

TÜRKİYE’DE BOŞANMA ORANLARI VE İŞSİZLİK ORANLARI ARASINDAKİ UZUN DÖNEMLİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

Pınar KOÇ^{1*+}

¹*İktisat/Gümüşhane Üniversitesi, Gümüşhane, Türkiye*

^{*}*Sorumlu Yazar: pinartorun@gumushane.edu.tr*

⁺*Sunucu: pinartorun@gumushane.edu.tr*

Sunum/Bildiri Türü: Sözlü / Tam Metin

Özet – Özellikle 2001 yılında medeni kanunda yapılan düzenlemelerle boşanmanın kolaylaştırılması, özellikle 2001 yılından sonra boşanma oranlarında ciddi bir sıçramaya neden olmuştur. Nitekim 2000 yılında kaba boşanma hızı 0.52 iken, bu oran 2001 yılında 3 kat artarak binde 1.35’e yükselmiştir. Bununla birlikte özellikle son dönemlerde işsizlik oranlarında da ciddi bir artış olduğu göze çarpmaktadır. 1930-2018 dönemini kapsayan bu çalışmanın amacı, işsizlik oranları ile boşanma oranları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz etmektir. Boşanma oranları ile işsizlik oranları arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı Maki eşbütünleşme testi ile analiz edilmiş, eşbütünleşme katsayısını tahmin etmek için FMOLS ve DOLS tahmincileri kullanılmıştır. FMOLS sonuçlarına göre işsizlik oranlarında meydana gelen bir birimlik artış, boşanma oranlarını 0.11 birim artırmaktadır. DOLS sonuçlarına göre işsizlik oranlarında meydana gelen bir birimlik artış, boşanma oranlarını 0.10 birim artırmaktadır. Bu bağlamda uzun dönemde Türkiye’de boşanma oranları ile işsizlik oranları arasındaki ilişkinin psikolojik stres yaklaşımı çerçevesinde değerlendirilebileceği söylenebilir. İşsizlik stres ve anksiyete problemlerine neden olarak aile yaşamını olumsuz etkilemektedir.

Anahtar Kelimeler– *Boşanma Oranı, Eşbütünleşme, İşsizlik Oranı, DOLS, FMOLS*

ANALYSIS OF LONG TERM RELATIONSHIP BETWEEN DIVORCE RATES AND UNEMPLOYMENT RATES

Abstract- In particular, the facilitation of divorce by the regulations made in the civil law in 2001 caused a significant increase in divorce rates especially after 2001. As a matter of fact, while the crude divorce rate was 0.52 in 2000, this ratio increased by 3 times in 2001 and rose to 1.35 per thousand. However, there has been a significant increase in unemployment rates, especially in recent years. The purpose of this study is to analyze long term relationship between divorces rates and unemployment rates for the 1930-2018 period. The long term relationship between divorce rates and unemployment rates is analyzed by using Maki cointegration test and the cointegration coefficients is estimated by using FMOLS and DOLS estimators. According to results of FMOLS, one unit increase in unemployment rates rises divorce rates by 0.11 units. Results of FMOLS test show that one unit increase in unemployment rates rises divorce rates by 0.10 units. In this context, it can be concluded that the relationship between divorce rate and unemployment rate can evaluate within framework psychological stress approach. The unemployment affect negatively family life by causing stress and anxiety disorders.

Keywords- *Divorce rate, Cointegration, Unemployment Rate, DOLS, FMOLS*

I. GİRİŞ

Ekonomik krizler yoksulluk ve işsizliği artırarak gelir eşitsizliğini artırırken, yoksulluk ve işsizlik da bireylerin ruhsal yapılarının ve aile düzenlerinin bozulmasına neden olmaktadır [1].

Her ne kadar fikir birliğine varılamamış olsa da işsizlik ile boşanma oranları arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan bir kaç teori bulunmaktadır. Teorilerin her biri ele aldığı perspektif bakımından farklı sonuçlara ulaşmaktadır.

Temelleri Komarovsky (1940) ve Elder’s (1974) tarafından atılan psikolojik stres yaklaşımı, işsizliğin insanda yarattığı aşırı stresin özel yaşamına yansiyarak, eşler arasında gerilimlerin artmasına ve boşanmaya neden olacağı düşüncesine dayanmaktadır. Bu bağlamda işsizlik oranlarındaki artışlar, boşanma oranlarının da artmasına neden olacaktır.

[2] işsizliğin arttığı ekonomik kriz dönemlerinde, özellikle boşanmaların kadınların refah düzeyini olumsuz etkilemesi

ve boşanma maliyetlerinin gelir ve servet düzeyini olumsuz etkilemesi nedeniyle, eşlerin zor zamanlarda boşanmak yerine, birbirlerine destek olarak, yeni koşullara uyum sağlamaya çalışacağını vurgulamaktadır. Bu yaklaşım literatürde boşanmanın maliyeti yaklaşımı olarak adlandırılmaktadır. Bu yaklaşıma göre işsizlik oranlarındaki artışlar, boşanma oranlarının azalmasına neden olmaktadır.

[3] psikolojik stress yaklaşımı ile boşanmanın maliyeti yaklaşımını birleştirerek hybrid yaklaşımını geliştirmiştir. Bu yaklaşıma göre ekonomik depresyon dönemlerinde boşanma oranları azalırken, ekonominin iyileşme dönemlerinde boşanma oranları artış eğilimine girmektedir.

[4] tarafından geliştirilen bireysel seçim yaklaşımı, insanların boşanmasının işsiz kalmalarından değil de, işsiz kalmalarına neden olan kişilik özelliklerinden kaynaklanabileceğini vurgulamaktadır. Örneğin çok alkol tüketen biri, alkol tüketimi nedeniyle işsiz kalabileceği gibi aynı sebepten işsiz de kalabilir ya da güvenilir olmayan biri, bu sebepten işsiz kalabileceği gibi eşi de aldatma meyli olabileceği için eşinden de boşanabilir.

[5] ve [6] ekonomik koşullar ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen diğer çalışmalardır. [5] tarafından yapılan çalışmada Kolombiya’da boşanmanın maliyeti yaklaşımının geçerli olduğu sonucuna ulaşırken, [6] tarafından yapılan çalışmada ekonomik koşulların boşanma üzerindeki etkisinin eğitim düzeyine bağlı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Türkiye’de işsizlik oranları ile boşanma oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. [7], [8] ve [9] tarafından yapılan çalışmalarda Türkiye’de işsizlik oranlarının boşanma oranları üzerindeki etkisini incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Türkiye’de işsizlik oranlarının boşanma oranlarını etkilediğini göstermektedir. [7] numaralı çalışma 1970-2005 dönemini kapsamaktadır ve çalışmada VAR analizi kullanılmıştır. [8] numaralı çalışmada Türkiye’de boşanmayı etkileyen faktörler incelenmiş, işsizlik oranları da modele dahil edilmiştir.1980-2017 dönemini kapsayan [9] numaralı çalışmada uzun dönemli ilişkilerle birlikte, nedensellik analizleri ile kısa dönemli ilişkiler de incelenmiştir. Bu çalışmada diğer çalışmalardan farklı olarak eşbütüleşme katsayısı da elde edilmiştir.

II. MATERYALLER VE METHOD

Boşanma oranları ile işsizlik oranları arasındaki eşbütüleşme ilişkileri yapısal kırılmaları dikkate alan Maki eşbütüleşme testi ile incelenmiştir. Maki Eşbütüleşme Testi I(1) olan seriler arasında yapılabilir. Bu nedenle eşbütüleşme analizleri yapılmadan önce serilerin birinci mertebeden durağan olup olmadığı test edilmedir. Serilerin durağan olup olmadığını test etmek için Carrion-i Silvestre (2009) birin kök testi yapılmıştır. Değişkenler arasında eşbütüleşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra DOLS ve FMOLS testleri kullanılarak eşbütüleşme katsayıları tahmin edilerek eşbütüleşme ilişkisinin yönü ve büyüklüğü belirlenmiştir. Eşbütüleşme analizlerinde bağımlı değişken boşanma oranları iken, bağımsız değişken işsizlik oranlarıdır. Ayrıca modelled yapısal kırılmalı testler kullanıldığı için, DOLS ve FMOLS analizlerinde modellere yapısal kırılmaları dahil etmek için kukla değişkenler kullanılmıştır.

Tablo 1 Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Notasyon
Kaba Boşanma Oranları	CDR
İşsizlik Oranları	UR
Yapısal kırılmaları temsil eden yapay değişken	D

Maki Eşbütüleşme Testi

Ekonomik krizler ve piyasalarda hakim olan belirsizlikler iktisadi değişkenler arasında ilişkileri bozmakta ve yapısal kırılmalara neden olmaktadır. Bu bağlamda yapılan analizlerde yapısal kırılmaların dikkate alınması analiz sonuçların güvenilirliği için önemlidir. Maki (2012) Eşbütüleşme testi bu bağlama geliştirmiş eşbütüleşme testlerinden biridir. Analiz 5 farklı kırılmanın modellenmesine izin veren aşağıdaki denklemlere dayanmaktadır[10].

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (1)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i' D_{i,t} u_t \quad (2)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma_t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i' D_{i,t} u_t \quad (3)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i' D_{i,t} u_t$$

• y_t ve x_t birinci mertebeden durağan serilerdir.

u_t hata terimini $D_{i,t}$ yapısal kırılmaları temsil etmektedir. x_t , (mx1) boyutlu bir vektördür. Yapısal kırılmalar $t > T_{Bi}$ ise “1”, değilse “0” olacak şekilde modellenmiştir. T_{Bi} , zamanda kırılmayı temsil ederken, k maksimum kırılma sayısını vermektedir.

Maki Eşbütüleşme testine ait hipotez tetstleri aşağıdaki gibi oluşturulmuştur;

H_0 : Yapısal kırılmalar altında eşbütüleşme ilişkisi yoktur.

H_1 : Yapısal kırılmalar altında eşbütüleşme ilişkisi vardır.

Hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğunda H_0 hipotezi reddedilmektedir.

Maki Eşbütüleşme testine ilave olarak, eşbütüleşme katsayılarını tahmin etmek için FMOLS ve DOLS eşbütüleşme tahmincileri kullanılmıştır.

FMOLS Tahmincisi

[11] tarafından geliştirilen FMOLS tahmincisi, eşbütüleşme katsayılarını elde etmek için kullanılmakta ve eşbütüleşme ilişkisinden kaynaklanan otokorelasyon ve içsellik problemlerini dikkate almaktadır. FMOLS tahmincileri sapmasız, super tutarlı ve asimptotik olarak

normal dağılıma sahip olan tahmincilerdir. Denklem sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$y_t = \beta'x_t + u_{1t} \quad (5)$$

DOLS Tahmincisi

[12] ve Stock-Watson (1993) tarafından önerilen Dinamik OLS tahmincisi hem içsellik problemini dikkate almakta hem de dinamik unsurları modele dahil etmektedir. Stock-Watson tarafından geliştirilen Dinamik OLS modelinde denklem sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$CDR_t = B'X_t + \sum_{j=-j}^{j=J} \eta_j \Delta UR_{T-j} + \zeta_t \quad (6)$$

$$B = \{c, \alpha, \beta\}, \{X = 1, UR\} \quad (7)$$

Denklemden yer alan B, katsayılar matrisini temsil ederken, X_t bağımsız değişkenler vektörünü temsil etmektedir.

Tahmin Sonuçları

Maki Eşbütünlüşme Testi birinci mertebeden eşbütünlüşük seriler arasında yapılmaktadır. Bu nedenle öncelikle serilerin I(1) olup olmadığı test edilmelidir. Bu bağlamda serilerin birinci mertebede durağan olup olmadığını test etmek için Carrion-I Silvestre Birim Kök Testi yapılmıştır. Carrion-I

Değişken	Düzye Değerleri					Kırılma Tarihleri
	P _T	MP _T	MZ _u	MSB	MZ _t	
CDR	8,76 (6,59)	8,57 (6,59)	-27,001 (-33,95)	0,31 (0,14)	0,13 (0,12)	1956;1972; 2001;2008; 2014
UR	9,42 (6,92)	9,21 (6,92)	-24,9 (-33,07)	0,14 (0,12)	-3,53 (-4,05)	1966;1975; 2000;2008;2010
Fark	P _T	MP _T	MZ _u	MSB	MZ _t	
ΔCDR	5,12 (5,31)	5,20 (5,31)	-22,91 (-21,24)	0,14 (0,15)	-3,37 (-3,32)	
ΔUR	5,39 (5,77)	4,76 (5,77)	-27,65 (-22,25)	0,13 (0,14)	-3,71 (-3,37)	

Silvestre Birim Kök testi bootstrapa dayalıdır ve H_0 hipotezi “yapısal kırılmalar altında birim kök vardır” şeklindedir. Carrion-I Silvestre birim kök testinde hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğunda H_0 reddedilmekte ve serilerin durağan olduğu kabul edilmektedir. Tablo 2 incelendiğinde serilerin düzey değerleri için hesaplanan değerlerin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilemez Serileri düzey değerlerinde durağan değildir. Serileri durağan hale getirmek için serilerin 1. farkları alınmıştır. Farklı alınmış seriler için birim kök testi sonuçları incelendiğinde serilerin durağanlaştığı görülmektedir.

Tablo 2 Carrion-I Silvestre Birim Kök Testi Tahmin Sonuçları

Serilerin I(1) olduğu belirlendikten sonra seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi olup olmadığını tespit etmek için Maki Eşbütünlüşme yapılmıştır.

Tablo 3 Maki Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

H0	Boşanma Oranları ile İşsizlik Oranları Arasında Eşbütünlüşme Yoktur				
	Modeller	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		% 1	%5	%10	
Model 0	-6.54	-5,95	-5,42	-5,13	1937;1975; 1987; 2001;2008
Model 1	-6.11	-6,05	-5,50	-5,24	1936; 1987;2001;2008
Model 3	-7.10	-7,08	-6,52	-6,26	1956;1977;2001

*Kritik değerler [10] tarafından türetilmiş kritik değerlerdir.

Maki eşbütünlüşme testinde hesaplanan değerlerin kritik değerlerden küçük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilmekte seriler arasında eşbütünlüşme olduğuna karar verilmektedir. Tablo 3 incelendiğinde boşanma oranları ile işsizlik oranları arasında eşbütünlüşme ilişkisi olduğu görülmektedir.

Eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespiti edildikten sonra FMOLS ve DOLS tahmincileri kullanılarak eşbütünlüşme katsayıları tahmin edilmiştir. Tablo 4 FMOLS sonuçlarını Tablo 6 DOLS sonuçlarını vermektedir.

Tablo 4 FMOLS Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: CDR

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Prob.
UR	0.111787	0.022510	4.966077	0.0000
D	0.076615	0.306185	0.250226	0.0803
C	-0.111530	0.157914	-0.706271	0.4820

Tablo 4 DOLS tahmin sonuçlarını vermektedir. Tahin sonuçları incelendiğinde işsizlik oranının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. İşsizlik oranlarında meydana gelen bir birimlik artış, boşanma oranlarını 0.11 birim artırmaktadır.

Tablo 5 DOLS Tahmin Sonuçları
Bağımlı Değişken: CDR

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Prob.
UR	0.108262	0.024551	4.409647	0.0000
D	0.273120	0.764667	-0.357174	0.0719
C	-0.084130	0.163674	-0.514009	0.6087

Tablo 5 DOLD tahmin sonuçlarını vermektedir. Elde edilen sonuçlar DOLS tahmin sonuçları ile tutarlıdır. İşsizlik oranlarında meydana gelen bir birimlik artış, boşanma oranlarını 0.10 birim artırmaktadır.

III.SONUÇ

Ekonomik krizlerin neden olduğu yoksulluk ve işsizlik artışı hem bireysel anlamda hem de toplumsal açıdan önemli

sonuçlar doğurmaktadır. OECD tarafından 2008 yılında hazırlanan “Eşitsizlik büyüyor mu? OECD Ülkelerinde Gelir Dağılımı ve Yoksulluk” başlıklı raporda yoksulluk ve işsizlik artışının hanehalklarını psikolojik olarak olumsuz etkilediğini ve aile yapılarında bozulmalara neden olduğunu vurgulamaktadır. Bu bağlamda 1930-2018 dönemini kapsayan bu çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan maki eş bütünleşme testi kullanılarak boşanma oranları ile işsizlik oranları arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiş, FMOLS ve DOLS tahmincileri kullanılarak eşbütünleşme katsayıları tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar işsizlik oranları ile boşanma oranları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde işsizlik oranlarında meydana gelen bir birimlik artış işsizlik oranlarını ortalama 0.11 birim artırmaktadır. Bu bağlamda Türkiye’de işsizlik oranları ile boşanma oranları arasındaki ilişkinin psikolojik stress yaklaşımı çerçevesinde incelenebileceği söylenebilir. Psikolojik stress yaklaşımında işsizliğin stres ve anksiyete bozukluklarına neden olarak aile yaşamını olumsuz etkilemesi ve bu nedenle işsizlik ile boşanma oranları arasında pozitif bir ilişki olması beklenmektedir

.KAYNAKÇA

[1] OECD, Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries, OECD, Sweden, 2008.

[2] Wilcox, W.B., The Great Recession’s silver lining. In: Wilcox, W. B. (Ed.), The State of Our Unions: Marriage in America 2009. The National Marriage Project, Charlottesville, pp. 15–22

[3] A.J., Cherlin, Married with bankruptcy. The New York Times 28 (May), 2009.

[4] B., Stevenson, B., J., Wolfers, Marriage and divorce: changes and their driving forces. Journal of Economic Perspectives 21, 27–52. 2007.

[5] P. R. Amato ve B. Beattie, “Does the unemployment rate affect the divorce rates? an analysis of state data 1960-2005”, *Social Science Research*, 40, 705-715, 2011.

[6] P. N. Cohen, “Recession and divorce in the United States 2008-2011”, *Population Research and Policy Review*, 33(5), 615-628, 2014.

[7] F., Topbaş, ve S., Kurt, S. “İşsizlik ve boşanma ilişkisi: 1970-2005 VAR analizi”, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, s:7, 30-43, 2007.

[8] T., Koç, “Determining the factors affecting divorce rates in Turkey with beta regression model”, *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, Cilt:7, Sayı: 16, 1111-1117, 2019.

[9] S., Bayrak, S., “Türkiye’de işsizlik ve boşanma ilişkisi: 1987-2017 dönemi için nedensellik ilişkisi”, *Çalışma İlişkileri Dergisi*, Cilt:10, Sayı:1, 39-54, 2019.

[10] Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, Volume 29, Issue 5, 2011-2015.

[11] P.C.B., Phillips, ve B.E., Hansen, “Statistical Inference in Instrumental Variable Regression With I (1) Processes”, *Review of Economic Studies*, 57:99-125, 1990.

[12] Saikkonen, P., “Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions”, *Econometric Theory*, 7:1-21, 1991.

[13] Stock, J. H. and Watson, M. W., “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems” *Econometrica* ,61: 783-820, 1993.