

## Terör, Ekonomik Büyüme ve Genç İşsizlik Arasındaki İlişki: Panel VAR Analizi

Serhat ALPAĞUT<sup>1</sup>



Geliş Tarihi/ Received  
15/12/2020

Kabul Tarihi/ Accepted  
08/02/2021

Yayın Tarihi/ Published  
15/04/2021

**Citation/Atıf:** Alpağut, S., (2021), *Terör, Ekonomik Büyüme ve Genç İşsizlik Arasındaki İlişki: Panel VAR Analizi*, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 35(2): Sayfa: 697-719, <https://doi.org/10.16951/atauniibd.841210>

**Özet:** Bu çalışma, terörden en çok etkilenen 11 ülke ele almaktadır. (Afganistan, Pakistan, Mısır, Hindistan, Türkiye, Irak, Yemen, Nijerya, Filipinler, Libya, İsrail). Çalışmanın veri dönemi 2003-2018'dir ve terörizm, ekonomik büyüme ve genç işsizlik arasındaki ilişki araştırmaktadır. Çalışmada, değişkenlerin durağanlık testi, kesitsel bağımlılığı dikkate alan CİPS panel birim kök testi ile gerçekleştirilmiştir. Ayrıca, değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmak için Panel VAR (Vector Autoregressive Regression) ve Panel Granger Nedensellik analizleri kullanılmıştır. Ampirik bulgular, genç işsizliğin büyümeden daha fazla terörizmden etkilendiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, terörizmden genç işsizliğine tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu nedenle, genç işsizlik oranındaki iyileşmenin terörist faaliyetleri azaltacağı düşünülmektedir. **Anahtar Kelimeler:** Terör, Büyüme, İşsizlik, Genç İşsizlik, Panel VAR, Panel Granger, Etki Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırma

### *The Relationship between Terror, Economic Growth and Young Unemployment: Panel VAR Analysis*

**Abstract:** This study examines the 11 countries most affected by terrorism. (Afghanistan, Pakistan, Egypt, India, Turkey, Iraq, Yemen, Nigeria, the Philippines, Libya, Israel). The data period of the study is 2003-2018 and explores the relationship between terrorism, economic growth and youth unemployment.

In the study, the stationarity test of variables was carried out with the CIPS panel unit root test, which takes into account the cross-sectional dependence. In addition, Panel VAR (Vector Autoregressive Regression) and Panel Granger Causality analyzes were used to investigate the relationship between variables. Empirical findings reveal that youth unemployment is more affected by terrorism than growth. In addition, a one-sided causal relationship from terrorism to youth unemployment has been identified. Therefore, it is thought that the improvement in youth unemployment rate will decrease terrorist activities.

**Keywords:** Terror, Growth, Unemployment, Youth Unemployment, Panel VAR, Panel Granger, Impulse Response Analysis, Variance Decomposition

**JEL Codes:** L83, C23, E24

<sup>1</sup>Öğr. Gör., İbrahim Çeçen Üniversitesi Eleşkirt MYO, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, [salpagut@agri.edu.tr](mailto:salpagut@agri.edu.tr), <https://orcid.org/0000-0001-7326-4048>

## **EXTENDED SUMMARY**

### **Research Problem**

The aim of this study including the most exposed to terrorism in the world of 11 countries (Afghanistan, Pakistan, Egypt, India, Turkey, Iraq, Yemen, Nigeria, the Philippines, Libya, Israel); to identify the relationship between terrorism, growth and youth unemployment. The 11 countries mentioned were selected according to the Global Terror Index (2019) report.

### **Research Questions**

What are the effects of terrorism on growth in countries?

What are the effects of terrorism on youth unemployment in countries?

What are the effects of youth unemployment on growth in countries?

### **Literature Review**

When the literature is examined, while Goldstein (2005), Sayre (2009), Okafor and Peiesse (2018) explain that terrorism is a cause of unemployment; Schomaker (2013), Honaker (2010), Akhmat, Zaman, Shukui, and Sajjad (2014) concluded that unemployment is the cause of terrorism. Contrary to these studies, Piazza (2006), Malik and Zaman (2013) reported results that there is no relationship between terrorism and unemployment. Urdal (2006) and Oyefusi (2010) report that there may be an increase in terrorist acts, especially if the young population is high. Caruso and Schneider (2011), Caruso and Gavrilova (2012) consider the high level of youth unemployment as the reason for terrorism.

### **Methodology**

The stationarity test of variables in the analysis was tested with the CADF panel unit root test. As a result of CIPS test, it is found that gdp variable is stationary, ie I (0) for models with constant; terror and unemployment variables were found to be non-stationary, ie I (I). Then, panel VAR analysis was performed by taking the differences of non-stationary variables. Then variance decomposition analysis and impulse response analysis were carried out. Then, causal relationships between variables were investigated with panel Granger causality analysis.

### **Results and Conclusions**

As a result of the variance decomposition obtained from the VAR analysis, when the dependent variable is gdp, the shock arises from the unemployment variable after itself. When the dependent variable is terror, the shock arises from the growth variable after itself. When the dependent variable is unemployment, it is mostly caused by the terror variable, except for the part of the shock itself.

As a result of the impact response analysis; The effect of the unemployment shock on the terror variable lasts for 6 periods. It increases in the 2nd period and reaches the maximum point, and then continues until the 6th period by swaying and ends.

As a result of the VAR Granger causality analysis, a one-way relationship from terrorism to unemployment was determined in the period examined in countries. This situation shows that terrorism has negative effects on total unemployment. The literature debate on whether terrorism causes unemployment or whether unemployment leads to terror; It contributes to terrorism causing unemployment and the increase of terrorism to increase the unemployment rate. It is consistent with the articles of Goldstein (2005) and Sayre (2009) that the increase in terrorism increases unemployment. The result that terrorism increases youth unemployment in countries is consistent with the results of Urdal (2006), Oyefusi (2010), Caruso and Schneider (2011), Caruso and Gavrilova (2012), Bagchi and Paul (2018), Okafor and Peiesse (2018). Other consequences of the Grenger Causality analysis are that there is no causality between unemployment and growth and that there is no causality between terror and growth. Results are consistent with the literature. The 11 countries covered by the article generally have high youth unemployment rates. Considering the relationship between youth unemployment and terrorism, we believe that increasing the priority of young women and men in employment will be important in anti-terrorism policy.

## 1. Giriş

Terörizm, eylemin gerçekleştirildiği toplumun büyük bir kesiminin korkutulması yoluyla, siyasi veya sosyal bir hedef elde etmek için bireyler veya ulusal gruplara yönelik gerçekleştirilen, önceden kasıtlı olarak planlanmış, şiddet kullanma eylemidir (Brandt ve Sandler, 2009: 760). Terörist eylemler uçak kaçırma, adam kaçırma, suikast, tehditler, bombalamalar ve intihar saldırıları gibi şekillerde meydana gelebilir. Yapılış biçimleri birbirinden farklı olsa da saldırıların temelde ortak hedefi aynıdır. Bu hedef ise hükümetlere siyasi tavizler vermeleri için yeterli baskı oluşturmaktır ( Sandler ve Enders, 2004: 303).

Terör saldırıları özellikle ekonomideki kırılgan sektörleri hedef alarak ekonomik birimler üzerinde olumsuz etkiler oluşturmayı hedefler. Nedeni ise terörden dolayı oluşan korku ve endişe ortamı ile ülkelere ekonomik maliyetler oluşturarak, hükümetlerin ekonomi yönetiminin zayıflamasını sağlamaktır. ETA'nın (Bask Anavatanı ve Özgürlüğü) İspanya'nın Bask bölgesinde özerkliğe ulaşmak için gerçekleştirdikleri saldırıların etkileri turizm sektörü başta olmak üzere birçok sektörde büyük etkiler yaratmıştır. Abadie ve Gardeazabal (2003), İspanya ekonomisinde ETA'nın 25 yıllık maliyetinin ülke hasılasının %10'u kadar olduğunu hesaplamışlardır. Benzer şekilde ABD'de gerçekleşen 11 Eylül saldırılarının ABD ekonomisi üzerinde maliyeti ise 80 milyar dolardır (Kunreuther, Michel-Kerjan, ve Porter, 2003: 4).

Her bir terör eylemi iktisadi açıdan doğrudan ve dolaylı maliyetler oluşturmaktadır. Terör eylemi sonucunda oluşan maddi zararlardan doğan kaybın yansira kurtarma operasyonu maliyeti ve saldırının kurbanları için tıbbi yardım, sigorta masrafları, yaralananlara verilen tazminat, yaralanan insanların ücretlerinin kaybı gibi giderler terörün doğrudan maliyeti olarak kabul edilir (Buesa, Valiño, Baumert ve Gomez. 2007: 492). Terörizmin ekonomik faaliyetler üzerindeki dolaylı etkisi ise genel olarak üç farklı şekilde ifade edilebilir. Birincisi, terörist saldırıların turizm sektörüne olumsuz etkilerinden dolayı gelen turist sayısı ve turizm gelirlerinde azaltma meydana getirmesidir (Drakos ve Kutun, 2003: 623). Ayrıca terör, ülkelere gelen doğrudan yabancı yatırımları da olumsuz etkilemektedir. Hem turizm hem de doğrudan yabancı yatırımlar terörden dolayı kendilerine uygun başka ülkelere geçiş yapmaktadır. Bu duruma spillover (yayılma etkisi) denilmektedir (Enders ve Sandler 1996: 332-334; Abadie ve Gardeazabal, 2008:3-4; Seabra, Reis ve Abrantes, 2020:9). İkincisi, terörizmin yarattığı yüksek belirsizlik seviyesinden dolayı bireylerin tasarruf, yatırım ve tüketim davranışlarında değişiklikler meydana gelmektedir (Eckstein ve Tsiddon, 2004: 4). Üçüncüsü ise, ülkelerin savunma harcamalarından dolayı güvenlik önlemlerindeki artışa bağlı olarak kamu harcamalarında görünen artış ve bu artışa bağlı olarak kaynakların daha verimli alanlarda kullanılmaması durumudur (Frey, Luechinger, Stutzer, 2007: 2).

Terör yarattığı hem doğrudan hem de dolaylı maliyetler ile büyüme üzerinde olumsuz etkiler oluşturmaktadır. Literatürde terörün büyüme üzerine etkilerini inceleyen çalışmalarda terörün tüketim harcamaları, yatırımlar, kamu harcamaları, turizm, dış ticaret ve doğrudan yabancı yatırımlar üzerine etkileri incelenerek büyümeye etkileri araştırılmıştır. Enders ve Sandler (1991), İspanya'da 1970-1988 yılları arasında gerçekleşen 41 terör olayının İspanya turizmüne yaklaşık olarak gelen turist sayısında 6 milyon azalmaya neden olduğunu ifade etmektedirler. Enders, Sandier ve Parise (1992) ise İtalya, Yunanistan ve Avusturya'da gerçekleşen terör olaylarının turizm sektörüne etkilerini incelemişlerdir. Çalışmanın sonucu terör olaylarının turizm gelirini Avusturya'da % 40,7, İtalya'da % 6,0 ve Yunanistan' da % 23,4 azalttığını göstermektedir. Blomberg, Hess, Orphanides (2004), 177 ülke üzerine gerçekleştirdikleri panel analizde, terörizmin, yatırım ve hükümet harcamaları yoluyla büyüme üzerinde olumsuz bir etki yarattığı sonucuna ulaşmışlardır. Tavares (2004), 127 ülke üzerine yaptığı panel analizde terör olaylarının özellikle küçük ekonomilerde kamu harcamaları artırdığını ve ihracat oranını düşürdüğünü; böylece büyümeyi negatif etkilediği tespit etmiştir. Abadie ve Gardeazabal (2008), 110 ülkeli bir panel analiz sonucunda terörizmin sermaye girişlerinin dağılımını etkilediği ve doğrudan yabancı yatırım girişlerini azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca terördeki artışının DYY (Doğrudan Yabancı Yatırım) pozisyonunda, GSYH (Gayrisafi Yurtiçi Hasıla)'nin % 5'ine denk bir düşüşe neden olduğunu ortaya koymuşlardır. Filler ve Stanisis (2016), 169 ülke

üzerine yaptıkları çalışmada terörün sermaye akımları (DYY, portföy yatırımı, dış borç) üzerine etkilerini incelemişlerdir. Çalışmanın sonucu terörün sermaye akımları düzeyinde olumsuz etkilere yol açtığı ve DYY'nin terörizme daha fazla duyarlı olduğunu göstermektedir. Terörün büyümeye olumsuz etkilerine verilen örneklerle rağmen bazı çalışmalar terörün büyüme üzerinde olumsuz bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Gries, Krieger ve Meierrieks (2011), Batı Avrupa ülkelerindeki terörün ticari açıklık ve büyüme üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmada, terörün ekonomi üzerinde herhangi bir olumsuz etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Meierrieks ve Gries (2012), 18 Latin Amerikan ülkesi üzerine yaptıkları panel çalışmada terörün ticari açıklık, askeri harcamalar ve büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Ampirik bulgular, terörizmin ekonomik büyüme üzerinde nedensel bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Terörün büyüme üzerine etkisinin olmadığını gösteren çalışmalara rağmen ampirik çalışmaların büyük bir çoğunluğu terörün büyümeyi olumsuz etkilediği yönündedir.

Büyüme üzerindeki olumsuz etkinin işsizlik üzerine de makroekonomik teori olarak olumsuz yansıması beklenmektedir. Fakat literatürde terörün işsizlik üzerine etkileri konusunda sınırlı çalışma mevcuttur ve fikir birliği de mevcut değildir.

Bazı ampirik çalışmalar terörün işsizliği artırdığı yönündedir. Goldstein (2005), 117 ülke üzerine yaptığı çalışmada, terörün belirleyicilerini araştırmıştır. Çalışma neticesinde ekonomik büyümenin terör üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını fakat yetişkin işsizliğin terörle pozitif ilişkili olduğu ve bu sonucun sosyal ve politik faktörlerden daha önemli olduğunu ileri sürmektedir. Sayre (2009) ise 1993-2004 dönemi için yaptığı çalışmada, Batı Şeria'daki işsizlik ve Filistin'deki bombalı intihar saldırıları arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Altay, Ekinci ve Peçe (2013), Türkiye, Suudi Arabistan ve Mısır üzerine yaptıkları çalışmada terörün ülkelerdeki makroekonomik değişkenler üzerine etkilerini incelemişlerdir. Çalışmada terörün ülkelerdeki işsizlik seviyesini artırdığı yönünde sonuçlar bulunmuştur. Okafor ve Peiesse (2018), 2005-2014 yılları için Sahra Altı Afrika, Orta Doğu, Kuzey Afrika ve Güney Asya'dan 38 ülke için terör, genç işsizlik ve büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen bulgular, özellikle genç işsizliğin terörizmi artırdığını, terörden dolayı artan askeri harcamalar ve azalan DYY seviyesi nedeniyle büyüme üzerinde olumsuz etkinin olduğunu göstermektedir.

Terör ve işsizlik konusunda başka bir görüş ise işsizliğin terör olaylarına yol açıp açmadığıdır. Mikroekonomik bir bakış açısı ile işsiz bir kişinin suç işlemeye daha yüksek bir yatkınlığı olduğu kabul edilir. Sebebi ise bu tür suç eylemlerinin fırsat maliyetlerinin düşük olmasıdır. Suçun düşük fırsat maliyeti, siyasi memnuniyetsizlik gibi başka faktörlerin de dahil olduğu bir ortamda bireylerin terörizme daha yatkın olabileceği ifade edilmektedir. Bu durum

işsizlik ve bireylerin terör örgütlerine katılma olasılığı arasında doğrusal bir ilişki kurmaktadır. Schomaker (2013), Ortadoğu ve Kuzey Afrika'da genç işsizliğin yüksek olduğunu ve bu durumun ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyen bir potansiyel olmanın yanında bölgede yaşanan yüksek terörün bir açıklayıcısı olabileceği görüşündedir. Özellikle gençlerin teröre yatkınlık derecelerinin yüksek olabileceği görüşü ile ülkede yaşanan siyasi huzursuzluk ve işsizliğinde bölgedeki terörün nedeni olabileceği görüşünü savunmaktadır. İşsizliğin terörü artırdığı yönündeki başka bir çalışmada ise Honaker (2010), işsizliğin Kuzey İrlanda'daki şiddeti açıklamak için önde gelen bir faktör olduğunu göstermektedir. Honaker (2010), işsizlik seviyesinde 0,25 artışın terör olaylarını 0,048 artırdığı yönünde ampirik kanıtlar sunmaktadır. Yıldırım ve Öcal (2013), Türkiye'de terörizmin belirleyicilerini araştırdıkları çalışmada, işsizliğin terörizmi artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Akhmat, Zaman, Shukui ve Sajjad (2014), 6 Güney Asya ülkesi üzerine 1980-2011 veri döneminde gerçekleştirdikleri panel eşbütünleşme analizi ile ülkelerdeki terörizmin iktisadi nedenlerini araştırmışlardır. Çalışmada, kişi başına düşen milli gelir artışının terörizmi azalttığı ve işsizlikteki artışın terörizmi artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Terör ve işsizlik konusunda başka bir görüş ise terör ve işsizlik arasında nedensel ilişkinin olmamasıdır. Piazza (2006), 1986-2002 veri döneminde İsrail'deki terörün nedenlerini araştırdığı panel çalışmasındaki ampirik sonuçlar, işsizliğin terörizmin önemli bir göstergesi olmadığını yönündedir. Bunun yanı sıra Malik ve Zaman (2013), Pakistan'da terör ve makroekonomik faktörlerin ilişkisini inceledikleri çalışmada terör ve işsizlik arasında nedensellik olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Örnekler yüksek işsizliğin teröre neden olduğu veya terörün işsizliğe neden olduğuna dair kesin sonuçlar sunmamaktadır. Ayrıca genç nüfusun terörizm üzerindeki rolünü araştıran çalışmaların sınırlı olduğu görülmüştür (Bagchi ve Paul, 2018: 9). Urdal (2006) çalışmasında genç nüfusun yüksek olması durumunda terör eylemlerinde artış olabileceği yönünde ampirik kanıtlar sunmaktadır. Oyefusi (2010), 2005 yılında 1300 kişinin katılımıyla yaptığı anket çalışması ile Nijerya'da gençliğin şiddete katılmasının nedenlerini incelemiştir. Oyefusi (2010), eğitimin işsizlikle birlikte gençleri siyasi şiddete katılmaya teşvik ettiği sonucuna ulaşmıştır. Bir başka çalışma ise Caruso ve Schneider (2011), 12 Batı Avrupa ülkesinde 1994 ve 2007 yıllarında terörün sosyoekonomik belirleyicilerini inceledikleri çalışmadır. Çalışmada genç işsizlik ve terör arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Caruso ve Gavrilova (2012), İsrail ve Filistin çatışmaları üzerine yaptıkları çalışmada terör ve genç işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma sonucunda Filistin'de genç işsizliğinin artış hızı ile terörizm arasında pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Bagchi ve Paul (2018) ise MENAP (Orta Doğu, Kuzey Afrika, Afganistan ve Pakistan)

bölgesinde genç işsizliğin teröre etkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda, genç işsizliğin ülkelerdeki terörü artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Terör örgütleri özellikle genç nüfusu odak noktası haline getirmiştir. Örneğin, Berrebi (2007) çalışmasında Hamas ve Filistin İslami Cihat Örgütüne üye 335 kişiden elde edilen bilgiye dayanan veri sonucunda; teröristlerin % 4'ü 15-17 yaş aralığında, % 51'i ise 18-24 yaş aralığında olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca intihar bombacılarının oranı ise % 6'sı 15-17 yaş aralığında, % 68'i 18-24 yaş aralığındadır (Berrebi, 2007: 18-20). Gençlerin terör örgütlerinde kullanılması ile ilgili bir başka çalışma ise Reinares (2004) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmada İspanya'da Bask bölgesinde eylem yapan ETA'ya 18-24 yaş aralığında katılanların oranı 1970–1977 yılları arası % 37,1; 1978–1982 yılları arasında % 86,9; 1983–1995 yılları arasında ise %74,3 'tür (Reinares, 2004: 474). Gençlerin terör örgütlerine katılımındaki bu yüksek oran ülkelerdeki işgücü piyasasını da olumsuz etkilemektedir. Bu olumsuz etki hem genç işsizlik oranının yüksek çıkmasına neden olmakta hem de ekonomik büyüme üzerine negatif etkiler oluşturması beklenmektedir.

Bu makalede terör, genç işsizlik ve büyüme arasındaki ilişki incelenmektedir. Çalışmada, genç işsizlik kavramı, 18-24 yaş arası toplam işsizlik olarak kullanılmıştır. Böylece terörün büyüme ile ilişkisi yanısıra genç işsizliğin de büyüme ve terörle ilişkisi araştırılmaktadır. Bu anlamda mevcut literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın kalan kısmı 4 bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde model ve veri seti tanıtılmaktadır. İkinci bölümde uygulanacak metodoloji tarif edilmektedir. Üçüncü bölümde ise değişkenlerin istatistikî bilgileri, birim kök ve yatay kesit bağımlılık analizi ile Panel VAR (Vector Autoregressive Regression) analizi sonuçları açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde ise sonuç bildirilmektedir.

## 2. Model ve Veri Seti

Çalışmada panel veri analizinden faydalanılmıştır. Baltagi (2008) çalışmasında, panel verinin; veri setlerinde heterojenliğe izin verdiğini, panel verinin kısa zaman serisi veya yatay kesit birimlerinin varlığında da analiz yapma imkanı sağladığını, değişkenler arasında zaman serisine göre daha çok değişkenliğe ve daha az çoklu doğrusal bağıntıya izin verdiğini ve son olarak panel verinin tahmin edicilerin etkinliğini artırdığını söylemektedir. Bahsedilen bu faydalarından ötürü, çalışmada panel veri analizinden yararlanılmıştır.

Literatürde incelenen çalışmalardan hareketle, bu çalışmada kullanılan model ve onun koşulları aşağıdaki eşitlikteki gibi oluşturulmuştur:

$$Teror_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}Tio_{it} + \beta_{2i}GDP_{it} + u_{it} \quad (1)$$

ile:

$$u_{it} = \mu_i + \varphi_i U_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Burada  $t=2003, \dots, 2018$  ve  $i=1, 2, \dots, 11$

Yukarıdaki panel veri regresyon modelinde,  $t$  zaman periyodunu ve  $i$  birimleri temsil etmektedir.

Yukarıdaki (2) numaralı eşitlikteki,  $\mu_i, \varphi_i, U_t, \varepsilon_{it}$  terimleri sırasıyla; gözlenemeyen bireysel etkiyi, her bir grubun bireysel etkisini, ortak etkiyi ve bireysel spesifik hataları göstermektedir.

İlaveten, değişkenlerin tanımı aşağıdaki gibidir:

- $Terör_{it}$  :  $i$  ülkesinde  $t$  dönemdeki terör endeksidir.
- $Tio_{it}$  :  $i$  ülkesinde  $t$  dönemdeki toplam işsizlik oranıdır.
- $Gdp_{it}$  :  $i$  ülkesinde  $t$  dönemdeki kişi başı büyüme oranıdır.

Yukarıdaki panel veri regresyon modelinde kullanılan değişkenlerin kaynağı terör verisi haricinde WDI (Dünya Bankası Veri Tabanı)'den elde edilmiştir. Terör değişkeni ise yazarlar tarafından hesaplanmıştır.

Değişkenler	Kaynak
Terör Endeksi	Yazar tarafından hesaplanmıştır. Hesaplama şekli aşağıda belirtilmiştir.
Kişi başına GSYH büyümesi (% yıllık)	Dünya Bankası
Toplam işsizlik (toplam işgücünün yüzdesi) (15-24 yaş)	Dünya Bankası

Bu makalede, terör endeksi olarak Eckstein ve Tsiddon (2004) çalışmasında kullanmış olduğu terör endeksi hesaplama yöntemi olan  $\ln$  (ölü sayısı + yaralı sayısı + eylem sayısı) kullanılmıştır. Terörden doğan maddi zararlar veri eksiliğinden dolayı modele dâhil edilememiştir. İlaveten Hyslop ve Morgan (2014) çalışmasında terör değişkenleri olan ölü sayısı, yaralı sayısı ve terör olayları sırayla 3, 0,5 ve 1 ile ağırlıklandırma yapılmıştır. Bu sebeple bu çalışmada Eckstein ve Tsiddon (2004) çalışmasının ağırlıklandırılmış hali kullanılmaktadır. Aynı ağırlıklandırma Global Terör Endeksi tarafından yapılan terör endeksi skoru hesaplamasında da kullanılmaktadır. Tek bir ülke ve tek bir yıl için hesaplanan terör endeksi formülü denklem (3)'de belirtildiği gibidir.

$$\sum_{i=1}^{16} (\text{Terör Olayları} \times 1 + \text{ölümler} \times 3 + \text{yaralanmalar} \times 0,5)_{2003} \quad (3)$$

Terör endeksi hesaplama şekli Maryland Üniversitesi, Terörizm Tepkiler ve Terörizm Çalışmaları Ulusal Konsorsiyumu (START) tarafından toplanan ve derlenen Global Terrorism Database (2018)'den elde edilmiştir.



Günlük olarak verilen ham verilerin yıllık hale getirilmesi ve ağırlıklandırılarak toplanması sonucu her bir yıl ve her bir ülke için ayrı ayrı hesaplanmıştır.

### 3. Metodoloji

Çalışmada temelde beş aşamalı bir analiz süreci izlenmiştir. İlk aşamada, değişkenlere ait betimleyici istatistiklere bakılmıştır. Ardından değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisine bakılmıştır. Üçüncü aşamada, değişkenlerin durağan olup olmadıkları yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran (2007) CIPS birim kök testiyle araştırılmıştır. Değişkenlerdeki yatay kesit bağımlılığı Pesaran, Ullah, ve Yamagata (2008)  $LM_{adj}$  (bias-adjusted Lagrange Multiplier) testiyle incelenmiştir. Dördüncü aşamada, panel VAR (Vector Autoregressive Regression) modeli kurulmuş ve beşinci ve son aşamada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik analizi ile incelenmiştir. Panel VAR ve Granger nedensellik analizleri yapılmadan önce durağan olmayan değişkenlerin farkları alınarak analize tabi tutulmuştur.

### 4. Bulgular

#### 4.1. Betimleyici İstatistik ve Korelasyon

Model tahminine geçmeden önce değişkenlere ilişkin betimsel istatistiklere bakılmıştır. Betimsel istatistikler Tablo 1'deki gibidir.

**Tablo 1: Değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri**

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Mean	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Terör	176	6.99	2.58	0.00	11.75
Tio	176	19.3	11.9	0.83	50.65
Gdp	176	2.85	12.53	-62.38	121.78

Tablo 1' den görüleceği üzere tüm değişkenler için gözlem sayısı 176' dir. Değişkenler arasında boşluk yoktur ve dengeli panel veri seti söz konusudur.

Değişkenler arasında iki yönlü korelasyon ilişkisi de ayrıca Tablo 2' de elde edilmiştir.

**Tablo 2: Korelasyon testi sonuçları**

Değişkenler	Terör	Tio	Gdp
Terör	1.0000		
Tio	-0.4321	1.0000	
Gdp	-0.0204	-0.0335	1.0000

Tablo 2 göstermektedir ki, en yüksek korelasyon 0.43; en düşük korelasyon -0.02' dir.

#### 4.2. Yatay Kesit Bağımlılığı

Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde çeşitli yaklaşımlar mevcuttur.

Bu yaklaşımlardan biri olan Breusch ve Pagan (1980) test istatistiği aşağıda belirtildiği şekildedir (Pesaran vd., 2008):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N P_{ij}^2, X^2 N(N-1)/2 \quad (4)$$

Sıfır hipotezi altında LM testi  $N(N-1)/2$  serbestlik derecesinde asimptotik kıkare dağılımına sahiptir. Lm testi  $N$  küçük ve  $T$  büyük olduğunda geçerlidir. Breusch ve Pagan(1980) testi faktörler sıfır ortalamaya sahip olduğunda boş hipotezi red etmekte, alternatif hipotezi kabul etmektedir. Paresan (2004) tarafından geliştirilen test istatistiği ise Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) çalışmasında belirtildiği gibi denklem 5'te gösterilmiştir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N P_{ij}^2 \right) \quad (5)$$

Sıfır hipotezinde,  $T$  yeterli büyüklükte iken;  $N(0, 1)$  fonksiyonun limiti,  $N \rightarrow \infty$  'dur. Ayrıca LM testinden farklı olarak  $T$  ve  $N$  değerlerinde ortalaması sıfırdır Pesaran, Ullah, ve Yamagata (2008). Pesaran CD testi ise LM istatistiğinin varyans ve ortalaması kullanılmaktadır.

$$LM(p)_{adj} = \sqrt{\frac{2}{p(2N-p-1)}} \sum_{s=1}^p \sum_{j=1}^{N-s} \frac{(T-k)p_{i,i+s}^2 - u_{Ti,i+s}}{\sigma_{Ti,i+s}} N(0,1) \quad (6)$$

Sıfır hipotezi altında ilk olarak  $T \rightarrow \infty$  ve daha sonra  $N \rightarrow \infty$  yakınsadığında  $LM_{adj}$  asimptotik olarak normal dağılıma sahip olmaktadır.

Denklem 6'da  $u_{Ti,i+s}$  ortalamayı,  $\sigma_{Ti,i+s}$  varyansı temsil etmektedir. Buradan elde edilecek olan test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir.

**Tablo 3: Değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı sonuçları**

Method	teror		gdp		tio	
	İst.	P	İst.	P	İst.	P.
<b>CD<sub>Lm1</sub> (BP, 1980)</b>	274.74	0.000	62.65	0.2233	314.47	0.000
<b>CD<sub>Lm2</sub> (Pesaran, 2004)</b>	20.95	0.000	0.729	0.4656	24.74	0.000
<b>CD (Pesaran 2004)</b>	11.12	0.000	2.223	0.262	3.23	0.012
<b>LM<sub>adj</sub> (Pesaran ve Yamagata, 2008)</b>	20.58	0.000	0.362	0.7166	24.37	0.000

Testin hipotezleri:  $H_0$ : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.  $H_1$ : Yatay kesit bağımlılığı vardır. Test sonucunda elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda  $H_0$  hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmektedir. Tablo 3'te değişkenlere ait yatay kesit bağımlılıkları sonuçları gösterilmiştir. Terör değişkeni için sıfır hipotezi reddedilir ve alternatif hipotez

kabul edilir böylece yatay kesit bağımlılığı vardır. Tio değişkeni için ise sıfır hipotezi reddedilir ve alternatif hipotez kabul edilir böylece yatay kesit bağımlılığı vardır. Terör değişkeni ise prob değeri 0,05'ten büyük olduğundan  $H_0$  hipotezi reddedilemez.

**Tablo 4: Modelin yatay kesit bağımlılığı sonuçları**

Method	model	
	İst.	P
LM (BP, 1980)	125	0.000
LM <sub>adj</sub> (Pesaran ve Yamagata,2008)	10,75	0.000
LM <sub>CD</sub> (Pesaran 2004)	6,657	0.000

Tablo 4, modelin yatay kesit bağımlılığı sonuçlarını göstermektedir. Model testin hipotezleri:  $H_0$ : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.  $H_1$ : Yatay kesit bağımlılığı vardır şeklindedir. Test sonucunda elde edilen olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve modelde yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmektedir. Tablo 4 sonuçları modelde yatay kesit bağımlılığı olmadığı sonucunu veren  $H_0$  hipotezini reddetmektedir. Bu sebeple değişkenlere ikinci nesil birim kök testi uygulanacaktır.

#### 4.3. Yatay Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (CIPS) Panel Birim Kök Testi

CADF testi yatay kesit bağımlılığı altında birim kök testi yapmaya yardımcı olmaktadır. Perasan (2007) tarafından geliştirilmiştir.

$$u_{it} = y_i f_t + \epsilon_{it}$$

$$i= 1,2,3,\dots,N, \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (7)$$

Denklemden  $f_t$ , sabit olduğu varsayılan ve gözlenemeyen ortak etkileri;  $\epsilon_{it}$  zamana ve birimlere göre bağımsız olan bireysel etkileri ifade etmektedir.

$$\epsilon_{it} = p_i \epsilon_{i,t-1} + w_{it}, \quad |p_i| < 1 \quad (8)$$

Gecikmeli yatay kesit ortalamaları ve birinci farkların varlığı bir faktör yapısı yoluyla birimler arası korelasyonu hesaba katmaktadır.  $u_{it}$  hata teriminde olması muhtemel otokorelasyon  $y_{t-1}$  ve  $\Delta y_{t-1}$  gecikmeli değeri ile genişletilmektedir (Tatoğlu, 2012, s. 224). Böylece CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey Fuller) testi, ADF (Augmented Dickey-Fuller) regresyonunun gecikmeli yatay kesit ortalamaları ile genişletilmiş halidir. Bu durumda CADF için kurulan regresyon modeli aşağıda kurulan regresyonun OLS ile tahmin edilmesine indirgenmiş olur (Pesaran, 2007, s. 269):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + c_i y_{i,t-1} + d_i y_{i,t-1} \quad (9)$$

Sıfır hipotezi :  $\beta_i=0$ ,  $i= 1,2,3,\dots,N$

Alternatif hipotezi :  $\beta < 0$  ,  $i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$

Pesaran'a göre, CADF testi, hem  $N > T$  hem de  $T > N$  durumlarında geçerlidir. Ancak hem  $T$  hem de  $N$  yeterince büyük olmalıdır. Pesaran (2007)'nin CADF kritik tablo değerleriyle karşılaştırarak, her ülke için durağanlık test edilmektedir. CADF testinde;  $H_0$  hipotezi seriler durağan değildir.  $H_1$  hipotezi ise seriler durağandır şeklindedir.

Değişkenlerin grafik incelemesi yapıldığında trend özelliği göstermedikleri gözlenmiştir. Bu sebeple sabitli birim kök testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 5:** Değişkenlere ait CİPS panel birim kök testleri

	t istatistik	Sabit		
		10%	5%	1%
<b>Terör</b>	-1.844	-2.140	-2.260	-2.470
<b><math>\Delta</math>Terör</b>	-2.962	-2.160	-2.280	-2.520
<b>Gdp</b>	-2.459	-2.140	-2.260	-2.470
<b>tio</b>	-1.572	-2.140	-2.260	-2.470
<b><math>\Delta</math>tio</b>	-2.399	-2.160	-2.280	-2.520

Terör değişkeninin t değeri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri değerlerinden mutlak değer olarak küçüktür. Buna göre terör değişkeninde birim kökün olduğunu varsayan  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. GDP değişkenine ait t istatistik değerinin  $|-2459| > |-2260|$  olması değişkenin %5 önem seviyesinde durağan olduğunu gösterir. Tio değişkeninin t değeri %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeylerinin tablo değerinden mutlak değer olarak küçüktür. Buna göre terör değişkeninde birim kökün olduğunu varsayan  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. Nihai olarak Gdp değişkeni durağandır. Tio ve terör değişkeninin I(1) seviyesinde durağan oldukları görülmektedir ve farkları alınmıştır.

#### 4.4. Panel VAR Modeli

Makroekonomik modellerde kullanılan değişkenlerin dışsal olup olmadığının kesin olarak bilinmediği durumlarda VAR (Vector Autoregressive Regression) modelleri kullanılmaktadır. VAR modeli, seçilen bütün değişkenleri birlikte ele alan bir sistem bütünlüğü içerisinde incelemektedir. Model içinde kullanılan değişkenler arasında kesin bir biçimde içsel ve dışsal değişken ayrımı söz konusu değildir (Özgen ve Güloğlu, 2004: 95). Sistemdeki değişkenin hem kendisinin hem de sistemde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin eşitliğinin sağ tarafında yer aldığı denklem sistemidir. P dereceden ve k değişkenli bir panel VAR modeli denklem 10'da gösterilmiştir.

$$Y_{it} = A_1 Y_{it-1} + A_2 Y_{it-2} + A_3 Y_{it-3} \dots \dots A_p Y_{it-p} + X_{it} \beta + \alpha_{it} + \epsilon_{it}$$
$$i = 1, 2, 3, \dots, N, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

(10)

Y değişkenine ait gerçek değerler eşitliğin sol tarafında; gecikmeli değerleri ise eşitliğin sağ tarafında yer almaktadır.  $p$ = gecikme derecesini,  $\epsilon$  = hata terimini ifade etmektedir. Panel VAR tahmininde gecikmenin kaçınıcı derecen olacağı önemlidir. Bu sebeple tahmin yapılmadan önce gecikme derecesi belirlenmektedir. Tablo 7, panel VAR modelindeki gecikme uzunluğu seçimi için kriterleri göstermektedir.

**Tablo 7: Gecikme uzunluğunun seçimi**

Gecikme	Log L	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	983.9436	NA	626.4455	14.95369	15.01921*	14.98032
1	967.3035	32.27180*	557.9988*	14.83793*	15.10001	14.94443*
2	959.22968	15.29138	566.0217	14.85196	15.31059	15.03833
3	956.5382	4.975023	623.1524	14.94755	15.60273	15.21379

VAR modelinin gecikme uzunluğunun belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan bilgi kriterleri Akaike (AIC) bilgi kriteri, Schwarz (SC) bilgi kriteri ve Hannah-Quinn (HQ) bilgi kriteridir. Tablo 7'deki sonuçlar dikkate alındığında, modelin uygun gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir. Seçilen gecikme uzunluğunun ardından kurulan panel VAR modelinin istikrarlı olması için bir takım istikrar koşullarını sağlaması gerekmektedir. Bu koşullar Ek 1' de verilmiştir. Koşullara bakıldığında tüm özdeğerler 1' den küçük ve birim çember içerisinde yer almaktadır. Dolayısıyla kurulan panel VAR modeli istikrar koşullarını sağlamaktadır.

Uygulamada panel VAR analizinin çıktısı yorumlanmamakta, bunun yerine VAR analizinden elde edilen etki-tepki ve varyans ayrıştırma bulguları yorumlanmaktadır. Varyans ayrıştırma, sistemde kullanılan değişkenlerden birinde meydana gelecek olan bir değişimin yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının da diğer değişkenlerden kaynaklandığını göstermektedir.

**Tablo 8: Varyans ayrıştırma sonuçları (Bağımlı değişken GDP)**

Gdp Varyans Ayrıştırması	S.E.	GDP	TEROR	TIO
1	11.89382	100	0	0
2	12.43635	99.57929	0.010523	0.410186
3	12.48377	99.55367	0.023175	0.423151
4	12.48841	99.54931	0.025489	0.425190
5	12.48887	99.54873	0.025899	0.425369
6	12.48892	99.54865	0.025952	0.425388
7	12.48892	99.54865	0.025958	0.425390
8	12.48892	99.54865	0.025959	0.425390
9	12.48892	99.54865	0.025959	0.425390
10	12.48892	99.54864	0.025959	0.425390
<b>Ortalama</b>		<b>99.59752</b>	<b>0.0214873</b>	<b>0.3810844</b>

Tablo 8, gdp değişkeni bağımlı değişken olduğu durum için varyans ayrıştırma sonuçlarını ifade etmektedir. Tabloya göre 10 dönemde incelenen gdp varyans ayrıştırma sonuçları ilk dönemde gdp bağımlı değişkenine ilişkin öngörü hata varyansının tamamı kendisinde meydana gelen şoklar tarafından belirlenmektedir. İkinci gecikmesinde öngörü hata varyansının %99.57'si kendi şoklarından kalan %0,41 tio değişkeninden, %0,01 terör değişkeni ile açıklanmaktadır. Son döneme kadar büyük değişiklik görülmemektedir. 10 dönemlik ortalamada gdp değişkenindeki 1 standart sapmalı şokun yaklaşık %99.60'luk kısmı kendisinden, yaklaşık %0,021 terör değişkeninden, %0,38'lik kısmı tio değişkeni ile açıklanmaktadır.

**Tablo 9: Varyans ayrıştırma sonuçları (Bağımlı değişken TEROR)**

Terör Varyans Ayrıştırması	S.E.	GDP	TEROR	TIO
1	1.282285	2.354643	97.64535	0
2	1.312392	2.260015	97.70678	0.0332013
3	1.314266	2.278876	97.68529	0.0358244
4	1.314406	2.284442	97.67931	0.0362397
5	1.314419	2.285340	97.67837	0.0362858
6	1.314420	2.285459	97.67824	0.0362911
7	1.314421	2.285473	97.67823	0.0362917
8	1.314421	2.285475	97.67823	0.0362918
9	1.314421	2.285475	97.67823	0.0362918
10	1.314421	2.285475	97.67823	0.0362918
<b>Ortalama</b>		<b>2.289067</b>	<b>97.67863</b>	<b>0.0358899</b>

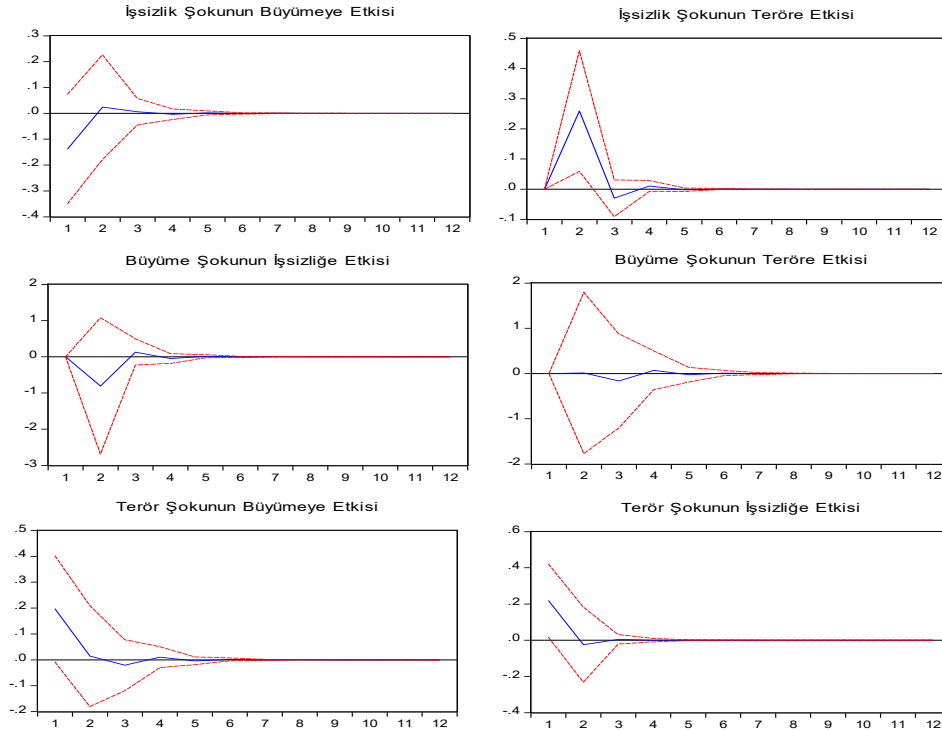
Tablo 9 terörün bağımlı değişken olduğu durumu ifade etmektedir. Tablo 9'a göre, terör bağımlı değişkenine ilişkin öngörü hata varyansının %97.6'sı kendisinde meydana gelen şoklar tarafından, %2.28 gdp değişkeninden, %0.03 kısmı tio değişkeninden kaynaklanmaktadır. 10 dönem boyunca büyük değişimler görülmemektedir. Terör değişkeni şokuna gdp'nin etkisi tio'dan büyüktür. 10 dönem ortalamasında ise terör değişkenindeki şokların %97.67'si kendisinden yaklaşık %2.29'i gdp değişkeninden %0.03 tio değişkeninden kaynaklanmaktadır.

**Tablo 10: Varyans ayrıştırma sonuçları (Bağımlı değişken TİO)**

Tio Varyans Ayrıştırması	S.E.	GDP	TEROR	TIO
1	1.318134	1.087127	2.941536	95.97133
2	1.356298	1.058162	7.263875	91.67796
3	1.356727	1.059593	7.299128	91.64127
4	1.356778	1.060330	7.305129	91.63454
5	1.356781	1.060496	7.305353	91.63415
6	1.356781	1.060520	7.305371	91.63410
7	1.356781	1.060523	7.305372	91.63410
8	1.356781	1.060523	7.305372	91.63410
9	1.356781	1.060523	7.305372	91.63410
10	1.356781	1.060523	7.305372	91.63410
<b>ortalama</b>		<b>1.062832</b>	<b>6.864188</b>	<b>92.07298</b>

Tablo 10 tio değişkeninin bağımlı değişken olduğu durumdaki varyans ayrıştırma sonuçlarını ifade eder. Tablo 10'a göre, 1. dönemde tio değişkenindeki şokun %95.97'si kendisinden %2.94 terörden %1.08 i gdp'den kaynaklanmaktadır. İkinci dönemde ise tio değişkenindeki değişimin %91.67'si kendisinden %2.94'ü terörden %1.08'si gdp'den kaynaklanmaktadır. 10. döneme kadar oranlardan önemli bir değişiklik bulunmamaktadır. 10 dönemlik ortalamaya bakıldığında tio değişkenindeki şokların %92.07'si kendisinden, yaklaşık %6.87'si terör değişkeninden, %1.06 gdp değişkeninden kaynaklanmaktadır.

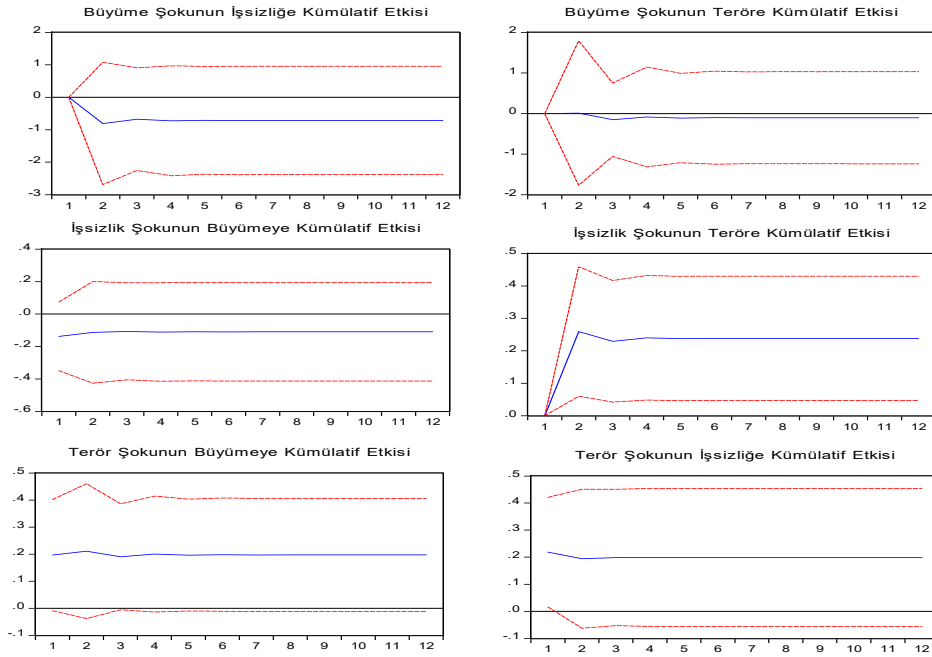
Etki tepki analizi, değişkenlerde meydana gelen %1'lik standart hatalık şokun diğer değişkenler üzerinde nasıl ve ne kadar zamanlık bir etki gösterdiğini ortaya koymak için kullanılmaktadır. Şekil 1 de etki tepki analizi gösterilmiştir. Şekil 2'deki etki tepki fonksiyonu ise kümülatif etkilerle oluşturulmuştur.



Şekil 1: Etki tepki fonksiyonları

Şekil 1'de İşsizlik şokunun büyüme etkisi ilk dönemde -0.14 iken ikinci dönemde 0.2 ye yükselmiştir. Üçüncü dönemde 0.1'e düşmüş ve dördüncü dönemde etki ortadan kalkmıştır. 4 dönem süren etki ilk iki dönem negatif sonraki iki dönem pozitif etkilemiştir. İşsizlik şokunun teröre etkisi ilk dönem sıfırken ikinci dönemde 0.26 olmuştur. Üçüncü dönemde -0.03, dördüncü dönemde 0.01 etki ederek etki altıncı dönemde sıfırlanmıştır. İşsizlik şoku terörü 6 dönem

etkilemiştir. İlk iki dönem pozitif üçüncü dönem negatif dördüncü dönem pozitiftir. Büyüme şokunun işsizliğe etkisi, ilk dönem sıfır olan etki ikinci dönem -0.08 ile negatif etkilemiştir. Üçüncü dönemde 0.01 ile pozitif etkilemiş dördüncü dönemde etki sıfırlanmıştır. Büyüme şoku işsizliği 4 dönem etkilemiştir. Büyüme şokunun teröre etkisi, ilk iki dönem sıfır olan etki üçüncü dönemde -0.2 ile negatif etkilemiştir. Dördüncü dönemde 0.01 pozitif etki yapmıştır ve beşinci dönemde etki sıfırlanmıştır. Büyüme şokunun teröre etkisi dört dönemdedir. Terör şokunun büyüme etkisi, ilk dönemde 0.02 ile pozitif etkilerken ikinci dönemde etki 0.01'e düşmüştür. Üçüncü dönemde -0.02'ye düşmüş dördüncü dönemde 0.01 ile pozitif etki yapmıştır ve beşinci dönemde etki bitmektedir. Terör şoku büyüme 4 dönem etki etmiştir. Terör şokunun İşsizliğe etkisi, ilk dönemde 0.22 pozitif etki yaparken ikinci dönemde -0.02 ile negatif etki yapmıştır. Üçüncü dönemde hiç etki yapmazken dördüncü dönemde 0.01 pozitif etki yapmıştır ve sonraki dönemlerde etki yoktur. Grafiklerdeki anlamlılık bölgeleri dikkate alındığında işsizlik şokunun teröre etkisi anlamlıdır.



Şekil 2: Etki tepki fonksiyonları kümülatif etki

Şekil 2'de Büyümedeki şokun işsizliğe kümülatif etkisi ilk dönem 0 ile başlayıp ikinci dönemde işsizlik 0,08 azalmıştır. Üçüncü dönemde etki - 0,06'ya yükselmiş dördüncü dönemde -0,07 olmuştur ve devam etmiştir. Büyümedeki şokun terör üzerine kümülatif etkisi ilk dönem 0 ile başlayıp 2 döneme kadar düşmüş, dördüncü dönemde etki -0,02 ye yükselmiş ve devam etmiştir. İşsizlikteki şokun büyüme kümülatif ilk dönem etkisi -0,14 iken ikinci



dönemde -0,11 olarak gerçekleşmiştir ve bu etki devam etmiştir. İşsizlikteki şokun teröre kümülatif etkisi ilk dönemde 0,23 iken ikinci dönemde 0,51'e yükselmiştir. Üçüncü dönemde 0,49'a düşmüş dördüncü dönemde tekrar 0,50'ye yükselmiş ve devam etmiştir. Terör şokunun büyümeye kümülatif etkisi ilk dönemde 0,20 ile başlayıp 2. dönemde 0.21'e artmış 3. dönemde 0.19, dördüncü dönemde tekrar 0.20 ye yükselmiştir. Terördeki şokun işsizliğe etkisi ilk dönem 0 iken ikinci dönemde 0,02 artmış ve diğer dönemlerde de 0,02 etki devam etmiştir. Terör şoku işsizlikten daha fazla büyümeyi etkilemiştir. Grafiklerdeki anlamlık bölgeleri dikkate alındığında işsizlik şokunun teröre kümülatif etkisi anlamlıdır.

#### 4.5. Panel Granger Nedensellik Analizi

Panel VAR modelinin birinci eşitliği aşağıdaki biçimde yazılabilir;

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_k Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Yukarıdaki 11 numaralı eşitlikteki modelin temel hipotezi  $H_0: \beta_k = 0$  şeklinde kurulmakta ve X' den Y' ye doğru nedenselliğin olmadığı ifade edilmektedir. Temel hipotezin reddedilmesi durumunda X' den Y' ye doğru nedensellik ilişkisinin olduğu söylenir. Benzer şekilde Y' den X' e doğru da nedensellik sıranabilmektedir (Tatoğlu, 2017: 153). Panel Granger nedensellik analizi durağan serilere uygulanmaktadır. Bu yüzden, yukarıdaki Tablo 5' teki sonuçlara göre durağan olmayan serilerin farkları alınarak analize tabi tutulmuştur. Aşağıdaki Tablo 11' de panel VAR modelinden elde edilen nedensellik ilişkisi bulguları sunulmaktadır. Terör, büyüme ve işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisinde sadece terör işsizliğin nedenidir sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 11:** Granger Nedensellik Sonuçları

Değişkenler	İstatistik	Prob.
Terör Gdp Granger Nedeni Değildir	0.00531	0.9420
Gdp Terör Granger Nedeni Değildir	0.36824	0.5449
Tio Gdp Granger Nedeni Değildir	0.74649	0.3890
Gdp Tio Granger Nedeni Değildir	0.14280	0.7060
Tio Terör Granger Nedeni Değildir	0.02732	0.8689
Terör Tio Granger Nedeni Değildir	7.08965	0.0086

#### Sonuç

Bu çalışmada terör, büyüme ve genç işsizlik değişkenleri ele alınarak aralarındaki ilişki tespit edilmeye çalışılmıştır. Genç işsizlik, 15-24 yaş arası işsizliğin toplam işgücüne oranı olan tio değişkeni ile temsil edilmiştir. Seçilen 11 ülke ise Global Terör Endeksine göre dünyada en çok terör yaşayan ülkelerden seçilmiştir. Çalışma 2003-2018 veri dönemini kapsamaktadır ve panel birim kök ve nedensellik analizi uygulanmıştır. Çalışmada terör ve büyüme, terör ve

işsizlik, büyüme ve işsizlik arasındaki ilişkinin teoriye uygunluğu test edilmiştir.

Analizde öncelikle değişkenlerin durağanlık sınaması Yatay Kesit ile Genişletilmiş İm, Pesaran ve Shin (CIPS) panel birim kök testiyle sınanmıştır. CIPS testi sonucunda, gdp değişkeninin durağan, yani  $I(0)$  olduğu; terör ve tio değişkenlerinin durağan dışı, yani  $I(1)$  olduğu tespit edilmiştir. Ardından durağan dışı olan değişkenlerin farkları alınarak panel VAR analizi ve panel Granger nedensellik analizi yapılmıştır. VAR analizinden elde edilen varyans ayrıştırması sonucunda, bağımlı değişken gdp olduğunda büyüme şokuna işsizlik değişkeninin etkisi terör değişkeninden daha fazladır. Bağımlı değişken terör olduğunda terör değişkeni şokuna büyüme değişkeninin etkisi işsizlik değişkeninden büyüktür. İşsizlik bağımlı değişken olduğunda ise işsizlik şokunda terör değişkeninin etkisi büyüme değişkeninin etkisinden daha fazladır. VAR' dan elde edilen etki-tepki fonksiyon grafiklerinden hareketle, işsizlik değişkenine verilecek şokun büyüme değişkeni üzerinde az miktarda da olsa dört dönem olumlu etki yaptığı görülmektedir. İşsizlik şokunun terör üzerine etkisi pozitif sonra negatif etki yaparak 4 dönem etkili olduğu görülmektedir. Büyüme şokunun işsizliğe etkisi ise ilk iki dönem negatif sonraki iki dönem pozitif etkisi ile 4 dönem etkisi olduğu belirlenmiştir. Terör şoku büyümeyi 3 dönem boyunca negatif etkilemiş ve dördüncü dönemde çok az pozitif etki ile 4 dönem etkilemiştir. Terör şokunun işsizliğe etkisi ise ilk iki dönem negatif üçüncü dönem etkisiz dördüncü dönem ise çok az pozitif etki ile dört dönem etkilemiştir.

Varyans ayrıştırma ve etki tepki analizinden sonra değişkenler arasında nedensellik ilişkisi VAR Granger nedensellik analizi ile araştırılmıştır. Yapılan analiz sonucunda, ülkelerde incelenen dönem içerisinde terörden işsizliğe doğru tek yönlü ilişki tespit edilmiştir. Bu durum terörün toplam işsizlik üzerinde olumsuz etkileri olduğunu göstermektedir. Literatürde tartışılan terörün mü işsizliğe neden olduğu yoksa işsizliğin mi teröre neden olduğu yönündeki tartışmaya; terörün işsizliğe neden olacağı, terördeki artışın işsizlik oranını artırdığı yönünde katkı sağlamaktadır. Terördeki artışın işsizliği artırdığı sonucu ile Goldstein (2005) ve Sayre (2009) çalışması ile uyumludur. Terörün ülkelerdeki genç işsizliği artırdığı yönündeki sonuç ile Urdal (2006), Oyefusi (2010), Caruso ve Schneider (2011), Caruso ve Gavrilova (2012), Bagchi ve Paul (2018), Okafor ve Peiesse (2018) çalışmalarının sonuçları ile uyumludur.

Granger Nedenselliğin diğer bir sonucu da ülkelerde incelenen dönem içerisinde işsizlik ve ekonomik büyümeye arasında nedenselliğin olmadığıdır. Ekonomik büyümenin, işsizliğin Granger nedeni olması teoride beklenen bir durumdur. Çünkü büyüyen bir ekonomide işsizliğin azalması, ekonomi küçüldüğünde ise işsizliğin artması iktisadi açıdan genel kabul görmektedir. İşsizliğin büyümenin nedeni olması durumu olan işsizlikteki artışın büyümeyi azaltması durumu ise ilk duruma göre daha az rastlanan bir sonuçtur. Yüksek

işsizlikle birlikte ülkedeki gelir düzeyinin azaldığı, buna bağlı olarak harcamaların azaldığı ve harcamaların azalmasına bağlı olarak üretimin azaldığı sonucuna götürmektedir. İşsizlik ve büyüme arasında nedensellik olmadığı durumu ise literatürdeki bazı çalışmalarca kabul görmektedir. Bu çalışmalara Evans (1989), Arı (2016). Al-Sawaiea (2020) örnek verilebilir.

Granger nedensellik testi sonucunda terör ve büyüme arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Teorik olarak terör, yarattığı doğrudan ve dolaylı maliyetlerle ekonomik birimler üzerine olumsuz etki ettiği bilirse de ekonomilerin bu olumsuz etkileri bertaraf edebilecek politikaları bulunmaktadır. Terör ve büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik literatür incelendiğinde terörden büyümeye ve büyümeden teröre nedensellik sonucuna rastlanmakla beraber terör ve büyüme arasında nedensel ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşan ve böylece terörün ekonomik büyümeyi önemli derecede etkilemediği savunan çalışmalarda mevcuttur. Sonuçlarımız Meierrieks ve Gries (2012) ve Gries, Krieger ve Meierrieks (2011) ile uyumludur.

Hükümetler terörün azaltılması amacıyla ekonomik büyümeyi öncelikli hale getirmelidir. Bu amaçla istihdam olanaklarını artırmalı ve özellikle gençlerin istihdamı konusunda gerek kamu gerekse özel sektör teşvik edilmelidir. Makale konusu olan 11 ülkede genel itibariyle yüksek genç işsizlik oranına sahiptir. Genç işsizliğinin terörle ilişkisi de göz önüne alındığında genç kadın ve erkeklerin istihdamdaki önceliğinin artırılması terörle mücadele politikasında önemli olacağı kanaatindeyiz.

### Kaynaklar

- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, 93(1), 113-132.
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2008). Terrorism and the world economy. *European Economic Review*, 52(1), 1-27.
- Akhmat, G., Zaman, K., Shukui, T., & Sajjad, F. (2014). Exploring the root causes of terrorism in South Asia: everybody should be concerned. *Quality & Quantity*, 48(6), 3065-3079.
- Al-Sawaiea, K. M. The Relationship between Unemployment and Economic Growth in Jordan: An Empirical Study using the ARDL Approach.
- Altay, H., Ekinci, A., & Peçe, M. A. (2013). Ortadoğu'da Terörün Ekonomik Etkileri: Türkiye, Mısır Ve Suudi Arabistan Üzerine Bir İnceleme. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (37).
- Arı, A. (2016). Türkiye'deki Ekonomik Büyüme ve İşsizlik İlişkisinin Analizi: Yeni Bir Eşbütünleşme Testi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 58-64.

- Bagchi, A., & Paul, J. A. (2018). Youth unemployment and terrorism in the MENAP (Middle East, North Africa, Afghanistan, and Pakistan) region. *Socio-Economic Planning Sciences*, 64, 9-20.
- Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, edited by 4th Ed., John Wiley and Sons.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In *The economic dimensions of crime* (pp. 13-68). Palgrave Macmillan, London.
- Berrebi, C. (2007). Evidence about the link between education, poverty and terrorism among Palestinians. *Peace economics, peace science and public policy*, 13(1), 18-53.
- Blomberg, S. B., Hess, G. D., & Orphanides, A. (2004). The macroeconomic consequences of terrorism. *Journal of monetary economics*, 51(5), 1007-1032.
- Buesa, M., Valiño, A., Heijts, J., Baumert, T., & Gomez, J. G. (2007). The Economic Cost of March 11: Measuring the direct economic cost of the terrorist attack on March 11, 2004 in Madrid. *Terrorism and Political Violence*, 19(4), 489-509.
- Brandt, P. T., & Sandler, T. (2009). Hostage taking: Understanding terrorism event dynamics. *Journal of Policy Modeling*, 31(5), 758-778.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1), 239-253.
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). Panel Vector Autoregressive Models: A Survey The views expressed in this article are those of the authors and do not necessarily reflect those of the ECB or the Eurosystem. In *VAR Models in Macroeconomics—New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims* (pp. 205-246). Emerald Group Publishing Limited.
- Caruso, R., & Gavrilova, E. (2012). Youth unemployment, terrorism and political violence, evidence from the Israeli/Palestinian conflict. *Peace economics, peace science and public policy*, 18(2).
- Caruso, R., & Schneider, F. (2011). The socio-economic determinants of terrorism and political violence in Western Europe (1994–2007). *European Journal of Political Economy*, 27, S37-S49.
- Drakos, K., & Kutun, A. M. (2003). Regional effects of terrorism on tourism in three Mediterranean countries. *Journal of Conflict Resolution*, 47(5), 621-641.
- Eckstein, Z., & Tsiddon, D. (2004). Macroeconomic consequences of terror: theory and the case of Israel. *Journal of monetary economics*, 51(5), 971-1002.

- Enders, W., & Sandler, T. (1991). Causality between transnational terrorism and tourism: The case of Spain. *Studies in Conflict & Terrorism*, 14(1), 49-58.
- Enders, W., & Sandler, T. (1996). Terrorism and foreign direct investment in Spain and Greece. *Kyklos*, 49(3), 331-352.
- Enders, W., Sandler, T., & Parise, G. F. (1992). An econometric analysis of the impact of terrorism on tourism. *Kyklos*, 45(4), 531-554.
- Evans, G. W. (1989). Output and unemployment dynamics in the United States: 1950–1985. *Journal of Applied Econometrics*, 4(3), 213-237.
- Filer, R. K., & Stanišić, D. (2016). The effect of terrorist incidents on capital flows. *Review of Development Economics*, 20(2), 502-513.
- Frey, B. S., Luechinger, S., & Stutzer, A. (2007). Calculating tragedy: Assessing the costs of terrorism. *Journal of Economic Surveys*, 21(1), 1-24.
- Goldstein, K. B. (2005). Unemployment, inequality and terrorism: Another look at the relationship between economics and terrorism. *Undergraduate Economic Review*, 1(1), 6.
- Global Terrorism Database. (2019). *Institute for Economics and Peace*, <https://www.start.umd.edu/data-and-tools/start-datasets> (Erişim: 28.01.2021).
- Global Terrorism Index. (2019). *Institute for Economics and Peace*, <http://visionofhumanity.org/app/uploads/2017/11/Global-Terrorism-Index-2017.pdf> (Erişim: 28.01.2021).
- Granger, C.W.J. & Newbold, P. (1974), Spurious regression in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gries, T., Krieger, T., & Meierrieks, D. (2011). Causal linkages between domestic terrorism and economic growth. *Defence and Peace Economics*, 22(5), 493-508.
- Guloglu, B., & Bayar, G. (2016). Sectoral exports dynamics of Turkey: Evidence from panel data estimators. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 25(7), 959-977.
- Haldar, T. (2013). Understanding Terrorism from an Economic perspective.
- Hyslop, D., & Morgan, T. (2014). Measuring terrorism with the global terrorism index. In *Understanding Terrorism*. Emerald Group Publishing Limited.
- Honaker, J. (2010). Unemployment and violence in Northern Ireland: a missing data model for ecological inference. *Retrieved February, 10, 2011*.
- Krieger, T., & Meierrieks, D. (2011). What causes terrorism?. *Public Choice*, 147(1-2), 3-27.
- Kunreuther, H., Michel-Kerjan, E., & Porter, B. (2003). *Assessing, managing, and financing extreme events: Dealing with terrorism* (No. w10179). National Bureau of Economic Research.

- Malik, Z., & Zaman, K. (2013). Macroeconomic consequences of terrorism in Pakistan. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 1103-1123.
- Meierrieks, D., & Gries, T. (2012). Economic performance and terrorist activity in Latin America. *Defence and Peace Economics*, 23(5), 447-470.
- Okafor, G., & Piesse, J. (2018). Empirical investigation into the determinants of terrorism: Evidence from fragile states. *Defence and Peace Economics*, 29(6), 697-711.
- Oyefusi, A. (2010). Oil, youths, and civil unrest in Nigeria's Delta: The role of schooling, educational attainments, earnings, and unemployment. *Conflict Management and Peace Science*, 27(4), 326-346.
- Özgen, F. B., & Güloğlu, B. (2004). Türkiye'de ic borclarin iktisadi etkilerinin VAR Tekniğiyle analizi. *METU Studies in Development*, 31(1), 93.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 1-38
- Pesaran, M.H. (2007), A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M.H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008), A bias-adjusted LM test of error cross-section independence, *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Piazza, J. A. (2006). Rooted in poverty?: Terrorism, poor economic development, and social cleavages. *Terrorism and political Violence*, 18(1), 159-177.
- Reinares, F. (2004). Who are the terrorists? Analyzing changes in sociological profile among members of ETA. *Studies in Conflict and Terrorism*, 27(6), 465-488.
- Schomaker, R. (2013). Youth bulges, poor institutional quality and missing migration opportunities-triggers of and potential counter-measures for terrorism in MENA. *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 15(1), 116-140.
- Sandler, T. ve Enders, W. (2004). Ulusötesi terörizme ekonomik bir bakış. *Avrupa Politik Ekonomi Dergisi*, 20 (2), 301-316.
- Sayre, E. A. (2009). Labor market conditions, political events, and Palestinian suicide bombings. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 15(1), 1-26.
- Seabra, C., Reis, P., & Abrantes, J. L. (2020). The influence of terrorism in tourism arrivals: A longitudinal approach in a Mediterranean country. *Annals of Tourism Research*, 80, 102811.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Tatoğlu, F. Y. (2017). Panel zaman serileri analizi. *İstanbul: Beta Yayınları*.
- Tavares, J. (2004). The open society assesses its enemies: shocks, disasters and terrorist attacks. *Journal of monetary economics*, 51(5), 1039-1070.

Urdal, H. (2006). A clash of generations? Youth bulges and political violence. *International studies quarterly*, 50(3), 607-629.

Yildirim, J., & Öcal, N. (2013). Analysing the determinants of terrorism in Turkey using geographically weighted regression. *Defence and Peace Economics*, 24(3), 195-209.

**Ek 1.**

Özdeğer İstikrar Koşulu ( AR Root Table)

Özdeğer	Modulas
-0.189065 - 0.586447i	0.616170
-0.189065 + 0.586447i	0.616170
0.042025 - 0.475512i	0.477365
0.042025 + 0.475512i	0.477365
0.447500	0.447500
-0.438031	0.438030
-0.388032	0.388032
0.052304 - 0.305650i	0.310092
0.052304 + 0.305650i	0.310092
-0.189065 - 0.586447i	0.616170

Birim Çember ( AR Root Graph)  
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

