

İŞSİZLİK VE BOŞANMA İLİŞKİSİ: 1970–2005 VAR ANALİZİ

Arş. Gör. Ferhat TOPBAŞ*

Arş. Gör. Serdar KURT**

ÖZET

Ekonomi literatürü incelendiğinde, işsizliğin genellikle ekonomik nedenleri ve sonuçları bakımından ele alındığı görülmektedir. Bununla birlikte, işsizlik birey ve toplum üzerindeki etkileri ile sosyal bir sorundur. Bu çalışmada, işsizliğin aile kurumu üzerindeki etkisi, işsizlik boşanma ilişkisi kapsamında incelenmiştir. Çalışmada, 1970-2005 dönemini kapsayan işsizlik ve boşanma verileri kullanılarak ilişkinin varlığı VAR analizi ile test edilmiştir. Sonuç olarak, işsizliğin boşanmanın istatistiksel olarak anlamlı bir nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: İşsizlik, Boşanma, VAR Analizi

ABSTRACT

Unemployment and Divorce Relationship: 1970-2005 Var Analysis

When economic literature is studied, unemployment is seen to be handled in terms of its economic reasons and results. Besides, the unemployment is a social problem with its effects on individuals and society. In this study, the impact of unemployment on family institution is investigated on the basis of the relationship between unemployment and divorce. In the study, this relationship is tested through VAR analysis by using unemployment and divorce data covering the period of 1970-2005. As a result, it is determined a statistically significant causal relationship from unemployment to divorce.

Keywords: Unemployment, Divorce, VAR Analysis

I. GİRİŞ

Temel ekonomik problemlerden en önemlisi olan işsizlik sadece toplumsal üretimin azalması ve refah kaybı anlamına gelmemektedir. İşsizlik aynı zamanda hem birey hem de toplum için bazı maliyetleri de içermektedir. İşsizliğin evlilik kurumunda neden olduğu çözülme ve boşanma olasılığını artırıcı baskısı da bunlardan biridir.

Bu çalışmada işsizliğin boşanma üzerindeki etkisi VAR analizi çerçevesinde incelenmiştir. Çalışmada öncelikle, Becker(1976) tarafından ortaya atılan işsizlik-boşanma teorisine kısaca değinilmiş ve ülkemizde ki boşanma istatistikleri incelenmiştir. Ardından konu ile ilgili çalışmalardan bazılarının sonuçları itibari ile kısaca değinilmiştir. Analiz kısmında ise, işsizlik-boşanma ilişkisinin varlığı 1970–2005 Türkiye verileri kullanılarak araştırılmış ve bulgular değerlendirilmiştir.

II. İŞSİZLİK – BOŞANMA İLİŞKİSİNE TEORİK YAKLAŞIM

Son dönemlerde boşanma oranlarında %100'ü bulan artışlar ve özellikle de evliliklerin kısa sürede boşanmayla sonuçlanması dikkat çekici bir gelişmedir. 2006 yılında 1 yıl ve 1 yıldan az süren evliliklerin toplam boşanmalar içerisindeki oranı %13'lerde, 5 yıl ve 5 yıldan az süren evliliklerin toplam boşanmalar içerisindeki oranı ise %42'dir. Toplam boşanma sayısı ise 93489 ve toplam evlilik sayısı 650233'tür. 2006 yılı dikkate alındığında evlenen her 6 çifte karşılık 1 çiftin boşandığı görülmektedir.

Evliliğe ait bu kararsızlık sadece ülkemizde değil çoğu endüstri ülkesinde de önemli bir artış göstermiştir. Yaşanan bu değişim, konu ile ilgilenen araştırmacıları, bu olayın dinamiklerini araştırmaya yöneltmiştir. Son dönemlerde yapılan çalışmalar ekonomik krizlerin özellikle de erkeğin işsizliğinin aile ilişkilerinde gerginliğe neden olduğunu ortaya koymuştur(Thomas , 1980:517). Gerçekten de işsizlik nedenleri ile olduğu kadar sonuçları ile de halen önemli bir araştırma konusudur. Çünkü işsizlik beraberinde bazı ekonomik kayıplara neden olmakla kalmayıp bir dizi ve önemli sosyal, bireysel ve psikolojik sorunlara da neden olmaktadır(Hansen, 2005:136).

* Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, ftopbas@ktu.edu.tr

** Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, skurt@ktu.edu.tr

Bireyin çalışma hayatındaki durumu ve aile ilişkileri arasındaki bağı inceleyen ilk çalışma Becker(1976)'dir. Becker evlilikten beklenen fayda bekarlıktan beklenen faydayı aştığında bireylerin evliliği tercih edeceği iddiasındadır(Becker , 1976:4). Birey piyasa dışı hayatında da bir fayda maksimizasyonu peşindedir. Evlilikte asıl olan bireysel faydanın maksimize edilmesidir. Bu durumda olasılıklı bir boşanma fonksiyonu iki faktörün etkisindedir; evlilikten beklenen kazanç ve evliliğin beklenilmeyen sonuçlarıdır. Boşanma ihtimali evliliğin kazançları arttıkça veya beklenmeyen sonuçları azaldıkça azalacaktır(Becker , 1976:6).

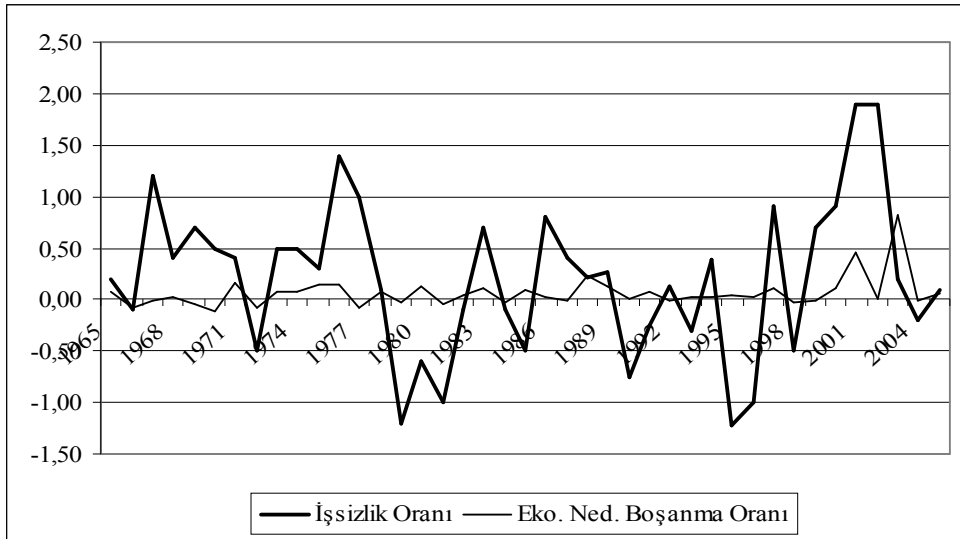
Araştırmacılar, erkeğin kazancı ile evlilik bağının sürekliliği arasında anlamlı ve güçlü bir ilişkinin bulunduğunu iddia etmektedir(Becker, 1976:32). Eşlerin her ikisinin de çalışması, ailenin ekonomik refahında sağlayacağı artış neticesinde boşanma riskini azaltmaktadır(Raeymaeckers , 2006:160).

İşsizlik ile ilgili araştırmalar incelendiğinde ise, işsizlik bireysel bazda, sosyal izolasyon, alkolizm, suç eğiliminde artış, fizyolojik ve psikolojik sorunlar, intihar eğiliminin artması gibi sorunlara neden olmaktadır. Toplumsal açıdan ise, başta üretken kapasitenin azalmasının yanında, toplumsal çözülme, suç oranında artış ve toplumsal huzurun bozulması sayılabilir.

İşsizliğin önemli sonuçlarından birisi de aile üzerinde yarattığı etki ve boşanmalardır. İşsizlik aile bütçesinde ekonomik olarak bir kayıpla kalmayıp birey üzerinde yarattığı olumsuzlukların işsiz bireyin sosyal ilişkilerine de yansması sebebiyle ailenin diğer üyelerini de etkilemektedir. Bu konudaki teorik yaklaşımlar, işsiz bireyin aile yaşamından aldığı tatminin çalışanlara nispeten daha az olduğunu ortaya koymuştur. Ancak bu tatminsizliğin sebebi, ekonomik sorunlardan ziyade işsiz bireyin kendine olan saygısını yitirmesinden kaynaklanmaktadır(Hansen, 2005:126).

Aşağıdaki grafikte (Grafik 1) işsizlik oranındaki ve ekonomik nedenlerle boşanma oranındaki değişimin 1970–2005 döneminde izlediği seyir görülmektedir. İki değişken arasında çok net bir ortak hareket görülmemekle birlikte özellikle 2000 yılından sonra boşanmaların işsizliğe duyarlılığının arttığı rahat bir biçimde görülmektedir.

Grafik 1: İşsizlik Oranı ve Ekonomik Nedenlerle Boşanma Oranları (1965–2005)



Aşağıdaki tabloda (Tablo 1) 2000–2005 döneminde nedenine göre boşanma sayıları görülmektedir. Öncelikle toplam boşanma sayısında 2001 yılında görülen artış dikkat çekmektedir. Benzer biçimde 2003 yılında da bir önceki yıla göre önemli bir değişiklik olmuştur.

Tablo 1: Nedenlerine Göre Boşanmalar (Adet, 2000–2005)

Yıl	Toplam	Zina	Cana Kast	Cürüm ve Haysiyetsizlik	Terk	Akal Hastalığı	Geçimsizlik	Diğer	Bilinmeyen
2000	34862	133	62	69	593	93	32844	1068	0
2001	50402	135	96	92	568	150	47936	1425	0
2002	51096	186	179	161	860	236	47921	1553	0
2003	92637	68	29	21	252	21	88220	615	3411
2004	91022	81	12	20	262	31	86900	444	3272
2005	95895	67	36	39	257	45	91989	539	2923

III. LİTERATÜR

Özellikle 1980’li yılların sonlarına doğru artan boşanma oranları ile birlikte araştırmacıların ilgisini çeken konu üzerine çok fazla sayıda araştırma yapılmıştır. Aşağıdaki tabloda (Tablo 2) konu ile ilgili çalışmalardan bazıları bulguları ve kullandığı yöntem itibari ile özetlenmiştir.

Tablo 2: Literatür

Yazar	Dönem ve Yöntem	Bulgular
Hans T. Hansen	1989-1996 dönemi 8933 adet çifte ait gözlemler / Random logit model	Hem erkek hem de kadın işsizliği boşanma üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir role sahiptir. Erkeğin işsizlik süresindeki 1 aylık artış, evlilik kurumundaki çözülme olasılığını %8,6, kadın işsizliğindeki benzer artış ise %8,3 artırmaktadır.
Bentzen ve Smith	1948-1998 dönemi ABD ve Danimarka verileri / Granger Nedensellik Analizi ve VAR Analizi	Erkek işsizliğinin boşanmanın anlamlı bir granger nedeni olmadığı tespit edilmiş(Danimarka için) VAR analizi sonuçlarına göre ise, erkek işsizliğinin evlilikteki çözülmede belirleyici rol oynadığını belirtmişlerdir (ABD için).
Michael Suaver	1980-1995 dönemi Danimarka verileri (7327 çift) / Regresyon Analizi	İşsizliğin boşanma riskini artırdığını tespit etmişlerdir.
Jr Tsung Huang	Ocak 1978 – Nisan 2000 Tayvan verileri / VAR Analizi, Granger Nedensellik Analizi	VAR Analizi sonuçlarına göre, işsizliğin 6, 8, ve 12. gecikmeleri ile boşanma oranındaki artış arasında istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Granger Nedensellik Analizi sonuçlarına göre de işsizlikten boşanmaya anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Peter Raeymaeckers	1992-2002 dönemi 5314 çifte ait Belçika verileri / Regresyon analizi	Çalışmada evlilik ekonomik bir ortaklık olarak varsayılmış ve eşlerin çalışmasının boşanma ihtimalini azalttığı hipotezi ileri sürülmüştür. Yapılan regresyon analizi neticesinde eşlerden her ikisinin de çalışmasının boşanma riskini istatistiksel olarak anlamlı bir biçimde azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

South	Scott J. verileri / Regresyon Analizi	1947-1979 Korelasyon ve	ABD ve	Boşanma oranı ve İşsizlik oranının 1 gecikmesi arasında anlamlı bir korelasyon tespit edilmiştir. Regresyon analizinde ise, hem işsizlik oranı hem de işsizlik oranının gecikmesinin, boşanma oranındaki değişim üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.
-------	---	----------------------------	--------	--

IV. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada kullanılan boşanma verileri TÜİK tarafından yayınlanan “İstatistiksel Göstergeler 1923–2005” kitabından derlenmiştir. İşsizlik oranlarındaki değişim verileri ise, yine TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) tarafından yayınlanan verilerden ve Türkiye Emek Piyasasının Yapısı ve İşsizlik(Ansal , 2006:206) adlı kitaptan derlenen boşanma sayıları verileridir.

Çalışmada, boşanma oranı(BOSORN), ekonomik nedenlerle boşanmanın işsizlik ile ilişkisinin daha güçlü olacağı düşüncesinden hareketle, geçimsizlik nedeniyle boşanma sayısı (BOSGEC) ve terk nedeniyle boşanma sayısı (BOSTERK) ve bu iki nedenin toplamı olan (EKOBOSTPL) ve son olarak da toplam boşanma sayısı (BOSTPL) değişkenleri analize dahil edilmiştir. İşsizlik değişkeni ise (İŞSİZ) genel işsizlik oranı olarak ele alınmıştır. Çalışmada, tüm değişkenlerin yıllık değişim düzeyleri kullanılmıştır.

A. Durağanlık Testi

Zaman serilerinde kullanılan değişkenlerin durağan olmaması sahte (spurious) regresyon tahmin edilmesine neden olabilmekte ve değişkenler arasında gerçekte bulunmayan ilişkiler varmış gibi gözükülebilmektedir. Bu durumda R^2 değeri ve t istatistiği değerleri olduğundan daha yüksek çıkacaktır.

Değişkenlerin durağanlığının test edilmesi için farklı durağanlık testleri geliştirilmiştir. Bu çalışmada ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve Phillips-Perron (1988) durağanlık testleri değişkenlerin durağanlıklarının belirlenmesinde kullanılmıştır.

B. ADF ve Phillips-Perron (1988) Durağanlık Testi

Dickey-Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen ADF testinin SDF (Standart Dickey-Fuller)’den farkı denklemdeki otokorelasyon probleminin giderilmesi için bağımlı değişkenin optimal bir gecikmesinin bağımsız değişken olarak alınmasıdır. Diğer bir deyişle, ADF, SDF testinin hata terimleri arasındaki ardışık bağımlılık problemini de dikkate alacak biçimde genişletilmiş halidir. ADF durağanlık testi sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere üç farklı model halinde kullanılmaktadır. Bu çalışmada ise sadece sabitli ve sabitli-trendli modeller dikkate alınmıştır. Buna göre değişkenlerin durağanlıklarının test edilmesi için kullanılan sabitli ve sabitli-trendli modeller aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

ADF testi için kullanılan 1 ve 2 no’lu modellerde Y durağanlığı belirlenmek istenen değişkeni, T trend değişkenini, Δ fark parametresini, α ve β katsayıları, t zamanı, q gecikme uzunluğunu, e_t en küçük kareler varsayımlarına uyan tesadüfi hata terimlerini göstermektedir.

ADF testine alternatif ve/veya ADF testini tamamlayıcı olarak ortaya çıkan durağanlık testlerinden biride Phillips-Perron (1988) birim kök testidir. Phillips-Perron (1988) testinin ADF testinden temelde farkı ise ADF testine göre hata terimleri üzerindeki varsayımlarını daha da gevşeterek hata

terimlerinin istatistiksel açıdan zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olduklarını öne sürmektedir. ADF testinde ise bu varsayımlar daha sert bir biçimde hata terimlerinin istatistiksel açıdan bağımsız olduğu ve sabit varyansa sahip oldukları yönündedir. Değişkenlerin durağanlıklarının Phillips-Perron (1988) ile testinde de sabitli ve sabitli-trendli modeller kullanılmıştır fakat farklı olarak bu testte bağımlı değişkenin gecikmesi bağımsız değişken olarak kullanılmamakta ve α_1 katsayısının t istatistiği üzerinde düzeltme yapılmaktadır.

İlgili değişkenin durağan olup olmadığına karar vermek için denklemlerden elde edilen α_1 katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı test edilir. α_1 katsayısının mutlak değeri MacKinnon (1996) tablo değerinden büyükse seride birim kök olduğunu öne süren H_0 hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlıkları ADF ve Phillips-Perron (1988) testi ile yapılmış Tablo 3 ve Tablo 4’de özetlenmiştir.

Tablo 3: ADF Durağanlık Testi

<i>Değişkenler</i>	<i>Seviyesinde</i>	
	<i>Sabitli</i>	<i>Sabitli-Trendli</i>
<i>BOSORN</i>	-3.26 (1)*	-7.77 (0)*
<i>BOSGEC</i>	-7.19 (0)*	-7.79 (0)*
<i>BOSTERK</i>	1.17 (5)	-2.56 (6)
<i>BOSTPL</i>	-6.98 (0)*	-7.69 (0)*
<i>EKOBOSTPL</i>	-7.12 (0)*	-7.74 (0)*
<i>İŞSİZ</i>	-3.99 (0)*	-3.96 (0)*

* %1 anlamlılık düzeyinde durağan.

Tablo 3’den de görüldüğü gibi ADF testi ile yapılan durağanlık testinde BOSTERK değişkeni hariç diğer bütün değişkenler seviyesinde ve yüzde bir anlamlılık düzeyinde durağandır.

Tablo 4: Phillips-Perron Durağanlık Testi

<i>Değişkenler</i>	<i>Seviyesinde</i>	
	<i>Sabitli</i>	<i>Sabitli-Trendli</i>
<i>BOSORN(%Δ)</i>	-6.85 (3)*	-7.64 (2)*
<i>BOSGEC(%Δ)</i>	-7.10 (2)*	-7.68 (2)*
<i>BOSTERK(%Δ)</i>	-8.69 (4)*	-14.79 (13)*
<i>BOSTPL(%Δ)</i>	-6.90 (3)*	-7.59 (2)*
<i>EKOBOSTPL(%Δ)</i>	-7.01 (3)*	-7.63 (2)*
<i>İŞSİZ</i>	-4.44 (3)*	-4.43 (3)*

* %1 anlamlılık düzeyinde durağan.

Phillips-Perron (1988) ile yapılan durağanlık testi sonuçlarında ise bütün değişkenlerin yüzde bir anlamlılık düzeyinde ve seviyesinde durağan oldukları görülmektedir. Bu nedenle VAR sisteminin durağanlığını bozmadığı sürece değişkenler analize seviyesinde dahil edilecektir.

VI. VAR ANALİZİ VE BULGULAR

VAR analizi Sims(1980) tarafından geliştirilmiş, değişkenlerin hangisinin içsel hangisinin dışsal olduğunun önemli olmadığı bir analizdir. Buna göre iki değişkenli bir VAR sistemi aşağıdaki biçimde gösterilebilir.

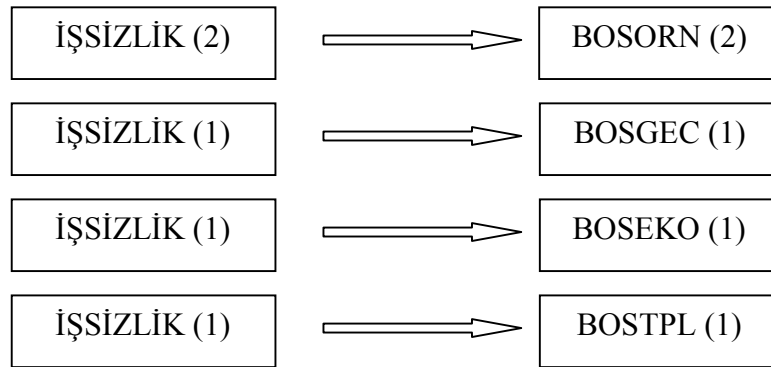
$$\begin{bmatrix} \text{İşsizlik}_t \\ \text{Boşanma}_t \end{bmatrix} = A_0 + A_1 \begin{bmatrix} \text{İşsizlik}_{t-1} \\ \text{Boşanma}_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \text{İşsizlik}_{t-2} \\ \text{Boşanma}_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_m \begin{bmatrix} \text{İşsizlik}_{t-m} \\ \text{Boşanma}_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Burada; işsizlik ve boşanma değişkenleri, A_0 sabit terim vektörünü, A_i değişkenlerin katsayı vektörlerini, t dönemi, m optimal gecikme uzunluğunu ve e_{it} klasik EKK varsayımlarına uyan rassal hata terimlerini göstermektedir. Ayrıca, bu çalışmada VAR analizine kriz dönemlerinin etkisinin giderilmesi amacıyla kriz dönemlerine 1 diğer dönemlere 0 değeri verilen bir kukla değişken dışsal değişken olarak ilave edilmiştir.

VAR analizinde kullanılan değişkenlerin sahte regresyona neden olmaması için durağan olarak kullanılmalrı gerekmektedir. Bununla birlikte VAR sisteminden elde edilen köklerinde durağan olması ve VAR sisteminin durağanlık koşulunu sağlaması gerekmektedir. Tahmin edilen bütün VAR denklemleri için durağanlık koşulu test edilmiş ve bütün VAR sistemlerinin durağan olduğu görülmüştür.

Değişkenler arasındaki Granger anlamda nedensellik ilişkileri VAR analizinden elde edilen değişkenlerin gecikmeli değerlerine F testi ve/veya Wald ki kare testi uygulanarak belirlenebilmektedir. Yapılan, VAR analizi sonucu elde edilen nedensellik ilişkileri Grafik 1 ile gösterilmiştir, parantez içindeki değerler VAR gecikme uzunluklarını ifade etmektedir.

Grafik 2: VAR Analizlerinden Elde Edilen Nedensellik İlişkileri



Grafik 2'den de görüldüğü gibi işsizlik değişkeninden BOSTERK değişkeni hariç diğer bütün boşanma değişkenlerine doğru yüzde on anlamlılık düzeyinde tek yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Bu durum işsizlik değişkeninin boşanma üzerinde zamanla etkili bir değişken oldu biçiminde yorumlanabilmektedir.

VII. SONUÇ

İşsizlik genel bir ekonomik problem olmasının yanı sıra hem birey hem de toplum üzerinde yarattığı etkiler itibariyle ayrı bir öneme sahiptir. İşsizlik başta, toplumsal huzurun ve gelir dağılımının bozulmasına, suç oranlarının ve bireyin suç eğiliminin artmasına, göçün hızlanmasına ve nüfusun hareketlilik kazanmasına ve aile huzurunun bozulmasına ve boşanma riskinin artmasına neden olmaktadır.

Becker (1977)'den beri araştırmacılar evliliğin ve boşanmanın ekonomik belirleyicileri üzerine odaklanmışlardır. Bu belirleyicilerden en önemlisi de işsizliktir. İşsizlik ve boşanma ilişkisinin araştırıldığı

bu çalışmada, VAR analizi yardımıyla söz konusu değişkenler arası nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Analiz neticesinde işsizliğin boşanmanın anlamlı bir Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuçları, alt gruplar itibariyle değerlendirdiğimizde ise, genel sonuçlar şu biçimde özetlenebilir;

- Terk nedeniyle boşanmaların önemli bir kısmının ekonomik nedenlerden kaynaklanacağı düşüncesiyle, işsizlik ve terk nedeniyle boşanma sayısı arasında bir ilişkinin var olacağı varsayılmıştı fakat yapılan analiz neticesinde bu yönde bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
- Teoride, işsizliğin aile ilişkilerinde bozulmaya ve geçimsizliğe neden olacağı varsayılmaktadır. Bu varsayımdan hareketle, geçimsizlik nedeniyle boşanma ve işsizlik arasında da bir nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Sonuçta işsizlikten geçimsizlik nedeniyle boşanmaya doğru anlamlı bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.
- Yukarıdaki iki boşanma nedeninin toplamından oluşan, ekonomik nedenlerle boşanma sayısı ile işsizlik arasında da anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
- Son olarak da nedenlerine bakmaksızın, işsizliğin toplam boşanma sayısının istatistiksel olarak anlamlı bir Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmadan elde edilen sonuçların bir diğer önemli yanı da bu ilişkinin sonrasında gelen refah kaybıdır. Kimi araştırmacılar, boşanmanın, kişinin verimliliğini ve işe bağlılığını azalttığını ve bunun da beraberinde boşanmış bireyin işsiz kalmasına veya üretkenliğinin düşmesine neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, boşanmış ebeveynlerin çocuklarının da gerek toplumsal hayatta ki ilişkilerinde gerekse de çalışma hayatında başarısız ve verimsiz olduklarını iddia edilmektedir. İşsizlik-boşanma ilişkisi bu sonuçları ile birlikte değerlendirildiği takdirde zaten doğrudan bir ekonomik kayıp içeren işsizliğin kısa ve uzun vadede dolaylı olarak da ekonomik kayıpları beraberinde getirdiği görülecektir.

KAYNAKÇA

ANSAL, Hacer ve diğerleri, (2000). *Türkiye Emek Piyasasının Yapısı ve İşsizlik*, Türkiye Ekonomik ve Toplumsal Tarih Vakfı Yayınları, İstanbul: Numune Matbaacılık.

BECKER, S. Gary, LANDES M. Elisabeth, MICHAEL T. Robert (1976). "Economics of Marital Instability" *NBER Working Paper Series*, No:153.

BENTZEN, Jan, SMITH, Valdemar (2002). "An Empirical Analysis of the Effect of Labour Market Characteristic on Marital Dissolution Rates", *Department of Economics Working Paper Series*, No: 2002-14, University of Aarhus.

DICKEY, D.A., FULLER, W.A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

DICKEY, D.A., FULLER, W.A. (1981). "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

HANSEN, T. Hans (2005). "Unemployment and Marital Dissolution: A Panel Data Study of Norway", *European Sociological Review*, 21(2), 135-148.

HUANG, Tsung (2003). "Unemployment and Family Behavior in Taiwan", *Journal of Family and Economic Issues*, 24(1), 27-48.

MACKINNON, James G. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.

PHILLIPS, P.C.B., PERRON P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.

REAYMAECKERS, Peter ve diğerleri (2006). "Marriage and Divorce in Belgium: The Influence of Professional, Financial and Educational Resources on the Risk for Marriage Dissolution", *Journal of Divorce&Remarriage*, 46(1/2), 151-174.

SIMS, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1-46.

SVAVER, M. (2002). "Determinants of Divorce in Denmark", *Department of Economics Working Paper Series*, No: 2002-19, University of Aarhus.

SOUTH, J. S. (1985). "Economic Conditions and Divorce Rate: A Time-Series Analysis of the Postwar United States", *Journal of Marriage and The Family*, 47(1), 31-41.

THOMAS, L. Eugene (1980). "Unemployment and Family Stress: A Reassessment", *Family Relations*, 29(4), 517-524.

EKLER**Karakteristik Polinomun Kökleri**

İçsel Değişkenler: İŞSİZLİK DLBOSORN

Dışsal Değişkenler: Sabit KRIZ

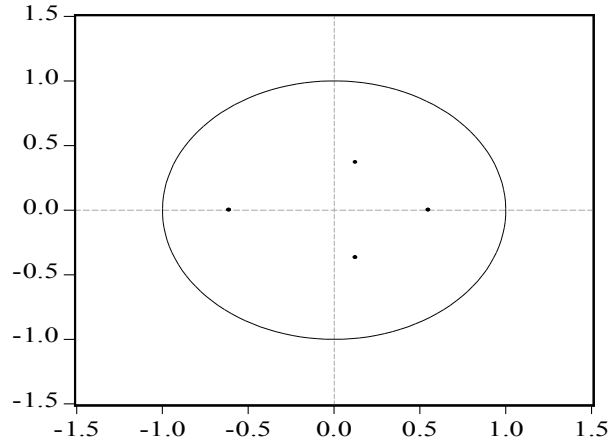
Gecikme: 2

Kök	Modül
-0.611328	0.611328
0.550473	0.550473
0.125970 - 0.368121i	0.389078
0.125970 + 0.368121i	0.389078

Hiçbir kök birim çemberin dışında değil.

VAR durağanlık koşulunu sağlamaktadır.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

**VAR Granger Nedensellik Testi**

1970- 2005 Dönemi

Bağımlı Değişken: **İŞSİZLİK**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anamlılık Düzeyi
DLBOSORN	0.276240	2	0.8710

Bağımlı Değişken: **DLBOSORN**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anamlılık Düzeyi
İŞSİZLİK	5.232001	2	0.0731

Gecikme	LR	FPE	AIC	HQ
0	NA*	0.009948	1.065148	1.126508
1	9.073516	0.009347*	1.001025*	1.123746*
2	6.123530	0.009557	1.018440	1.202522
3	2.774860	0.010943	1.144239	1.389682

* Optimal gecikme uzunluğu

VAR Otokorelasyon LM Test

H_0 : h gecikme düzeyinde otokorelasyon yok
1970 2005

Gecikme	LM-Stat	Anlamlılık
1	1.630797	0.8032
2	4.964351	0.2910
3	2.046250	0.7273

Karakteristik Polinomun Kökleri

İçsell Değişkenler: İŞSİZLİK DLEKOBOSTPL

Dışsal Değişkenler: Sabit KRIZ

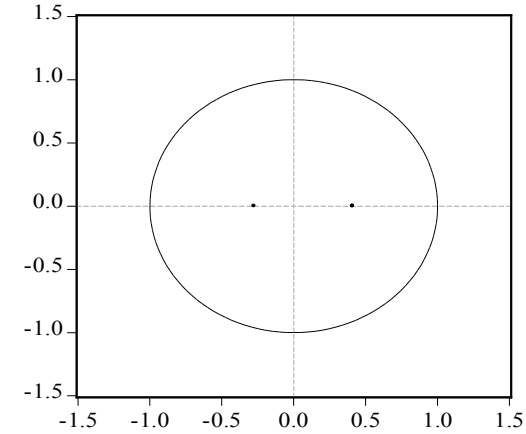
Gecikme: 1

Kök	Modül
0.408897	0.408897
-0.277045	0.277045

Hiçbir kök birim çemberin dışında değil.

VAR durağanlık koşulunu sağlamaktadır.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

**VAR Granger Nedensellik Testi**

1970- 2005 Dönemi

Bağımlı Değişken: **İŞSİZLİK**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
DLEKOBOS	0.061127	1	0.8047

Bağımlı Değişken: **DLEKOBOSTOP**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
İŞSİZLİK	3.562643	1	0.0591

Gecikme LR	FPE	AIC	HQ	
0	NA	0.009997	1.070071	1.131432
1	9.804889*	0.009174*	0.982356*	1.105077*
2	6.190271	0.009359	0.997470	1.181552
3	1.587410	0.011197	1.167248	1.412691

* Optimal gecikme uzunluğu

VAR Otokorelasyon LM Test

H_0 : h gecikme düzeyinde
otokorelasyon yok
1970 2005

	LM istatistiği	Anlamlılık
1	1.852016	0.7630
2	1.210931	0.8763
3	2.295424	0.6816

Karakteristik Polinomun Kökleri

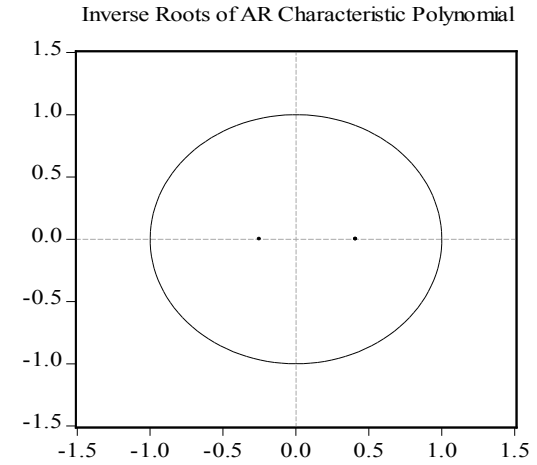
İçsell Değişkenler: İŞSİZLİK DLBOSTPL

Dışsal Değişkenler: Sabit KRIZ

Gecikme: 1

Kök	Modül
0.409506	0.409506
-0.249591	0.249591

Hiçbir kök birim çemberin dışında değil.
VAR durağanlık koşulunu sağlamaktadır.



Gecikme LR	FPE	AIC	HQ	
0	NA*	0.009911	1.061424	1.122785
1	9.319279	0.009239*	0.989374*	1.112095*
2	5.711141	0.009582	1.021009	1.205091
3	2.590949	0.011046	1.153620	1.399062

* Optimal gecikme uzunluğu

VAR Granger Nedensellik Testi

1970- 2005 Dönemi

Bağımlı Değişken: **İŞSİZLİK**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
DLBOSTPL	0.061025	1	0.8049

Bağımlı Değişken: **DLBOSTPL**

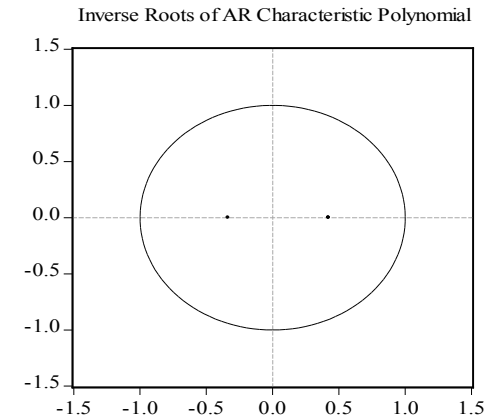
	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
İŞSİZLİK	3.196427	1	0.0738

VAR Otokorelasyon LM TestH₀: h gecikme düzeyinde otokorelasyon yok
1970 2005

Gecikme	LM İstatistiği	Anlamlılık
1	2.200951	0.6989
2	1.159073	0.8848
3	1.929116	0.7488

	Gecikme LR	FPE	AIC	HQ
0	NA	0.036027	2.352023	2.413383
1	11.70406*	0.031095*	2.203044*	2.325765*
2	5.764577	0.032191	2.232837	2.416919
3	4.118223	0.035069	2.308881	2.554324

* Optimal gecikme uzunluğu

**Karakteristik Polinomun Kökleri**

İçsell Değişkenler: İŞSİZLİK DLBOSTERK

Dışsal Değişkenler: Sabit KRIZ

Gecikme: 1

Kök	Modül
0.421814	0.421814
-0.336344	0.336344

Hiçbir kök birim çemberin dışında değil.

VAR durağanlık koşulunu sağlamaktadır.

VAR Granger Nedensellik Testi

1970- 2005 Dönemi

Bağımlı Değişken: **İŞSİZLİK**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
DLBOSTERK	0.276710	1	0.5989

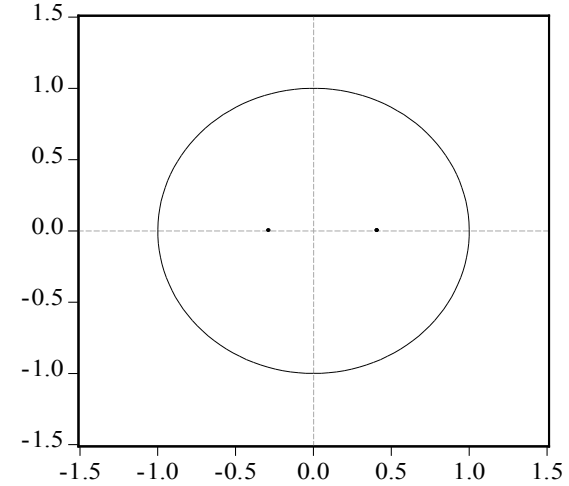
Bağımlı Değişken: **DLBOSTERK**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
İŞSİZLİK	0.199614	1	0.6550

VAR Otokorelasyon LM TestH₀: h gecikme düzeyinde otokorelasyon yok
1970 2005

Gecikme	LM istatistiği	Anlamlılık
1	1.574839	0.8133
2	2.191802	0.7005
3	2.929868	0.5696

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

**Karakteristik Polinomun Kökleri**

İçsell Değişkenler: İŞSİZLİK DLBOSGEC

Dışsal Değişkenler: Sabit KRIZ

Gecikme: 1

Kök	Modül
0.410339	0.410339
-0.285852	0.285852

Hiçbir kök birim çemberin dışında değil.

VAR durağanlık koşulunu sağlamaktadır.

VAR Granger Nedensellik Testi

1970- 2005 Dönemi

Bağımlı Değişken: **İŞSİZLİK**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
DLBOSGEC	0.098218	1	0.7540

Bağımlı Değişken: **DLBOSGEC**

	Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Anlamlılık Düzeyi
İŞSİZLİK	3.250990	1	0.0714

Gecikme LR	FPE	AIC	HQ	
0	NA	0.010577	1.126400	1.187761
1	9.817563*	0.009702*	1.038276*	1.160997*
2	6.282562	0.009866	1.050207	1.234289
3	1.490948	0.011846	1.223558	1.469001

* Optimal gecikme uzunluğu

VAR Otokorelasyon LM TestH₀: h gecikme düzeyinde otokorelasyon yok

1970 2005

Gecikme	LM istatistik	Anlamlılık
1	1.635078	0.8025
2	1.168550	0.8832
3	2.515264	0.6419