARDL}(0,0,0,0,0)$	
Bağımlı Değişken $\Delta \ln \text{INT}$		Bağımlı Değişken $\Delta \ln \text{INTORAN}$	
$\Delta \ln \text{GSYHkb}$	-0.2288* (-1.8864)	$\Delta \ln \text{GSYHkb}$	-0.2186* (-1.8340)
$\Delta \ln \text{ISS}$	-0.2641 (-1.4141)	$\Delta \ln \text{ISS}$	-0.2630 (-1.4342)
$\Delta \ln \text{KAPS}$	0.0733* (1.8127)	$\Delta \ln \text{KAPS}$	0.0753* (1.8992)
$\Delta \ln \text{BOS}$	0.6093** (2.6537)	$\Delta \ln \text{BOS}$	0.6066** (2.6914)
$\Delta \ln \text{KENT}$	-1.4925 (-0.7500)	$\Delta \ln \text{KENT}$	-1.7677 (-0.9048)
RES(-1)	-0.6192** (-2.3958)	RES(-1)	-0.6778** (-2.5995)
Sabit	0.0498 (1.4659)	Sabit	0.0373 (1.1169)
Gözlem sayısı	26	Gözlem Sayısı	26
R <sup>2</sup>	0.5514	R <sup>2</sup>	0.5697
F( 6, 19) = 3.89		F( 6, 19) = 4.19	
Prob > F = 0.0105		Prob > F = 0.0075	
Breush-Godfrey LM-testi		Breush-Godfrey LM-testi	
$\chi^2$ değeri	3.520	$\chi^2$ değeri	3.454
Olasılık değeri	0.0606	Olasılık değeri	0.0631
S.D.	1	S.D.	1
Portmanteau Q Testi		Portmanteau Q Testi	
Q-değeri	16.5483	Q-değeri	16.9148
Olasılık değeri	0.1220	Olasılık değeri	0.1104
Ramsey RESET Testi		Ramsey RESET Testi	
Wald $\chi^2$ değeri	2.21	Wald $\chi^2$ değeri	2.10
Olasılık değeri	0.1374	Olasılık değeri	0.1473
Kalıntıların Birim kök testi		Kalıntıların Birim kök testi	
GDF	-5.663	GDF	-5.626
PP	-5.741	PP	-5.697
%1 Kritik Değeri	-3.750	%1 Kritik Değeri	-3.750

Parantez içindekiler t-değerini göstermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir. RES: Uzun dönem modelinden gelen kalıntıları gösteren hata düzeltme terimidir (sıklıkla ECT olarak da gösterilir).

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye’de 1982-2009 yılları arasındaki intiharların ekonomik dalgalanmaların göstergeleri olan kişi başı reel GSYH, kapanan şirket sayısı ve işsizlik oranı gibi değişkenlerden ne derecede etkilendiği incelenmiştir. İntiharlarla ekonomik dalgalanmalar arasındaki ilişkiye bakılırken, intihar davranışını etkilediği düşünülen boşanma hızı ve kentleşme gibi sosyal göstergelerin de etkisi incelenmiştir.

Çalışmanın dar bir zaman aralığını kapsamaması nedeniyle, Pesaran vd. (2001) makalesinde kullanılan sınır testine dayalı ARDL modelleri ile eşbütünleşim analizleri yapılarak, kısıtlı zaman serisi gözlemine ilişkin sorunlar giderilmeye çalışılmıştır. Kullanılan açıklayıcı değişkenlerin kendi aralarındaki birim kök farklılaşması sınır testine dayalı ARDL modellerinin kullanılması gerekliliğini doğurmuştur. Sınır testine dayalı ARDL modelleri ile intihar sayıları veya intihar oranları ile, kişi başı reel GSYH, işsizlik oranı, kapanan şirket sayısı, kaba boşanma hızı ve kentleşme oranı arasında eşbütünleşim ilişkisinin varolduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca ARDL modelleri bağımsız değişkenlerin en fazla bir yıl gecikmeli etkilerini tespit etmektedir, dolayısıyla ekonomik ve sosyal göstergelerin intihar üzerindeki etkisinin bir yıl ve daha kısa dönemde etkili olduğu görülmüştür. Tüm analizlerin sonucunda kentleşme oranı hariç, diğer faktörlerin intiharlar üzerinde etkin olduğu sonucuna varılmıştır.

Kullanılan üç ekonomik göstergeden ikisi, kişi başı reel GSYH ve kapanan şirket sayısı, beklenen sonuçları vermiştir. Buna göre kişi başı reel GSYH azaldıkça intiharlar artmakta, kapanan şirket sayısı arttıkça intiharlar da artmaktadır. Bu anlamda Türkiye için, 1994 ve 2001 krizlerinde görülen kişi başı GSYH değerindeki düşüş, ve kapanan şirket sayısındaki artış, yükselen intihar oranlarında etkili olmaktadır. Ancak intiharlar ile işsizlik arasında beklenen pozitif ilişki bulunamamıştır; aksine işsizlik oranı ve intiharlar arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulgulanmaktadır. Bu sonuç yukarıda ikinci bölümde Neumayer (2004) tarafından Almanya için bulunan sonuçla uyumlu olarak yorumlanabilir. Alternatif olarak beklenen etkinin bulunamamasında veri aralığının darlığı gibi kısıtlar etkili olabilir.

Çalışmada sosyal göstergeler olarak alınan kaba boşanma hızı ve kentleşme oranından sadece boşanma hızının intiharlar üzerinde etkili olduğu görül-

mektedir. Bu doğrultuda kaba boşanma hızı arttıkça, intihar oranı artmaktadır. Kentleşme oranı ise istatistiksel olarak anlamsızdır.

Sonuçta, diğer pek çok ülkede bulgulandığı üzere, Türkiye’de de ekonomik dalgalanmaların intihar sayılarını veya intihar oranlarını artırmakta etkili olduğu görülmüştür. Bu doğrultuda, salt büyümeyi hedefleyen ekonomi politikalarından ziyade, *istikrarlı* büyümeyi öncelikli kabul eden ekonomik stratejilerin öneminin altını çizmek gerekir. Ayrıca ekonomik kriz dönemlerinde, makroekonomik politikalarda karar verici konumlardaki merkezi otoritelerin krizin etkilerini hafifletici müdahalelerde bulunup bulunmamasının, salt ekonomik çerçevede değerlendirilebilecek bir konu olmadığı, ve toplum sağlığı açısından da kalıcı sonuçlarının olduğu göz önünde bulundurulmalıdır.

Ek1. Değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri

Değişken	Min	Ortalama	Maks	1.Çeyrek	Medyan	3.Çeyrek	Varyans	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık
INT	1068	1814.429	2898	1179.5	1669	2643.5	465070.2	681.9605	0.433635	1.567999
INTORAN	2.047868	2.942222	4.083718	2.257188	2.70969	3.956237	0.597328	0.77287	0.388246	1.545226
GPPPC	1192.996	3685.453	9880.874	1810.685	2910.38	4276.137	5978364	2445.069	1.188355	3.362628
ISS	6.028	8.509429	14.028	7.4585	8.0985	10.0295	3.028555	1.740274	1.196169	4.644883
KAPS	190	2972.321	10395	637.5	1038	4551.5	1.28E+07	3574.215	1.176679	2.670981
BOS	0.4	0.560714	0.8	0.45	0.5	0.7	0.023214	0.152362	0.62455	1.826906
KENT	47.24	61.06357	69.14	57.16	62.36	66	38.55076	6.208926	-0.69865	2.495874
<i>ln</i> INT	6.973543	7.436262	7.971776	7.072826	7.416795	7.879606	0.138292	0.371876	0.219745	1.449193
<i>ln</i> INTORAN	0.716799	1.046546	1.407008	0.813681	0.996176	1.375292	0.066937	0.258721	0.2257	1.503119
<i>ln</i> GDPPC	7.084223	8.021856	9.198357	7.498743	7.976038	8.360562	0.385215	0.620657	0.266127	2.170443
<i>ln</i> ISS	1.796415	2.122871	2.641055	2.009331	2.091671	2.305381	0.036447	0.190911	0.658937	3.192226
<i>ln</i> KAPS	5.247024	7.267578	9.249081	6.457502	6.943541	8.403964	1.578672	1.256452	0.255291	1.996299
<i>ln</i> BOS	-0.91629	-0.61217	-0.22314	-0.80472	-0.69315	-0.35668	0.067778	0.260341	0.427515	1.760851
<i>ln</i> KENT	3.855241	4.106628	4.236134	4.045784	4.132915	4.189647	0.011306	0.10633	-0.85881	2.77411

## KAYNAKLAR

- Brenner, H., (1973), *Mental Illness and the Economy*, Harvard University Press.
- Brenner, H., (1982), *Mental Illness and the Economy, Health and Behavior: A Research Agenda: Summary of A Conference*, ed. by Parron, L. D., Solomon, F., Jenkins, C.D., Rapor No: 6.
- Burr, J. A., McCall, P. L. ve Powell-Griner, E., 1994: Catholic Religion and Suicide: The Mediating Effect of Divorce. *Social Science Quarterly*. Sayı 75, Bölüm 2, sf. 300-318.
- Chuang, H.W. ve Huang, W. C., (2003), Suicide and Unemployment: Is There a Connection? An Ampirical Analysis of Suicide Rates in Taiwan. *Working Paper* 0217E.
- Cutler, D., Glaeser, E. ve Norberg, K., (2000), Explaining the Rise in Youth Suicide. *Working paper No.7713*. NBER, Cambridge, MA.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A., (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. Sayı 74, sf. 427-431.
- Durkheim, E., (1897), *Suicide: A Study in Sociology*. Free Press, New York, USA.
- Freeman, D. G., (1998), Determinants of Youth Suicide: The Easterlin-Holinger Cohort Hypothesis Re-examined. *American Journal of Economics and Sociology*. Sayı 57, sf. 183-200.
- Gujarati, D., (1999), *Temel Ekonometri* (Çev: Ümit Şenesen ve Gülay-Günlük Şenesen), Literatür, İstanbul.
- Hamermesh, D. ve Soss, N., (1974), An Economic Theory of Suicide. *Journal of Political Economy*. Sayı 82, sf. 83-98.
- Jungeilges, J. ve Kirchgässner, G., (2002), Economic Welfare, Civil Liberty, and Suicide: An Empirical Investigation. *The Journal of Socio-Economics*. Sayı 32, sf. 215-231.
- Kamas, L. ve Joyce, J.P., (1993), Money, Income and Prices under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and Vars. *Journal of Macroeconomics*. Sayı 15, Bölüm 4, sf. 747-768.
- Karaca, O., (2005), Türkiye'de Faiz Oranı ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?. *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni* (2005/14), Erişim Tarihi: 19.12.2010. <http://www.tek.org.tr>.
- Kimenyi, M. S. and Shughart, W. F., (1986), Economics of Suicide: Rational or Irrational Choice. *Atlantic Economic Journal*. Sayı 14, Bölüm 1, sf. 120-121.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y., (1992), Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are

- We That The Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*. Sayı 54, sf. 159-178.
- Lester, D., (1995), Explaining Regional Differences in Suicide Rates. *Social Sciences and Medicine*. Sayı 40, Bölüm 5, sf. 719-721.
- Lorant, V., ve Kunst, A.E., (2005), A European Comparative Study of Marital Status and Socio-Economic Inequalities in Suicide. *Social Science and Medicine*. Sayı 60, sf. 2431-2441.
- Neumayer, E., (2004), Recessions Lower (Some) Mortality Rates: Evidence from Germany. *Social Science and Medicine*. Sayı 58, sf. 1037-1047.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R.J., (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. Sayı 16, Bölüm 3, sf. 289-326.
- Phillips, P.C. B. ve Perron, P., (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. Sayı 75, Bölüm 2, sf. 335-346.
- Rodriguez, A., (2005), Income Inequality, Unemployment, and suicide: A Panel Data Analysis of 15 European Countries. *Applied Economics*. Sayı 37, sf. 439-451.
- Rodriguez, A., (2006), Inequality and Suicide Mortality: A Cross Country Study Development Research. Working Paper, 13/2006.
- Yang, B. ve Lester, D., (1994), Crime and Unemployment. *Journal of Socio-Economics*. Sayı 23, sf. 215-22.
- Yang, B. ve Lester, D., (1995), Suicide, Homicide and Unemployment. *Applied Economics Letters*. Sayı 2, Sf. 278-279.