

İşsizlik Boşanmayı Etkiliyor Mu? Bölgesel Panel Nedensellik

Does Unemployment Effect Separations? Regional Panel Causality

Ali Rıza SANDALCILAR¹

ÖZET

Çalışmanın temel amacı Türkiye’de işsizlik ile boşanma arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Türkiye’nin 26 alt bölgesine ait yıllık verilerin kullanıldığı analizde panel birim kök, panel eşbütünlük ve panel nedensellik testleri yapılmıştır. Analiz sonuçları kısa ve uzun dönemde Türkiye’de işsizlikle boşanma arasında nedenselliğin bulunduğunu ve nedenselliğin ise negatif yönde olduğunu göstermektedir. Bu durum boşanma sonrası çiftlerin karşı karşıya kalacağı maddi ve manevi maliyetlerle açıklanmaktadır. “İşsizlik boşanmayı pozitif yönde etkilemektedir.” hipotezi Türkiye için geçerli değildir.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik, boşanma, panel nedensellik.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to investigate the relationship between unemployment and divorce by using panel causality in the 26 sub-districts of Turkey. In the analysis, the panel unit root test, panel cointegration test and panel causality tests were used. The results of the analysis show that there is a strong causality relationship between unemployment and separation, and the direction of causality is negative. This situation is explained with the economic and social costs of divorce. The hypothesis of “Unemployment has positive impact on divorce.” is not valid for Turkey.

Keywords: Unemployment, divorce, panel causality.

1. GİRİŞ

İşsizlik, çalışma isteğine ve yeteneğine sahip olup, cari ücret haddi ile çalışma saatlerini kabul etmesine rağmen bireyin iş bulamama durumudur. Bir diğer ifadeyle işsizlik, bireyin ihtiyaçlarını karşılayan ekonomik kaynakların kısmen veya tamamen ortadan kalktığı; bireyin, ailenin ve toplumun doğrudan etkilendiği bir süreçtir. Her toplumda bireyin bir gün işsiz kalabilme ihtimali daima vardır. Bu ihtimal, işsizliğin hayatın kaçınılmaz bir gerçeği olduğunu ortaya koymaktadır. İşsizlik, bazen kısa dönemli bazen da uzun dönemli olsa da, her durumda insan hayatına ve yaşam standardına yaptığı etkiler olumsuz ve yıkıcıdır. Hiç arzulanmayan bu etkiler bireye, aileye ve topluma çeşitli maliyetler yüklemektedir. İşsizlikle mücadelede bu maliyetlerin azaltılması veya tamamen ortadan kaldırılması hedeflenmektedir. İşsizliğin ekonomik maliyeti, işsiz olan kişilerin çalışmaları halinde gerçekleştirecekleri üretimin yapılamamasıdır. Bu yönüyle işsizlik kıtlıkla (kaynaklarla ihtiyaçlar arasındaki dengesizlikle) mücadeleyi zorlaştırır (Ünsal, 2004:94). Başka bir ifadeyle ekonomik maliyet; Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYH)’ya yapılan katkının işsizlik nedeniyle yapılamaması ve GSYİH’nın azalmasıdır.

İşsizliğin bir diğer sonucu, oluşturduğu sosyal maliyetlerdir. İşsiz kalan insanlar gelirlerini, sosyal itibarlarını, kendilerine verdikleri değeri, arkadaş çevrelerini kaybeder, cesaretleri kırılır, ciddi geçim zorluklarıyla ve sefaletle karşı karşıya kalırlar. İşsizlik arttıkça suç işleme oranı, alkolizm, intiharlar, aile içi çözümler ve toplumsal huzursuzluklar da artar¹. İşsizliğin sosyal maliyetinin azaltmak amacıyla, birçok ülkede işsizlere işsizlik tazminatı adı altında ödemeler yapılmaktadır. Bu bağlamda bireyin refahına en fazla katkıda bulunan piyasa emek piyasasıdır (Karabulut, 2007:14). Sosyal maliyetler en fazla işsiz bireyin kendisini ve ailesini etkilediği gibi topluma da tafefisi zor, olumsuz ve yıkıcı etkiler bırakmaktadır.

Bu kapsamda, bireyi ve ailesini doğrudan etkileyen sosyal maliyetlerden biri de boşanmadır. Boşanma, evli çiftlerin birlikteliklerinin sona erdirilmesi; bir diğer ifadeyle aile kurumunun sonlandırılmasıdır. Toplumda hiç hoş karşılanmayan bu süreç sadece evli çiftlere değil, başta onların çocuklarına, ailelerine, yakın çevresine ve sonuç itibarıyla tüm topluma yıkıcı psikolojik ve maddi etkiler yapmakta; toplumun sağlığını bozmaktadır. Boşanmada her çift için değişebilen hiç şüphesiz çok sayıda neden sayılabilir. Ancak burada sadece işsizlik ile boşanma arasındaki

¹ Yrd. Doç. Dr., Rize Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, sandalcilar@hotmail.com

ilişki analiz edilecektir. "Toplumda işsizlik oranının artması boşanma oranını etkiliyor mu? Etkiliyorsa hangi yönde etkiliyor?" sorularına cevaplar aranmaya çalışılacaktır. Bu bağlamda ilk önce işsizlik ile boşanma arasındaki ilişkinin teorik boyutu literatür taramasıyla incelenecek; daha sonra bölgesel veriler kullanılarak Türkiye'deki işsizlik ile boşanma arasındaki ilişki ampirik yöntemle analiz yapılacaktır.

2. İŞSİZLİK VE BOŞANMA İLİŞKİSİ

İşsizliğin oluşturduğu sosyal maliyetlerden biri de boşanmaya kadar varabilen aile yapısındaki çözümlerdir. Bu konuda aşağıda da görüldüğü gibi literatürde çok sayıda çalışma mevcuttur. Çalışmaların ortak yönü işsizlik oranındaki artışın boşanma oranını etkileyip etkilemediğinin test edilmesidir. İnsanlar değişik nedenlerden dolayı işsiz kalabilmektedir. "İnsanlar niçin işsiz kalmaktadır?" sorusu bazen friksiyonel işsizlik bazen yapısal işsizlik ve bazen de konjonktürel işsizlik nedenleriyle açıklanabilmektedir. Ancak "İnsanlar niçin boşanır, evlilikler niçin sona erer?" sorularının ise tek bir cevabı yoktur. Boşanmanın nedenlerinin bir kısmı demografik, sosyolojik ve psikolojik nedenlere dayanırken bir kısmı da ekonomik nedenlerden kaynaklanmaktadır (Jensen ve Smith, 1990:216). İnsanların işsiz kalması ekonomik nedenlerin başında gelmektedir. Boşanmayı etkileyen bu durum iki şekilde açıklanabilmektedir.

Bunlardan birincisi evlilik sürecinde beklenmeyen olayların ve/veya yeni bilgiler ortaya çıkmasıdır. Şöyle ki, evlenmeyi düşünen bireyler kendilerine daha çok ve daha hızlı fayda sağlayacak ilişkileri tercih ederler. Ancak burada ilişkinin istikrarlılığı da önemlidir. Karşındakinin terk etme ihtimali ne kadar düşüğe ilişkide o derece istikralı olduğu söylenebilir (Cornelius, 2003:135-137). Çiftler evlenmeye karar verdikleri zaman birbirlerini yeterince tanımıyor; birbirleri hakkında yeterince gerçek/doğru bilgiye sahip değillerdir. Zaman ilerledikçe çiftler birbirlerini daha yakinen ve daha gerçek bilgilerle tanımaya başlarlar. Bu süreç beraberinde "beklenmeyen olayları" ortaya çıkarabiliyor ve/veya çiftlerin "bilinmeyen karakterleri" karşılıklı bilinir hale gelebiliyor. İstikrar kaybolmaya başlıyor. İşte bu aşamada beklenmeyen olaylar ve/veya elde edilen yeni bilgiler çiftlerin evlilikten sağladığı kazancı azaltmaya başlarsa, aile yapısında çözümler başlar, boşanma gündeme gelir. Çiftlerden birinin veya her ikisinin işsiz kalması ise bu noktada "beklenmeyen olaylardan" biridir (Kawata, 2008:150). Bu durumda işsiz kalma evlilikte boşanma nedeni olarak karşımıza çıkabiliyor. Aşağıda açıklanacağı gibi erkeğin işsiz kalmasıyla kadının işsiz kalması sonucu oluşacak boşanma riski aynı değildir.

İkincisi ise fırsat maliyeti ve fayda maksimizasyonu kavramlarıyla açıklanabilmektedir. Evli olmanın fırsat maliyetinin bekârlık olduğu kabul edilirse çiftler her iki durumda sağlayacağı faydayı göz önüne alarak karar vermeye çalışır. Evli olmak mı? veya Evli Olmamak mı? Maksimum fayda prensibi doğrultusunda tercihler yapılır. Süregiden evlilikte her ne sebepten olursa olsun beklenen maksimum fayda da azalma başlayınca; evliliğin fırsat maliyeti tercihi düşünülmeğe başlanıldığında aile yapısında çözümler başlar, çiftlerin boşanması kaçınılmaz olur. Çiftlerden birinin veya her ikisinin işsiz kalması evlilikten sağlanan maksimum faydayı azaltan bir durum olduğu kabul edilirse işsizlik olgusu boşanma sürecini beraberinde getirecektir. Bir diğer ifadeyle evli kalmada beklenen maksimum fayda boşanmış olmada beklenen maksimum faydanın altında ise çiftlerin boşanma riski artar (Jensen ve Smith, 1990:216). Ancak her iki durumda da çiftlerin boşanmaya karar vermesini etkileyen çok sayıda demografik, sosyolojik ve psikolojik nedenlerin olduğunu unutmamak lazımdır.

İşsizlik ile boşanma arasındaki ilişkinin teorik izahının yapıldığı yukarıdaki açıklamalardan her ne olursa olsun sebepler oluştuğunda boşanma gerçekleşir sonucunu çıkarmak mümkün değildir. Boşanmayı etkileyen birçok faktörün değişmediği düşünülerek açıklamalar yapılmıştır. Birçok çift boşanma sebepleri oluşmasına rağmen "rasyonel fayda maksimizasyonu davranışı" sergileyerek boşanmaktan vazgeçer, evliliğini sürdürmeye çalışır (Lommerud, 1989:114-115). Burada çiftler geçmiş kazanımlarını (başta çocuk; sosyal statü; ev, arsa, araba gibi ekonomik değerler vb.) göz önüne alarak ve yeni bir evlilik yapmanın maddi-manevi zorluklarını düşünerek evliliğini sonlandırmak istemez. Mevcut durumunu "kötünün iyisi" olarak değerlendirir, gelecekte umudunu kesmez.

İşsizliğin ailede yapacağı etki cinsiyete göre de farklılıklar göstermektedir. Bu konuda iki farklı görüş ileri sürülmektedir. Birinci görüş, işgücü piyasasında etkili şekilde yer alan kadın, yer almayan kadına oranla daha fazla boşanma riskine sahiptir. İkinci görüş ise, işgücü piyasasında etkili olamayan erkekler, etkili olan erkeklere oranla daha fazla boşanma riskiyle karşı karşıya kalmaktadır (Kalmijn, Graaf ve Poortman, 2004:77). Geleneksel yapıda ailede gelir sağlayıcı erkektir. Aile bireylerinin ve sosyal çevrenin beklentileri de bu yödedir. Erkek işsiz kaldığında bir yandan gelir, bir yandan da statü kaybıyla karşı karşıya kalacaktır. Bu bağlamda erkeğin işsiz kalması, aile üzerinde kadının işsiz kalmasından çok daha fazla gerginlik ve stres oluşturur. Erkek üzerinde baskılar artar. Ancak aynı durumun kadın için geçerli olduğu

nu söylemek zordur. İşsiz kalan kadın rol değişikliği yaparak daha fazla çocuklarına zaman ayırarak, eşiyile daha fazla ilgilenerek ve ev işleriyle daha fazla uğraşarak üzerindeki baskıyı büyük oranda azaltabilir (Hansen, 2005:136). Bir diğer ifadeyle, erkeğin işsiz kalması boşanmaya kadar varabilen ailedeki çözülmeye neden olabilme riskini arttırırken kadının işsiz kalmasında ise bu risk oldukça düşük seviyelerdedir.

Yukarıdaki açıklamalar kapsamında çiftlerin işsiz kalması halinde hemen boşanmanın gerçekleşeceğini söylemek mümkün değildir. Bazı toplumlarda işsizlik oranının yüksek olduğu dönemlerde boşanma oranlarının daha düşük, takip eden dönemlerde ise boşanma oranında daha yüksek olduğu gözlenmektedir (Amato ve Beattie, 2011: 706-709). Kısa dönemde aile yapısındaki başlayan çözümler uzun dönemde boşanmayla sonuçlanmaktadır. Bundan dolayı ekonomik krizin yaşandığı yılları takip eden yıllarda boşanma olaylarında artışın daha fazla olduğu görülmektedir. Amato ve Beattie (2011) çalışmasında çiftlerin ekonomik sıkıntılar içinde olduğu dönemlerde boşanmayı ertelediği; ekonomik refahın arttığı dönemlerde ise yukarıda bahsedilen "beklenmedik olay" veya "fayda maksimizasyonu" prensiplerinin daha çabuk ve daha etkili olarak uygulandığını vurgulamaktadır. Ekonomik krizin yaşandığı dönemlerde çiftler "tek evde ayrı ayrı ve yalnız" yaşıyorlarmış gibi davranarak süreci geçirmeye çalışırlar.

3. LİTERATÜRE BAKIŞ

Literatürde işsizlik ile işsizliğin ekonomik maliyetleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak işsizlik-aile yapısındaki çözüme veya işsizlik-boşanma konularında literatürün zengin olduğunu söylemek zordur. Mevcut çalışmaların birçoğu İskandinavya ülkeleri için yapılmış çalışmalardır. Türkiye’de ise bu alanda yapılmış herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. İşsizlik ile işsizliğin sosyal maliyetleri arasındaki ilişki birçok çalışmada işsizlik-intihar ilişkisi başlığı altında analiz edilmiştir². Çalışmalarda ulaşılan ortak sonuç işsizliğin intihar vakalarını arttırdığı şeklindedir. Aşağıda işsizlik-boşanma konularını kapsayan çalışmaların literatür özetleri sunulmaktadır.

Jensen ve Smith (1990) Danimarkalı çiftler üzerine yaptığı çalışmada işsizliğin evlilik kurumunun çözümlenmesindeki etkisini incelemiştir. Panel verinin kullanıldığı çalışmada işsizliğin evliliğe zarar veren önemli bir etki olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada her iki çiftin işsiz kaldığı düşünülerek oluşturulan dinamik modellerde evli erkeğin işsiz kalması aile yapısında çözüme ve boşanma ihtimalini arttırdığı; evli

kadının işsiz kalması ise aynı etkiyi yapmadığı ortaya konulmuştur. Ayrıca kontrol amaçlı çiftlerin eğitim durumu, yaşları, çocuk sahibi olunması, ikamet edilen yer, çiftlerin sağlığı ve ekonomik faktörlerin boşanma üzerindeki etkisi analizde test edilmiştir.

Gray (1995) çalışmasında kadınların istihdam hacmine dâhil edilmesinde boşanmanın rolünü analiz etmiştir. Evli kadının çalışmaya karar vermesi ile boşanma ihtimali arasında korelasyonun olduğu; çiftler arasında boşanma riski artıkça kadının istihdama dâhil olma durumu hızlandığı analiz sonuçlarından anlaşılmaktadır. Çalışmadan elde edilen bir diğer sonuç ise; kadının bir işte çalışıyor olması veya çalışıyor olmaması boşanma ihtimali üzerine anlamlı bir etki yapmadığıdır.

Hansen (2005) Norveç toplumunda işsizliğin ailevi sonuçlarını araştırmıştır. 1989-1996 dönemini kapsayan panel veri setinde 40.472 çift yer almaktadır. Burada da ailedeki çözüme veya boşanmada işsizliğin etkisi incelenmiştir. Çalışmada boşanma üzerine işsizliğin etkisi iki başlık altında analize tabi tutulmuştur. Birincisi, işsizliğin oluşturacağı sosyal sıkıntının (stres) evlilik kurumuna yansımaları; ikincisi ise bu etkinin cinsiyet farklılığına göre değişip değişmediğidir. Analiz sonuçları "İşsizlik aile yapısında çözüme veya boşanma ihtimalini arttırmaktadır" hipotezini desteklemektedir. Ayrıca erkeğin işsiz kalmasının kadının işsiz kalmasından daha fazla aile yapısında çözülmeye neden olduğu ortaya konulmuştur.

Blekesaune (2008) İngiltere’de evli ve birlikte yaşayan (evli olmadan beraber yaşayan) 3.586 çifti kapsayan çalışmasında "İşsizlik oranı aile yapısında çözüme riskini etkiliyor mu?" sorusuna cevap aramıştır. Kısa ve uzun dönemli analizlerde, işsizliğin her çeşidinin çiftler arasında problemlere neden olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca aile yapısındaki çözüme üzerine işsiz erkek ile işsiz kadının etkisinin aynı olduğu ortaya konulmuştur. Bu bağlamda çalışma sonuçları Hansen (2005)’deki sonuçlarla örtüşmemektedir.

Kawata (2008), Japonya’da işsizlik oranındaki artışın boşanma oranını etkileyip etkilemediğini çalışmasında test etmiştir. Zaman serisi ve yatay kesit verilerinin kullanıldığı çalışmada açıklanan değişken boşanma oranı; açıklayıcı değişkenler ise işsizlik oranı, suç işleme oranı ve ortalama çalışma saati olarak modellere dâhil edilmiştir. Analizde sahte regresyon ilişkilerinden kurtulabilmek için değişkenler birim kök testine ve eşbütünleşme testine tabi tutulmuştur. Analiz sonuçları, Japonya toplumunda işsizlik oranıyla boşanma oranı arasında pozitif korelasyonun varlığını göstermektedir.

Roy (2010) çalışmasında 2001-2007 dönemi Avustralya toplumunda işsizlik oranındaki değişimlerin evli ve birlikte yaşayan çiftlerde boşanma ihtimalini etkileyip etkilemediğini araştırmıştır. İşsizlik orandaki değişimlerin dışsal olduğu; işsiz kalmanın ve potansiyel işsiz kalmanın bireyleri etkileyeceği belirtilmektedir. Evli kadınlar arasında işsizliğin artması çiftlerde boşanmayı etkilemeyeceği ancak birlikte yaşayan çiftler arasında ayrılmaların artabileceği çalışmada vurgulanmaktadır. Burada temel sebep evli çiftler ile birlikte yaşayan çiftlerin ayrılma veya boşanma halinde yüklenecikleri maliyetler birbirinden çok farklı olmasıdır.

İşsizlik oranının boşanma oranını nasıl etkilediğinin analizinin yapıldığı bir diğer çalışma Amato ve Beattie'a (2011) aittir. 1960-2005 dönemi verilerinin kullanıldığı çalışma ABD'nin elli eyaleti ve bir federal bölgesini kapsamaktadır. İki değişkenli analizlerde işsizlik oranı ile boşanma oranı arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Ancak veri seti 1980'den önce ve sonra olmak üzere ikiye bölündüğünde işsizlik ile boşanma arasındaki ilişki önceki dönem için pozitif, sonraki dönem için ise negatif olarak tahmin edilmiştir. Negatif ilişki "boşanma maliyeti" yaklaşımıyla açıklanmaya çalışılmıştır. Şöyle ki; işsizliğin yüksek oranlara ulaştığı ve kronikleştiği dönemlerde boşanmayı tetikleyen nedenler ortaya çıkmış olsa da, çiftler boşandığı takdirde yaşamlarını devam ettirebilmek için önceki durumdaki daha fazla ekonomik sıkıntıya gireceklerini görmekte ve var olan evliliklerini her şeye rağmen devam ettirmeye çalışmaktadırlar. Çünkü boşanma sonrası çiftlerden biri veya her ikisi için yeni bir ev, ev eşyası, yeni alışkanlıklar, yeni sosyal çevre vs. gereklilikler doğacaktır. Bu aşamada çiftler yüklenecikleri ekonomik ve sosyal maliyetleri düşünerek boşanmayı erteleyebilmekte, evliliklerini devam ettirmeye çalışmaktadır. Bir diğer ifadeyle, ABD'de işsizlik oranlarının yüksek olduğu dönemlerde boşanma oranlarında artış daha az olduğu çalışma sonucunda test edilmiştir.

Literatürde Türkiye'de bu alanda yapılmış her hangi bir çalışmaya rastlanılmadı. Ancak işsizlik-boşanma ilişkisine dolaylı yardımcı olabilecek TÜİK (2006) tarafından hazırlanmış bir çalışma bulunmaktadır. Araştırmada "En son boşanmanızın en önemli sebebi nedir?" sorusuna verilen cevaplar aldatma/aldatılma, sorumsuzluk ve ilgisizlik, dayak/kötü muamele, içki/kumar, eşlerin ailelerine karşı saygısız davranması, terk etme, çocuk olmaması, evin geçimini sağlayamama, yüz kızartıcı suç, çocuklara karşı kötü muamele, eşin ailesinin karışması ve diğerleri şeklinde sıralanmıştır. İşsizliğin direkt olarak yer almadığı

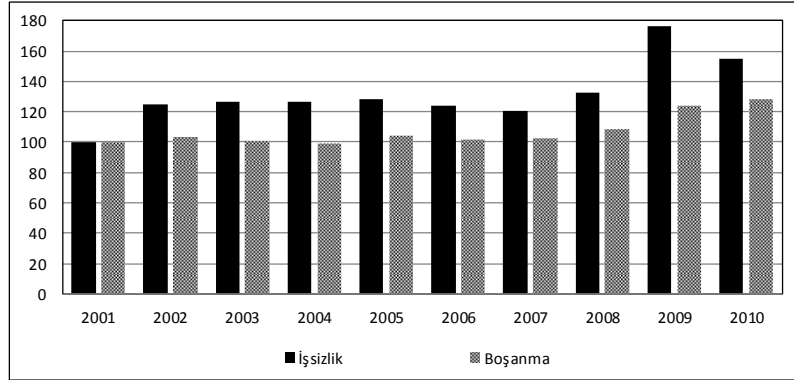
araştırmada kadınların %52,9'ü; erkeklerin ise %54,8'i aldatma/aldatılma, sorumsuzluk ve ilgisizlik nedeniyle boşandıkları tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, işsizlik ile boşanma arasındaki ilişki iki temel hipotezle açıklanmaktadır. Birinci hipotez; "İşsizlik boşanmayı pozitif yönde etkilemektedir." ve ikinci hipotez ise "İşsizlik boşanmayı negatif yönde etkilemektedir." Literatürde her iki hipotezin geçerliliğini doğrulayacak çalışmalar bulunmakta ve bu yönde ispatlar yapılmaktadır. Aşağıda yapılacak testlerde hangi hipotezin Türkiye için geçerli olduğu tespit edilecektir.

4. VERİ SETİ VE TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER

Çalışmada işsizlik-boşanma ilişkisi incelenecektir. Yukarıda açıklandığı gibi boşanmayı etkileyen çok sayıda faktör mevcuttur. Sadece işsizlik faktörünün tercih edilmesindeki asıl amaç boşanmanın ekonomik faktör boyutunu ortaya koyabilmektir. Boşanmaya etki yapan birçok ekonomik kaynaklı faktör, işsizlik faktörünün bir sonucu olarak düşünülmüştür. Bu kapsamda işsizlik-boşanma ilişkisi Türkiye'de hemen hemen hiç analiz edilmemiş önemli konulardan biridir. Literatürde bu alanda her hangi bir çalışmaya rastlanılmadı. Bu çalışmada Türkiye'de bölgesel bazda işsizlik ile boşanma arasındaki ilişki analiz edilecektir. Türkiye'de 2001-2010 dönemine ait işsiz sayısı ve boşanma sayısı Tablo 1'de; hesaplanan indeksler³ ise Şekil 1'de yıllar itibarıyla sunulmuştur. Şekil işsizlik ile boşanma arasındaki ilişkinin varlığını kabaca haber vermektedir. 2008 yılı ve sonrası işsiz sayısındaki artışın boşanma sayısına da açıkça yansdığı; 2010 yılında işsizlik sayısında bir azalma olmasına rağmen boşanma sayısı hala yükselmeye devam ettiği yukarıda yapılan teorik açıklamalarla örtüşmektedir. Şöyle ki; 2008 yılı global ekonomik kriz sonrası işsizliğin arttığı Türkiye'de, 2008 yılında boşanma sayısı 99.663; 2009 yılında 114.162 ve 2010 yılında ise 118.568 olarak gerçekleşmiştir. Ancak şekildeki boşanma değerler resmi evli olup ta boşanan çiftlerin durumunu göstermektedir. Toplumda resmi evli olmayıp ta beraber yaşayan çiftler; nişanlı çiftler; nişanlanmaya veya evlenmeye karar vermiş çiftlerinde durumu grafiğe yansıtılabilse idi krizde ve kriz sonrasında Türkiye'de aile yapısındaki çözülmenin boyutu daha gerçekçi anlaşılabilirdi.

Analizde 2004-2010 dönemi Türkiye İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması 2.düzey (İBBS-II) verileri kullanılacaktır. Bu kapsamda 26 alt bölgeye ait yıllık işsiz sayısı ve boşanma sayısı Türkiye İstatistik Kurumu (www.tuik.gov.tr) veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada ele alınan alt bölge kodları ve böl-



Şekil 1: Türkiye'de İşsizlik ve Boşanma İndeksi (2001=100)
(Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu)

Tablo 1: Türkiye'de İşsiz ve Boşanma Sayıları

Yıllar	İşsiz Sayısı	Boşanma Sayısı
2001	1.967.000	91.994
2002	2.464.000	95.323
2003	2.493.000	92.637
2004	2.498.000	91.022
2005	2.519.000	95.895
2006	2.446.000	93.489
2007	2.376.000	94.219
2008	2.611.000	99.663
2009	3.471.000	114.162
2010	3.046.000	118.568

(Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu)

ge adları Tablo 2'de sunulmaktadır. Tabloda belirtilen bir diğer husus ise 26 alt bölge kendi arasında iki grupta toplanmış olmasıdır. Bu gruplama yapılırken Samsun-Hatay hattının doğusunda kalan alt bölgeler bir grupta (Doğu Bölgesi); batısında kalan alt bölgeler ise başka bir grupta (Batı Bölgesi) gösterilmiştir. Bu durumda analizde üç farklı veri seti incelenecektir. Birinci veri seti tüm Türkiye'yi içine alan veri seti; ikincisi sadece batı bölgesinde yer alan alt bölgelere ait veri seti; üçüncüsü ise doğu bölgesinde yer alan alt bölgelere ait veri setidir.

İşsizlik ve boşanma değişkenlerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 3'de tablolaştırılmıştır. Çalışmada

Tablo 2: Çalışmada Ele Alınan Bölgeler (İBBS-II)

	BATI BÖLGESİ		DOĞU BÖLGESİ
Bölge Kodu	Alt Bölgeler ve İller	Bölge Kodu	Alt Bölgeler ve İller
TR10	İstanbul	TR63	Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye
TR21	Tekirdağ, Edirne, Kırklareli	TR72	Kayseri, Sivas, Yozgat
TR22	Balıkesir, Çanakkale	TR83	Samsun, Tokat, Çorum, Amasya
TR31	İzmir	TR90	Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane
TR32	Aydın, Denizli, Muğla	TRA1	Erzurum, Erzincan, Bayburt
TR33	Manisa, Afyon, Kütahya, Uşak	TRA2	Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan
TR41	Bursa, Eskişehir, Bilecik	TRB1	Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli
TR42	Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova	TRB2	Van, Muş, Bitlis, Hakkari
TR51	Ankara	TRC1	Gaziantep, Adıyaman, Kilis
TR52	Konya, Karaman	TRC2	Şanlıurfa, Diyarbakır
TR61	Antalya, Isparta, Burdur	TRC3	Mardin, Batman, Şırnak, Siirt
TR62	Adana, Mersin		
TR71	Kırıkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir		
TR81	Zonguldak, Karabük, Bartın		
TR82	Kastamonu, Çankırı, Sinop		

(Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu)

kullanılan gözlem sayısı 182'dir. Buna göre, ele alınan dönemde ortalama bölgesel işsiz sayısı 102.214,30 kişi; ortalama bölgesel boşanma sayısı ise 3.884,71'dir. 2010 yılı işsiz ve boşanma sayıları oransal olarak değerlendirildiğinde kişi başına en fazla işsizliğin görüldüğü bölge 44,5 kişi ile Erzurum, Erzincan ve Bayburt (TRA1) bölgesi; kişi başına en az işsizliğin görüldüğü bölge ise 15,9 kişi ile Adana ve Mersin (TR62) gelmektedir. Boşanma vakalarına bakıldığında kişi başına en fazla boşanma vakasının görüldüğü bölge 4606,8 vaka ile Van, Muş, Bitlis ve Hakkâri

Tablo 3: Tanımlayıcı İstatistikler

	İşsizlik	Boşanma
Ortalama	102.214,30	3.884,71
Medyan	74.000,00	2.915,00
Maksimum	753.000,00	24.952,00
Minimum	5.000,00	243,00
Standart Sapma	105.710,00	4.257,81
Gözlem Sayısı	182	182

(TRB2) bölgesi; kişi başına en az boşanma vakasının görüldüğü bölge ise 359,4 vaka ile İzmir (TR31) bölgesi gelmektedir.

5. EKONOMETRİK YÖNTEM VE BULGULAR

5.1. Metodoloji

Panel veri ülkeler, firmalar ve hanehalkı gibi ekonomik birimlerin yatay-kesitinin belli bir zaman dönemine ait gözlemlerin birleşmesine denilmektedir. Herhangi bir yıla ait değerler panelin kesit boyutunu, ekonomik değişkenlerin zaman içerisinde aldıkları değerler ise panelin zaman boyutunu ifade etmektedir. Bu bağlamda panel veri analizi, zaman serisi

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{kit}X_{kit} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, K$$

veya yatay-kesit analizinden farklılık göstermektedir (Baltagi, 2005:11). Panel veri analizlerinde kullanılan temel denklem aşağıdaki gibidir.

Denklemden $i=1, \dots, N$ sayıda ülkelere, firmalara veya hane halkına ait verileri gösteriyor ki modelin yatay-kesit kısmını oluşturmaktadır. $t=1, \dots, T$; zamanı yani modelin zaman serisi kısmını ifade etmektedir. Özetle, herhangi bir yıla ait değerler panelin yatay-kesit boyutunu gösterirken, ekonomik birimlerin zaman içerisinde aldıkları değerler ise panelin zaman boyutunu göstermektedir. u_{it} hata teriminin tüm zaman ve birimler için bağımsız ve $u_{it} \approx IID(0, \sigma^2)$ şeklinde

dağılım gösterdiği varsayılmaktadır. Ancak panel veri analizinde zaman serisi analizinde olduğu gibi değişkenlerin birim kök içerip içermediği, bir diğer ifadeyle durağan olup olmadıkları incelenmelidir. Çünkü durağan olmayan serilerden elde edilecek regresyon tahminleri güvenilir olmamakta, sahte veya yanıltıcı tahminler şeklinde ortaya çıkabilmektedir. Durağan olmayan serilerin varlığı birçok standart hipotez testini geçersiz kılar. Denklemde R^2 değeri yüksek olur, ayrıca durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde parametrelerin anlamlılığına bakmak istatistiksel olarak doğru değildir (Dikmen, 2009:283). Bu doğrultuda birim kök analizi için serisinden oluşturulan birinci derece otoregresif (AR1) süreç içeren basit bir panel regresyon modeli aşağıdaki gibidir.

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Burada α modelin otoregresif katsayısını temsil etmektedir. Eğer $|\alpha| < 1$ ise y_{it} serisi birim kök içermiyor veya durağandır; $|\alpha| = 1$ ise y_{it} serisi birim kök içeriyor veya durağan değildir anlamına gelmektedir (Maddala, 1992:581-582). Panel veri analizinde serilerin durağanlığı araştırmak amacıyla 2 nolu denklemdeki α katsayısıyla ilgili değişik varsayımlar yapılarak birçok panel birim kök testi geliştirilmiştir. Literatürde yaygın olarak kullanılan panel birim kök testleri Levin, Lin & Chu (2002) ve Im, Pasaran & Shin (2003) çalışmalarından türetilen ve kısaca LLC ve IPS birim kök testleri şeklinde gösterilen testlerdir. LLC birim kök testinde α katsayıları panel yatay kesitleri için ortak olduğu ve tüm i 'ler için $\alpha_i = \alpha$ şeklinde olduğunu ifade edilmektedir. IPS birim kök testinde ise α_i yatay kesitlere göre değiştiği kabul edilmektedir. LLC

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-1} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ve IPS birim kök testleri için oluşturulabilecek temel denklem aşağıdaki gibidir.

Paneldeki her kesite ait verilerin birim kök içerip içermediğinin analizinin yapıldığı modelde LLC birim

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_1 : \alpha < 0$$

kök testi için sıfır ve alternatif hipotezler şöyle oluşturulmaktadır.

Burada LLC birim kök testi ile H_0 hipotezinde "panel verideki her bir yatay kesit birimine ait zaman serisi birim kök içeriyor" önermesini, H_1 hipotezindeki "her bir yatay kesit birimine ait zaman serisi birim kök içeriyor" önermesiyle test edilmektedir.

IPS birim kök testi için oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \alpha_i = 0, \quad \text{tüm } i'ler \text{ için}$$

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i = 0 & i = 1, 2, \dots, N \\ \alpha_i < 0 & i = N + 1, N + 2, \dots, N \end{cases}$$

IPS birim kök testi ile H_0 hipotezinde "paneldeki tüm yatay kesitlere ait seriler durağan olmayan serilerdir" önermesini, H_1 hipotezdeki "yatay kesitlere ait bazı seriler veya yatay kesit serilerinin tamamı durağandır" önermesiyle test edilmektedir.

Eşbütünleşme analizi, seriler arasında uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığının incelendiği bir süreçtir. Engle ve Granger (1987), iki veya daha fazla durağan olmayan serinin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini belirtmektedir. Bir diğer ifadeyle, durağan olmayan serilerin doğrusal kombinasyonları durağansa, durağan olmayan bu seriler eşbütünleşikdir veya koentegredir anlamına gelmektedir. Durağan olmayan serilerin durağanlıklaştırılması için genellikle serilerin devresel farkları alınmaktadır. Fakat fark alma işlemi ile birlikte serinin taşıdığı uzun döneme ilişkin bilginin kaybolması nedeniyle uzun dönem ilişkilerinin incelendiği eşbütünleşme sınamalarına değişken serilerin seviyedeki değerleri ile bakılmaktadır. Zaman serisi değişkenlerine ilişkin eşbütünleşme analizlerinde Engle-Granger ve Johansen-Juselius en çok olabilirlik yöntemleri kullanılabilir. Fakat bu testler panel verinin kısa dönemli kesitlerden oluşmasından dolayı yetersiz kalmaktadır (Ağayev, 2010:170). Panel veri serilerinin eşbütünleşme analizinde literatürde en fazla kullanılan yöntem Pedroni (1999, 2004) tarafından geliştirilmiş yöntemdir. Pedroni eşbütünleşme testi Engle-Granger eşbütünleşme testine dayanmaktadır. Test durağan olmayan, fakat $I(1)$ 'de durağan olan, serilerle oluşturulacak sahte regresyonun kalıntılarını test etmektedir. Eğer bu seriler eşbütünleşik ise regresyon kalıntıları $I(0)$ olmalı veya seviyede durağan olmalıdır. Öte taraftan seriler eşbütünleşik değilse kalıntılar $I(1)$ olmalı veya birinci farkta durağan olmalıdır. Pedroni (1999, 2004), Engle-Granger eşbütünleşme testini panel veri analizlerinde kullanılması için geliştirmiş ve panelde sabit terim ile eğitim katsayısının heterojenliğine izin veren farklı eşbütünleşme testleri önermiştir. Pedroni eşbütünleşme testi aşağıdaki denklemle açıklanması mümkündür.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{2it} + \beta_{2i} X_{3it} + \dots + \beta_{Mi} X_{Mit} + e_{it} \quad (4)$$

Burada y ve x değişkenleri birinci farklarında durağan olan verilerden oluşmaktadır. β katsayıları paneldeki yatay kesitler arası değişebilmektedir. α_i 'i parametresi paneldeki kesitlere özgü sabit ya da bireysel kesitler arasında farklı olabilen "sabit etki" parametresidir. Çoğu zaman ihmal edilebilse de, paneldeki kesitlere özgü $\delta_i t$ "deterministik zaman trendi terimi" denkleme dâhil edilebilmektedir. Kesite özgü sabit etkilerin ve kesite özgü zaman trendlerinin denkleme sokulup sokulmaması kritik değerleri ve asimptotik dağılımı etkilediğinden her bir duruma özgü kritik değerler hesaplanmaktadır (Gül ve Kenar, 2009:21). y ve x değişkenleri arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı, denklemdaki e_{it} kalıntısının durağanlığına bakılarak test edilmektedir. Bu bağlamda 5 ve 6. yardımcı denklemler oluşturulmuştur.

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (5)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \Psi_{ij} \Delta e_{it-j} + u_{it} \quad (6)$$

Burada, kalıntılar üzerinden yapılan analizler grup içi ve grup dışı istatistikler olarak tanımlanmaktadır. Pedroni (1997, 2004), yedi farklı istatistik geliştirmiş ve bunların dördü grup içi, üçü ise gruplar arası olarak bilinmektedir.

Grup içi istatistikler için H_0 ve H_1 hipotezi şu şekildedir.

$$H_0 : \rho_i = 1$$

$$H_1 : \rho_i = \rho < 1$$

Gruplar arası istatistikler için H_0 ve H_1 hipotezi ise şu şekildedir.

$$H_0 : \rho_i = 1$$

$$H_1 : \rho_i < 1$$

Her iki istatistikte de H_0 hipotezi y ve x değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını sınamaktadır. Grup içi istatistikte H_1 hipotezi, paneldeki tüm yatay kesitler için ρ_i katsayılarının birden farklı (homojen) olduğunu test ederken, gruplar arası istatistikte H_1 hipotezi ise ρ_i katsayılarından bazılarının birden farklı (heterojen) olduğunu test etmektedir.

Eşbütünleşme analizi, seriler arasında uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığının incelendiği bir süreçtir. Eğer seriler eşbütünleşik ise kısa ve uzun dönemde veriler arasındaki nedensellik ilişkisi için genelleştirilmiş Granger nedenselliğe bakılması gerekir. Standart Granger nedensellik modeline hata

düzeltilme terimi (ECM) eklenerek oluşturulan genelleştirilmiş Granger nedensellik modeli şu şekilde ifade edilmektedir.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^L \beta_2 \Delta x_{t-j} + \beta_3 \lambda_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta x_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^M \gamma_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^N \gamma_2 \Delta x_{t-j} + \gamma_3 \delta_{t-1} + \omega_t \quad (8)$$

Bu denklemlerde; I , L , M ve N optimal gecikme uzunluğunu; ε_t ve ω_t seri korelasyon bulunmayan hata terimlerini göstermektedir. λ ve δ simgeleri ise uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinden elde edilmiş ve geçmiş dengesizliğin boyutunu gösteren hata terimlerinin ilk gecikmeli değerlerini ifade etmektedir. Burada y ve x değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönem nedenselliklere ulaşmak mümkündür. Şöyle ki; 7 ve 8 nolu denklemlerdeki β_1 , β_2 , γ_1 ve γ_2 katsayıları modeldeki değişkenler arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkisini ifade ederken; β_3 ve γ_3 katsayıları ise modeldeki uzun dönem nedensellik ilişkisini göstermektedir. Modelin istikrarlı olması için; β_3 ve γ_3 katsayılarının (yani hata düzeltme terimlerinin katsayılarının) negatif işaret taşıması gerektiğine dikkat edilmelidir. Böylece sisteme dışarıdan gelen bir şoktan sonra sistem uzun dönemde dengeye doğru yönelecektir (Şimşek ve Kadılar, 2010:133). Burada, 7 nolu denklemde x değişkeni sebep, y değişkeninin sonuç değişkeni olduğu; aynı şekilde 8 nolu denklemde y değişkeni sebep, x değişkeninin sonuç değişkeni olduğu test edilmektedir. Örneğin 7 nolu denklemde x 'in gecikmeli değerleri için tahmin edilmiş katsayılar ($\beta_{\downarrow 2}$) istatistiksel olarak anlamlı ise, bu durumda kısa dönemde, x ; y 'nin Granger nedeni denilebilir. Veya eşbütünleşme ilişkisinden modele dâhil edilmiş hata terimlerinin katsayısı ($\beta_{\downarrow 3}$) istatistiksel olarak anlamlı ise bu durumda uzun dönemde, x ; y 'nin Granger nedeni olduğu söylenebilir.

7 ve 8 nolu denklemlerin tahmini için panel veri analizinde iki farklı model uygulanmaktadır. Bunlar sabit etkiler modeli (FEM) ve rastsal etkiler modeli (REM)'dir. Sabit etkiler model, birimler arasındaki bireysel farklılıkların sabit terimdeki farklılıklarla yakalanabileceğini varsaymaktadır. Bu durumda her bir ekonomik birim zamana göre değişmeyen bir sabit terime sahip olacaktır. Sabit terim model dışında bırakılan bağımsız değişkenlerin etkilerini gösterirler (Ağayev, 2010:172). REM ise, sabit etkiler modelinin tüm temel varsayımlarını kabul etmekte ancak, bireysel ve zaman etkilerinin bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığını kabul etmektedir. Yani bireysel et-

kilerin rastsal bir olaydan ortaya çıktığı, sabit terimin modelin hata teriminden bağımsız olduğu varsayılır. Hangi modelin kullanılacağına ise Hausman test istatistiğinden yararlanılarak karar verilir.

5.2. Bulgular

Boşanma (DI) ve işsizlik (UN) değişkenleri üç farklı veri seti ile panel nedensellik analizine tabi tutulmuştur. Ele alınan ilk veri seti tüm Türkiye'yi kapsayan (26 alt bölge; İBBS-II) veri setidir. Daha sonra veri seti, batı bölgelerini kapsayan (15 alt bölge) veri seti ve doğu bölgelerini kapsayan (11 alt bölge) veri seti olarak ikiye bölünmüştür. Bu uygulamadaki temel amaç Türkiye'nin doğusu ile batısı arasında boşanma-işsizlik nedenselliğinde farklılığının var olup olmadığını ortaya koymaktır. Bu bağlamda analiz iki kısımdan oluşmaktadır.

Analizin birinci kısmında çalışmada kullanılan boşanma (DI) ve işsizlik (UN) değişkenleri dört farklı birim kök testine tabi tutulmuş; tahmin edilen test sonuçları Tablo 4'de sunulmuştur. Kullanılan panel birim kök testleri şunlardır: Levin, Lin & Chu birim kök testi; Im, Pasaran & Shin birim kök testi; Fisher-ADF birim kök testi ve Fisher-PP birim kök testi. Testlerde uygulanan gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Buna göre DI değişkeni sabitli-trendli LLC birim kök testinde ve UN değişkeni sabitli-trendsiz, sabitli-trendli birim kök testinde seviyesinde %1 anlam düzeyinde durağan olduğu; diğer testlerin tamamında ise değişkenlerin birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Ancak değişkenlere uygulanan diğer durağanlık testlerinde ise değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadığı ve birim kök içerdiği şeklindedir. Sonuç olarak, DI ve UN değişkenlerinin durağan olmadığı test sonuçlarının beraber değerlendirilmesinden anlaşılmaktadır. Birim kök analizinde, değişkenlerin birimci farkı alındığında ise tüm testlerde değişkenlerin tamamının durağanlaştığı ve birim kök içermediği; değişkenlerin birinci dereceden bütünleşik olduğu test sonuçlarından anlaşılmaktadır. Bu durumda analizimizin ikinci aşamasına, yani eşbütünleşme testi analizine, geçilebilir.

DI ve UN değişkenleri eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 5 ve Tablo 6'de sunulmuştur. Eşbütünleşme analizleri için Pedroni panel eşbütünleşme testi kullanılmış; gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. DI'nın bağımlı değişken yapıldığı birinci analizde Pedroni (1997, 2004)'de önerilen yedi farklı istatistik sonucu Tablo 5'de sabitli-trendsiz, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz analizler şeklinde tahmin edilmiştir. Buna göre, sabitli-trendsiz analizde ve sabitli-trendli analizde altı; sabitsiz-trendsiz

Tablo 4: Panel Birim Kök Testi Sonuçları

		Sabitli-Trendsiz	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz
DI	LLC	6,6674	-4,8829*	74.867
	IPS	4,5589	1,5352	-
	ADF	23,052	20,8147	7,3813
	PP	15,4994	28,0428	7,0722
DDI	LLC	-6,7825*	-44,9464*	-1,8128*
	IPS	-14,3021*	-2,9199*	-
	ADF	109,623*	99,5195*	118,3530*
	PP	65,7076***	149,3390*	125,1480*
UN	LLC	-4,8906*	-8,9567*	1,7229
	IPS	-0,9663	0,6126	-
	ADF	45,5961	40,0711	18,8589
	PP	50,0737	58,7026	18,7843
DUN	LLC	-1,1796*	-11,0233*	-11,3925
	IPS	-1,8050**	-1,0818***	-
	ADF	75,2188**	86,199***	184,7520*
	PP	81,4652*	85,9848*	157,4190*
DI: Boşanma		DDI:Boşanma I. Farkı		
UN:İşsizlik		DUN:İşsizlik I.Farkı		

Not: Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. (*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla katsayıların %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

analizde ise yedi istatistik istatistiksel olarak anlamlı tahmin edilmiştir. UN'nin bağımlı değişken yapıldığı ikinci analizde ise tahmin edilen istatistik sonuçları Tablo 6' da sunulmuştur. Burada da sabitli-trendsiz analizde beş; sabitli-trendli analizde altı; sabitsiz-trendsiz analizde ise beş istatistik istatistiksel olarak anlamlı tahmin edilmiştir. Özetle, her iki durumda da grup içi istatistiklerden Panel v – (Değişirlik Oranı), Panel ρ - (Phillips–Perron Tipi ρ), Panel PP – (Phillips–Perron Tipi t) ve Panel ADF (Dickey–Fuller Tipi t); gruplar arası istatistiklerden Grup ρ - (Phillips–Perron Tipi ρ), Grup PP - (Phillips–Perron Tipi t) ve Grup ADF - (Dickey–Fuller Tipi t) istatistikler değişik anlam düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı tahmin edilmiş olması, boşanma (DI) ve işsizlik (UN) değişkenleri arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığını kanıtlamaktadır. Bir diğer ifadeyle söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır.

Boşanma (DI) ve işsizlik (UN) değişkenleri için yapılan LLC birim kök testi; IPS birim kök testi; Fisher-ADF birim kök testi ve Fisher-PP birim kök testi sonuçları bu değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadıklarını ve ancak birinci farkları alındığında durağanlaştıklarını göstermektedir. Birinci dereceden

Tablo 5: Pedroni Panel Eşbütünlük İstatistik Sonuçları (Bağımlı Değişken: DI)

Pedroni Panel Eşbütünlük İstatistikleri	Sabitli-Trendsiz	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz
Panel v	2,1635 **	7,4916 *	-1,7254 ***
Panel ρ	0,0803	2,7910 *	-2,7297 *
Panel PP	-4,2713 *	-2,7976 *	-4,5192 *
Panel ADF	-4,2555 *	-2,7760 *	-4,5263 *
Grup ρ	3,1788 *	5,5530 *	1,7287 ***
Grup PP	-3,3489 *	-2,1487 **	-7,6217 *
Grup ADF	-1,8920 ***	-1,0681	-5,4855 *

Not: Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. (*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 6: Pedroni Panel Eşbütünlük İstatistik Sonuçları (Bağımlı Değişken: UN)

Pedroni Panel Eşbütünlük İstatistikleri	Sabitli-Trendsiz	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz
Panel v	-0,7380	-4,2262 *	0,8556
Panel ρ	-1,4290	1,5955	-2,9409 *
Panel PP	-9,4685 *	-10,2707 *	-4,9812 *
Panel ADF	-8,7597 *	-8,9677 *	-5,0300 *
Grup ρ	2,2933 **	4,1564 *	1,5897
Grup PP	-8,0939 *	-10,1782 *	-6,7694 *
Grup ADF	-6,3899 *	-7,2548 *	-5,2879 *

Not: Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. (*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

bütünlük [I(1)] olan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının tespiti için Pedroni eşbütünlük testi uygulanmış ve test sonuçları bu ilişkinin varlığını doğrulamaktadır. Analizin bir sonraki aşamasında değişkenler arasında var olan nedensellik ilişkisi ve yönünün tespiti için genelleştirilmiş Granger nedensellik (Hata düzeltme modeli) yöntemi kullanılmıştır. Hata düzeltme modeli, değişkenler arasındaki uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesi amacıyla kullanılmaktadır. Bu bağlamda denklem 7 panel EKK, sabit etkiler ve tesadüfi etkiler yöntemiyle ayrı ayrı tahmin edilmiş ve sonuçları Tablo 7'de sunulmaktadır. DI'nın bağımlı değişken olduğu modelde kullanılan gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre iki olarak hesaplanmıştır.

Tablo 7: Panel Nedensellik Sonuçları

Yöntem	İşsizlik F_{Wald} İst.	Hata Düzeltme Parametresi	Nedensellik Yönü
Panel EKK	20,90214 *	-0,2825*	(-) Negatif
Sabit Etkiler	7,85237 *	0,40502***	(-) Negatif
Tesadüfi Etkiler	9,70699 *	0,46119**	(-) Negatif

Not: Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. (*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, kısa dönemde işsizlikten boşanmaya doğru panel EKK, sabit etkiler ve tesadüfi etkiler yöntemine göre yapılan tahminlerde nedensellik tespit edilmiştir. Her üç yöntemde de işsizlik değişkeninin gecikmeli değerlerine grup halinde Fwald testi uygulanmış ve sonuçlar %1 anlam düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Kısa dönem nedensellikte işsizlik boşanmayı etkilemektedir sonucuna varılmıştır. Uzun dönem nedensellikte ise eşbütünleşme ilişkisinden elde edilmiş ve geçmiş dengesizliğin boyutunu gösteren hata terimlerinin ilk gecikmeli değerlerinin modele ilave edilmesiyle oluşan hata düzeltme parametreleri panel EKK yönteminde %1; sabit etkiler yönteminde %10 ve tesadüfi etkiler yönteminde ise %5 anlam düzeyinde anlamlı tahmin edilmiştir. Bu durum uzun dönemde de işsizlik boşanmayı etkilediğini göstermektedir. Modelin istikrarlığı için hata düzeltme parametrelerinin negatif işaretli olması beklenir. Negatif işaretli parametre, dışarıdan gelen bir şoktan sonra sistem uzun dönemde dengeye doğru yöneleceğini göstermektedir. Panel EKK yönteminde bu durum söz konusu iken diğer iki yöntemde hata düzeltme parametresi pozitif işaretli hesaplanmıştır. Kısa dönem ve uzun dönem analizler değişkenler arasında güçlü Granger nedenselliğin bulunduğunu göstermektedir. Modelden elde edilen bir diğer sonuç, boşanma ile işsizlik arasındaki ilişkinin negatif yönlü olmasıdır. Yani işsizlik oranı artarken boşanma oranı azalmaktadır.

Analizin ikinci kısmında ise batı ve doğu bölgelerini kapsayan veri seti kullanılarak yapılmıştır. Veri setleri ayrı ayrı durağanlık ve eşbütünleşme testlerine tabi tutulduktan sonra uzun dönemli ilişkinin tespiti için genelleştirilmiş Granger nedensellik (Hata düzeltme modeli) yöntemi kullanılmıştır⁴. Hata düzeltme modeli ile tespit edilen nedensellik sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir. Batı ve doğu bölgeleri için yapılan nedensellik analizi sonuçları yukarıda Türkiye geneli için yapılan analiz sonucuyla büyük oranda örtüşmektedir. Batı bölgesinde panel EKK, sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahmin sonuçları uzun dönemde işsizlikten boşanmaya doğru negatif ilişkinin varlığını göstermektedir. Hata düzeltme parametreleri panel EKK yönteminde %10; sabit etkiler yönteminde %5 ve tesadüfi etkiler yönteminde ise %1 anlam düzeyinde anlamlı tahmin edilmiştir. Doğu bölgesi analiz sonuçlarına bakıldığında ise tahmin sonuçları sabit etkiler ve tesadüfi etkilerde sırasıyla %5 ve %1 anlam düzeyinde anlamlı; ilişkinin yönü işsizlikten boşanmaya doğru negatif olarak tespit edilmiştir. Panel EKK analiz sonucu ise %5 anlam düzeyinde anlamlı ve nedenselliğin yönü pozitif olarak tahmin edilmiştir. Doğu bölgesi analizinde kısa dönemde işsizlikten boşanmaya doğru anlamlı nedensellik tespit edilemezken batı bölgesi analizinde kısa dönemde de anlamlı nedensellik tespit edilmiştir.

Tablo 8: Bölgelere Ait Panel Nedensellik Sonuçları

YÖNTEM	BATI BÖLGESİ				DOĞU BÖLGESİ		
	İşsizlik F _{Wald} İst.	Hata Düzeltilme Parametresi	Nedensell ik Yönü	İşsizlik F _{Wald} İst.	Hata Düzeltilme Parametresi	Nedensellik Yönü	
Panel EKK	6,0311 *	0,0928 ***	(-) Negatif	1,4386	0,0754 **	(+) Pozitif	
Sabit Etkiler	1,7772	0,9198 **	(-) Negatif	0,8936	-0,7652 **	(-) Negatif	
Tesadüfi Etkiler	3,8144 **	0,1101 *	(-) Negatif	0,7511	0,1226 *	(-) Negatif	

Not: Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. (*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, hata düzeltme modeline göre yapılan nedensellik analizinde Türkiye'de işsizlik ile boşanma arasında negatif yönlü güçlü nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Batı bölgesi ve doğu bölgesi için ayrı ayrı yapılan analiz sonuçları Türkiye geneli için yapılan analiz sonuçlarıyla örtüşmektedir. "İşsizlik boşanmayı pozitif yönde etkilemektedir." hipotezi Türkiye için geçerli değildir. İşsizlik oranlarının yüksek olduğu dönemlerde Türkiye'de boşanma

oranları azalmaktadır. Değişkenler arasında negatif ilişki vardır. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar TÜİK (2006) araştırmasındaki sonuçları dolaylı olarak doğrulamaktadır. Boşanmanın sebeplerinin incelendiği araştırmada "işsizlik" boşanmanın sebepleri arasında direkt olarak yer almamaktadır. Kadınların %52,9'ü; erkeklerin ise %54,8'i aldatma/aldatılma, sorumsuzluk ve ilgisizlik nedeniyle boşandıkları tespit edilmiştir. Araştırmada işsizliğin sosyal maliyetlerine

bakıldığında “Evin geçimini sağlayamama” kadınlar da %1,1; erkeklerde ise %1,4 gibi oldukça düşük bir oranda boşanma sebepleri arasında yer almaktadır. Çalışmada elde edilen sonuçlar Amato ve Beattie (2011)’deki sonuçlarla da örtüşmektedir. Negatif ilişkinin oluşmasında belirleyici temel faktör boşanma maliyetleridir. Şöyle ki; boşanma halinde çiftler bir taraftan maddi/mali kayıplarla bir taraftan da manevi kayıplarla karşı karşıya kalmaktadır. Maddi ve mali kayıpların başında boşanan çiftlerin yeni bir ev, ev eşyası, araba vs. için yapacağı harcamalar; boşanma öncesi ileriye dönük yapılmış olduğu borçlanmalar/ taksitler ile çiftlerden birinin diğerine manevi tazminat ödeme durumu gelmektedir. Manevi kayıpların başında ise boşanan çiftlerin kişilik haklarının zarar görmesi; çiftlerin üzülmeleri, acı ve ıstırap çekmesi; boşanma sonrası yeni bir sosyal çevre, yeni alışkanlıklar ve oluşacak sosyal baskılar sayılabilir. İşte bu noktada “Evliliği sürdürmek mi yoksa bu kayıpları/maliyetleri yüklemek mi?” sorusunun cevabı ekonomik krizin olduğu, işsizliğin yüksek oranlara ulaştığı ve kronikleştiği dönemlerde farklı; ekonomik istikrarın yaşandığı, işsizliğin düşük oranlarda seyrettiği, ekonomik refahın yüksek olduğu dönemlerde ise daha farklı olmaktadır. Yukarıda bölgesel veriler kullanılarak yapılan analizde elde edilen sonuca göre Türkiye’de ekonomik krizin olduğu yıllarında birinci seçeneğin geçerli olduğu, yani çiftler her şeye rağmen evliliklerini sürdürmeye devam etmek istedikleri yolundadır. Çiftler boşanmanın maliyetlerini bu noktada üstlenmek istememektedir. Bu yöndeki istekler kriz sonrası veya iş bulduktan sonraki dönemlere ertelenmektedir.

6. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

İşsizlik, çalışma isteğine ve yeteneğine sahip olup, cari ücret haddi ile çalışma saatlerini kabul etmesine rağmen kişinin iş bulamama durumudur. Bazen kısa dönemli bazen da uzun dönemli olsa da, işsizlik her durumda insan hayatına ve yaşam standardına yaptığı etkiler olumsuz ve yıkıcıdır. Hiç arzulanmayan bu etkiler bireye, aileye ve topluma çeşitli maliyetler yüklemektedir. Bu maliyetleri iki başlık altında toplamak mümkündür. Bunlar ekonomik maliyetler ve sosyal maliyetlerdir. İşsizliğin ekonomik maliyeti, işsiz olan kişilerin çalışmaları halinde geçekleştirecekleri üretimin yapılamamasıdır. Başka bir ifadeyle ekonomik maliyet; GSYH’ya yapılan katkının işsizlik nedeniyle yapılamaması ve GSYH’nın azalmasıdır. İşsizliğin sosyal maliyetleri ise işsiz kalan insanların gelirlerini, sosyal itibarlarını, kendilerine verdikleri değeri, arkadaş çevrelerini kaybetmesi, cesaretlerinin kırılması, ciddi geçim zorluklarıyla ve sefaletle karşı

karşıya kalmasıdır. Bu durumda işsizlik oranı arttıkça suç işleme oranı, alkolizm, intiharlar, aile içi çözümler ve toplumsal huzursuzluklar da artmaktadır.

Çalışmanın konusu olan ve işsizliğin oluşturduğu sosyal maliyetlerin en önemlilerinden biride boşanmadır. Boşanma, evli çiftlerin birlikteliklerinin sona erdirilmesi; bir diğer ifadeyle aile kurumunun sonlandırılmasıdır. Toplumda hiç hoş karşılanmayan bu süreç sadece evli çiftlere değil, başta onların çocuklarına, ailelerine, yakın çevresine ve sonuç itibarıyla tüm topluma yıkıcı psikolojik ve maddi etkiler yapmakta; toplumun sağlığını bozmaktadır.

Bu bağlamda çalışmada Türkiye’de bölgesel düzeyde işsizlik ile boşanma arasındaki ilişki ampirik yöntemle analiz edilmiştir. Çalışmada Türkiye İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflandırması 2.düzye (İBBS-II) 26 alt bölgeye ait yıllık işsiz sayısı ve boşanma sayısı verileri kullanılmıştır. Analizde incelenen 26 alt bölge kendi arasında iki ana grupta toplanmıştır. Bu gruplama yapılırken Samsun-Hatay hattının doğusunda kalan alt bölgeler bir grupta (Doğu Bölgesi); batısında kalan alt bölgeler ise başka bir grupta (Batı Bölgesi) gösterilmiştir. Bu durumda analizde üç farklı veri seti incelendi. Birinci veri seti tüm Türkiye’yi içine alan veri seti; ikincisi sadece batı bölgesinde yer alan alt bölgelere ait veri seti; üçüncüsü ise doğu bölgesinde yer alan alt bölgelere ait veri setidir. Analizde ilk önce değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri test edilmiştir. Değişkenler seviyede birim kök içerdikleri, birinci farkları alındığında ise durağanlaştıkları test sonuçlarından anlaşılmaktadır. İkinci aşamada değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi test edilmiş ve değişkenler arasında eşbütünlüşmenin var olduğu tespit edilmiştir. Son aşamada değişkenler arasındaki nedenselliğin ve ilişkinin yönü hata düzeltme yöntemiyle belirlenmiştir. Buna göre Türkiye’de işsizlik kısa ve uzun dönemde boşanmayı etkilemek; işsizlik ile boşanma arasında güçlü nedensellik bulunmaktadır. İlişki negatif yönlüdür. İşsizlik panel EKK, sabit etkiler ve tesadüfi etkiler yöntemine göre %1 anlam düzeyinde boşanmayı etkilediği tespit edilmiştir. Uzun dönem nedensellikte ise hata düzeltme parametreleri panel EKK yönteminde %1; sabit etkiler yönteminde %10 ve tesadüfi etkiler yönteminde ise %5 anlam düzeyinde anlamlı tahmin edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye’de boşanma ile işsizlik arasındaki ilişki negatif yönlüdür. Yani işsizlik oranı artarken boşanma oranı azalmaktadır. Batı ve doğu bölgeleri için yapılan nedensellik analizi sonuçları da Türkiye geneli için yapılan analiz sonucuyla büyük oranda örtüşmekte; işsizlikten boşanama doğru anlamlı negatif ilişkinin varlığını işaret etmektedir. “İşsizlik boşanma-

yı pozitif yönde etkilemektedir.” hipotezi Türkiye için geçerli değildir. İşsizlik oranlarının yüksek olduğu dönemlerde Türkiye’de boşanma oranları azalmaktadır. Negatif ilişkinin oluşmasında belirleyici temel faktör boşanma maliyetleridir. Boşanma durumunda çiftler

maddi ve manevi maliyetlerle/kayıplarla karşı karşıya kalacaklarından, bu maliyetleri/kayıpları yüklenmek-tense mevcut evliliklerini devam ettirmeyi tercih et-tikleri; boşanmayı erteledikleri analiz sonuçlarından anlaşılmaktadır.

SON NOTLAR

¹ Ayrıntılı bilgi için bakınız. (Saatçioğlu, 2002; Kızmaz, 2003; Edmark, 2005; Cömertler ve Kar, 2007; Topbaş, 2007; Andrésa ve Halicioğlu, 2010)

² Ayrıntılı bilgi için bakınız. (Andresa, 2005; Topbaş, 2007; Alptekin, Alptekin ve Uysal, 2010; Andresa ve Halicioğlu, 2010)

³ Daha kolay karşılaştırma yapılabilmesi için işsiz ve boşanma sayıları aynı grafikte gösterilmesi gerekir. Ancak işsiz sayısı “milyon”, boşanma sayısı ise “bin”le ifade edildiği için aynı grafik içerisinde gösterilmesi zorlaşmakta-

dır. Bunun için 2001 yılı baz yılı (2001=100) kabul edilerek indeksleme yapılmış ve sonuçlar grafikleştirilmiştir.

⁴ Her iki veri seti (Batı Bölgesi ve Doğu Bölgesi) ilk önce LLC; IPS; Fisher-ADF ve Fisher-PP birim kök testine tabi tutulmuştur. Testlerde uygulanan gecikme uzunlukları schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Test sonuçları değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadığı; birinci farkı alındığında (I) durağanlaştığını göstermiştir. Bir sonraki aşamada değişkenlere Pedroni panel eşbütünleşme testi yapılmış ve değişkenlerin eşbütünleşik oldukları tespit edilmiştir.

KAYNAKLAR

Ağayev, S. (2010) “Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Geçiş Ekonomileri Örneğinde Panel Eşütünleşme ve Panel Nedensellik Analizleri” *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 12(1):159-184.

Alptekin, D., Alptekin V. and Uysal, D. (2010) “A VAR Analysis of the Unemployment-Suicide Relationship in The Case of Turkey Within the Context of Anomie Theory” *Akademik Araştırmalar Dergisi*, 44:63-83.

Amato P. R., Beatie B. (2011) “Does the Unemployment Rate affect the Divorce Rate? An Analysis of State Data 1960-2005”, *Social Science Research*, 40(3):705-715.

Andresa, A. R. (2005) “Income Inequality, Unemployment and Suicide: A Panel Data Analysis of 15 European Countries” *Applied Economics*, 37:439-451.

Andrésa, A. R., Halicioğlu, F. (2010) “Determinants of Suicides in Denmark: Evidence From Time Series Data” *Health Policy*, 98(2):263-269.

Baltagi, B.H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*, 3 rd Edition, England, John Wiley&Sons Ltd.

Blekesaune, M. (2008) “Unemployment and Partnership Dissolution, Norwegian Social Research (NOVA)” *Economic and Social Research Council*, 1-17.

Cornelius, T. J. (2003) “A Search Model of Marriage and Divorce” *Review of Economic Dynamics*, 6:135-155.

Cömertler, N., Kar M. (2007) “Türkiye’de Suç Oranının Sosyo-Ekonomik Belirleyicileri: Yatay Kesit Analizi” *Ankara Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 62(2):37-57.

Dikmen, N. (2009) *Ekonometri-Temel Kavramlar ve Uygulamalar*, Ankara, Nobel Yayınevi.

Edmark, K. (2005) “Unemployment and Crime: Is There a Connection?” *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(2):353-373.

Engle, R. F., Granger C.W.J. (1987) “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing” *Econometrica*, 55:251-276.

Gray, J. S. (1995) “The Causality Between Employment and Divorce” *Family Economics and Resources Management Biennial*, 1:171-176.

Gül, E., Barış K. (2009) “AB Ülkeleri ve Türkiye’de Vergi Gelirleri İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1980 – 2008” *Uluslararası Davraz Kongresi Küresel Diyalog*, 24-27 Eylül, Isparta.

Hansen, H.T. (2005) “Unemployment and Marital Dissolution: A Panel Data Study of Norway” *European Sociological Review*, 21(2):135-148.

Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003) “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels” *Journal of Econometrics*, 115(1):53-74.

Jensen, P., Smith N. (1990) “Unemployment and Marital Dissolution” *Journal of Population Economics*, 3:215-229.

Kalmijn, M., Graaf, P. M. and Poortman A.R. (2004) “Interactions Between Cultural and Economic Determinants of Divorce in The Netherlands” *Journal of Marriage and Family*, 66:75-89.

Karabulut, A. (2004) “Türkiye’deki İşsizliği Önlemede Aktif İstihdam Politikalarının Rolü ve Etkinliği” *Uzmanlık Tezi*, Ankara, Türkiye İş Kurumu Genel Müdürlüğü.

Kawata, Y. (2008) “Does High Unemployment Rate Result in a High Divorce Rate? A Test for Japan” *Revista de economía del Rosario*, 11(2):149-164.

Kızmaz, Z. (2003) "Ekonomik Yapı Ve Suç: Bazı Araştırma Bulguları Üzerine Genel Bir Değerlendirme" *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2):279-304.

Levin, A., C. Lin, and J.C. Chia-Shang (2002) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties" *Journal of Econometrics*, 108:1-24.

Lommerud, K.E. (1989) "Marital Division of Labor with Risk of Divorce: The Role of "Voice" Enforcement of Contracts" *Journal of Labor Economics*, 7(1):113-127.

Maddala, G.S. (1992) *Introduction to Econometric*, 1st Edition, New York, Macmillan Publishing Company.

Pedroni, P. (1999) "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61:653-670.

Pedroni, P. (2004) "Panel Cointegration Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis" *Econometric Theory*, 20:597-625.

Roy S. (2010) "Unemployment Rate and Divorce" The University of Melbourne, Melbourne Institute Working Paper.

Saatçioğlu, Ö., Evren, C. ve Çakmak, D. (2002) "1998-2002 Yılları Arasında Yatarak Tedavi Gören Alkol ve Madde Kullanımı Olan Olguların Değerlendirilmesi" *Bağımlılık dergisi*, 4(3):109-117.

Şimşek, M., Kadılar C. (2010) "Türkiye'de Beşeri Sermaye, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi" *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1):115-140.

Topbaş, F. (2007) "İşsizlik ve İntihar İlişkisi: 1975-2005 VAR Analizi" *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13:161-172.

TUİK (2006) Aile Yapısı Araştırması, www.tuik.gov.tr, (30.01.2012)

Ünsal, E.M. (2004) *Makro İktisat*, 5.Baskı, Ankara, Turhan Kitapevi.