

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**CEZALI TAHMİNCİLERE DAYALI GRANGER
NEDENSELLİK ANALİZİ VE UYGULAMALARI**

DOKTORA TEZİ

DANIŞMAN
Doç. Dr. Veli YILANCI

HAZIRLAYAN
Abdullah GÖV

MALATYA-2019

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

**CEZALI TAHMİNCİLERE DAYALI GRANGER NEDENSELLİK ANALİZİ VE
UYGULAMALARI**

DOKTORA TEZİ

HAZIRLAYAN
ABDULLAH GÖV

DANIŞMAN
DOÇ.DR. VELİ YILANCI

MALATYA - 2019

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**CEZALI TAHMİNCİLERE DAYALI GRANGER
NEDENSELLİK ANALİZİ VE UYGULAMALARI**
DOKTORA TEZİ

DANIŞMAN
DOÇ.DR. VELİ YILANCI

HAZIRLAYAN
ABDULLAH GÖV

Jürimiz **03.09.2019** tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda bu **Doktora** Tezini (Oybirliği / Oyçokluğu) ile başarılı bulunarak **Ekonometri** Ana Bilim dalında **Doktora** Tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyelerinin Ünvanı Adı Soyadı

1. PROF.DR. MEHMET GÜNGÖR
2. DOÇ.DR. VELİ YILANCI (DANIŞMAN)
3. DOÇ.DR. FATMA ZEREN
4. PROF.DR. AHMET UĞUR
5. PROF. DR. LATİF ÖZTÜRK

imza

.....
.....
.....
.....
.....

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünün Yönetim Kurulunun tarih ve sayılı kararıyla bu tezin kabulü onaylanmıştır.

PROF.DR. MEHMET KUBAT
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

ONUR SÖZÜ

Doktora tezi olarak hazırladığım “CEZALI TAHMİNCİLERE DAYALI GRANGER NEDENSELLİK ANALİZİ VE UYGULAMALARI” adlı çalışmanın bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün kaynakları kaynakçada uygun biçimde gösterdiğimi belirtir ve bunu onurum ile tasdik ederim.

.../.../2019

Abdullah GÖV

TEŐEKKÖR

Bu alıőmanın konusunun belirlenmesinden sonuçlandırılmasına kadar geen sűrete, deęerli fikir ve yorumlarıyla bana rehberlik eden tez danıőmanım Do. Dr. Veli YILANCI'ya űzerimdeki emeklerinden dolayı teőekkűrlerimi sunarım.

Doktora eęitimim sűresince kendimi geliőtirmem konusunda engin bilgi ve tecrűbelerinden yararlandıęım ve akademik anlamda bana yol gűsteren Ekonometri Bűlűmű'ndeki deęerli hocalarım Do. Dr. Fatma ZEREN'e, Prof. Dr. Mehmet GÖNGÖR'e ve Dr. Öęr. Ŭyesi Hasan SÖYLER'e teőekkűr etmeyi bir bor bilirim.

Son olarak bu alıőma sűrecinde, her zaman yanımda olan ve manevi desteklerini benden esirgemeyen aileme sonsuz teőekkűr ederim.

Abdullah GÖV

Malatya-2019

ÖZET

Clive W. Granger'in (1969) literatüre kazandırdığı nedensellik kavramı, başlangıçta iki zaman serisi arasındaki ilişkileri sınamak için tanımlanmıştır. Ancak, ikiden fazla değişken için testin nasıl uygulanacağı doğrudan ele alınmamıştır. Eichler (2005) tarafından geliştirilen Grafiksel Granger nedensellik modellerinde, Granger nedensellik kavramı ikiden büyük sayıda değişken için genişletilmiştir. Granger nedensellik testi için literatürde yararlanılan algoritmaların çoğu bir istatistiksel anlamlılık testine dayanmaktadır. Modele alınan değişken sayısının yeterince büyük olması, Granger nedensellik testlerinin hesaplanmasında büyük sorunlar oluşturabilmektedir. Lozano vd. (2009), Granger nedensellik yöntemleri için herhangi bir zaman serisinin gecikmeli değerleri arasında grup yapısının uygun bir şekilde formüle edilmesinin çok önemli olduğunu vurgulamışlardır. Bahadori ve Liu (2013) ise Granger nedensellik yaklaşımının, yetersiz sayıda gözlemin verildiği yüksek boyutlu bir veri seti için tutarlı sonuçlar veremeyebileceğini belirtmişlerdir. Granger nedensellik testlerinde yaşanan bu gibi sorunlara çözüm getirmek amacıyla çeşitli cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yaklaşımları geliştirilmiştir.

Literatürde cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yöntemlerinin iktisadi değişkenler bağlamında uygulamaları yok denecek azdır. Bu çalışmada zaman serisi ve panel veri olmak üzere iki farklı iktisadi veri grubu cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yaklaşımlarıyla incelenmiştir. Zaman serileri bağlamında, Türkiye'de kamu iç borçları ile bazı temel makroekonomik göstergeler arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Panel veri bağlamında ise gelişmekte olan 30 ülkede ekonomik büyüme, enerji tüketimi, dış ticaret dengesi ve finansal gelişme arasındaki ilişki araştırılmıştır.

Anahtar Kelimeler: LASSO Granger, Elastik net Granger, Copula Granger, Kesik

LASSO

ABSTRACT

The concept of causality introduced by Clive W. Granger (1969) into the literature was initially defined to test the relationship between the two time series. However, how to apply the test for more than two variables was not directly addressed. In graphical Granger causality models developed by Eichler (2005), the concept of Granger causality is extended for more than two number of variables. Most of the algorithms used in the literature for the Granger causality test are based on a statistical significance test. The fact that the number of variables included in the model is sufficiently large may pose major problems in the calculation of Granger causality tests. Lozano et al. (2009) emphasizes that it is very important for Granger causality methods to formulate the group structure appropriately among lagged values of any time series. Bahadori and Liu (2013) stated that the Granger causality approach may not provide consistent results for a high-dimensional data set with insufficient number observations. In order to solve such problems in Granger causality tests, Granger causality approaches based on various penalized estimators are developed.

In the literature, the applications of Granger causality approaches based on various penalized estimators in the context of economic variables are almost non-existent. In this study, two different economic data groups in the context of time series and panel data are examined with Granger causality approaches based on various penalized estimators. In the context of time series, the relationship between government domestic debts and some basic macroeconomic indicators in Turkey is analyzed. In the context of panel data, the relationship between economic growth, energy consumption, foreign trade balance and financial development in 30 developing countries are investigated.

Keywords: LASSO Granger, Elastic net Granger, Copula Granger, Truncating LASSO

İÇİNDEKİLER

KABUL ONAY SAYFASI	iii
ONUR SÖZÜ	iv
TEŞEKKÜR	v
ÖZET	vi
ABSTRACT.....	vii
İÇİNDEKİLER	viii
KISALTMALAR.....	x
TABLolar LİSTESİ	xi
ŞEKİLLER LİSTESİ	xii
GİRİŞ.....	1
1. NORM-TABANLI CEZALI TAHMİNCİLER.....	5
1.1. Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli.....	6
1.1.1. Çoklu Doğrusal Regresyon Modellerinin Matrislerle Gösterimi.....	6
1.2. Sıradan En Küçük Kareler Tahmini.....	7
1.3. Ortalama Kare Hata	10
1.4. LASSO Regresyon Yöntemi	10
1.5. Uyarlanmış LASSO Regresyon Yöntemi	12
1.5.1. Uyarlanmış LASSO için LARS Algoritması.....	14
1.6. Grup LASSO Regresyon Yöntemi.....	15
1.7. Elastik net Regresyon Yöntemi	15
1.7.1. Naif Elastik net	16
1.7.2. Elastik net	18
2. CEZALI TAHMİNCİLERE DAYALI GRANGER NEDENSELLİK YÖNTEMLERİ	19
2.1. LASSO Granger Nedensellik Yöntemi.....	19
2.2. Gruplandırılmış Grafikselle Granger Nedensellik Yöntemi	22
2.2.1. GGGN Modelinin Algoritması	23
2.3. LASSO Copula Granger Nedensellik Yöntemi.....	23
2.4. Elastik net Copula Granger Nedensellik Yöntemi.....	30
2.5. Kesik LASSO Grafikselle Granger Nedensellik Yöntemi	33
2.5.1. KLASSO'nun Tahmini için Yineleme Algoritması.....	36

3. ZAMAN SERİLERİ VE PANEL VERİ UYGULAMALARI	38
3.1. Türkiye’de Kamu İç Borçları ve Bazı Temel Makroekonomik Göstergeler Arasındaki İlişkinin İncelenmesi.....	38
3.1.1. Zaman Serilerine ilişkin Literatür Özeti	38
3.1.2. İncelenen Zaman Serilerinin Veri Seti ve Analizi	43
3.2. Gelişmekte Olan 30 Ülkede Ekonomik Büyüme, Enerji Tüketimi, Dış Ticaret Dengesi ve Finansal Gelişme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi	60
3.2.1. Panel Verilere İlişkin Literatür Özeti.....	60
3.2.2. Panel Veri Seti ve Analizi	66
SONUÇ	79
KAYNAKÇA	88

KISALTMALAR

EKK	: En Küçük Kareler
CGN	: Copula Granger Nedensellik
GCV	: Genelleştirilmiş Çapraz Doğrulama
GGA	: Grafiksel Granger Ağı
GGGN	: Gruplandırılmış Grafiksel Granger Nedensellik
GGN	: Grafiksel Granger Nedensellik
GN	: Granger Nedensellik
G-NPN	: Granger Nonparanormal
KKT	: Kalıntı Kareler Toplamı
KLASSO	: Kesik LASSO
KOKH	: Kök Ortalama Kare Hata
LARS	: En Küçük Açılı Regresyon
LASSO	: Least Absolute Shrinkage and Selection Operator
OKH	: Ortalama Kare Hata
SEK	: Sıradan En Küçük Kareler
VAR	: Vektör Otoregresif
ECM	: Hata Düzeltme Modeli
VECM	: Vektör Hata Düzeltme Modeli

TABLolar LİSTESİ

Tablo 3.1. ADF ve PP Birim Kök Testleri Sonuçları.....	44
Tablo 3.2. KPSS Durağanlık Testi Sonuçları.....	45
Tablo 3.3. LASSO GN Testi Sonuçları	46
Tablo 3.4. Elastik net GN Testi Sonuçları	48
Tablo 3.5. LASSO CGN Testi Sonuçları.....	50
Tablo 3.6. Elastik net CGN Testi Sonuçları.....	51
Tablo 3.7. IPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları	69
Tablo 3.8. Maddala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testi Sonuçları	70
Tablo 3.9. Choi (2001) Panel Birim Kök Testi Sonuçları	71
Tablo 3.10. LASSO GGN λ ve Sabit Terim Sonuçları	72
Tablo 3.11. KLASSO GGN λ ve Sabit Terim Sonuçları	72
Tablo 3.12. Kök Ortalama Kare Hata (KOKH) Sonuçları.....	73
Tablo 3.13. LASSO GGN Testi Sonuçları.....	74
Tablo 3.14. KLASSO GGN Testi Sonuçları	75

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 2.1. LASSO Regresyon Katsayı Tahminlerinin Geometrik Gösterimi.....	12
Şekil 2.2. GGN Modeli	26
Şekil 2.3. Sahte Nedenselliği Giderme.....	28
Şekil 3.1. LASSO GN Ağı	47
Şekil 3.2. Elastik net GN Ağı	49
Şekil 3.3. LASSO CGN Ağı	51
Şekil 3.4. Elastik net CGN Ağı.....	52
Şekil 3.5. LASSO GGN Ağı.....	73
Şekil 3.6. KLASSO GGN Ağı	73

GİRİŞ

Zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemek için literatürde birçok yöntem geliştirilmiştir. Bu yöntemlerin arasında, Granger nedensellik yaklaşımı sadeliği, sağlamlığı ve genişletilebilirliği bakımından birçok alanda büyük başarılar sağlamıştır. Granger nedensellik yaklaşımı, birçok değişkenin bulunduğu karmaşık sistemlerde değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler hakkında çıkarım yapmak ve ilişkilerin yönlerini saptamak için kullanılmaktadır. Clive W. Granger'in (1969) literatüre kazandırdığı bu nedensellik testi iktisat, ekonometri, iklim bilimleri, tıp, pozitif bilimler, mühendislik, vb. bir çok alanda sıklıkla kullanılmaktadır. Bu yaklaşımı (Granger, 1969), başlangıçta bir çift zaman serisi verisine sahip değişken için tanımlanmıştır. Ancak, bu yaklaşımda ikiden fazla değişken grubuna testin nasıl uygulanacağı sorusu doğrudan ele alınmamıştır. Tanım olarak, stokastik bir Y_t değişkeni stokastik olan başka bir X_t değişkeninin gecikmeli değerleriyle birlikte kullanıldığı modelde gecikmeli değerlerinin kullanılmadığı modele göre daha iyi tahmin edilebiliyorsa X_t değişkeni, Y_t değişkeninin *Granger nedenidir* biçiminde ifade edilir. Burada incelenen değişkenlerin birim kök içermemesi gerekmektedir.

Değişkenler arasındaki Granger nedensellik ilişkisinin varlığını tespit amacıyla aşağıdaki vektör otoregresif modeli (VAR) (Lütkepohl, 2005) tahmin edilmektedir.

$$Y_t = \lambda_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \beta_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \lambda_2 + \sum_{i=1}^r \delta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i Y_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

X_t 'nin Y_t 'nin Granger nedeni olup olmadığını araştırmak amacıyla istatistiksel anlamlılıkları sınanan sıfır hipotezi (H_0) ve alternatif hipotezi (H_1) aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$H_0 : \beta_i = 0 ; X_t, Y_t \text{'nin Granger nedeni değildir,}$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 ; X_t, Y_t \text{'nin Granger nedenidir.}$$

Burada, sıfır hipotezi reddedildiğinde X_t 'in, Y_t 'nin Granger nedeni olduğu ifade edilmektedir. Hipotezlerin istatistiksel olarak sınanmasında ise Wald testi gibi istatistiksel testler kullanılmaktadır.

Zaman verisine sahip iki stokastik değişken arasında dört farklı Granger nedensellik sonucu ortaya çıkabilmektedir:

- I. Denklem (1)'deki gecikmeli X_t değişkenlerinden en az bir tanesinin katsayısı sıfırdan farklıysa, X_t , Y_t 'nin Granger nedenidir.
- II. Denklem (2)'deki gecikmeli Y_t değişkenlerinden en az bir tanesinin katsayısı sıfırdan farklıysa, Y_t , X_t 'nin Granger nedenidir.
- III. Denklem (1)'deki gecikmeli X_t değişkenlerinden en az bir tanesinin katsayısı sıfırdan farklıysa ve Denklem (2)'deki gecikmeli Y_t değişkenlerinden en az bir tanesinin katsayısı sıfırdan farklıysa X_t ile Y_t arasında karşılıklı bir Granger nedensellik ilişkisi vardır
- IV. I ve II numaralı öncüllerdeki sonuçlar gerçekleşmezse X_t ile Y_t değişkenleri arasında bir Granger nedensellik ilişkisi söz konusu değildir.

Eichler'in (2005) yaptığı çalışmada, Granger nedensellik kavramını grafiksel modellerle birleştirmişlerdir. Bu sayede son zamanlarda grafiksel Granger nedensellik modelleri, zaman serisi veri analizlerini içeren birçok alanda büyük önem kazanmıştır. Grafiksel Granger modellerinde, iki değişken arasındaki etkileşimi inceleyen Granger nedensellik kavramı p adet değişken için genişletilmiştir (Bahadour ve Liu, 2013).

$X^t = (x_1^t, x_2^t, \dots, x_p^t)'$ t zamanı boyunca verilen p adet zaman serisinin vektör kümesi olduğunu kabul edelim. Bu takdirde, Grafiksel Granger nedensellik modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$X^t = K^1 X^{t-1} + K^2 X^{t-2} + \dots + K^{T-1} X^1 + u^t \quad (3)$$

Burada, K^1, K^2, \dots, K^{T-1} p -boyutlu vektörleri ve u^t hata hata terimi vektörlerini göstermektedir. Denklem (3), bir Directed Acyclic Graph (DAG) (Yönlendirilmiş Asiklik Grafik) modeli olarak düşünülebilir (Arnold vd., 2007). $G = \langle V, E \rangle$ DAG

grafığı için, V birer düğüm kabul edilen X^1, X^2, \dots, X^T zaman serilerinin kümesini göstermektedir. E ise grafikte yer alan düğümler arasındaki kenarların kümesini temsil etmektedir. $\forall (x_j, x_i) \in E$ sıralı ikilisi için (x_j, x_i) ikilisi x_j 'den x_i 'ye doğru olmak üzere x_j ve x_i düğümleri arasında bir kenarın olduğunu göstermektedir. Yani, $E, K^1, K^2, \dots, K^{T-1}$ $p \times p$ boyutlu komşuluk matrisini ifade etmektedir.

Denklem (3)'de verilen grafiksel modelde farklı zaman serileri arasındaki nedensel ilişkiler, DAG'lar ile temsil edilebilir. $K_{j,i}^t$ bağımsız değişken katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ise x_j^t serisi x_i^t serisinin Granger nedenidir denilmektedir. Dolayısıyla, grafiksel Granger modelde, $x_j^t \rightarrow x_i^t$ biçiminde olmak üzere, x_j^t ve x_i^t arasında yönlendirilmiş bir kenarın mevcut olduğu anlamına gelmektedir (Arnold vd., 2007).

Değişkenler arasındaki Granger nedensellik ilişkisini saptamak için literatürde yararlanılan algoritmaların çoğu bir istatistiksel anlamlılık testine dayanmaktadır. Modele alınan değişken sayısı p 'nin yeterince büyük olması, Granger nedensellik testinin hesaplanmasında büyük sorunlar oluşturmaktadır. Bu sorunlara çözüm getirmek amacıyla Arnold vd. (2007) Grafiksel Granger nedensellik modellerini LASSO tahmincisi ile tahmin etmektedir. Lozano vd. (2009), Grafiksel Granger nedensellik yöntemleri için herhangi bir $\{x_t\}$ zaman serisi kendisinin gecikmeli serileri arasında grup yapısının uygun şekilde formüle edilmesinin çok önemli olduğuna vurgu yapmaktadır. Bu nedenle Lozano vd. (2009), değişkenler içerisindeki grup bilgisini dikkate alarak ve grup LASSO (Yuan ve Lin, 2006; Zhao vd., 2009) regresyon yöntemlerini Grafiksel Granger modellerine uygulayarak gruplandırılmış grafiksel Granger nedensellik yöntemini geliştirmişlerdir. Bahadori ve Liu (2013) ise Granger nedenselliğin, yetersiz sayıda gözlemin verildiği yüksek boyutlu bir veri seti için tutarlı sonuçlar veremeyeceğini belirtmişlerdir. Bu nedenle Bahadori ve Liu (2013), LASSO ceza terimini yeniden düzenleyerek yarı-parametrik bir yaklaşım olan LASSO copula Granger nedensellik modelini geliştirmişlerdir.

Açıklayıcı değişkenler arasında çok yüksek korelasyonların olması durumunda, elastik net tahmincisi diğer yanlı tahmincilere göre daha iyi bir performans

göstermektedir. LASSO tahmincisinin kararsız olduğu durumlarda ise elastik net tahmincisi kullanılarak bu sorunlar giderilebilmektedir. Bu bilgiler ışığında Furqan ve Siyal (2016), doğrusal ve doğrusal olmayan yüksek boyutlu verilerin Granger nedensellik analizleri için elastik net yanlı tahmincisini copula Granger nedensellik (Bahadori ve Liu, 2013) yöntemine uygulamışlardır. Böylece, elastik net copula Granger nedensellik yöntemini literatüre kazandırmışlardır. Lozano vd. (2009) tarafından geliştirilen gruplandırılmış grafiksel Granger nedensellik yöntemine göre X , Y 'yi etkiliyorsa, bu etkinin yönü ve büyüklüğü bilinmemektedir. Bu sorunlara çözüm olarak, Shojaie ve Michailidis (2010a), grafiksel Granger nedensellik modellerinin tahmini için grup LASSO tahmincisi yerine geliştirdikleri “kesik LASSO (truncating LASSO)” tahmincisinin kullanılmasını önermişlerdir. Shojaie ve Michailidis (2010a) tarafından geliştirilen bu yöntem, panel veriye sahip değişkenler arasındaki Granger nedensellik sınamalarını gerçekleştirebilmektedir.

Bu çalışmada, cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yöntemleri aracılığıyla zaman serisi verilerine ve panel verilere sahip iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Literatürde bu testler aracılığıyla iktisadi değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar yok denecek azdır. Çalışmada hem zaman serisi verilerin hem de panel verilerin analizi için cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yöntemlerinden yararlanılmıştır. Bu çalışma üç ana bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde, Granger nedensellik modellerinin tahminlerinde kullanılan norm-tabanlı cezalı tahminciler hakkında bilgi verilmektedir. İkinci bölümünde, cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yöntemleri anlatılmaktadır. Üçüncü bölümünde ise zaman serisi ve panel veri olmak üzere iki farklı iktisadi veri grubu cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik testlerinden yararlanarak incelenmiştir.

1. NORM-TABANLI CEZALI TAHMİNCİLER

Sıradan en küçük kareler (SEK) yöntemi, istatistiksel olarak anlamlı ya da anlamsız olmasına bakılmaksızın α regresyon katsayılarını sıfırdan farklı olarak tahmin etmektedir. Ayrıca SEK tahmincisi, yüksek çoklu doğrusal bağlantı probleminin olduğu verilerde ve açıklayıcı değişken sayısının yeterince fazla olduğu regresyon modellerinde yüksek varyanslı tahminler üretmektedir. Bu durum da katsayı tahminlerinin tam olarak bulunmasını güçleştirmektedir. Diğer yandan, SEK tahmincisi gözlem sayısının açıklayıcı değişken sayısından yeterince büyük olduğu yüksek-boyutlu verilerde ise çözümlene sağlayamamaktadır. SEK gibi klasik tahmincilerle çözülemeyen yüksek-boyutlu regresyon problemleri cezalı tahminciler yardımıyla çözülebilmektedir. Tibshirani (1996), çoklu doğrusal bağlantı probleminin olduğu regresyonlarda, cezalı tahmincilerin SEK tahmincisine göre daha başarılı sonuçlar verdiğini ileri sürmektedir.

LASSO ceza terimi (Tibshirani, 1996) veya L_1 -norma göre düzenlenmiş LASSO ceza terimleri kullanılarak, α regresyon katsayılarının sıfıra doğru küçülmesi sağlanmaktadır. Buna ilaveten, bazı katsayı tahminleri sıfır olarak hesaplanabilmektedir. Bu sayede, bağımlı değişken üzerinde anlamlı etkisi olmayan bağımsız değişkenler modelden dışlanıp anlamlı etkisi olan bağımsız değişkenlerle regresyon modeli tahmin edilmektedir.

Literatürde modele alınacak değişkenler için birçok uygun değişken seçme yöntemi bulunmaktadır. 1996 yılında Robert Tibshirani tarafından geliştirilen LASSO yöntemi ise parametre tahminlerinin yanı sıra modele alınacak uygun değişken seçiminde de kullanılmaktadır. Bu yöntem hem modele alınan uygun değişken seçimini hem de katsayı tahminlerini aynı anda gerçekleştirerek en küçük kareler (EKK) gibi klasik yöntemlere üstünlük sağlamaktadır. Dolayısıyla bu yöntem, uygun modelin seçiminde de kullanılabilir. L_1 -norm ceza terimine dayalı LASSO yöntemi, ismini Least Absolute Shrinkage and Selection Operator'un baş harflerinden almaktadır.

1.1. Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli

Bağımlı değişkendeki değişmelerin iki veya daha fazla açıklayıcı değişken tarafından açıklanan modele *çoklu regresyon modeli* adı verilmektedir. Bu modelin fonksiyonel şekli doğrusal ise bu model *çoklu doğrusal regresyon modeli* olarak adlandırılmaktadır.

Y bağımlı değişken ve X_2, X_3, \dots, X_p açıklayıcı değişkenler olmak üzere p değişkenli anakütle çoklu doğrusal regresyon modeli,

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \dots + \alpha_p X_{pi} + u_i \quad (1.1)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada u_i modelin hata terimini göstermekte olup rassal bir değişkendir ve ortalama bağımlı değişken Y üzerinde meydana gelen değişimin açıklanamayan kısmını ifade etmektedir. $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_p$ modelin bilinmeyen parametreleri olup $i = 1, 2, \dots, n$ için n gözlemlenilen bir örneklemden tahmin edilmektedir.

Örneklem çoklu doğrusal regresyon modeli ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$Y_i = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 X_{2i} + \hat{\alpha}_3 X_{3i} + \dots + \hat{\alpha}_p X_{pi} + \hat{u}_i \quad (1.2)$$

Burada $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \dots, \hat{\alpha}_p$ sırasıyla, çoklu doğrusal regresyon modelinin katsayıları olan $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_p$ 'nin tahmin edicileridir. $\hat{\alpha}_1$ sabit terim, $\hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \dots, \hat{\alpha}_p$ ise modelin kısmi eğim katsayılarıdır.

1.1.1. Çoklu Doğrusal Regresyon Modellerinin Matrislerle Gösterimi

n tane gözlemden oluşan p değişkenli örneklemin doğrusal regresyon modelinin matrisel gösterimi aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$Y = X\alpha + u \quad (1.3)$$

Denklem (1.3)'de yer alan matris ve vektörler,

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_p \end{bmatrix}_{p \times 1} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & X_{21} & X_{31} & \cdots & X_{p1} \\ 1 & X_{22} & X_{32} & \cdots & X_{p2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & X_{2n} & X_{3n} & \cdots & X_{pn} \end{bmatrix} \quad u = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_p \end{bmatrix}_{n \times 1}$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada, Y bağımlı değişkeni ve u hata terimi birer $n \times 1$ boyutlu sütun vektörüdür. X , X_2, X_3, \dots, X_p açıklayıcı değişkenlerinin her birinin n tane gözlemini gösteren $n \times p$ boyutlu bir matristir. X matrisinin birinci sütunundaki 1'ler sabit terimi, α bilinmeyen parametreler $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_p$ 'nin $p \times 1$ boyutlu sütun vektörünü göstermektedir. I_n ise $n \times n$ boyutlu bir birim matrisi temsil etmektedir.

1.2. Sıradan En Küçük Kareler Tahmini

p açıklayıcı değişkenli bir örneklemin çoklu doğrusal regresyon modeli,

$$Y_i = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 X_{2i} + \hat{\alpha}_3 X_{3i} + \dots + \hat{\alpha}_p X_{pi} + \hat{u}_i \quad (1.4)$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Denklem (1.4)'den Y 'nin beklenen değeri,

$$E(Y_i) = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 X_{2i} + \hat{\alpha}_3 X_{3i} + \dots + \hat{\alpha}_p X_{pi} \quad (1.5)$$

olacaktır. Denklem (1.4) ve Denklem (1.5)'deki fonksiyonlar matris formunda şöyle yazılabilir:

$$Y = X\hat{\alpha} + \hat{u} \quad (1.6)$$

$$E(Y) = X\hat{\alpha} \quad (1.7)$$

α 'nın SEK tahmin edicileri, Y_i ile $E(Y_i)$ arasındaki farkın kareler toplamına eşit olan $\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$ kalıntı kareler toplamının (KKT) en küçüklenmesiyle bulunmaktadır.

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 &= \sum_{i=1}^n (Y_i - E(Y_i))^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 X_{2i} - \hat{\alpha}_3 X_{3i} - \dots - \hat{\alpha}_p X_{pi})^2 \end{aligned} \quad (1.8)$$

Burada, $\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$ 'nin matris gösterimi $\hat{u}'\hat{u}$ biçimindedir. \hat{u}' , \hat{u} 'nin transpozisini göstermektedir. Denklem (1.6)'dan \hat{u} aşağıdaki bulunabilir:

$$\hat{u} = Y - X\hat{\alpha}$$

Buradan,

$$\begin{aligned}\hat{u}'\hat{u} &= (Y - X\hat{\alpha})'(Y - X\hat{\alpha}) \\ &= Y'Y - 2\hat{\alpha}'X'Y + \hat{\alpha}'X'X\hat{\alpha}\end{aligned}\quad (1.9)$$

olacaktır. En küçükleme işlemi için $\hat{u}'\hat{u}$ 'nin $\hat{\alpha}$ sütun vektörüne göre kısmi türevi alındıktan sonra sifıra eşitlenirse,

$$X'X\hat{\alpha} = X'Y \quad (1.10)$$

elde edilir. Denklem (1.10)'dan,

$$\begin{array}{ccc} \hat{\alpha} & = & (X'X)^{-1} X' Y \\ (p \times 1) & & (p \times p) (p \times n)(n \times 1) \end{array} \quad (1.11)$$

bulunur. $\hat{\alpha}$ SEK tahmin edicisinin beklenen değeri ise aşağıdaki gibi bulunmaktadır.

$$\begin{aligned}E(\hat{\alpha}) &= (X'X)^{-1} X'E(X\alpha + u) \\ &= (X'X)^{-1} X'X\alpha + E(u) \\ &= \alpha\end{aligned}\quad (1.12)$$

Burada SEK'in varsayımı gereğince $E(u) = 0$ 'dır. Ayrıca $E(\hat{\alpha}) = \alpha$ olduğundan $\hat{\alpha}(SEK)$, α 'nın sapmasız bir tahmin edicisidir. Denklem (1.12)'den $E(\hat{\alpha}) - \alpha$ değeri kolayca bulunabilir. $E(\hat{\alpha}) - \alpha$ değerine $\hat{\alpha}$ 'nın sapması denilmektedir.

$\hat{\alpha}(SEK)$ tahmin edicisinin varyans-kovaryansı ise aşağıdaki gibidir:

$$\text{var-cov}(\hat{\alpha}) = \sigma^2 (X'X)^{-1} \quad (1.13)$$

$\hat{\alpha}(SEK)$ tahmin edicileri, α ortalama ve $\sigma^2 (X'X)^{-1}$ varyansla normal dağılıma uymaktadır. Bunu aşağıdaki gibi gösterebiliriz:

$$\hat{\alpha}(SEK) \sim N(\alpha, \sigma^2 (X^t X)^{-1}) \quad (1.14)$$

Uygulamalarda genellikle anakütle varyansı (σ^2) bilinmediğinden dolayı örneklem varyansı ($\hat{\sigma}^2$) ile tahmin yapılmaktadır. $\hat{\sigma}^2$ ise aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{u}^t \hat{u}}{n-p} = \frac{(Y - X\hat{\alpha})^t (Y - X\hat{\alpha})}{n-p} \quad (1.15)$$

Gauss Markov teoremi gereğince, klasik doğrusal regresyonun varsayımlarının sağlandığını kabul edelim. Buna ilaveten, her bir α_i parametresi α sütun vektörünün birer elemanı olsun. Bu takdirde, her bir α_i parametresi için $\hat{\alpha}(SEK)$ tahmin edicisi, doğrusal ve sapmasız tahmin edicilere göre en küçük varyanslı tahmin edicidir. Yani, $\hat{\alpha}(SEK)$ tahmin edicisi DESTE'dir. Dolayısıyla $\hat{\alpha}(SEK)$ tahmin edicilerin etkin oldukları ve bundan daha küçük varyanslı başka tahmin edicilerin olmadığı söylenebilir. Yani $i=1,2,\dots,p$ açıklayıcı değişken sayısı verildiğinde α_i 'nin herhangi bir $\tilde{\alpha}_i$ doğrusal sapmasız tahmin edicisi için aşağıdaki eşitsizlik sağlanmaktadır:

$$\text{var}(\hat{\alpha}(SEK)) \leq \text{var}(\tilde{\alpha}_i) \quad (1.16)$$

Denklem (1.6)'da yer alan X matrisi tam ranklı olmadığında, α tahmin edicilerinin çözümleri tek olmamaktadır. Dolayısıyla, KKT'yi en küçük yapan EKK tahmin edicisinden başka tahmin ediciler de bulunabilmektedir. Diğer yandan, X matrisinin elemanları arasında tam çoklu doğrusallık problemi olduğunda, α 'nın EKK tahmin edicilerinin çözümleri belirsiz olup bunların varyansları da sonsuz olmaktadır. Eğer tam olmayan fakat çok yüksek bir çoklu doğrusal bağlantı sorunu varsa, SEK tahmin edicileri DESTE olmalarına rağmen, yüksek varyans ve kovaryans tahminleri üretmektedir. Yüksek varyans ve kovaryans tahminlerin bulunması ise bilinmeyen parametrelerin kesin tahminlerini zorlaştırmaktadır. Ayrıca SEK tahmin edicilerinin varyanslarının büyümesi, güven aralıkları çok geniş olma eğiliminde olup temel hipotezin kolayca kabul edilmesine neden olmaktadır. Öte yandan, bir veya daha fazla katsayının t istatistik değerinin istatistiksel olarak anlamsız olmasına yol açmaktadır (Gujarati ve Porter, 2012).

1.3. Ortalama Kare Hata

Ortalama Kare Hata (OKH), herhangi iki tahmin edicinin karşılaştırılmasında kullanılabilen bir ölçüttür. Tahmin edicilerin karşılaştırılmasında, OKH değerini en küçük hesaplayan tahmin edicinin daha iyi olduğu savunulmaktadır.

$\hat{\alpha}$, α anakütle parametresinin herhangi bir tahmin edicisini göstermek üzere, $\hat{\alpha}$ tahmincisinin OKH değeri aşağıdaki biçimde hesaplanmaktadır:

$$OKH(\hat{\alpha})=Var(\hat{\alpha})+(\text{sapma})^2 \quad (1.17)$$

Denklem (1.17)'deki birinci terim $\hat{\alpha}$ 'nın varyansını, ikinci terim ise $\hat{\alpha}$ 'nın sapma miktarını göstermektedir.

1.4. LASSO Regresyon Yöntemi

Tibshirani (1996) bu yöntemi, Breiman'ın (1993) çalışmasından hareketle geliştirmiştir. LASSO yöntemi, $\sum_k |\alpha_k|$ biçimindeki L_1 -norm ceza terimini içeren bir cezalı regresyon yöntemi olarak kabul edilmektedir. Bu ceza terimi sayesinde regresyon katsayılarının sıfıra doğru küçülmesi sağlanmaktadır. Hatta bu katsayılardan bir tanesinin veya daha fazlasının tahminleri sıfır olabilmektedir.

LASSO tahmin yöntemi, hem regresyon katsayı tahminlerini hem de modele alınacak uygun değişkenlerin seçimini aynı anda gerçekleştirmektedir. Bu bakımdan, LASSO, en çok benzerlik veya EKK gibi standart istatistiksel tahmin yöntemlerine üstünlük sağlamaktadır. Bu sebeple LASSO regresyon yöntemi, bilinmeyen parametreleri tahmin etmenin yanında uygun model seçim kriteri olarak da kullanılabilir. Gözlem sayısının açıklayıcı değişken sayısından büyük veya açıklayıcı değişkenler arasında yüksek korelasyonların olması durumlarında, tahmin performansı bakımından ridge tahmincisine kıyasla LASSO'nun daha başarılı olduğu gözlemlenmiştir (Zou ve Hastie, 2005).

LASSO tahmin edicisi, $\sum_k |\alpha_k| \leq t$ koşulu altında, KKT'yi en küçük yapmaya çalışmaktadır. Bu yöntemde, modele alınacak bütün bağımsız değişkenler

standartlaştırılmaktadır. Yani bu değişkenlerin ortalaması sıfır ve varyansı 1 olacak şekilde verilerine dönüştürme yapılmaktadır.

$k = 1, 2, \dots, p$ açıklayıcı değişkenleri için, $\hat{\alpha} = (\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_k)^t$ olmak üzere, $(\hat{\theta}, \hat{\alpha})$ parametrelerinin LASSO'nun tahmin denklemi,

$$\sum_k |\alpha_k| \leq t \text{ koşulu ile, } (\hat{\theta}, \hat{\alpha}) = \arg \min \left\{ \sum_{i=1}^N \left(y_i - \theta - \sum_k \alpha_k x_{ki} \right)^2 \right\} \quad (1.18)$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Denklem (1.18)'deki $t \geq 0$ parametresi, katsayı tahminlerinin büzülme miktarını düzenleyen ayarlama (tuning) parametresidir. Tüm $t \geq 0$ değerleri için, $\hat{\theta} = \bar{y}$ olarak kabul edilmektedir. Ayrıca burada, $\bar{y} = 0$ varsayıldığından θ parametresi ihmal edilebilmektedir.

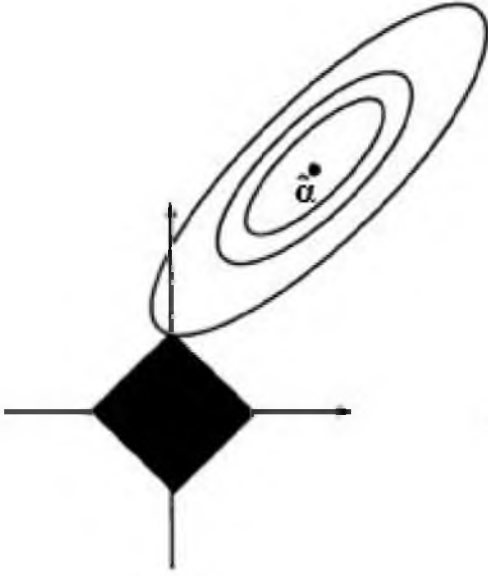
Denklem (1.18)'de $\hat{\alpha}_k(SEK)$, α_k 'ların SEK tahmincileri ve $t_0 = \sum_k |\hat{\alpha}_k(SEK)|$ olduğunu kabul edelim. Bu takdirde, $t < t_0$ ise Denklem (1.18)'deki LASSO'nun tahmin denklemi aşağıdaki probleme denk olmaktadır:

$$\hat{\alpha}(LASSO) = \arg \min \left\{ \sum_{i=1}^N \left(y_i - \sum_k \alpha_k x_{ki} \right)^2 + \lambda \sum_k |\alpha_k| \right\} \quad (1.19)$$

Denklem (1.19)'da yer alan λ parametresi *negatif olmayan* değerler almaktadır. Bu parametre, katsayı tahminlerinin büzülme miktarını ayarlamaktadır ve *ayarlama parametresi* olarak isimlendirilmektedir. Denklem (1.19)'daki $\sum_k |\alpha_k|$ terimine ise L_1 -norm *ceza terimi* adı verilmektedir. Eğer, $\lambda = 0$ olursa LASSO tahmin denkleminin sonuçları ile SEK tahmin denkleminin sonuçları birbirlerine eşit olmaktadır. Yani, $\hat{\alpha}(LASSO) = \hat{\alpha}(SEK)$ olmaktadır.

λ LASSO parametresi, katsayı tahminlerinin büzülme miktarını ayarladığından katsayı tahminleri üzerindeki önemi çok büyüktür. Bu yüzden, Literatürdeki birçok çalışmada, uygun λ 'nın seçimiyle ilgili çalışmalarda birçok teknik ve algoritmadan yararlanılmıştır. Bu tekniklerden bazıları şunlardır: k-kez Çapraz Doğrulama (k-fold Cross Validation) ve Genelleştirilmiş Çapraz Doğrulama (Generalized Cross-Validation) (GCV), En Küçük Açılı Regresyon (Least Angle Regression, LARS)

algoritması (Efron vd., 2004), Çekim (Shooting) algoritması (Fu, 1998) ve Koordinat İniş algoritması (The Coordinate Descent) algoritması (Friedman vd., 2007) gibi algoritmalar λ 'nın bulunması ve LASSO parametre tahminlerinin çözümü için geliştirilen algoritmalardan bazılarıdır. Literatürde, k-kez Çapraz Doğrulama yöntemindeki k'nın seçimiyle ilgili resmi bir kriter yoktur. Genellikle, k sayısı 3 veya 3'den büyük bir tam sayı olarak seçilmektedir.



Şekil 2.1. LASSO Regresyon Katsayı Tahminlerinin Geometrik Gösterimi

Şekil 2.1'de görüldüğü gibi LASSO tahmin edicisi, katsayı tahmin değerlerini sıfıra doğru büzmektedir. Bir veya daha fazla katsayının tahminleri sıfır bile olabilmektedir.

1.5. Uyarlanmış LASSO Regresyon Yöntemi

Meinshausen ve Bühlmann (2004) bazı koşullar altında LASSO regresyon yönteminin aynı anda hem uygun alt model (subset model) seçiminde hem de tutarlı değişkenlerin seçiminde başarılı sonuçları verdiğini göstermişlerdir. Ancak bazı çalışmalarda, LASSO tahmincisinin bazı durumlarda uygun alt model ve değişken seçiminde tutarlı sonuçlar veremediği yönünde eleştirilere de rastlanılmaktadır. Fan ve Li (2001) yaptıkları çalışmada, LASSO tahmincisinin büyük katsayılar için yanlış tahminler verdiğini öne sürmektedir. Zou (2006) ise LASSO (Tibshirani, 1996) tahmincisinin bazı durumlarda katsayı tahminlerinde ve değişken seçimlerinde tutarlı sonuçlar vermeyebileceği

eleştirileri ışığında, uyarlanmış LASSO (adaptive LASSO) tahmincisini literatüre kazandırmıştır. Bu tahminci, LASSO'nun yeni bir versiyonudur. Zou (2006), L_1 -norm (Tibshirani, 1996) ceza terimine uyarlanmış ağırlıklar uygulamıştır. Geliştirilen uyarlanmış L_1 -norm ceza teriminin kullanılmasıyla birlikte, farklı katsayılar farklı ağırlıklar uygulanmaktadır. Bu tahminci, LASSO tahmincisine kıyasla, sıfır katsayılar için nispeten daha büyük bir ceza, sıfırdan farklı katsayılar için ise daha küçük bir ceza uygulamaktadır. Bu sayede, tahminlerin yanlılığının azaltılması ve LASSO'ya kıyasla değişken seçim doğruluğunun iyileştirilmesi amaçlanmaktadır (Huang vd., 2008). Wang vd. (2007) ile Zou (2006) uyarlanmış LASSO tahmincisinin, katsayı tahmini ve değişken seçimlerinde LASSO tahmincisine göre genellikle daha tutarlı sonuçlar verdiğini öne sürmektedirler. Chatterjee ve Lahiri (2011), Wilms vd. (2016) tarafından yapılan çalışmalarda ise uyarlanmış LASSO tahmincisinin tutarlı olduğu ifade edilmektedir. Wilms vd.'nin (2016) yaptıkları çalışmada da, uyarlanmış LASSO testinin istatistiksel anlamlılık testlerine göre ve yüksek boyutlu verilerde standart Wald test istatistiğine göre daha güçlü olduğunu vurgulanmıştır.

w ağırlıklandırma vektörü için ağırlıklandırılmış LASSO regresyonun tahmin denklemi aşağıdaki gibi verilmektedir (Zou, 2006):

$$\arg \min_{\alpha} \left\| y - \sum_{k=1}^p x_k \alpha_k \right\|^2 + \lambda \sum_{k=1}^p w_k |\alpha_k| \quad (1.20)$$

Burada, ağırlıklar veriye bağlı olarak seçilmektedir.

$\hat{\alpha}^*$, α^* 'nin \sqrt{n} tutarlı bir tahmincisi olsun. $k=1,2,\dots,p$ bağımsız değişken sayısı için, $\hat{\alpha}^{*(n)} = (\hat{\alpha}_1^{*(n)}, \hat{\alpha}_2^{*(n)}, \dots, \hat{\alpha}_k^{*(n)})^t$ olduğunu kabul edelim. Bu takdirde Zou (2006),

$\delta > 0$ ve $\gamma = 1$ için w ağırlıklandırma vektörünün $\hat{w} = \frac{1}{|\hat{\alpha}(SEK)|^\gamma}$ olarak alınmasını

önermektedir. Hastie vd. (2009) ise w ağırlıklandırma vektörünün $\hat{w} = \frac{1}{|\hat{\alpha}(RIDGE)|}$

olarak alınmasını önermektedir. Dolayısıyla, uyarlanmış LASSO yönteminin tahmin denklemi aşağıda gösterildiği gibi düzenlenebilir:

$$\hat{\alpha}^{*(n)} = \arg \min_{\alpha} \left\| y - \sum_{k=1}^p x_k \alpha_k \right\|^2 + \lambda_n \sum_{k=1}^p \hat{w}_k |\alpha_k| \quad (1.21)$$

Denklem (1.20), bir dış bükey problemidir. Bu probleminin çözülmesiyle birlikte α 'nın $\hat{\alpha}^{*(n)}$ uyarlanmış LASSO tahmin edicileri bulunmaktadır. Bu problemin çözümü LARS algoritması (Efron vd., 2004) ve negatif olmayan garotte gibi çözüm teknikleri yardımıyla sağlanabilmektedir (Zou, 2006). Negatif olmayan garotte, uygun değişken seçiminde kullanılan bir tekniktir.

Zou (2006), uyarlanmış LASSO $\hat{\alpha}^{*(n)}$ tahminlerinin sıfırdan farklı bileşenleri için kovaryans matrisini aşağıdaki gibi formüle etmektedir:

$$\text{cov}\left(\hat{\alpha}_{\Lambda_n}^{*(n)}\right) = \sigma^2 \left(X_{\Lambda_n}^T X_{\Lambda_n} + \lambda_n \sum \left(\hat{\alpha}_{\Lambda_n}^{*(n)} \right) \right)^{-1} \times X_{\Lambda_n}^T X_{\Lambda_n} \left(X_{\Lambda_n}^T X_{\Lambda_n} + \lambda_n \sum \hat{\alpha} \left(\hat{\beta}_{\Lambda_n}^{*(n)} \right) \right)^{-1}$$

Yukarıdaki formülde, eğer σ^2 bilinmiyorsa tam modelin (full model) tahmini sonucunda elde edilen $\hat{\sigma}^2$ 'nin kullanılması önerilmektedir. Eğer tahmin edilen değişkenlerin katsayı tahmini $\hat{\alpha}_k^{*(n)} = 0$ ise bunların tahmin edilecek olan standart hataları da sıfıra eşit olacaktır.

Uyarlanmış LASSO tahmin denkleminin çözümü için düzenlenen LARS algoritması aşağıda verilmiştir (Zou, 2006).

1.5.1. Uyarlanmış LASSO için LARS Algoritması

i. $k = 1, 2, \dots, p$ için, $\hat{w}_k = \frac{1}{|\hat{\alpha}_k^{*(n)}(SEK)|}$, $x_k^{**} = \frac{x_k}{\hat{w}_k}$ ve $\hat{\alpha}_k^{**} = \hat{w}_k \hat{\alpha}_k^{*(n)}$ tanımlanır.

ii. Bütün λ_n 'ler için aşağıdaki LASSO tahmin denklemi çözülür,

$$\hat{\alpha}^{**} = \arg \min_{\alpha} \left\| y - \sum_{k=1}^p x_k^{**} \alpha_k \right\|^2 + \lambda_n \sum_{k=1}^p |\tilde{\alpha}_k|. \text{ Burada, } \lambda_k \sum_{k=1}^p w_k |\alpha_k| = \lambda_k \sum_{k=1}^p |\tilde{\alpha}_k|$$

olarak tanımlanmıştır.

iii. $k = 1, 2, \dots, p$ için, $\hat{\alpha}^{*(n)} = \hat{\alpha}_k^{**} / \hat{w}_k$ elde edilir.

1.6. Grup LASSO Regresyon Yöntemi

Sürekli ve aynı zamanda kategorik açıklayıcı değişkenlerin (faktörlerin) mevcut olduğu doğrusal regresyon problemlerinde, LASSO yöntemi bütün faktörler yerine bireysel kukla değişkenlerini seçmektedir. Bu tarz problemlerde, LASSO çözümleri tatmin edici olmamaktadır. LASSO yöntemi, bir kategorik açıklayıcı değişkenin farklı seçeneklerinin seçilmesine bağlı olarak farklı çözümler üretmektedir. Dolayısıyla, Grup LASSO yöntemi (Yuan ve Lin, 2006), LASSO (Tibshirani, 1996) ceza terimini yeniden düzenleyerek bu problemlerin üstesinden gelmektedir. $\sum_{g=1}^G \|\beta_{I_g}\|_2$ grup LASSO ceza terimi, L_1 -norm ve L_2 -norm tipindeki ceza terimleri arasında bir ara değer olarak kabul edilmektedir. Geliştirilen grup LASSO yöntemi bir parametre grubu içinde bir seyreklik oluşturmamaktadır. Yani bir parametre grubu sıfırdan farklıysa, parametrelerin tümü sıfır olmayacaktır (Friedman vd., 2010).

Grup LASSO yönteminin tahmin denklemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\hat{\beta}_\lambda = \arg \min_{\beta} \left\{ \|Y - X\beta\|_2^2 + \lambda \sum_{g=1}^G \|\beta_{I_g}\|_2 \right\} \quad (1.22)$$

Burada $g = 1, 2, \dots, G$ olmak üzere, I_g değişkenlerin g -inci gruba ait olduğunu ifade etmektedir. Grup LASSO, değişmez (gruplar halinde) ve ortogonal dönüşümler altında, değişken seçimlerini grup düzeyinde yapmaktadır (Yuan ve Lin, 2006). Denklem (1.22)'nin çözümü, LARS algoritması, negatif olmayan garotte ve genelleştirilmiş çapraz doğrulama gibi teknikler kullanılarak sağlanmaktadır.

1.7. Elastik net Regresyon Yöntemi

Bu yöntem, LASSO yöntemine benzer olarak uygun değişken seçimini ve parametre tahminlerini aynı anda yapmaktadır. Zou ve Hastie (2005) yaptıkları simülasyon çalışmaları ve gerçek veri örnekleri üzerinden geliştirdikleri elastik net tahmincisinin katsayıların tahmini bakımından LASSO ile ridge tahmincilerine göre genellikle daha başarılı sonuçlar verdiğini savunmaktadır.

LASSO birçok durumda başarı sonuçlar vermesine rağmen bazı sınırlamaları da barındırmaktadır. Aşağıdaki üç senaryoyu düşünelim (Zou ve Hastie, 2005):

- i. $p > n$ iken, dışbükey optimizasyon problemlerin doğası gereği, LASSO değişkenleri modelden dışlamadan önce en çok n adet değişken seçmektedir. Bu durum, değişken seçme yöntemi için sınırlayıcı bir özellik olarak görünmektedir.
- ii. Değişken ikilileri arasında çok yüksek korelasyonların olduğu bir grup değişken varsa, LASSO tahmincisi bu gruptan sadece bir değişkeni seçme eğilimindedir ve hangi değişkenin seçileceği önemli değildir.
- iii. $n < p$ iken, bağımsız değişkenler arasında yüksek korelasyon varsa, LASSO'nun tahmin performansının ridge'den daha iyi olduğu gözlemlenmiştir (Tibshirani, 1996).

$p \gg n$ iken ve p adet grup değişken varsa, LASSO yöntemi p adet gruptan en fazla n adet değişken seçebilmekte (Efron vd., 2004) ve gruplama bilgisini ortaya koyma yeteneğinden yoksun olduğundan ideal bir yöntem değildir (Zou ve Hastie, 2005). Elastik net LASSO tahmincisi, yukarıdaki senaryolarda vurgulanan LASSO tahmincisinin sorunlarını düzeltebilmektedir (Zou ve Hastie, 2005).

Elastik net LASSO'ya benzer olarak hem değişken seçimlerini hem de katsayılarda büzölmeleri aynı zamanda yapmaktadır. Ayrıca bu tahminci, LASSO'dan farklı olarak, ilişkili değişken gruplarını da seçebilmektedir. Zou ve Hastie (2005) $n < p$ veya $p > n$ iken, elastik net tahmincisinin LASSO tahmincisinden daha üstün bir tahmin performansı gösterdiğini belirtmişlerdir.

1.7.1. Naif Elastik net

p adet bağımsız değişkeninin herbirinin n gözleme sahip olduğunu varsayalım. $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)^t$ bağımlı değişkenler matrisi ve $\mathbf{x}_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{nj})^t$, $j = 1, 2, \dots, p$ bağımsız değişkenleri için $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_1 | \mathbf{x}_2 | \dots | \mathbf{x}_p)$ model matrisi olduğunu kabul edelim. Sabit negatif olmayan λ_1 ve λ_2 parametreleri için, naif elastik net tahmin denklemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Zou ve Hastie, 2005):

$$L(\mathbf{y}, \lambda_1, \lambda_2) = \|\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\|^2 + \lambda_1 \|\boldsymbol{\beta}\|^2 + \lambda_2 \|\boldsymbol{\beta}\|_1 \quad (1.23)$$

Burada,

$$\|\boldsymbol{\beta}\|^2 = \sum_{j=1}^p \beta_j^2,$$

$$\|\boldsymbol{\beta}\|_1 = \sum_{j=1}^p |\beta_j|$$

olarak tanımlanmaktadır. Denklem (1.23)'de yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin tümü standartlaştırılmış değişkenlerdir. Diğer taraftan, Denklem (1.23)'deki ikinci terim L_2 -norm ceza terimi, üçüncü terim ise L_1 -norm ceza terimi olarak adlandırılmaktadır.

$$\alpha = \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \text{ olarak tanımlanırsa, Denklem (1.22)'deki } \hat{\boldsymbol{\beta}} \text{ 'nın çözümü aşağıdaki}$$

denklemin çözümüne denk olmaktadır:

$$\text{Bazı } t \text{ 'ler için } (1-\alpha)\|\boldsymbol{\beta}\|_1 + \alpha\|\boldsymbol{\beta}\|^2 \leq t \text{ koşulu ile, } \hat{\boldsymbol{\beta}} = \underset{\boldsymbol{\beta}}{\text{arg min}} \|\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\|^2 \quad (1.24)$$

Denklem (1.24)'deki $(1-\alpha)\|\boldsymbol{\beta}\|_1 + \alpha\|\boldsymbol{\beta}\|^2$ terimine elastik net ceza terimi denilmektedir. Bu ceza terimi LASSO (L_1 -norm) ve ridge (L_2 -norm) ceza terimlerinin birleşiminden elde edilmiştir. Denklem (1.24), $\alpha = 0$ iken LASSO regresyon, $\alpha = 1$ iken ridge regresyon tahmin denklemine eşit olmaktadır.

Zou ve Hastie (2005) naif elastik net problemini etkin bir şekilde çözmek için bir yöntem geliştirmişlerdir. Model matrisi ortogonal olduğunda naif elastik net probleminin çözümü aşağıdaki gibidir:

$$\hat{\beta}_i(\text{naif elastik net}) = \frac{\left(\left| \hat{\beta}_i(\text{SEK}) \right| - \lambda_1 / 2 \right)_+}{1 + \lambda_2} \text{sgn} \left(\hat{\beta}_i(\text{SEK}) \right) \quad (1.25)$$

Burada, $\hat{\boldsymbol{\beta}}(\text{SEK}) = \mathbf{X}^T \mathbf{y}$ ve z_+ pozitif kısımları ifade etmektedir. Ridge regresyon probleminin çözülmesiyle λ_2 , LASSO regresyon probleminin çözülmesi ile de λ_2 tahminleri elde edilmektedir:

$$\hat{\beta}(ridge) = \frac{\hat{\beta}(SEK)}{(1 + \lambda_2)}$$

$$\hat{\beta}_i(LASSO) = \left(\left| \hat{\beta}_i(SEK) \right| - \lambda_1 / 2 \right)_+ \text{sgn} \left(\hat{\beta}_i(SEK) \right)$$

1.7.2. Elastik net

Verilen veri seti (\mathbf{y}, \mathbf{X}) ve (λ_1, λ_2) ceza terimi katsayıları için, $(\mathbf{y}^*, \mathbf{X}^*)$ ağırlıklandırılmış veri setinin,

$$\mathbf{X}_{(n+p) \times p}^* = (1 + \lambda_2)^{-1/2} \begin{pmatrix} \mathbf{X} \\ \sqrt{\lambda_2} \mathbf{I} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{y}_{(n+p)}^* = \begin{pmatrix} \mathbf{y} \\ 0 \end{pmatrix}.$$

biçiminde tanımlandığını kabul edelim. Bu takdirde, bir $(\mathbf{y}^*, \mathbf{X}^*)$ ağırlıklandırılmış veri seti için, aşağıdaki elastik net problemi LASSO problemine benzer biçimde çözülmektedir:

$$\hat{\beta}^* = \arg \min_{\beta^*} \left| \mathbf{y}^* - \mathbf{X}^* \beta^* \right|^2 + \frac{\lambda_1}{\sqrt{(1 + \lambda_2)}} \left| \beta^* \right|_1 \quad (1.26)$$

Düzeltilmiş elastik net tahminçileri $(\hat{\beta}(elastik \ net))$ aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\hat{\beta}(elastik \ net) = \sqrt{(1 + \lambda_2)} \hat{\beta}^* \quad (1.27)$$

Denklem (1.27)'den $\hat{\beta}(naif \ elastik \ net) = (1 / \sqrt{(1 + \lambda_2)}) \hat{\beta}^*$ yazılmaktadır. Buradan,

$$\hat{\beta}(elastik \ net) = (1 + \lambda_2) \hat{\beta}(naif \ elastik \ net) \quad (1.28)$$

elde edilir. Dolayısıyla elastik net katsayısı, yeniden ölçeklendirilmiş naif elastik net katsayısına eşittir.

2. CEZALI TAHMİNCİLERE DAYALI GRANGER NEDENSELLİK YÖNTEMLERİ

Değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri sınamak için literatürde birçok yöntem geliştirilmiştir. Bu yaklaşım, zaman serisi verisine sahip iki değişken arasındaki ilişki için tanımlanmıştır. Bu bölümde, cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik testleri anlatılmıştır. Bu testler, ikiden fazla değişken arasındaki nedensel ilişkilerini araştırmada kullanılabilirlerdir.

2.1. LASSO Granger Nedensellik Yöntemi

Zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemek için literatürde birçok yöntem geliştirilmiştir. Bunların içerisinde Granger nedensellik yaklaşımı sadeliği, sağlamlığı ve genişletilebilirliği bakımından birçok alanda büyük başarılar sağlamıştır. Son zamanlarda Granger nedensellik yöntemine dayalı grafiksel modelleme, zaman serisi veri analizlerini içeren birçok alanda büyük önem kazanmıştır. Diğer taraftan, zamansal seriler arasındaki Granger nedensellik ilişkisini saptamak için literatürde yararlanılan algoritmaların çoğu bir istatistiksel anlamlılık testine (Wald testi gibi) dayanmaktadır. Değişken sayısı p 'nin yeterince büyük olması durumu ise Granger nedensellik testinin hesaplanmasında büyük sorunlar oluşturmaktadır. Bu sorunlara çözüm getirmesi amacıyla Arnold vd. (2007), LASSO Granger nedensellik (LASSO GN) yöntemini literatüre kazandırmışlardır. Bu yöntemin doğruluk ve ölçeklenebilirlik açısından üstün performans gösterdiği ifade edilmiştir. LASSO GN yöntemi, ikili anlamlılık testleriyle karşılaştırıldığında hem hesaplama zorluklarını önemli derecede azaltmaktadır hem de testin tutarlılığı hakkında güzel teorik özellikler de sağlamaktadır (Bahadori ve Liu, 2013).

LASSO GN yönteminde, bir nedensel ağ yapısını belirlemek için komşuluk seçimine karşılık gelen değişken seçimini yapmak büyük önem arz etmektedir. Herhangi bir özelliğin komşu olduğu değişkenleri seçmek için ise regresyon modelleri kullanılabilirlerdir. Bu amaçla, doğrusal regresyon modellerinin tahmini için LASSO (Tibshirani, 1996) tahmincisi kullanılabilirlerdir.

Her $x^{(i)}$ zaman serisi için, aşağıdaki LASSO problemi çözülerek β parametreleri tahmin edilmektedir (Arnold vd., 2007):

$$\beta = \min_{\beta_i} \left\{ \sum_{t=L+1}^T \left\| x_t^{(i)} - \sum_{j=1}^P \beta_{i,j}^T x_{t, \text{gecikme}}^{(j)} \right\|_2^2 + \lambda \|\beta_i\|_1 \right\} \quad (2.1)$$

Burada $x_{t, \text{gecikme}}^{(j)} = (x_{t-L}^{(j)}, x_{t-L-1}^{(j)}, \dots, x_{t-1}^{(j)})$ olarak tanımlanmak üzere $x_{t, \text{gecikme}}^{(j)}$ gecikmeli gözlemlerin vektörünü, $\beta_{i,j}$ j zaman serisinin etkisini i zaman serisi üzerinden modelleyen β_i katsayılarının j -inci vektörünü ifade etmektedir. λ ise hesaplanacak β_i katsayılarının seyrekliğini sağlayan ayarlama parametresidir.

Denklem (2.1)'in çözümü bir dış bükey optimizasyon problemidir. Bu dış bükey denklemin çözümü LARS algoritması (Efron vd., 2004) üzerinden yapılabilmektedir. Denklem (2.1)'in çözümü sonucunda, eğer $\beta_{i,j}$ sıfır dan farklı bir vektör olarak tahmin edilirse ancak ve ancak j zaman serisinden i zaman serisine doğru nedensel ilişkinin olduğunu gösteren bir kenarın varlığı söz konusu olmaktadır.

Arnold vd. (2007), x_1, x_2, \dots, x_p zamansal *özellikleri* arasındaki nedensel ilişkileri modellemeye çalışmışlardır. Bu özelliklerden herhangi birinin nedensellik ağının stokastik veri üretim süreci, özelliklerin kendi gecikmeli değerleri üzerinden kurulan bir Bayesian grafiksel model aracılığıyla yapılmaktadır. Grafiksel modellerde her bir özellik bir düğüm olarak kabul edilmektedir. Eğer bir x_i ve x_j düğümleri arasındaki kenar ile ilişkili gecikme uzunluğu k ise, bu takdirde $x_i^{(T-k)} \rightarrow x_j^T$ olmak üzere x_i ve x_j düğümleri arasına yönlü bir kenar konulmaktadır.

LASSO GN test süreci aşağıdaki aşamalardan oluşmaktadır (Arnold vd., 2007):

1. $X^{\text{gecikme}} \leftarrow \text{Gecikme}(X, T)$

Burada, X^{gecikme} , T zaman boyutlu X zaman serileri kümesinin gecikmeli değerlerini göstermektedir. x_i özelliklerinin kendi gecikmeli değerleri $x_i^{\text{gecikme}} = x_{i,0}, x_{i,1}, \dots, x_{i,T}$ biçiminde tanımlanmaktadır.

2. $G = \langle V, E \rangle \leftarrow \text{Grafiksel Ağ}(X)$

Burada $G = \langle V, E \rangle$ grafiği için, V bu grafikteki düğümler kümesini, E ise grafikte yer alan kenarların kümesini ifade etmektedir. *Grafiksel Ağ*(X) ise, x_t özellikleri üzerinde tanımlanan tam bağlantılı grafiği göstermektedir.

3. LASSO GN testi aşağıdaki gibi belirlenmektedir:

V 'deki her bir y için, $\beta^y = \text{Lasso}(y, X^{\text{gecikme}})$ dir.

- i. Eğer bazı t' 'ler için $x_t \in \beta^y$ ama bütün t' 'ler için $y_t \notin \beta^x$ ise (x, y) 'nin nedensellik yönü $x \rightarrow y$ şeklindedir.

Grafiksel Granger ağda (GGA) yer alan herhangi bir x düğümünden y düğümüne doğru yönlendirilmiş bir kenar varsa nedensellik yönü $x \rightarrow y$ şeklinde olur.

- ii. Eğer bazı t' 'ler için $y_t \in \beta^x$ ama bütün t' 'ler için $x_t \notin \beta^y$ ise (x, y) 'nin nedensellik yönü $y \rightarrow x$ şeklindedir.

GGA'da yer alan herhangi bir düğümünden x düğümüne doğru yönlendirilmiş bir kenar varsa nedensellik yönü $y \rightarrow x$ şeklinde olur.

- iii. Eğer (x, y) kenarı yönsüz ise, örneğin; eğer bazı t' 'ler için $x_t \in \beta^y$ ve $y_t \in \beta^x$ ise (x, y) 'nin nedensellik yönü $y \leftrightarrow x$ şeklindedir.

Eğer x ve y düğümleri arasında bulunan kenar yönsüz (\longleftrightarrow) ise x_t ve y_t zaman serileri arasında iki yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır. Herhangi iki düğüm arasında bulunan kenar yönsüz ise, bu kenarın hem x 'den y 'ye hem de y 'den x 'e doğru hareket edebileceğini göstermektedir.

- iv. Aksi halde (x, y) düğümleri arasında bir kenar yoktur.

Eğer x ve y düğümleri arasında yönlü (\rightrightarrows) veya yönsüz (\longleftrightarrow) biçiminde bir kenar bulunmaması, x_t ve y_t zaman serileri arasında bir Granger nedensellik ilişkisinin bulunmadığını ifade etmektedir.

4. Herhangi iki düğüm arasında yönlü veya yönsüz biçiminde bir kenar bulunmuyorsa süreç baştan başlamaktadır.

LASSO GN testinde modeldeki deęişkenlięi saęlayan λ ayarlama parametresinin saptanması büyük önem arz etmektedir. λ 'nın seçiminde genelleştirilmiş çapraz doğrulama, k-kez çapraz doğrulama yöntemi kullanılabilir. Öte yandan λ 'nın çözümü için Meinshausen ve Bühlmann'ın (2006) grafiksel modellerin tahmininde yararlandığı LASSO'nun çözüm süreci izlenebilir.

2.2. Gruplandırılmış Grafiksel Granger Nedensellik Yöntemi

Grafiksel Granger nedensellik (GGN) modelleme yöntemleri için var olan algoritmalar, gecikmeli zamansal deęişkenlerin grup yapısını uygun bir şekilde formüle edememektedir. Bu nedenle Lozano vd. (2009), GGN modellerinin tahmininde grup LASSO (Yuan ve Lin, 2006; Zhao vd., 2009) tahmincisinin kullanılmasını önermişlerdir. Bu yaklaşıma gruplandırılmış grafiksel Granger nedensellik (GGGN) yöntemi adını vermişlerdir. Grup LASSO sayesinde herhangi bir zaman serisinin gecikmeli deęerleri GGN modelinde uygun bir şekilde formüle edilebilmektedir. Lozano vd.'nin (2009) geliştirdikleri GGGN yönteminin LASSO GN ve GGN'ye göre daha güvenilir tahmin sonuçları verdiğini ifade etmişlerdir.

GGGN yönteminde grup LASSO ceza terimi, X 'in Y üzerindeki ortalama etkisini farklı zaman gecikmeleri üzerinden ele almaktadır. X 'in Y üzerindeki ortalama etkisi anlamlı ise X 'in, Y 'nin Granger nedeni olduğu ifade edilmektedir (Shojaie ve Michailidis, 2010a).

Lozano vd.'nin (2009) önerdikleri GGGN yönteminin performansını grup-dışı deęişkenlere uygulanan LASSO GN ve uyarlanmış LASSO GN yöntemlerinin performanslarıyla karşılaştırmışlardır. Kullanılan verilerden elde edilen simülasyon sonuçlarında, Grup LASSO'ya dayalı nedensellik yöntemi ile grup dışı deęişkenlere dayalı önerilen nedensellik yöntemleri arasında performans bakımından önemli farkların olduğu görülmüştür. Bu simülasyonlardan elde edilen sonuçlara göre, GGGN modellerinin LASSO GN ve/veya uyarlanmış LASSO GN modellerine göre daha avantajlı olduğu ileri sürülmektedir.

Lozano vd.'nin GGGN modelinin çözümü için önerdikleri algoritma aşağıda verilmiştir.

2.2.1. GGGN Modelinin Algoritması

1. Girdi: $\{x_t\}$ zaman serisi verileri, $t=1,2,\dots,T$ için. Burada her bir X_t , p boyutlu bir vektördür.

Girdi: Grup değişken seçimine dayalı regresyon yöntemi.

2. p özellikleri (değişkenleri) için komşuluk matrisi bulunur. Yani, $G=\langle V,E \rangle$ başlatılır. Burada V , p özelliklerinin kümesidir.
3. Her bir $y \in V$ özelliği için, $Y_t, x_{t-d}, x_{t-d-1}, \dots, x_{t-1}$ gecikmeli değişkenleri üzerine regrese edilir. Yani, bütün $x \in V$ (y dahil) için, $(Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-d})^T$ ifadesi,

$$\begin{pmatrix} x_{T-1}^1 & \cdots & x_{T-d}^1 & \cdots & x_{T-1}^p & \cdots & x_{T-d}^p \\ x_{T-2}^1 & \cdots & x_{T-1-d}^1 & \cdots & x_{T-2}^p & \cdots & x_{T-1-d}^p \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_d^1 & \cdots & x_1^1 & \cdots & x_d^p & \cdots & x_1^p \end{pmatrix}$$

matrisi üzerine regrese edilir. Burada, $V = \{x^j, j=1,2,\dots,p\}$ grafikteki düğümler kümesini, E ise düğümler arasındaki kenarların kümesini göstermektedir. Her bir $x^j \in V$ özelliği için, E 'de $x^j \rightarrow y$ 'e doğru olmak üzere x^j ve y arasına yönlü bir kenar yerleştirilmektedir ancak ve ancak x^j gruplandırılmış değişken seçim yöntemi regresyon yardımıyla bir grup olarak seçilmektedir.

2.3. LASSO Copula Granger Nedensellik Yöntemi

Doğrusal Granger nedensellik yaklaşımının temel varsayımları göz önüne alındığında, yeterli sayıda gözlemin verildiği düşük boyutlu rejimlerde serileri etkileyen saklı ortak değişkenler bulunabilmektedir. Bahadori ve Liu (2013), bu şekildeki düşük veya yüksek boyutlu rejimlerin Granger nedensellik modellerinin tahmininde kullanılan anlamlılık testlerinin tutarlı sonuçlar vermediğini göstermiştir. Buna ilaveten, yeterli sayıda gözlemin verildiği düşük boyutlu rejimlerde, serileri etkileyen saklı ortak değişkenler bulunduğu L_1 -norm ceza terimine dayalı Granger nedensellik

yöntemlerinin tahminleri tutarlı olmamaktadır. LASSO GN (Arnold vd., 2007) testi, yüksek boyutlu verilerin zamansal bağımlılık etkilerinin tahmini ile ilgili sorunu önemli oranda gidermektedir. Ancak bu test, sadece doğrusal sistemlere uygulanabilmektedir. Doğrusal olmayan sistemler için ise sorun çözülmemektedir. Bahadori ve Liu, (2013) bu sorunları çözmek amacıyla bir semiparametrik yaklaşıma dayalı olan LASSO copula Granger nedensellik (LASSO CGN) yöntemini geliştirmişlerdir. Bu yöntemde, Arnold vd.'nin (2007) geliştirdiği LASSO GN modelinde yararlanılan L_1 -norm (Tibshirani, 1996) ceza terimi yeniden düzenlenmektedir. Daha sonra düzenlenen bu ceza terimi, Liu vd.'nin (2009) copula tekniğine dayalı Granger nonparanormal (G-NPN) modelinin tahmininde kullanılmaktadır. LASSO CGN yaklaşımı hem doğrusal hem de doğrusal olmayan sistemlere uygulanabilmektedir. Bu nedensellik yaklaşımıyla birlikte, verilerin marjinal dağılımı üzerinde önceden herhangi bir varsayım ileri sürülmeden, verilerin doğrusal olmayan olası etkileri etkin bir şekilde önlenmektedir. Bahadori ve Liu'nun (2013) geliştirdiği yöntemiyüksek boyutlu verilerde tutarlı sonuçlar verdiğini ifade etmektedir.

Arnold vd.'nin (2007) geliştirdiği LASSO GN modelinin tahmin denklemi aşağıda verilmektedir:

$$\min_{\beta} \sum_{t=L+1}^T \left\| X_i(t) - \sum_{j=1}^p \beta_{i,j}^T X_j^{t, \text{gecikme}} \right\|_2^2 + \lambda \|\beta\|_1$$

Burada, λ ayarlama parametresini, $\|\beta\|_1$ ise L_1 -normu göstermektedir.

Olasılık teorisine göre, copula fonksiyonu tek değişkenli marjinal dağılımları çok değişkenli bir birleşik dağılıma bağlayan bir fonksiyondur. Copula tekniği sayesinde, marjinal dağılımlar birleşik yoğunluk dağılımlarından ayrıştırılabilmektedir (Hu ve Liang, 2014). Burada, verilerin marjinal özelliklerinin bağımlı yapısından ayrılması amaçlanmaktadır. Yüksek boyutlu verilerde bağımlılık yapısının doğru tahmin edilebilmesi için düzenlenmiş L_1 -norm tabanlı regresyon teknikleri kullanılabilir (Bahadori ve Liu, 2013).

Yüksek boyutlu verilerdeki nedensel ilişkilerin tahmininde aşağıdaki iki önemli sorun ortaya çıkmaktadır (Bahadori ve Liu, 2013):

- 1) Zaman serisi veri kümelerinde bazı saklı değişkenlerin etkilerinin gözlenmesi,
- 2) Yüksek-boyutlu zaman serisi verilerinde yaşanan hesaplama zorlukları.

Buradaki birinci sorun, bütün saklı değişkenlerin kolayca ölçülememesinden kaynaklanmaktadır. Bu nedenle sahte etkiler de kaçınılmaz olmaktadır. İkinci sorun ise, yüksek-boyutlu zaman serilerinde zamansal bağımlılık etkilerini ortaya çıkarabilen ve hesaplayan yeni algoritmaların tasarlanmasına ihtiyaç duyulduğunu göstermektedir.

Literatürde, yüksek-boyutlu zaman serilerinin Granger nedensellik analizi için Nelsen (2006) tarafından önerilen teknikte, rastgele değişkenler arasındaki zamansal bağımlılık etkilerinin analizi için copula tekniğinden yararlanılmaktadır. Olasılık teorisinin copula formunda marjinal olasılıkları kullanılarak gizli değişkenler hakkındaki ön bilgi dikkate alınmaktadır. Böylece saklı değişkenlerin sahte etkileri önlenmeye çalışılmaktadır (Furqan ve Siyal, 2016).

Pearl (2009) çalışmasında nedensel grafiklerin yol bağlantıları için *d-ayırma kriterlerini* geliştirmiştir. Hlaváčková-Schindler vd. (2013) Zhang vd. (2010), Hutchinson vd. (2009) ile Eichler (2012) ise Pearl'in ayırma kriterlerini (Pearl, 2009) genişletmişlerdir. Eichler (2012), grafiksel Granger modellerde gözlemlenemeyen saklı değişkenlerden kaynaklanan sahte yolların bağlantısının tespiti için *m-ayırma* kriterlerini geliştirmiştir. Bahadour ve Liu (2013) ise Granger ağlarında bu *m-ayırma* kriterlerini yolların bağlantısının tanımlanmasında yol gecikmelerini içerecek şekilde genişletmiştir. Genelleştirilen bu *m-ayırma* kriterleri sayesinde, GGN modellerinde gözlemlenemeyen saklı değişkenlerin etkilerinin önlenmesi kolaylaşmaktadır.

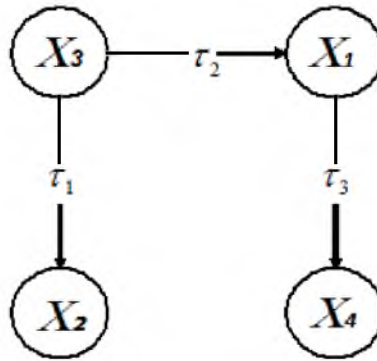
Granger nedensellik tekniği VAR yaklaşımı yardımıyla çoklu zaman serileri için Eichler'in (2005, 2010, 2012) çalışmaları grafiksel Granger modellerin ve Quinn vd. (2012) ile Etesami ve Kiyavash'ın (2014) çalışmaları ise Yönlendirilmiş Bilgi Grafikleri'nin tanımlanmasına ve gelişmesine yol açmıştır. Her iki grafiksel model de, her bir zaman dizisinin grafiksel gösterimi düğümler yardımıyla elde edilmektedir. Herhangi bir X_i zaman serisinin gelecek değerleri başka bir X_j zaman serisinin değerlerine bağlı ise bu durum grafikte X_i 'den X_j 'ye doğru olmak üzere X_i ve X_j düğümleri arasına $X_j \rightarrow X_i$ biçiminde yönlü bir kenar konulmaktadır.

Bahadour ve Liu (2013), Granger nedensellik ağlarında saklı değişkenlerin etkileriyle baş etmenin daha kolay olduğunu göstermektedir. Özellikle, Granger nedensellik ağlarında kenarlarla ilişkili gecikmeler dikkate alınarak yönsel olarak bağlanmış bir çökyol kesilmektedir. Bu nedenle, sahte nedensellik yollarını engellemek için daha az değişken üzerinde koşullandırma yapılmaktadır.

Bir doğrusal otoregressif denklem sisteminin aşağıdaki gibi verildiği düşünelim:

$$\begin{aligned}
 X_{1t} &= \beta_1 X_{3(t-1)} + \beta_2 X_{4(t-1)} + u_{1t} \\
 X_{2t} &= \alpha_1 X_{4(t-1)} + u_{2t} \\
 X_{3t} &= u_{3t} \\
 X_{4t} &= u_{4t}
 \end{aligned}
 \tag{2.2}$$

Burada, u_{1t}, u_{2t}, u_{3t} ve u_{4t} birbirinden bağımsız gürültü süreçleridir. $\tau_1 = 2$, $\tau_2 = 1$ ve $\tau_3 = 1$ olmak üzere X_{1t}, X_{2t}, X_{3t} ve X_{4t} zaman serilerinden oluşan bir GGN model örneği Şekil 2.3.1’de verilmiştir.



Şekil 2.2. GGN Modeli

Şekil 2.3.1’deki modelde *m-ayırma* kriterlerine göre, X_3 ‘ün gözlenmediği durumda $X_4 \rightarrow X_2$ ‘ye doğru sahte bir kenarın olduğu tespit edilmektedir. Granger nedensellik testinde, maksimum zaman gecikmesi L ve $\tau_3 - \tau_2 + \tau_1 \leq 1$ iken X_2 ve X_4 düğümleri arasında gözlenen sahte kenar tespit edilememektedir. Eichler’e (2005) göre, Şekil 2.3.1’deki model yapısının çözümlemesinde, X_3 düğümünün yokluğunda X_4 ‘ten X_2 ‘e doğru olmak üzere sahte bir kenarın olduğunu tespit etmiştir. *m-ayırma* kriterlerine göre bu sahte nedensellik, $X_2 \leftarrow X_3 \rightarrow X_1 \leftarrow X_4$ biçimindeki sahte yolun

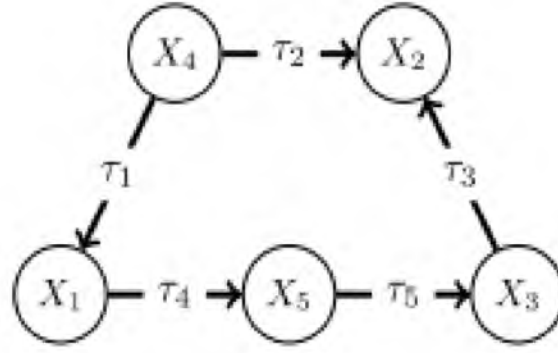
bağlanmasından kaynaklanmaktadır. Bununla birlikte, $\tau_1 \leq 1$ iken X_4 düğümünden X_2 düğümüne doğru ($X_4 \rightarrow X_2$) olan sahte kenarın hiçbir zaman ortaya çıkarılmadığını göstermektedir.

Tanım 2.3.1. (Bahadori ve Liu, 2013): $X(1) = X_j$ ve $X_{(p)} = X_i$ verildiğinde, X_j 'den X_i 'ye olmak üzere $p-1$ uzunluğundaki bir P yolunu, $\{X_{(k)}\}_{k=1}^p$ sıralı düğümler kümesi yardımıyla tanımladığımızı düşünelim. Gecikme yolu $T_{i,j}(P) = \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_{(k),(k+1)} \tau_{(k),(k+1)}$ olarak tanımlanmak üzere, eğer $X_{(p)} = X_i$, $X_{(k)}$ ve $X_{(k+1)}$ arasındaki kenar $X_{(k)} \rightarrow X_{(k+1)}$ biçiminde yönlendirilmişse $\alpha_{(k),(k+1)} = +1$ 'dir, eğer kenarın yönü aksi halde çıkarsa $\alpha_{(k),(k+1)} = -1$ 'dir.

Teorem 2.3.1. (Bahadori ve Liu, 2013): $i = 1, 2, \dots, n$ için $V = \{X_i\}$ düğüm kümesini, E yönlendirilmiş kenar kümesini ve her bir $X_i \rightarrow X_j \in E$ kenarı için $\tau_{i,j} \in \mathbb{Z}^+$ kenar gecikmelerini göstermek üzere, bir Granger nedensellik ağının $G = (V, E)$ olduğunu ve gözlemlenmemiş zaman serilerinin beyaz süreçlerden üretildiğini varsayalım. Bu takdirde, hem m -bağlantı kriterleri hem de $T_{i,j}(P) > P$ gecikme yolu sağlanıyorsa, keyfi bir X_j düğümünden X_i düğümüne doğru her P yolu bağlanmaktadır.

Teorem 2.3.1. Genel olarak saklı değişken analizinde mevcut olduğu varsayılan zaman sırası bilgisinin Granger nedensellik analizinde daha etkin bir şekilde kullanılabileceğini ifade etmektedir (Bahadori ve Liu, 2013).

Örnek 2.3.1. Şekil 2.3.1'de verilen bir basit GGN modelini düşünelim. X_1 , X_2 ve X_3 zaman serileri gözlenirken X_4 ve X_5 zaman serileri gözlenmemektedir. Burada amaç, X_1 'in X_3 zaman serisi üzerindeki Granger nedensel etkisini araştırmaktır.



Şekil 2.3. Sahte Nedenselliği Giderme (Bahadori ve Liu, 2013)

Şekil 2.3.2'e göre *m-ayırma* kriterleri tanımına bağlı kalarak saklı değişkenlerin olması varlığında, değişkenler arasındaki sahte Granger nedensellik ilişkileri giderilmektedir.

Çözüm: Gerçek nedensel yol $X_1 \rightarrow X_5 \rightarrow X_3$ yoludur, diğer yandan $X_1 \leftarrow X_4 \rightarrow X_2 \leftarrow X_3$ yolu potansiyel bir sahte yoldur. *m-ayırma* kriterlerine göre, X_4 gözlenmediği sürece, X_1 zaman serisinden X_3 zaman serisine doğru nedenselliğin belirlenememektedir. Bununla birlikte, $X_1 \leftarrow X_4 \rightarrow X_2 \leftarrow X_3$ yolunun gecikmesi kullanılarak, tanımlanamazlık sadece yol gecikmesi $\tau_{3,1} > 0$ olduğunda gerçekleşir ve başarılı nedensel çıkarımlarda bulunma olasılığı daha yüksektir.

Tanım 2.3.2. *G-NPN dağılımı* (Bahadori ve Liu, 2013): Eğer, $j = 1, 2, \dots, n$ için $F_j(X_j)$ fonksiyonları birer Gaussian fonksiyonu olmak üzere, $B = \{\beta_{i,j}\}$ katsayıları ile VAR modeline göre çarpanlarına ayrılabilen $\{F_j\}_{j=1}^n$ fonksiyonları mevcutsa, $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ zaman serileri kümesi bir $G-NPN(X, B, F)$ (Granger nonparanormal) dağılıma sahiptir. Burada, $j = 1, 2, \dots, n$ için $Z_j \triangleq F_j(X_j)$ fonksiyonları, $F_j(X_j) = (F_1(X_1), F_2(X_2), \dots, F_n(X_n))$ biçiminde tanımlanmaktadır. Dönüştürülmüş $Z_j \triangleq F_j(X_j)$ rasgele değişkenlerinin birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$pz(z) = N(z(1, 2, \dots, L)) \times \prod_{j=1}^n \prod_{t=L+1}^T pN(z_j(t) | \sum_{i=1}^n \beta_{i,j}^{t,Gecikme}, \sigma_j) \quad (2.3)$$

Burada, μ ortalama ve σ^2 varyansa sahip olan $pN(z | \mu, \sigma)$ ifadesi, Gaussian yoğunluk fonksiyonlarını belirtmektedir.

LASSO CGN modellerinin tahmini için aşağıdaki adımlar takip edilmektedir (Bahadori ve Liu, 2013):

Adım 1: Her bir \hat{F}_i zaman serisi için marjinal dağılımı bulunur.

Adım 2: Gözlemler copula uzayı ile eşleştirilir:

$$\hat{f}_i(X_i^t) = \hat{\mu}_i + \hat{\sigma}_i \Phi^{-1}(\hat{F}_i(X_i^t))$$

Adım 3: LASSO (Tibshirani, 1996) tahmincisi kullanılarak $\hat{f}_i(X_i^t)$ 'ler arasındaki Granger nedensellik ilişkileri tahmin edilir.

Adım 4: Uygun gecikme uzunluklarının seçimi için, Akaike (Akaike, 1974), Schwarz gibi bilgi kriterleri kullanılmaktadır.

Yüksek boyutlu verilerde \hat{F}_j 'nin varyansı çok büyük olmaktadır. Böyle durumlarda aşağıda verilen Winsorized dağılım tahmincisi kullanılmaktadır (Liu vd., 2009):

$$\tilde{F}_j = \begin{cases} \delta_n, & \hat{F}_j(X_j) < \delta_n \text{ ise} \\ \hat{F}_j(X_j), & \delta_n \leq \hat{F}_j(X_j) \leq 1 - \delta_n \text{ ise} \\ 1 - \delta_n, & \hat{F}_j(X_j) > 1 - \delta_n \text{ ise} \end{cases}$$

Burada, δ_n bir kesme parametresidir.

Copula-Granger yöntemi ile tanımlanan Granger nedensellik sonuçlarını gerçek Granger nedensellik değerleri bağlamında değerlendirmek amacıyla, copula uzayındaki bağımsızlık ilişkileri ile orijinal zaman serileri arasındaki bağımsızlık ilişkilerinin aynı olduğu kabul edilmektedir Bahadori ve Liu, (2013).

Bahadori ve Liu, (2013), Copula-Granger tahminleri asimptotik olarak tutarlı olduğunu ve copula-Granger nedensellik için hesaplanan yakınsama oranının, LASSO için hesaplanan yakınsama oranıyla aynı olduğunu belirtmektedir.

Aşağıdaki Teorem 2.3.2, LASSO CGN yönteminin asimptotik olarak tutarlı olduğunu kanıtlamaktadır (Bahadori ve Liu, 2013):

Teorem 2.3.2. $t=1,2,\dots,T$ ve $i=1,2,\dots,n$ olmak üzere, $G-NPN(X,B,F)$ 'ye göre üretilen $X_i(t)$ zaman serileri olsun. $\delta_{T-L} = \left(4(t-L)^{\frac{1}{2}} \sqrt{\pi \log(T-L)}\right)^{-1}$ ve $\delta_{T-L} \propto \left((t-L)\sqrt{(T-L)\log(nL)}\right)^{-1}$ seçelim. Meinshausen ve Yu'nun (2009) çalışmalarındaki tutarsız tasarım koşulunun $t, s = t-L, t-L-1, \dots, t-1$ ve $i, j = 1, 2, \dots, N$ olmak üzere, $C \triangleq E\{X_i(t)X_j(t')\}$ ve $\tilde{C} \triangleq E\{\tilde{F}_i(X_i(t))\tilde{F}_j(X_j(t'))\}$ kovaryans kovaryans matrislerinin her ikisi için geçerli olduğunu varsayalım. $T \rightarrow \infty$ iken B 'nin copula Granger nedensellik tahmini asimptotik olarak tutarlıdır.

$$\|\hat{\beta}_{i,j} - \beta_{i,j}\|_2 = O_P\left(K_{T-L} \sqrt{\frac{s \log(nL)}{T-L}}\right) \quad (2.4)$$

Burada, Copula-Granger kullanarak $\beta_{i,j}$ 'nin $\hat{\beta}_{i,j}$ tahminleri elde edilir. s , analiz edilen nL katsayıları arasında sıfır olmayan katsayıların sayısıdır. K_{T-L} , $\frac{\varphi_{\max}}{\varphi_{\min}^2 (se_n^2)}$ ile orantılıdır. φ_{\max} ve φ_{\min} , sırasıyla \tilde{C} matrisinin m -seyrek en küçük özdeğerleri ve m -seyrek en yüksek özdeğerleridir. φ_{\max} ve φ_{\min} özdeğerleri, Meinshausen ve Yu'nun (2009) çalışmasında aşağıdaki tanımlanmaktadır:

$$\varphi_{\min}(m) = \min_{\beta: \|\beta\|_0 \leq m} \frac{\beta^T C \beta}{\beta^T \beta} \quad \text{ve} \quad \varphi_{\max}(m) = \max_{\beta: \|\beta\|_0 \leq m} \frac{\beta^T C \beta}{\beta^T \beta} \quad (2.5)$$

2.4. Elastik net Copula Granger Nedensellik Yöntemi

Zou ve Hastie (2005), geliştirdikleri elastik net tahmincisinin katsayıların tahmini bakımından LASSO ile ridge tahmincilerine göre genellikle daha iyi performans gösterdiğini ifade etmektedir. Regresyon modelindeki açıklayıcı değişken ikilileri arasında yüksek korelasyonlar olduğunda elastik net tahmincisi diğer yanlı tahmincilere

kıyasla daha başarılı sonuçlar vermektedir. LASSO'nun kararsız olduğu durumlarda ise elastik net tahmin yöntemi kullanılarak bu sorunlar giderilebilmektedir (Furqan ve Siyal, 2016). Bu yüzden Furqan ve Siyal (2016), değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri sınamak için LASSO CGN (Bahadori ve Liu, 2013) yönteminde yararlanılan LASSO tahmincisi yerine elastik net tahmincisinin kullanılmasını önermektedir. Dolayısıyla Furqan ve Siyal (2016), literatüre kazandırdıkları bu yöntemle elastik net copula Granger nedensellik (elastik net CGN) yöntemi adını vermişlerdir. Bu yeni yöntem, hem doğrusal hem de doğrusal olmayan yüksek boyutlu verilerin nedensel ilişkilerinin tahmininde kullanılabilir.

Elastik net tahmincisinin ceza terimi, L_1 -norm (Tibshirani, 1996) ve L_2 -norm (Hoerl ve Kennard, 1970) ceza terimlerinin birleşimlerinden oluşmaktadır. Elastik net regresyon yönteminin tahmin denklemi aşağıdaki gibi formüle edilmektedir:

$$\beta(enet) = \min_{\beta} \left\| \mathbf{y} - \mathbf{X}\beta \right\|_2^2 + \lambda_1 \|\beta\|_1 + \lambda_2 \|\beta\|_2^2 \quad (2.6)$$

Burada $\|\beta\|_1 = \sum_{i=1}^p |\beta_i|$, $\|\beta\|_2^2 = \sum_{i=1}^p |\beta_i|^2$, λ_1 parametresi L_1 -norm (LASSO) için ve λ_2 parametresi L_2 -norm (ridge regresyon) için ayarlama parametrelerini göstermektedir.

Elastik net CGN modellerinde, yeniden düzenlenen elastik net ceza terimi ile birlikte copula (Liu vd., 2009) tekniği kullanılmaktadır. Burada, elastik net tahmincisinin kullanımı sayesinde, mevcut LASSO-tabanlı tekniklerin eksikliklerinin üstesinden gelinmektedir. Copula tekniğinin kullanımı sayesinde ise verilerin doğrusal olmayan bir şekilde incelenmesi sağlanmaktadır. Bu nedenle, Bahadori ve Liu (2013) tarafından aşağıda önerilen Denklem (2.1)'in yerine, Furqan ve Siyal (2016) Denklem (2.7)'nin dikkate alınmasını önermektedir.

Furqan ve Siyal (2016), elastik net CGN modelinin tahmini için aşağıdaki denklemin kullanılmasını önermektedir:

$$\min_{\beta} \sum_{t=L+1}^T \left\| X_i(t) - \sum_{j=1}^p \beta_{i,j}^T X_j^{t, Gecikme} \right\|_2^2 + \lambda_1 \|\beta\|_1 + \lambda_2 \|\beta\|_2^2 \quad (2.7)$$

Burada λ_1 ve λ_2 , sırasıyla L_1 -norm (Tibshirani, 1996) ve L_2 -norm (Hoerl ve Kennard, 1970) ceza terimlerinin ayarlama parametrelerini göstermek üzere ve $\lambda_1 = \alpha$ ve $\lambda_2 = (1 - \alpha) / 2$ kullanılarak hesaplanmaktadır.

Elastik net CGN testini uygulamak için aşağıda aşamalar izlenmektedir (Furqan ve Siyal, 2016):

1. Her zaman dizisi için marjinal dağılım bulunur:

$$\hat{F}_n(t) = \frac{\text{Örneklemin gözlem sayısı} \leq t}{n}.$$

2. Gözlemler copula uzayına eşleştirilir:

$$\hat{f}_n(X_i^t) = \hat{\mu}_i + \hat{\sigma}_i \phi^{-1}(\hat{F}_i(X_i^t))$$

Uygulamada, $\phi^{-1}(0^+)$ ve $\phi^{-1}(1^-)$ büyük sayılardan kaçınmak için Winsorized dağılım fonksiyonu tahmincisi kullanılmaktadır:

$$\tilde{F}_j = \begin{cases} \delta_n, & \hat{F}_j(X_j) < \delta_n \text{ ise} \\ \hat{F}_j(X_j), & \delta_n \leq \hat{F}_j(X_j) \leq 1 - \delta_n \text{ ise} \\ 1 - \delta_n, & \hat{F}_j(X_j) > 1 - \delta_n \text{ ise} \end{cases}$$

3. $\hat{F}_i(X_i^t)$ arasındaki ayarlama parametrelerinin farklı değerleri için elastik net tahmincisi ve copula tekniği kullanarak Granger nedensellik ilişkileri tahmin edilir.
4. Uygun gecikme uzunluklarının seçimi için, Akaike (Akaike, 1974), Schwarz gibi bilgi kriterleri kullanılmaktadır.

Furqan ve Siyal (2016) yaptıkları deneyler sonucunda, biyolojik nedensel ağları elde etmede elastik net CGN yönteminin daha başarılı olduğunu vurgulamıştır. Ayrıca bu yöntemi mevcut diğer yöntemlerle karşılaştırarak bu yeni yaklaşımın mevcut yanlı tahmincilere dayalı tüm yaklaşımlardan daha iyi performans sağladığını belirtmişlerdir.

Furqan ve Siyal (2016) çalışmalarında hem doğrusal hem de doğrusal olmayan gen ve beyin ağlarını değerlendirmek için yüksek boyutlu verilerde kullanabilen elastik net CGN yöntemini önermişlerdir. Bu yöntemin performansını LASSO CGN yöntemi

ile karşılaştırmışlardır. İnceledikleri örneklem verileri için elde edilen analiz bulgularına dayanılarak, elastik net CGN'nin LASSO CGN'den daha üstün olduğunu vurgulamışlardır. Öte yandan önerdikleri yöntemin gerçek kanser hücresi verilerine uygulandığında, LASSO CGN'nin tespit edemediği bazı önemli etkileşimleri tespit ettiğini göstermişlerdir.

2.5. Kesik LASSO Grafiksel Granger Nedensellik Yöntemi

Bu testin amacı, panel veri bağlamında yüksek boyutlu bir Granger nedensellik ağını (GNA) *kesik LASSO* tahmincisi yardımıyla tahmin etmektir (p ; n büyük, T küçük ile orta). Bu test T zaman noktası boyunca, n birime ait p adet zaman serisi arasındaki etkileşimi araştırmaktadır.

Lozano vd. (2009) tarafından geliştirilen Granger nedensellik yönteminde, Grup LASSO cezası X 'in Y üzerindeki ortalama etkisini farklı zaman gecikmeleri üzerinden ele almaktadır. X 'in ortalama etkisi anlamlı ise X , Y 'nin Granger nedeni olduğu belirtilmektedir. Burada, Shojaie ve Michailidis (2010a) X 'in etkinliği ve X 'in Y üzerindeki etkisi arasındaki zaman farkının göz ardı edilmesinin önemli bir bilgi kaybına yol açtığını ifade etmiştir. Diğer yandan, X 'in Y üzerindeki ortalama etkisi dikkate alındığından X 'in Y üzerindeki etkisinin işareti, Grup LASSO tahmini kullanılarak belirlenemeyeceğini vurgulamıştır. Dolayısıyla Lozano vd. (2009) tarafından geliştirilen Granger nedensellik yöntemine göre X , Y 'yi etkiliyorsa, bu etkinin yönü ve büyüklüğü bilinmemektedir. Bu sorunlara çözüm olarak Shojaie ve Michailidis (2010a), zamana bağlı gen değişkenlerinin zamana bağlı verilerini kullanarak incelenen değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin tahmini için kesik LASSO grafiksel Granger nedensellik (KLASSO GGN) yöntemini geliştirmişlerdir. Bu yöntemin çözümünde $VAR(d)$ modelleri kullanılmaktadır.

T zaman noktalarında gözlenen ve birim kök içermeyen p adet $(X_1^T, X_2^T, \dots, X_p^T)$ değişkenli bir grafik modelini ve $d = T - 1$ mertebeli $VAR(d)$ modelini aşağıdaki gibi düşünelim.

$$X^T = K^1 X^{T-1} + K^2 X^{T-2} + \dots + K^{T-1} X^1 + u^T \quad (2.8)$$

Burada X^T t -inci noktasına karşılık gelen tasarım matrisini ve X_i^T matrisin i -inci sütununu göstermektedir. Denklem (2.8)'de $u^T \sim N(0, \sigma^2 I)$ olarak varsayılmaktadır ve $d=1,2,\dots,T-1$ uygun gecikmeler olmak üzere, $K^1 + K^2 + \dots + K^{T-1}$ komşuluk matrislerini göstermektedir. Denklem (2.8)'de bazı $h=1,2,\dots,d$ için $K_{i,j}^h \neq 0$ ise, X_j^t değişkeninden X_i^t değişkenine doğru bir Granger nedensellik ilişkisi vardır denilmektedir.

$i=1,2,\dots,p$ olmak üzere, KLASSO GGN modelinin tahminleri için aşağıdaki problem çözülmektedir:

$$\arg \min_{\theta^t \in R^p} \frac{1}{n} \left\| X_i^T - \sum_{t=1}^d X^{T-t} \theta^t \right\|_2^2 + \lambda \sum_{t=1}^d v^t \sum_{j=1}^p |\theta_j^t| w_j^t \quad (2.9)$$

$$v^1 = 1, \quad v^t = M^{\{A^{(t-1)}_0 < p^2 \beta / (T-t)\}}, \quad t \geq 2$$

Denklem (2.9)'da M 'nin yeterince büyük bir sabit sayı olduğunu ve β ise kullanıcı tarafından belirlenen yanlış negatif oranını göstermektedir.

p -adet çakışmayan değişken için GGN modelinin genel ağırlıklandırılmış LASSO tahmini, aşağıdaki problemin çözülmesiyle bulunmaktadır:

$$\arg \min_{\theta^t \in R^p} \frac{1}{n} \left\| X_i^T - \sum_{t=1}^d X^{T-t} \theta^t \right\|_2^2 + \lambda \sum_{t=1}^d \sum_{j=1}^p |\theta_j^t| w_j^t \quad (2.10)$$

Ağırlıklandırılmış LASSO cezasının kullanımında iki sorunla karşılaşmaktadır (Shojaie ve Michailidis, 2010a). Bunlardan birincisi, VAR modelin mertebesinin genellikle bilinmemesidir. Bu yüzden, VAR modelinin maksimum gecikme uzunluğu $d=T-1$ olarak alınmaktadır. İkincisi ise ağırlıklandırılmış LASSO tahminleri X_j değişkeninin farklı zaman noktalarından verilen herhangi bir X_i değişkenine doğru olan kenarları içerebilmektedir. Bu problemlerin üstesinden gelmek için Lozano vd. (2009), grup LASSO'nun kullanılmasını önermişlerdir. Ancak, grup LASSO tahmin tekniğinde de zaman gecikmesinden dolayı bilgi kaybı yaşanmaktadır. Öte taraftan GGN modelinin tahmin sonuçları, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü ve büyüklüğü hakkında tutarlı sonuçlar vermemektedir. Shojaie ve Michailidis (2010a),

Ağırlıklandırılmış LASSO ile grup LASSO'da bulunan sorunların çözümünde geliştirdikleri kesik LASSO (KLASSO) tahmincisinin kullanılmasını önermişlerdir.

Shojaie ve Michailidis (2010a), KLASSO cezasının v^t kesik faktörü $v^1 = 1$, $v^t = M^{I\{A^{(t-1)} < p^2 \beta^{(T-t)}\}}$, $t \geq 2$ sayesinde zaman gecikmesi artmasıyla birlikte grafiksel modeldeki kenar sayısını azalttığını belirtmektedir. v^t kesik faktörü önceki i zaman noktalarındaki katsayıların değerlerine bağlı olarak değişmektedir. KLASSO cezası, tahmin edilen zaman gecikmesinden sonra değişkenlerin birbirleri üzerindeki etki katsayılarını sıfıra doğru büzmeye zorlamaktadır. Bu sayede modeldeki ortak değişkenlerin sayısı azalmaktadır. Bu nedenle KLASSO cezası $VAR(d)$ modeline dayalı tahmin yapmaktadır.

Shojaie ve Michailidis (2010a), GGN modellerinin tahmininde kullanılan KLASSO'nun tahmin sonuçlarının arzu edilen asimptotik özellikleri sağladığını belirtmektedir. Ayrıca, özellikle yüksek-boyutlu verilerde kümeleme ile değişken seçimi için seyreltme yaptığını ve tutarlı sonuçlar verdiğini göstermişlerdir.

KLASSO cezası yardımıyla GGN modellerini tahmin etmek için λ ve β parametrelerinin belirlenmesine ihtiyaç vardır. Burada, örneklem büyüklüğü arttıkça daha küçük β değerleri de dikkate alınabilmektedir. β parametresinin seçimi, örnek büyüklüğüne göre değişmektedir. β 'yı seçmek için ilk önce LASSO veya uyarlanmış LASSO tahminleri elde edilir. Daha sonra, yanlış negatif oranı elde edilecek şekilde KLASSO parametresi β seçilmektedir. λ ayarlama parametresinin seçimi de, LASSO veya uyarlanmış LASSO tahmin yöntemlerinde izlenen yola göre belirlenebilmektedir. Shojaie ve Michailidis (2010a), λ parametresinin seçimi için aşağıdaki hataya dayalı seçim sürecini önermektedir.

Standart normal dağılımın $(1-q)$ -inci yüzdelik dilimi Z_q^* olsun ve aşağıdaki tanımlamayı göz önünde bulunduralım:

$$\lambda = 2n^{-1/2} Z_{\frac{\alpha}{2dp^2}}^* \quad (2.11)$$

Burada Shojaie ve Michailidis'in (2010a, 2010b) sonuçları kullanılmaktadır. Bu sonuçlarda herhangi bir n değeri için, tasarım matrisi sütunlarının $\frac{1}{n} X_i^T X_i = 1$ olarak

ölçeklendirilmiş olması kısıtı altında, λ 'nın seçilen α önem seviyesinde yanlış pozitif oranının durumunu kontrol etmektedir. Shojaie ve Michailidis (2010a) yaptıkları simülasyon çalışmalarında, bir dizi α değerleri için önerdikleri yöntemin performansını değerlendirmişlerdir. Simülasyon sonuçlarında, yöntemin performansının λ 'nın seçiminden önemli derecede etkilenmediği görülmüştür.

Denklem (2.9)'de yer alan GGN modelinin KLASSO tahmini, p değişkenli ağırlıklandırılmış LASSO tahmin probleminin çözülmesiyle bulunmaktadır. Bununla birlikte, denklem (2.9) dış bükey olmayan bir optimizasyon problemi örneği olup doğrudan çözülememektedir. v^t , önceki zaman noktalarındaki katsayıların değerlerine bağlıdır. Burada Shojaie ve Michailidis (2010a), nedensel modelin parametrelerini tahmin etmede Block-Relaxation iterasyon (yineleme) algoritmasının (De Leeuw, 1994) kullanılmasını önermektedir. Bu algoritmanın ana fikri, en son zaman gecikmesindeki $(T-1)$ gözlemler ile başlanmak üzere, p alt-problemin her birini d ağırlıklandırılmış LASSO problemine ayırmaktır. Bu iterasyon süreci, önceki zaman noktalarındaki katsayı değerlerine ve zaman noktasında p değişkenleri üzerinden ağırlıklandırılmış LASSO probleminin çözümüne bağlı olarak $t=1,2,\dots,d$ 'deki v^t kesik faktörü hesaplanarak sürece devam edilir.

KLASSO probleminin amaç fonksiyonu dış bükey olmamasına rağmen, (uyarlanmış) LASSO problemindeki amaç fonksiyonu dış bükeydir. Bu nedenle, ortaya çıkan optimizasyon probleminin genel bir minimum noktası olmayabilir. Ancak, yığılma noktası bir yerel minimum noktası olsa da, aşağıda verilen algoritma (uyarlanmış) KLASSO tahminlerinin durağan bir noktaya yakınsadığını gösterilmektedir (Shojaie ve Michailidis, 2010a).

2.5.1. KLASSO'nun Tahmini için Yineleme Algoritması

$k=1,\dots$ için yakınsama gerçekleşinceye kadar tekrarlanır.

1. $t=1,2,\dots,d$ için

1.1. $t'=1,2,\dots,t-1$ 'deki tahminlere göre v^t hesaplanır.

1.2. En son tahmin edilen v^t 'yi kullanarak, aşağıdaki ifade bulunur:

$$R^T = X^T - \sum_{t'=1, t' \neq t}^d \hat{K}^{t'} X^{T-t'}$$

1.3. $i = 1, 2, \dots, p$ için $q := R_i^t$ olsun ve aşağıdaki problem çözülür:

$$\arg \min_{\theta} \left\{ \frac{1}{n} \|q - X^{T-t} \theta\|_2^2 + \lambda \mathcal{G}^t \sum_{j=1}^p |\theta_j| w_j^t \right\}$$

Shojaie ve Michailidis (2010a) yaptıkları simülasyon çalışmalarında, yukarıdaki algoritmanın büyük T 'ler için 10'dan daha az iterasyon ile KLASSO'nun LASSO'ya göre daha az zamana ihtiyaç duyduğunu tespit etmişlerdir. Buna ilaveten KLASSO'nun genellikle bir noktaya yakınsadığı bulgularına ulaşmışlardır.

3. ZAMAN SERİLERİ VE PANEL VERİ UYGULAMALARI

Burada zaman serisi ve panel veri olmak üzere iki farklı iktisadi veri grubu cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik yaklaşımları aracılığıyla incelenmiştir. Zaman serileri bağlamında, Türkiye’de kamu iç borçları ve bazı temel makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi belirlemek için LASSO GN (Arnold vd., 2007), LASSO CGN (Bahadori ve Liu, 2013), elastik net CGN (Furqan ve Siyal, 2016) ve elastik net CGN (Furqan ve Siyal, 2016) testleri kullanılmıştır. Panel veri bağlamında ise gelişmekte olan 30 ülkede ekonomik büyüme, enerji tüketimi, dış ticaret dengesi ve finansal gelişme değişkenleri arasındaki ilişki (uyarlanmış) LASSO GN (Shojaie ve Michailidis, 2010a) ve KLASSO GGN yöntemleri (Shojaie ve Michailidis, 2010a) yardımıyla incelenmiştir.

3.1. Türkiye’de Kamu İç Borçları ve Bazı Temel Makroekonomik Göstergeler Arasındaki İlişkinin İncelenmesi

Bu çalışmada incelenen zaman serileriyle ilgili çok sayıda çalışma yapılmıştır. Yapılan çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntem ve döneme bağlı olarak değişkenler arasındaki ilişkilerin sonuçları birbirlerinden farklı olabilmektedir. Burada incelenen değişkenlere ilişkin yayınlanan bazı çalışmaların özeti aşağıda verilmektedir.

3.1.1. Zaman Serilerine İlişkin Literatür Özeti

Aytemiz vd. (2004), 1994:01-2003:11 aylık zaman aralığında Türkiye’de iç borç stoku, enflasyon, sanayi üretimi endeksi ve iç borç faizi değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada, Johansen-Juselius eşbütünleşme ile Granger nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Bulgularda değişkenler arasındaki nedenselliğin, iç borç stokundan enflasyona, enflasyondan iç borç faizine ve iç borç faizlerinden iç borç stokuna doğru tek yönlü olarak gerçekleştiği saptanmıştır.

Özgen ve Güloğlu (2004), Türkiye’de iç borç stoku etkileyen başlıca makroekonomik değişkenlerden enflasyon, faiz, Merkez Bankası parası (MBP), sanayi üretim endeksi (SÜE), döviz kuru ve faiz dışı harcamalar (FDHAR) arasındaki ilişkiyi

incelemişlerdir. Analizde, Türkiye'nin 1988:12-2003:04 dönemine ait mevsimsel etkilerden arındırılmamış aylık verileri ve VAR modeli nedensellik testleri kullanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin; enflasyon, MBP, faiz ile FDHAR'den iç borç stokuna, enflasyon ile faizden MBP'ye ve MBP'den FDHAR'a doğru tek yönlü şeklinde olduğu bulunmuştur. İç borç stoku, enflasyon, MBP ve FDHAR ile döviz kuru, FDHAR ile enflasyon, faiz ve SÜE ile FDHAR arasında ise iki yönlü nedensellik ilişkilerin olduğu görülmüştür.

Susam (2005), Türkiye'nin 1990-2004 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik verilerle iç borç stoku ve devlet iç borçlanma senetlerininfaiz oranları (DİBSFO) arasındaki ilişkiyi sınamak için Granger nedensellik metodunu kullanmıştır. Testin sonuçlarına göre, DİBSFU'dan iç borç stokuna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu saptanmıştır. Buna göre, Türkiye ekonomisinde devlet iç borç senetleri faiz oranları değerlerinde meydana gelen artışın iç borç stoku değerlerini artırdığı ifade edilmiştir.

Çoban vd. (2008), 1987-2007 zaman aralığında Türkiye'nin kamu iç borçlanmasının iktisadi büyüme, faiz oranları ve enflasyon oranları üzerindeki etkisini sınamak için Johansen eşbütünleşme ile Granger nedensellik yöntemlerini kullanmışlardır. Eşbütünleşme yöntemi sonuçlarına göre, kamu iç borçlanma ile iktisadi büyüme değişkenleri eşbütünleşiktir. Ancak, kamu iç borçlanma ile faiz oranları ve kamu iç borçlanma ile enflasyon oranı arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır. Elde edilen nedensellik sonuçlarına göre, iktisadi büyümeden kamu iç borçlanmaya doğru tek yönlü bir nedensel ilişkiye rastlanılmıştır. Diğer değişkenler arasında ise bir nedensellik ilişkisinin varlığı saptanmamıştır.

Yılmaz ve Cural (2010) çalışmalarında, 1975-2010 dönemini kapsayan yıllarda Türkiye ekonomisinde kamu iç borçlarını etkileyen etmenleri incelemiştir. Burada, EKK yönteminden yararlanılmıştır. EKK sonuçlarına göre bütçe açığı, yurtiçi tasarruflar, enflasyon, GSYİH ve faiz dışı fazla değişkenlerinin iç borç stokunun ortalamasında meydana değişimi etkiledikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Aytaç ve Sağlam (2014), Türkiye'de iç borç stoku, enflasyon, faiz, GSMH, kamu kesimi borçlanma gereği (KKBG) değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Analizde, değişkenlerin 1980-2012 dönemi yıllık verileri ve VAR modeli ile Granger

nedensellik testi kullanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin, iç borç stoku ile faizden enflasyona, KKGB'den GSMH'ye, iç borç stoku ile enflasyondan KKGB'ye doğru tek yönlü biçiminde olduğu gözlemlenmiştir.

Ulusoy ve Erdem (2014), Türkiye'de 1998:01-2012:01 zaman aralığındaki çeyrek dönemlik verilerle iç borç stoku/GSYİH ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemek için Granger nedensellik testini kullanmışlardır. Elde edilen bulgulara göre, iç borçlanma/GSYİH değişkeni enflasyon oranı değişkeni ile karşılıklı bir nedensellik ilişkisi içerisindedir.

Kanca (2017), Türkiye'de 1980–2014 dönemini kapsayan yıllık verilerle iç borç/GSYİH, enflasyon ve büyüme oranı değişkenleri arasındaki ilişkileri incelemiştir. İncelemede, Toda-Yamamoto nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedensellik ilişkisinin, büyüme oranlarından enflasyona doğru tek yönlü, iç borç stoku ile enflasyon arasında iki yönlü olarak gerçekleştiği gözlemlenmiştir.

Bal (2012), Türkiye'de 1980-2014 dönemini kapsayan yıllık verilerle mevduat faiz oranı, enflasyon, devlet iç borçlanma senetleri (DİBS) ve döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Burada, Engle-Granger eşbütünlük ile Granger nedensellik metotları kullanılmıştır. Nedensellik bulgularında, DİBS'ten enflasyona, faize ve döviz kuruna ve faizden döviz kuruna doğru tek yönlü nedensel ilişkilerin gerçekleştiği sonucuna ulaşılmıştır.

Mamak İkinci vd. (2016), Türkiye'nin 2010:01-2015:10 dönemine ait aylık verilerle mevduat faiz oranlarındaki değişimler ile döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkileri araştırmışlardır. İncelemede parametrik ile parametrik olmayan regresyon teknikleri kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularında, Türkiye ekonomisinde döviz kuru ile enflasyon değişkenlerinin faiz oranlarındaki değişimleri etkilediği gözlemlenmiştir.

Uysal vd. (2008), Türkiye'de 1989:01-2007:04 zaman aralığındaki çeyrek dönemlik verilerle faiz oranları ve döviz kuru değişkenleri arasındaki Johansen eşbütünlük ve Granger nedensellik testleriyle incelemiştir. Johansen eşbütünlük sonucuna göre değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin bulunmadığı görülmüştür. Nedensellik sonuçlarında ise döviz kurundan faiz oranlarına doğru tek yönlü bir nedensel ilişkinin olduğu saptanmıştır.

Oktar ve Dalyancı (2011), Türkiye'nin 2003:01-2011:06 dönemini kapsayan aylık verilerle TCMB politika faizi ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada, Johansen eşbütünleşme ile VECM Granger nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Nedensellik testi bulgularında, nedenselliğin enflasyandan TCMB politika faizine doğru tek yönlü olduğu saptanmıştır.

Doğan vd. (2016) çalışmalarında Türkiye'nin faiz oranı ve enflasyon değişkenleri arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleriyle tahmin etmişlerdir. Burada, incelenen değişkenlerin 2003:01-2015:02 dönemindeki aylık verileri kullanılmıştır. Johansen eşbütünleşme sonucuna göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmüştür. Nedensellik sonuçlarında ise enflasyondan faiz oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Torun ve Karanfil (2016), Türkiye'de döviz kuru, enflasyon, GSYİH ve faiz oranı değişkenleri arasındaki nedensel ilişkileri VAR modeli ile Granger nedensellik metodundan yararlanarak tahmin etmişlerdir. Çalışmada, 1980-2013 dönemi yıllık verileri dikkate alınmıştır. Bulgularda değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin, faizden enflasyona, GSYİH'den enflasyona, faizden döviz kuruna tek yönlü; döviz kuru ile enflasyon arasında ve GSYİH ile faiz arasında ise iki yönlü olduğu görülmüştür.

Yıldız ve Başar (2018), Türkiye'de 1984-2017 dönemini kapsayan yıllık verilerle enflasyon, faiz ve döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Burada, Toda-Yamamoto nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda, nedensellik ilişkisinin faizden enflasyona doğru tek yönlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer değişken çiftleri arasında ise bir nedensel ilişkinin varlığına ulaşılamamıştır.

Gül ve Ekinci (2006), Türkiye'de 1984:01-2003:12 dönemini kapsayan aylık verilerle enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Analizde, Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin, döviz kurundan enflasyona doğru olduğunun sonucuna ulaşılmıştır.

Ayvaz Güven ve Uysal (2013), Türkiye'de 1984:01-2003:12 dönemini kapsayan aylık verilerle enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi sınamışlardır. İncelemede, Johansen eşbütünleşme ile Granger nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin, döviz kuru ile enflasyon arasında karşılıklı olduğu saptanmıştır.

Bozdađlıođlu ve Yılmaz (2016), Türkiye’de 1994:01-2014:12 dönemini kapsayan aylık verilerle enflasyon ve döviz kuru deđişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. İncelemede, VAR modeli ve Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin, döviz kurundan enflasyona dođru tek yönlü olduđu görülmüştür.

Karakış (2019), Türkiye’de 2003:01-2018:12 dönemini kapsayan aylık verilerle enflasyon ve döviz kuru deđişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin, döviz kuru ve enflasyon arasında karşılıklı olduđu saptanmıştır.

Gül vd. (2007), 1984-2006 döneminde Türkiye’nin faiz oranları ve döviz kuru deđişkenleri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi yardımıyla incelemiştir. Bulgularda, döviz kurundan faiz oranlarına dođru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduđu sonucuna varılmıştır.

Saraç ve Karagöz (2016), Türkiye’de 2003:01-2015:08 dönemini kapsayan aylık verilerle faiz oranları ve döviz kuru deđişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İncelemede, Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda, döviz kurundan faiz oranlarına dođru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduđu sonucuna varılmıştır.

Özmen ve Koçak (2012), Türkiye’de 1994:01-2011:04 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik verilerle enflasyon, M2Y para arzı ve bütçe açığı deđişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Burada, ARDL eşbütünlüme yaklaşımı ve Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedenselliğin, enflasyondan M2Y para arzına ve M2Y para arzından bütçe açığına dođru tek yönlü olduđu görülmüştür.

Yılmaz (2015), Türkiye’deki başlıca bazı makroekonomik deđişkenlerin para arzından etkilenip etkilenmediğini araştırmıştır. Araştırmada en küçük kareler yöntemi tekniđi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, 2006-2014 dönemini kapsayan yıllarda Türkiye’de para arzının Hazine Bonosu faiz oranı, BİST-100 endeksi, GSYİH, döviz sepeti deđeri ve yatırımlar üzerinde istatistiksel olarak etkili olduđu gözlemlenmiştir. Ancak, para arzında meydana gelen bir deđişmenin cari açık ve enflasyonu önemli bir oranda etkilemediđi saptanmıştır.

Barışık ve Yanar (2012), Türkiye’de 1998:01-2010:12 dönemini kapsayan aylık verilerle sanayi üretimi endeksini etkileyen başlıca bazı ekonomik deđişkenleri belirlemeye, sanayi üretimi endeksi ile bu ekonomik deđişkenler arasındaki nedensel

ilişkileri sınamaya ve sanayi üretimi endeksini en fazla etkileyen değişkenleri belirlemeye çalışmışlardır. Çalışmada, regresyon ve VAR modeli teknikleri kullanılmıştır. Regresyon yöntemi tahminlerine göre, ihracat, petrol fiyatları, döviz kuru dışsal faktörler ile ithalat, kamu harcaması, tüketim harcaması içsel faktörlerin sanayi üretim endeksini etkilemektedir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre, sanayi üretim endeksini en çok etkileyen değişkenlerin ithalat ve kamu harcamalarının olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3.1.2. İncelenen Zaman Serilerinin Veri Seti ve Analizi

Özgen ve Güloğlu'nun (2004) yaptıkları çalışmada Türkiye'nin 1988:12-2003:04 dönemini kapsayan aylık verilerle iç borç stoku ve bazı temel makroekonomik değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi tespit etmek amacıyla VAR tekniğini kullanmışlardır. Toplam 11 adet makroekonomik gösterge içerisindeki değişkenlerden oluşan 8 adet farklı VAR modeli kurmuşlardır. Bu VAR modellerinden en uygun olanının içerisinde iç borç stoku, enflasyon oranı, mevduat faiz oranı, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve merkez bankası parası değişkenleri yer almıştır. Bu çalışmada da Türkiye ekonomisi için iç borç stoku (*İÇBORÇ*) ile enflasyon oranı (*ENF*), mevduat faiz oranları (*FAİZ*), döviz kuru (*DK*), sanayi üretim endeksi (*SÜE*), para arzı (*Mo*) ve faiz dışı bütçe harcamaları (*FDHAR*) makroekonomik göstergeleri arasındaki nedensellik ilişkiler incelenmiştir.

Bu çalışmada Türkiye'nin 2006:01-2019:01 dönemini kapsayan aylık verileri kullanılarak *İÇBORÇ* ile *ENF*, *FAİZ*, *DK*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* makroekonomik göstergeleri arasındaki nedensellik ilişkisi LASSO GGN, elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN yöntemleri aracılığıyla incelenmiştir. Veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) elde edilmiştir. İncelenen bütün değişkenlerin verileri yüzdesel artış olarak hesaplanmıştır. Örneğin *ENF* değişkeninin verisi, *t* cari dönemini ve *t-1* bir önceki dönemini göstermek üzere,

$$ENF = (ENF_t - ENF_{t-1}) / ENF_{t-1}$$

formülü yardımıyla yüzdesel artış olarak hesaplanmıştır. Diğer değişkenlerin yüzdesel artış değerleri de benzer şekilde elde edilmiştir. Bu yöntemlerin uygulanmasında analize

dahil edilen deęişkenlerin duraęan deęerleri kullanılmıřtır. Bu amala deęişkenlerin birim kk sınamaları Augmented Dickey-Fuller(1979), Phillips-Perron (1988) birim kk testleri ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) duraęanlık testinden faydalanarak yapılmıřtır. Deęişkenlere iliřkin Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) birim kk testleri ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) duraęanlık testinin sonuları Tablo 3.1 ve Tablo 3.2’de verilmiřtir.

Tablo 3.1. ADF ve PP Birim Kk Testleri Sonuları

Deęişkenler	ADF Birim Kk Testi		PP Birim Kk Testi	
	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model
<i>İÇBORÇ</i>	-2.643715 [5] (0.0866)***	-2.682492 [5] (0.2454)	-9.306159 [8] (0.0000)*	-9.316860 [8] (0.0000)*
<i>ENF</i>	-4.630191 [2] (0.0002)*	-5.100710 [4] (0.0002)*	-8.660572 [12] (0.0000)*	-8.845248 [17] (0.0000)*
<i>DK</i>	-9.825283 [1] (0.0000)*	-6.801678 [3] (0.0000)*	-9.000286 [9] (0.0000)*	-9.064945 [10] (0.0000)*
<i>Mo</i>	-3.558384 [11] (0.0078)*	-3.660058 [11] (0.0284)**	-16.00596 [7] (0.0000)*	-16.84601 [8] (0.0000)*
<i>FAİZ</i>	-10.30228 [0] (0.0000)*	-10.60894 [0] (0.0000)*	-10.30811 [1] (0.0000)*	-10.54295 [6] (0.0000)*
<i>SUE</i>	-2.259910 [12] (0.1865)	-2.212201 [12] (0.4788)	-31.37597 [33] (0.0001)*	-31.46293 [32] (0.0001)*
<i>FDHAR</i>	-4.177746 [12] (0.0010)*	-4.634206 [12] (0.0013)*	-57.87007 [68] (0.0001)*	-68.80733 [57] (0.0001)*

Tablo 3’de parantez ierisindeki deęerler p-olasılık deęerlerini; * , ** ve *** ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık dzeyine gre duraęanlıęı gstermektedir. ADF birim kk testi iin křeli parentez ierisindeki deęerler Hannan-Quin (H-Q) bilgi kriterine gre hesaplanan uygun gecikme uzunluklarını gstermektedir. PP birim kk testi iin ise křeli parentez ierisindeki deęerler Bant geniřlięi deęerlerini

göstermektedir. Bant genişliği değerlerinin seçiminde Bartlett kernel fonksiyonuna dayalı Newey-West Bant genişliği yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 3.2. KPSS Durağanlık Testi Sonuçları

Değişkenler	LM-Test İstatistiği	Sabitli Model		
		Asimptotik Kritik Değeri %1	Asimptotik Kritik Değeri %1	Asimptotik Kritik Değeri %10
<i>İÇBORÇ</i>	0.205188* [4]	0.739000	0.463000	0.347000
<i>ENF</i>	0.391101** [5]	0.739000	0.463000	0.347000
<i>DK</i>	0.146555* [6]	0.739000	0.463000	0.347000
<i>Mo</i>	0.333341* [10]	0.739000	0.463000	0.347000
<i>FAİZ</i>	0.487194*** [2]	0.739000	0.463000	0.347000
<i>SÜE</i>	0.137306* [32]	0.739000	0.463000	0.347000
<i>FDHAR</i>	0.402086** [72]	0.739000	0.463000	0.347000

Tablo 3.2’de köşeli parantez içerisindeki değerler Bant genişliği değerlerini; *, ** ve *** ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı göstermektedir. Bant genişliği değerlerinin seçiminde Bartlett kernel fonksiyonuna dayalı Newey-West bant genişliği yöntemi kullanılmıştır. Kritik değerler ise Kwiatkowski vd.’nin (1992, Tablo 1) yaptıkları çalışmadan alınmıştır.

Tablo 3.1 ve Tablo 3.2’de verilen ADF, PP birim kök testlerinin ve KPSS durağanlık testinin sonuçlarına göre, *İÇBORÇ*, *ENF*, *DK*, *Mo*, *FAİZ*, *SÜE* ve *FDHAR*

değişkenlerinin tümünün düzey değerlerinde durağan olduğuna karar verilmiştir. Bu nedenle, analizlerde bu değişkenlerin düzey değerleri kullanılmıştır. Burada kullanılan yöntemler, vektör otoregresif (*VAR*) modellerden yararlanarak çözümlenmektedir. LASSO GN modelinin çözümünde *VAR*(3) modeli kullanılmıştır. Bu modellerde ayarlama parametresi λ 'nın seçimi için 5-kez çapraz doğrulama yöntemi kullanılmıştır. LASSO GN yönteminin sonuçları Tablo 3.3'de verilmiştir.

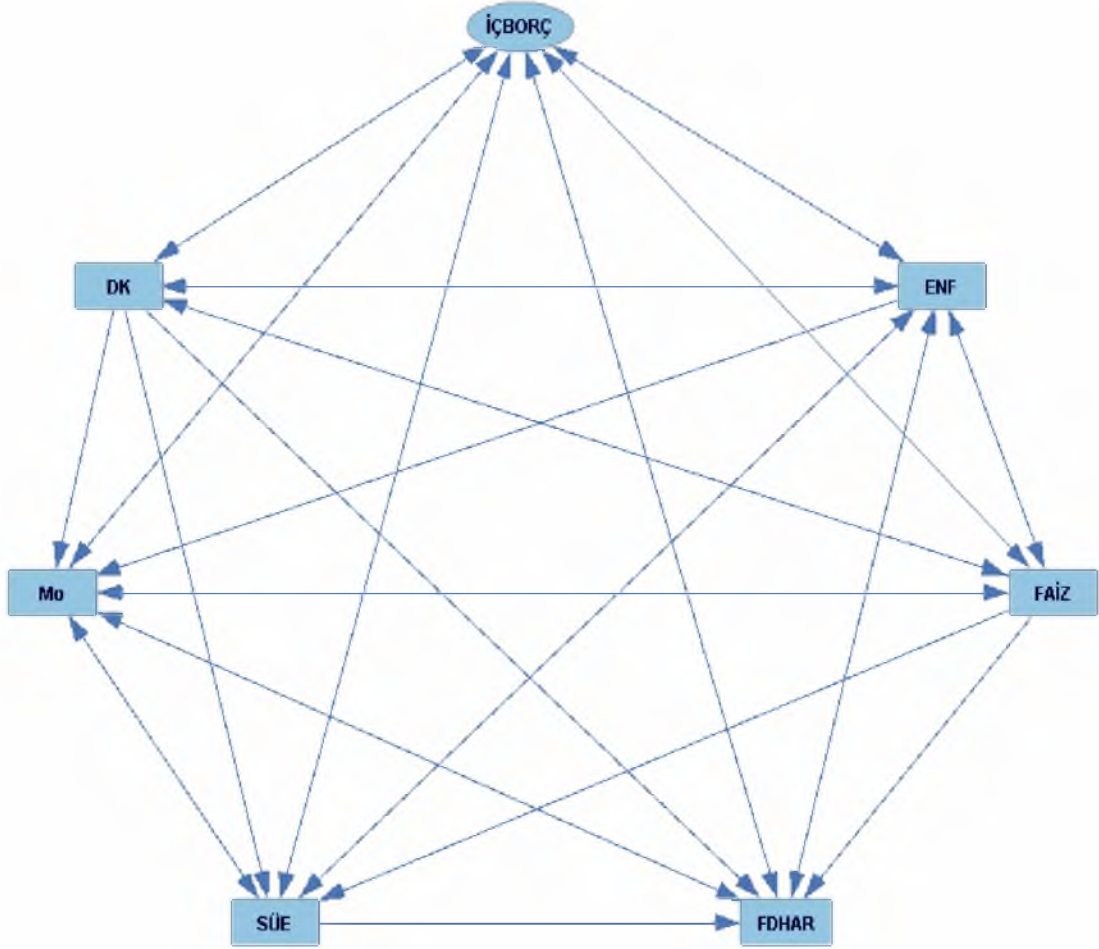
Tablo 3.3. LASSO GN Testi Sonuçları

<i>Bağımlı Değişken</i>	<i>Bağımsız Değişkenler</i>						
	<i>İÇBORÇ</i>	<i>ENF</i>	<i>DK</i>	<i>Mo</i>	<i>FAİZ</i>	<i>SÜE</i>	<i>FDHAR</i>
<i>İÇBORÇ</i>	0.438154	0.037939	0.188426	0.005304	0.124094	0.148497	0.0055
<i>ENF</i>	0.026506	0.439251	0.197499	0	0.005798	0.055059	0.032409
<i>DK</i>	0.098689	0.160098	0.806444	0	0.003954	0.039742	0.04655
<i>Mo</i>	0.070257	0.044462	0.715637	0.612574	0.062637	0.168439	0.012032
<i>FAİZ</i>	0.90326	0.273453	1.194235	0.096531	1.260279	0.063248	0
<i>SÜE</i>	0.10616	1.251201	1.669976	0.563397	1.709573	1.536353	0.090302
<i>FDHAR</i>	1.782625	0.447454	11.00403	0.906789	3.333927	0.402047	2.530634

Tablo 3.3'de verilen LASSO GN testi sonuçlarına göre;

- *İÇBORÇ* değişkeni ile *DK*, *ENF*, *FAİZ*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenleri arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.
- Nedensellik ilişkisinin *ENF* değişkeni ile *DK*, *FAİZ*, *SÜE* ve *FDHAR* arasında iki yönlü ve *ENF*'den *Mo*'a doğru tek yönlü gerçekleşmiştir.
- Nedensellik ilişkisinin *DK* değişkeni ile *FAİZ*, *SÜE* ve *FDHAR* değişkenleri arasında iki yönlü, *DK*'dan *Mo*'a doğru tek yönlü olduğu tespit edilmiştir.
- *Mo* değişkeni ile *FAİZ*, *SÜE* ve *FDHAR* değişkenleri iki yönlü nedensel ilişkiler vardır.
- Nedensellik ilişkisinin *FAİZ* ile *SÜE* arasında iki yönlü ve *FAİZ*'den *FDHAR*'a doğru tek yönlü olduğu gözlemlenmiştir.
- Nedensellik ilişkisi *SÜE* ile *FDHAR* arasında iki yönlü olarak gerçekleşmiştir.

Tablo 3.3’de verilen LASSO GN testi sonuçlarına göre elde edilen LASSO GN ağı Şekil 3.1’de verilmiştir.



Şekil 3.1. LASSO GN Ağı

Elastik net tahmincisi ile tahmin edilen modellerde alfa (α), 0 ve 1 arasındaki sayı değerlerini almaktadır. *İÇBORÇ*, *ENF*, *FAİZ*, *DK*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak için elastik net GN yöntemi kullanılmıştır. Burada optimal λ değerlerini hesaplamak için 5-kez çapraz doğrulama yöntemi kullanılmıştır. AIC bilgi kriterine göre $VAR(d)$ modelinin optimal gecikmesinin $d = 3$ ve α sayı değerinin 0.9 olduğuna karar verilmiştir. $\alpha = 0.9$ olmak

üzere, $VAR(3)$ modeline dayalı elastik net GN testinin tahmin sonuçları Tablo 3.4’de verilmiştir.

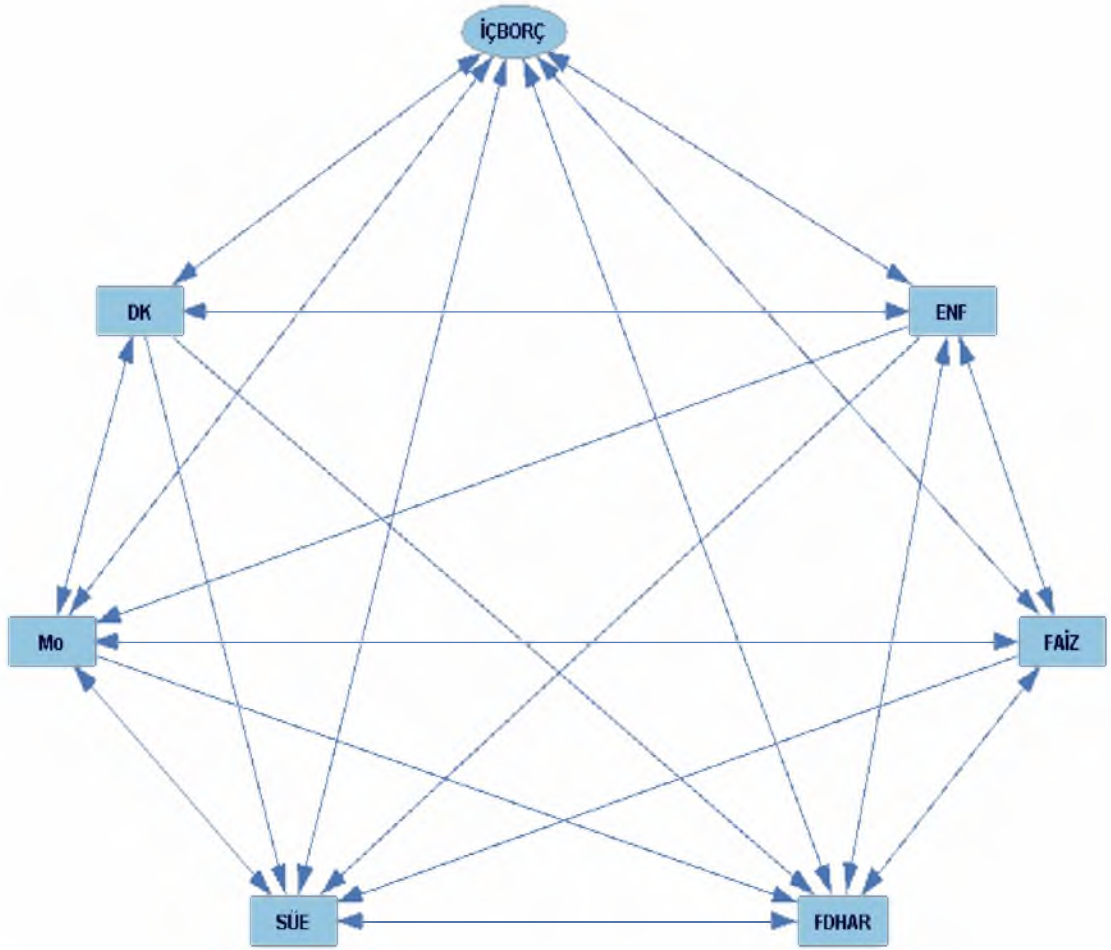
Tablo 3.4. Elastik net GN Testi Sonuçları

<i>Bağımlı Değişken</i>	<i>Bağımsız Değişkenler</i>						
	<i>İÇBORÇ</i>	<i>ENF</i>	<i>DK</i>	<i>Mo</i>	<i>FAİZ</i>	<i>SÜE</i>	<i>FDHAR</i>
<i>İÇBORÇ</i>	0.4948	0.0271	0.0364	0.1197	0.1147	0.0216	0.4948
<i>ENF</i>	0.0791	0.33	0.0138	0.1439	0.0957	0	0.0255
<i>DK</i>	0.2718	0.0498	0.4958	0.1634	0	0	0
<i>Mo</i>	0.4572	0.0827	0.0502	0.185	0.8317	0	0
<i>FAİZ</i>	2.1549	0.0066	0	1.8799	0.2393	0	0.066
<i>SÜE</i>	0.529	0.0047	0.1582	1.7641	0.2853	0.4807	0.1119
<i>FDHAR</i>	3.0535	0.9801	0.576	9.5753	0.9472	0.963	1.5043

Tablo 3.4’de verilen elastik net GN testinin sonuçlarına göre;

- *İÇBORÇ* değişkeni ile *DK*, *ENF*, *FAİZ*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenleri arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.
- Nedensellik ilişkisinin *ENF* değişkeni ile *DK*, *Mo*, *FAİZ* ve *FDHAR* arasında iki yönlü ve *ENF*’den *SÜE*’ye doğru tek yönlü gerçekleşmiştir.
- Nedensellik ilişkisinin *DK* ile *Mo* arasında iki yönlü, *DK*’dan *SÜE*’ye ve *FDHAR*’a doğru tek yönlü olduğu tespit edilmiştir. *DK* ile *FAİZ* arasında ise bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.
- *Mo* ile *FAİZ* arasında iki yönlü, *Mo*’dan *SÜE*’ye, *FDHAR*’a doğru tek yönlü nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- Nedensellik ilişkisinin *FAİZ* ile *FDHAR* arasında iki yönlü ve *FAİZ*’den *SÜE*’ye ise tek yönlü olduğu gözlemlenmiştir.
- Nedensellik ilişkisi *SÜE* ile *FDHAR* arasında karşılıklı olarak gerçekleşmiştir.

Tablo 3.4’deki sonuçlara göre *İÇBORÇ*, *ENF*, *FAİZ*, *DK*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenlerinin elastik net CGN ağı Şekil 3.2’de verilmiştir.



Şekil 3.2. Elastik net GN Ağı

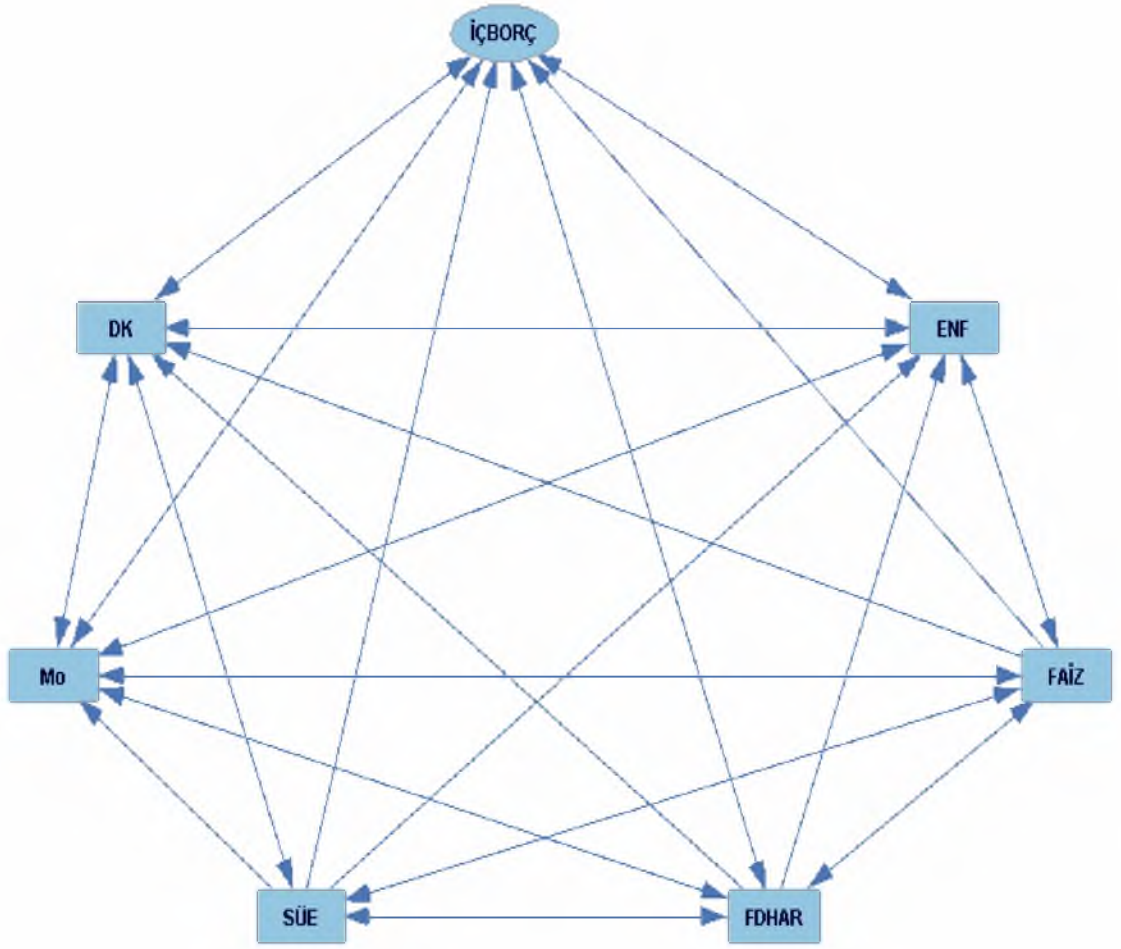
İncelenen değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırmak için kullanılan LASSO CGN (Bahadori ve Liu, 2013) ve elastik net CGN (Furqan ve Siyal, 2016) yöntemlerinin çözümleri, $VAR(d)$ modelleri aracılığıyla sağlanmaktadır. Bu çalışmada, VAR modellerinin uygun gecikmesinin seçiminde AIC bilgi kriteri kullanılmıştır. Ayarlama parametresi $\lambda = 0.01$ olmak üzere, söz konusu iki yöntem için kullanılan VAR modellerinin uygun gecikmeleri $d = 2$ olarak belirlenmiştir. $VAR(2)$ modeline dayalı LASSO CGN ile elastik net CGN testlerinin sonuçları Tablo 3.5 ve Tablo 3.6'da verilmiştir. Bu tablolardaki sonuçlara göre elde edilen $İÇBORÇ$, ENF , $FAİZ$, DK , $SÜE$, Mo ve $FDHAR$ değişkenlerinin ağları ise Şekil 3.3 ve Şekil 3.4'de verilmiştir.

Tablo 3.5. LASSO CGN Testi Sonuçları

<i>Bağımlı Değişken</i>	<i>Bağımsız Değişkenler</i>						
	<i>İÇBORÇ</i>	<i>ENF</i>	<i>DK</i>	<i>Mo</i>	<i>FAİZ</i>	<i>SÜE</i>	<i>FDHAR</i>
<i>İÇBORÇ</i>	0.4269	0.1627	0.0608	0.0302	0.5302	0.0519	0.2635
<i>ENF</i>	0.0254	0.2148	0.1537	0.1003	0.0592	0.0832	0.3047
<i>DK</i>	0.0808	0.0707	0.3506	0.1721	0.1501	0.3334	0.4876
<i>Mo</i>	0.0512	0.1781	0.1516	0.0327	0.3239	0.2589	0.3443
<i>FAİZ</i>	0	0.1167	0	0.0869	0.1548	0.2741	0.1289
<i>SÜE</i>	0	0	0.0262	0	0.0426	0.5546	0.3500
<i>FDHAR</i>	0.0939	0	0	0.1371	0.2520	0.5786	0.9426

Tablo 3.5’de verilen LASSO CGN’nin tahmin sonuçlarına göre;

- *İÇBORÇ* değişkeni ile *ENF*, *DK*, *Mo* ve *FDHAR* arasında iki yönlü, *FAİZ*’den ve *DK*’den *SÜE*’den *İÇBORÇ*’a doğru tek yönlü nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- Nedensellik ilişkisi *ENF* değişkeni ile *DK*, *Mo* ve *FAİZ* arasında iki yönlü, *SÜE*’den ve *FDHAR*’dan *ENF*’ye ise tek yönlü gerçekleşmiştir.
- Nedensellik ilişkisi *DK* ile *Mo* ve *SÜE* arasında iki yönlü, *DK*’den *SÜE*’ye, *FDHAR*’a ve *FAİZ*’den, *FDHAR*’dan *DK*’ya doğru tek yönlü gerçekleşmiştir.
- *Mo* ile *FAİZ* ve *FDHAR* değişkenleri arasında iki yönlü, *SÜE*’den ve *FDHAR*’dan *Mo*’a doğru tek yönlü nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- *FAİZ* ile *SÜE* ve *FDHAR* arasında karşılıklı nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- Nedensellik ilişkisi *SÜE* ile *FDHAR* arasında karşılıklı olarak gerçekleşmiştir.



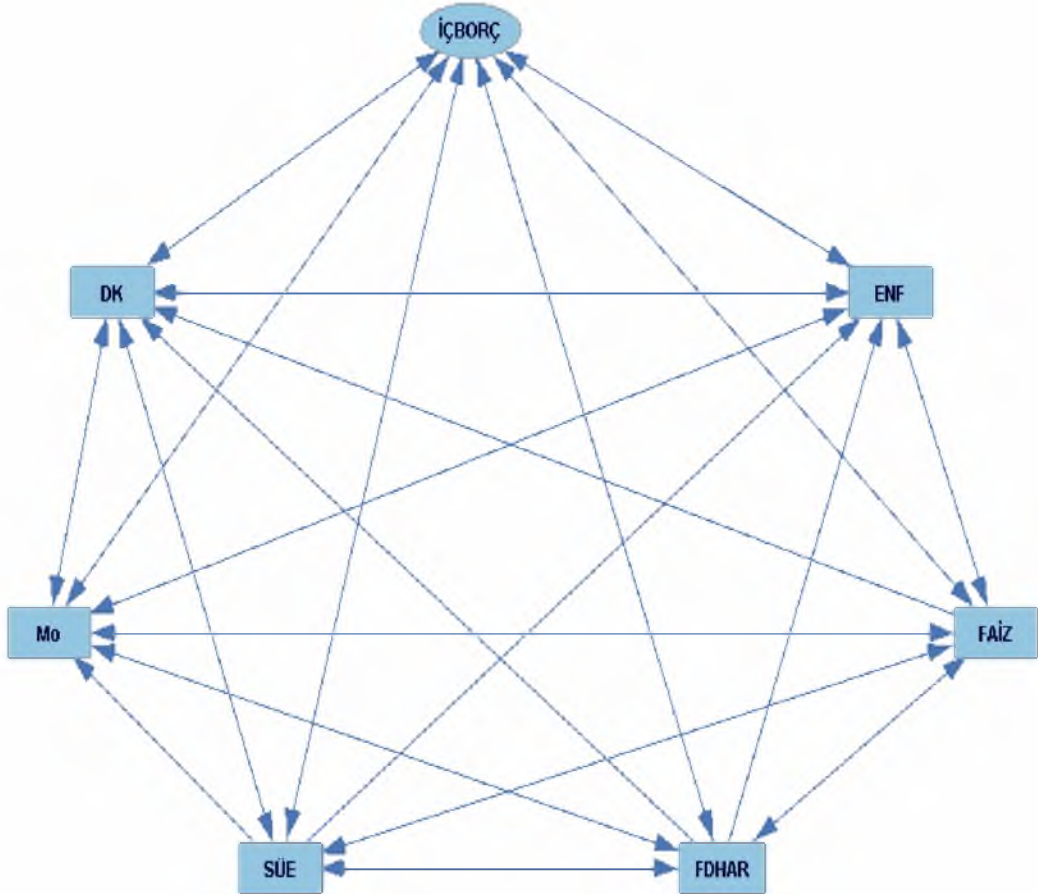
Şekil 3.3. LASSO CGN Ağı

Tablo 3.6. Elastik net CGN Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler						
	İÇBORÇ	ENF	DK	Mo	FAİZ	SÜE	FDHAR
İÇBORÇ	0.4679	0.1555	0.0596	0.0407	0.5251	0.0530	0.2655
ENF	0.0465	0.2024	0.1448	0.1185	0.0616	0.0799	0.3062
DK	0.1868	0.0650	0.3358	0.1864	0.1493	0.3153	0.4892
Mo	0.2275	0.1617	0.1421	0.0449	0.3207	0.2502	0.3452
FAİZ	0.0199	0.1126	0	0.0932	0.1569	0.2542	0.1300
SÜE	0.0353	0	0.0256	0	0.0433	0.5400	0.3522
FDHAR	0.3168	0	0	0.1377	0.2488	0.5526	0.9445

Tablo 3.6’da verilen elastik net CGN testinin sonuçlarına göre;

- *İÇBORÇ* değişkeni ile *ENF*, *DK*, *FAİZ*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenleri arasında karşılıklı nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- Nedensellik ilişkisi *ENF* değişkeni ile *DK*, *Mo* ve *FAİZ* arasında iki yönlü, *SÜE*’den ve *FDHAR*’dan *ENF*’ye ise tek yönlü gerçekleşmiştir.
- Nedensellik ilişkisi *DK* ile *Mo* ve *SÜE* arasında iki yönlü, *DK*’dan *SÜE*’ye, *FDHAR*’a ve *FAİZ*’den, *FDHAR*’dan *DK*’ya doğru tek yönlü gerçekleşmiştir.
- *Mo* ile *FAİZ* ve *FDHAR* değişkenleri arasında iki yönlü, *SÜE*’den ve *FDHAR*’dan *Mo*’a doğru tek yönlü nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- *FAİZ* ile *SÜE* ve *FDHAR* arasında karşılıklı nedensel ilişkiler bulunmuştur.
- Nedensellik ilişkisi *SÜE* ile *FDHAR* arasında karşılıklı olarak gerçekleşmiştir.



Şekil 3.4. Elastik net CGN Ağı

Literatürde iç borçlanmanın ekonomide enflasyonist bir etki yaratacağı yönünde birçok çalışma vardır. Burada borçlanma kaynaklarının nereden finanse edildiği ve kamu borç yönetim politikaları kapsamında borçlanma vadelerinin nasıl seçildiği, esasında iç borçlanma ve enflasyonist eğilimin karşılıklı etkileşimi hakkında daha detaylı bilgi vermektedir. Bu anlamda iç borçlanmanın özellikle merkez bankasından, ticari bankalardan veya sermaye piyasasından yapılmasının enflasyonist etkiyi daha çok arttıracığı yönünde teorik yaklaşımlar mevcutken, buna karşın borçlanmanın bireysel veya kurumsal tasarruf sahiplerinden yapılması durumunda oluşacak enflasyonist etkinin daha az olacağı belirtilebilmektedir. Borçlanma vadeleri açısından iç borçlanma ve enflasyon ilişkisine bakıldığında ise kısa vadeli iç borçlanma araçlarının tercih edilmesi durumunda, borç anapara ve faiz ödemelerinin kısa aralıklarla yapılması söz konusu olacağından iç borçlanmanın enflasyonist etkiyi arttırması kaçınılmaz bir sonuç olmaktadır. Enflasyonist sürecin ise bir kez kontrolden çıkması iç borçların kronik hale gelmesinin ön koşullarından biridir. Söz konusu borçlanma sonucu ortaya çıkan enflasyonist etki, ödünç verilebilir fonlara olan talep yüksekliği nedeniyle faiz oranlarının yükselmesine yol açarak kamu borçlanmasını arttıran bir borçlanma nedenine dönüşebilmektedir (Demir, 2009). Ayrıca enflasyonist eğilimlerin artması durumunda, fon sahiplerinin daha yüksek faiz talebinde bulunmaları veya enflasyona endeksli borçlanma araçlarını talep etmeleri de aynı şekilde bir yükümlülük olarak ifade edilen iç borç stokunu arttırabilmektedir. Dolayısıyla enflasyondan iç borçlara doğru da bir ilişki söz konusudur. LASSO GN, elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN testlerinin bulgularına göre, iç borçlar ve enflasyon arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin ortaya çıkması bu ilişkiyi doğrulamaktadır. Burada para arzının ekonomik büyümeye endekslenmesi, atıl fonların iç borçlanma yoluyla üretime sokularak uzun vadede toplam arz seviyesinin arttırılması ve mali disiplininin sağlanması, enflasyonist etkilerin kontrol altına alınmasında önemli birer politik araç olarak öne sürülebilmektedir. Bu, makroekonomik gerekçelerle borcun miktar ve bileşiminde değişiklik yapılarak ülkenin makroekonomik dengesinin sağlanmasını ve korunmasını amaçlayan borç yönetim politikalarının rasyonel zeminde yürütülmesini zorunlu kılmaktadır (Köstekçi ve Yıldız, 2019). Ulusoy ve Erdem (2014) ve Kanca (2017) tarafından yapılan çalışmalarda, Türkiye’de enflasyon ve iç borçlar arasındaki nedensellik ilişkisinin iki yönlü olduğu görülmektedir. Kullanılan testlerin sonuçları, bu

çalışmaların sonuçlarını destekler niteliktedir. Türkiye için yapılan bazı çalışmalarda ise iç borçlar ve enflasyon arasındaki nedensel ilişkiler tek yönlü olarak bulunmuştur. Örneğin; Özgen ve Güloğlu'nun (2004) yaptıkları çalışmada nedensellik ilişkisinin enflasyondan iç borçlara doğru tek yönlü olduğu gözlemlenmiştir. Aytemiz vd. (2004), Bal (2012), Aytaç ve Sağlam (2014) tarafından yapılan çalışmalarda ise nedensellik ilişkisinin iç borçlardan enflasyona doğru tek yönlü olduğu gözlemlenmiştir.

Türkiye gibi enerji ve hammadde dışa bağımlı ülkelerde döviz kuru ile enflasyon arasında sıkı bir ilişkinin olduğu bilinen bir gerçektir. Döviz kurundaki artışlar enerji ve hammadde ithalatını düşürdüğünden üretim düşmekte ve arz, talep karşısında yetersiz kalmaktadır. Bu bakımdan talep çekişli bir enflasyonist süreç doğmaktadır. Ayrıca girdi fiyatlarının artması maliyetleri arttırmakta ve bu durum da maliyet itişli enflasyonist süreci doğurmaktadır. Sürekli artan enflasyon ise sürekli artan döviz kuru anlamına gelmektedir. LASSO GN, elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN testlerinin sonuçlarında, hem iç borçlar ile döviz kuru arasında hem de döviz kuru ile enflasyon arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu görülmektedir. Sonuçta döviz kuru ile iç borç arasında enflasyon aktarım mekanizmasıyla karşılıklı bir ilişki olduğu görülmekte ve kullanılan testlerin sonuçları da bu ilişkiyi doğrulamaktadır. Analizlerde iç borçlar ile döviz kurularasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin bulunması, Özgen ve Güloğlu'nun (2004) yaptıkları çalışmayı destekler niteliktedir. Bal'ın (2012) çalışmasında ise nedensellik ilişkisinin iç borçlardan döviz kuruna doğru tek yönlü olduğu tespit edilmiştir. Literatürde döviz kuru ile enflasyon arasındaki nedensel ilişkileri inceleyen çalışmaların bulguları birbirlerinden farklılık gösterebilmektedir. Özgen ve Güloğlu (2004), Ayvaz Güven ve Uysal (2013) ve Karakış (2019) çalışmalarında döviz kuru ile enflasyon arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmişlerdir. Gül ve Ekinci (2006) ile Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2016) tarafından yapılan çalışmalarda nedensellik ilişkisinin döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü olduğu tespit edilmiştir. Bal (2012), Torun ve Karanfil (2016) ve Yıldız ve Başar'ın (2018) çalışmalarında ise döviz kuru ile enflasyon arasında bir nedensellik ilişkisine raslanılmamıştır.

İktisat literatüründe Türkiye'de iç borçlar ile faiz değişkenleri arasındaki ilişkinin varlığıyla ilgili birçok çalışma mevcuttur (Özgen ve Güloğlu, 2004; Susam, 2005; Bakkal ve Gürdal, 2007; Çoban, vd., 2008; Ulusoy ve Erdem, 2014; Aytaç ve Sağlam,

2014). Bu ilişkiyi açıklayan iki farklı görüş vardır. Birinci görüş Keynes ve taraftarları tarafından savunulan görüştür. Bu görüşe göre devlet iç borçlanma amaçlı sermaye piyasasında işlem yapmaya başladığında, ödünç verilebilir fonlara olan talep artacağından faiz haddi yükselecektir. Artan faiz oranları, bütçe faiz ödemelerini arttırmakla birlikte özel sektör yatırımlarını da düşürmektedir. Devletin genel mali gelirlerini azaltan bu gelişme, daha fazla finansman ihtiyacı yaratmaktadır. Aşırı finansman olgusu daha ağır koşullar altında yeni borçlanmalara neden olurken, yüksek faiz ve kısa vade gibi ağır borçlanma koşulları ise borçlanma maliyetlerini arttırarak borçlanmayı kronikleştirmektedir. İkinci görüş ise Ricardo ve Barro tarafından öne sürülen görüştür. Bu görüşe göre devletin finansman ihtiyacı için iç piyasaya yönelmesi, gelecek dönemlerde bu borcun faizinin ödenmesi için fazladan fona ihtiyaç duyacağı anlamına gelecektir. Bireyler de bu fon ihtiyacının doğacağına farkındadır. Bu yüzden de gelecekte ödeyecekleri fazladan vergi yüküne hazırlıklı olmak için tasarruflarını arttıracaklardır (Türel ve Önder, 1993). Dolayısıyla devletin ek finansman talebiyle piyasadaki borçlanması durumunda artan faiz oranları, bireylerin tasarruflarını arz etmeleriyle birlikte düşmeye başlayacaktır (Eğilmez, 2017). Ancak zayıf bir mali yapı ve bütçe disiplininin yokluğundan kaynaklanacak aşırı finansman olgusu nedeniyle faizlerdeki artışların süreklilik kazanacağını ve bununla borç stokunu arttırarak borçlanmayı borcun nedenine dönüştüreceğini belirtmek yerinde bir değerlendirme olacaktır. Bu iki görüş birlikte dikkate alındığında iç borcun faiz oranlarını etkilediği söylenebilir. Diğer taraftan, LASSO GN, elastik net GN ve elastik net CGN testlerinde, iç borç ile faiz oranlarının birbirlerini karşılıklı etkilediği sonucu ortaya çıkmıştır. Bu sonuca göre yukarıdaki görüşlerden farklı olarak faiz oranlarının da iç borçları etkilediği görülmüştür. LASSO CGN testi bulgularında ise nedensellik ilişkisinin faiz oranlarından iç borçlara doğru tek yönlü olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, Özgen ve Güloğlu'nun (2004) çalışmasında tespit edilen bulguları desteklemektedir. Bu süreçte gerek borçların sürdürülebilirliğin sağlanması ve gerekse de finansman ihtiyacının faizler üzerindeki baskısının azaltılması için öncelikle borçlanmaya neden olacak aşırı finansman politikalarından vazgeçilmesi, bütçe açığının GSYİH'nin belirli bir oranı ile sınırlandırılması, yurtdışı kaynaklardan yapılan devlet iç borçlanmasına sınırlamalar getirilmesi gibi mali kural temelli uygulamalara gidilebilir (Kopits ve Symansky, 1998).

Kamu kesimi finansman ihtiyacı olduğu takdirde ödünç verilebilir fonlara olan talep artacağından, piyasa faiz oranları yükselecek ve özel sektör, yatırımlar için finansman kaynaklarına daha fazla faiz ödeyerek ulaşacaktır. Yatırımların karlılığını düşüren bu gelişme, yatırımcıları fon talebini düşürecektir (Köstekçi ve Yıldız, 2019). Kaynakların kamuda birikmesine, planlanan özel sektör yatırımların azalmasına ve üretimin düşmesine neden olan bu gelişme, iç borçlanmanın ekonomide crowding-out etkisi şeklinde ortaya çıkmakta ve ekonomik büyümenin düşük düzeyde kalmasında önemli bir faktör olmaktadır. Öte yandan yatırım ve üretimdeki düşüş nedeniyle devletin mali gelirlerinin azalması, bütçe harcamalarının finansmanı için yeni iç borçlanmaları zorunlu kılmaktadır. Özetle, iç borçların artması özel kesimde crowding-out etkisi yaratacak ve sanayi üretim endeksi düşecektir. Sanayi üretim endeksinin düşmesi ise devletin vergi gelirini düşürecek, bütçe açığını arttıracak ve açıkların finansmanı devlet için bir zorunluluk olacaktır. Bu anlamda LASSO GN, elastik net GN ve elastik net CGN testlerinin sonuçlarına bakıldığında, sanayi üretim endeksi ile iç borçlar arasında karşılıklı bir nedensel ilişkinin varlığı da yukarıdaki temel düşünceleri desteklemektedir. LASSO CGN testi sonuçlarında ise sanayi üretim endeksinden iç borçlara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

Kullanılan testlerin sonuçlarından elde edilen bir diğer ilişki ise enflasyon oranı ile faiz oranı arasındaki ilişkidir. Enflasyon oranı-faiz oranı ilişkisi I. Fisher'ın 1930 yılında yapmış olduğu The Theory of Interest isimli eserinden beri üzerinde çalışılan bir konudur. Bu eserde Fisher nominal faiz oranı ile enflasyon oranının reel faiz oranını etkilemeksizin karşılıklı ve birebir bir ilişki içinde olduğunu ileri sürmektedir (Tunalı ve Erönel, 2016). Yani reel faiz oranı ile enflasyon oranı toplamının nominal faiz oranına eşit olacağını belirtmektedir. Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde, elde edilen sonuçların bu ilişkiyi doğruladığı görülmektedir. Ancak enflasyon ile faiz oranı arasındaki ilişkiyi tam olarak tespit etmek açısından enflasyonun talep kaynaklı mı yoksa maliyet kaynaklı mı olduğuna bakmak gerekir. Faizlerdeki artış, bireylerin tüketim ve yatırım kararlarını olumsuz etkilerken, tasarruf kararlarını olumlu etkileyebilmektedir. Böylesi bir yapıda artan faiz oranları toplam talep seviyesini düşürdüğünden, enflasyon oranı ile faiz oranı arasında ters yönlü bir ilişki ortaya çıkmakta ve yükselen faizler enflasyonu düşürebilmektedir. Ancak enflasyonun maliyet kaynaklı olması durumunda, faiz oranları ile enflasyon arasında aynı yönlü bir ilişki

ortaya çıkmaktadır. Bu süreçte artan faiz oranları, üretim ve yatırım için girdi maliyetlerini arttırarak sermayenin etkinliğini azaltmakta ve enflasyonu yükseltmektedir (Eğilmez, 2014). Artan enflasyon ise tasarruf sahiplerinin ve yatırımcıların daha yüksek faiz talepleri ile sonuçlanabilmekte ve faiz artışını tetikleyebilmektedir. Literatürde her ne kadar enflasyon oranından faiz oranına doğru bir nedensellik söz konusu olsa da uygulamada bu ilişki bazen ters bazen de karşılıklı olarak bulunabilmektedir. Analizde kullanılan tüm testlerin sonuçları, Türkiye’de söz konusu zaman aralığında enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkinin karşılıklı olduğunu göstermektedir. Aytaç ve Sağlam (2014), Torun ve Karanfil (2016), ve Yıldız ve Başar (2018) Türkiye için yaptıkları çalışmalarda faizden enflasyona doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğunu bulmuşlardır. Aytemiz vd. (2004), Oktar ve Dalyancı (2011) ile Doğan vd. (2016) ise Türkiye için yaptıkları çalışmalarda enflasyondan faize doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu bulmuşlardır. Özgen ve Güloğlu (2004), Çoban vd. (2008) ile Bal (2012) Türkiye için yaptıkları çalışmalarda da enflasyon ile faiz değişkenleri arasında bir nedensellik ilişkisi saptanmamıştır.

LASSO GN testine göre, faiz oranlarından faiz dışı harcamalara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Faiz dışı harcama, faiz ödemeleri dışındaki kamu harcama politikalarının mali pozisyonunu göstermektedir. Faiz oranlarının yüksekliği nedeniyle bütçeden faiz ödemelerine daha yüksek pay ayrılması, faiz dışı harcamayı olumsuz etkilemekte ve faiz dışı harcamanın düşük düzeyde kalmasına neden olabilmektedir. Buna karşın faiz oranlarındaki düşüş ise bütçe faiz ödemelerinin azalmasına ve faiz dışı harcamanın yüksek düzeyde setretmesine neden olabilmektedir. Burada faiz dışı fazla verilmesinin ekonomik ve mali gerekçesi, borçlanma ve dolayısıyla faizler üzerindeki baskının azaltılmasıdır. Diğer taraftan, elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN testlerine göre faiz oranları ve faiz dışı harcamalar arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Bu testlerin bulguları, Özgen ve Güloğlu’nun (2004) yaptığı çalışmadaki bulguları desteklemektedir. Yine yararlanılan testlerin bulgularında, faiz oranları ile sanayi üretim endeksi arasında bir ilişkinin olduğu görülmektedir. LASSO GN, LASSO CGN ve elastik net CGN testlerinin bulgularında, nedensellik ilişkisinin faiz oranları ile sanayi üretim endeksi arasında iki yönlü olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu Özgen ve Güloğlu’nun (2004) yaptığı çalışmadaki bulguları doğrulamaktadır. Yani faiz oranlarının artışı, üretim ve yatırım

alanlarında kullanılan finansman maliyetini yükseltmekte ve sanayi üretim endeksini baskılamaktadır. Ayrıca faiz oranlarındaki artış, bireysel veya kurumsal fon kaynaklarının reel üretimden çekilip yüksek faiz oranları nedeniyle kamu borçlanma araçlarına yatırılmasını da teşvik etmektedir (Bağcı, 2001). Böylesi bir yapıda azalan reel yatırımlar, sanayi üretim endeksinin düşmesine neden olabilmekte ve ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etki yaratarak iktisadi işleyişi bozabilmektedir. Bu bağlamda elastik net GN testine göre, nedensellik ilişkisinin faiz oranlarından sanayi üretim endeksine doğru olması, bulunan tek yönlü nedensel ilişkiyi doğrulamaktadır. Bu süreçte sağlam ve güçlü mali politikalar ile bütçe disiplinin sağlanarak borçlanma ve faiz oranları üzerindeki baskının azaltılması, gerek faiz harcamalarının düşürülmesi (faiz dışı harcamaların arttırılması) ve gerekse de finansman kaynaklarının reel üretime yönlendirilmesi açısından önemli bir politika olarak değerlendirilebilmektedir.

Para arzındaki artış ve azalışların önemi, Klasik İktisatçılardan beri araştırılan bir olgudur. Bu konuda en fazla kabul görmüş yaklaşımlardan biri monetarist yaklaşımdır. Bilindiği üzere bu yaklaşımda para arzındaki artış ve azalışlar büyüme oranına endekslenirse enflasyonist bir etki oluşmayacaktır. Fakat bu endekslleme işlemi yapılmazsa ve gereğinden fazla emisyon sağlanırsa enflasyon kaçınılmaz bir sonuç olacaktır. Buna karşın ihtiyaç duyulandan daha az miktarda emisyon sağlanması durumunda ise deflasyonist bir ortam oluşacaktır. Sanayi üretim endeksi, büyüme rakamlarını göstermesi bakımından önemli bir göstergedir. Bu bağlamda sanayi üretim endeksindeki artış ve azalışlar, para arzının belirlenmesinde de önemli bir referans noktası oluşturmaktadır. Dolayısıyla, LASSO CGN ve elastik net CGN testleri sonuçları, sanayi üretim endeksinden para arzına doğru görülen ilişkiyi doğrulamaktadır. Ayrıca, para arzındaki artışlar faiz oranlarını düşüreceğinden sanayi üretim endeksine etkide bulunmaktadır. Buradan, para arzından sanayi üretim endeksine doğru bir nedensel ilişkinin olduğu söylenebilir. Elastik net GN testi bulguları bu ilişkiyi de doğrulamaktadır. Diğer yandan, para arzı ile sanayi üretim endeksi arasında karşılıklı bir ilişkinin olması da muhtemeldir. Bu karşılıklı ilişki LASSO GN analizi sonuçlarında da saptanmıştır.

LASSO GN, elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN testlerindeki nedensellik testlerinin bulguları para arzındaki artışın faiz oranı ile karşılıklı bir nedensellik ilişkisi içerisinde olduğunu göstermektedir. İktisat literatürüne göre para

arzındaki artış faiz oranları üzerindeki sonuçlarını dört etki ile göstermektedir. Likidite etkisi, fiyatlar genel düzeyi etkisi, gelir etkisi ve enflasyonist beklentiler etkisi olarak sıralanabilecek bu dört etki faiz oranları üzerinde farklı sonuçlar doğurmaktadır. Sonuç ne olursa olsun grafiğin gösterdiği para arzından faiz oranına doğru bir ilişkinin varlığı kesindir (Yılmaz, 2015) ve ilişkinin varlığı nedensellik testi tarafından doğrulanmaktadır. İktisat literatürüne göre faiz oranlarının değişmesinin en önemli nedenlerinden biri para arzındaki değişimdir. Fakat faiz oranlarındaki değişimin doğrudan para arzını etkilemesi beklenmemektedir. Çünkü analize dâhil edilen para arzı tanımı *Mo*'dır. *Mo* tanımlı para arzına vadeli mevduatlar, fonlar ve menkul kıymetler dâhil değildir. Dolayısıyla faiz oranlarının *Mo*'ı etkilemesi beklenebilir bir ilişkidir. Çünkü faiz oranlarında artış olması tasarruf miktarını arttıracak ve halkın elinde tuttuğu para miktarını, yani *Mo* tanımlı para arzını daraltacaktır. Kullanılan nedensellik testleri sonuçlarından görülen bu karşılıklı ilişki yine doğru bir gösterimdir.

Elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN testlerinin sonuçlarına göre, *Mo* tanımlı para arzı ile enflasyon değişkenleri birbirlerini karşılıklı etkilemektedir. Ancak, LASSO GN testinin sonuçlarında nedensellik ilişkisi enflasyondan para arzına doğru gerçekleşmiştir. Çağdaş iktisat literatüründe para arzındaki kontrolsüz artışların enflasyona neden olacağı bilinen bir durumdur. Bu gelişme artan para arzının faizleri düşürdüğü, yatırım ile tüketim kararlarını olumlu etkilediği ve dolayısıyla kısa vadede toplam talep seviyesinde bir artışa neden olduğu şeklinde değerlendirilmektedir. Merkez bankasının daraltıcı para politikası uygulamaları kapsamında açık piyasa işlemleri, zorunlu karşılıklar ve iskonto oranları gibi araçlarla para piyasasına müdahale etmesi ve para piyasasında dengeyi sağlaması temel bir makroekonomik hedef olmaktadır. Fakat enflasyon oranlarındaki artışın para arzını etkilemesi beklenmez. Dolayısıyla, enflasyon ve *Mo* para arzı arasındaki ilişkinin analizi için yararlanılan LASSO GN testinin sonuçları, iktisat literatüründeki bilinenlerin tersi yönünde sonuçlar olmaktadır. Ancak Özmen ve Koçak (2012) tarafından yapılan çalışmada nedensellik ilişkisinin enflasyondan para arzına doğru gerçekleştiği görülmektedir.

3.2. Gelişmekte Olan 30 Ülkede Ekonomik Büyüme, Enerji Tüketimi, Dış Ticaret Dengesi ve Finansal Gelişme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi

Bu çalışmada incelenen ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme ve dış ticaret dengesi değişkenleriyle ilgili birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntem, seçilen birim (ülke) ve döneme bağlı olarak değişkenler arasındaki ilişkilerin sonuçları farklılık gösterebilmektedir. Konuya ilişkin yayınlanan bazı çalışmaların özeti aşağıda verilmiştir.

3.2.1. Panel Verilere İlişkin Literatür Özeti

Stern (2000), 1947-1994 dönemine ait ABD ekonomisinde ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi araştırmak amacıyla Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik yöntemlerini kullanmıştır. Bulgularda, enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına rastlanılmıştır.

Asafu Adjaye (2000), gelişmekte olan 4 ülkenin (Endonezya, Filipinler, Hindistan ve Tayland) 1973-1995 yılları için enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve enerji fiyatları değişkenleri arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve VECM Granger nedensellik testleriyle araştırmıştır. Kısa dönemde Endonezya ve Hindistan ülkelerinde enerji tüketiminden ekonomik büyüme doğru tek yönlü nedensellik ilişkilerinin varlığına, Filipinler ve Tayland ülkelerinde ise enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında enerji karşılıklı nedensellik ilişkilerinin varlığına rastlanılmıştır.

Lee (2005), 1975-2001 dönemini kapsayan 18 gelişmekte olan ülkede ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasındaki uzun dönem ve kısa dönem ilişkileri incelemek için Tam-Modifiye edilmiş EKK, panel eşbütünleşme ve VECM panel Granger nedensellik testlerini kullanmıştır. İnceleme sonucunda, gelişmekte olan 18 ülkede nedensellik ilişkisinin enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü olduğu görülmüştür.

Wolde-Rufael (2005), on dokuz Afrika Ülkesinin 1971-2001 yılları için, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İncelemede eşbütünleşme ve Toda Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Nedensellik testi

bulgularında, üç ülkede (Kamerun, Fas ve Nijerya) enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Soytaş ve Sarı (2006), Johansen (1991, 1995) ile Johansen-Juselius'un (1990) eşbütünleşme, hata düzeltme modelleri (VECM) ve Koop vd.'nin (1996) genelleştirilmiş varyans ayrıştırması metodlarından faydalanarak enerji tüketiminin gelir üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Gelir için kişi başı reel GSYİH değişkenini dikkate almışlardır. Çalışmada, 1960-2004 dönemi içerisinde olmak üzere, ülkeler için incelenen dönemler değişebilmektedir. Kanada ve ABD'de kısa dönem nedensellik ve ABD ile Fransa'da ise uzun dönem nedensellik testi bulgularında enerji tüketiminden GSYİH'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkilerin olduğu tespit edilmiştir.

Francis vd. (2007), 3 Karayipler ülkesi (Haiti, Jamaika ve Trinidad & Tobago) için enerji tüketimi ve büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. İncelemede engle-Granger eşbütünleşme ve Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgularda nedensellik ilişkisinin enerji tüketimi ve büyüme arasında karşılıklı olduğu saptanmıştır.

Chiou-Wei vd. (2008), 1954-2006 yılları arasında dokuz ülkenin enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkisini incelemişlerdir. İncelemede eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Granger nedensellik testi bulgularında, üç ülkede (Hong Kong, Singapur ve Endonezya) enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Lee ve Chang (2008), 1971-2002 zaman aralığında 16 Asya ülkesinin enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkisini incelemişlerdir. İncelemede panel eşbütünleşme ve panel nedensellik testleri kullanılmıştır. Uzun dönem nedensellik bulgularında, nedensellik ilişkisinin enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru olduğu sonucuna varılmıştır.

Narayan ve Smyth (2008) ise çalışmalarında G-7 ülkelerinin 1972-2002 dönemine ait yıllık verilerle enerji tüketimi ve reel GSYİH arasındaki ilişkiyi panel eşbütünleşme ve panel Granger nedensellik testlerini kullanarak incelemişlerdir. Bulgularda, nedenselliğin enerji tüketiminden GSYİH'ye doğru tek yönlü olduğu görülmüştür.

Narayan ve Smyth (2009), 1974-2002 dönemini kapsayan 6 Orta Doğu ülkesinde (İsrail, İran, Kuveyt, Suriye, Suudi Arabistan ve Umman) ekonomik büyüme, elektrik tüketimi ve ihracat değişkenleri arasındaki nedensel ilişkileri panel Granger nedensellik

testi aracılığıyla araştırmışlardır. Elde edilen nedensellik sonuçlarında, elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye ve ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü bir nedensell ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Lean ve Smyth (2010), 1980-2006 zaman aralığındaki beş Asya ülkesinde karbon emisyonları, elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmak için panel eşbütünleşme ve VECM panel Granger nedensellik testlerini kullanmaktadır. Bulgularda enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına rastlanılmaktadır.

Apergis vd. (2010) 1984-2007 dönemine ait 19 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke grubunun CO_2 emisyonları, nükleer enerji tüketimi, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemek için panel eşbütünleşme ve VECM Granger nedensellik yöntemlerini kullanmışlardır. Elde edilen bulgulara göre, yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etkisinin olduğunu, nükleer enerji tüketiminin ise ekonomik büyüme üzerinde negatif bir olduğunu tespit etmişlerdir. Diğer taraftan, kısa dönem nedensellik testi bulgularına göre, nedensellik ilişkisinin yenilenebilir ve nükleer enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki karşılıklı gerçekleştiği görülmüştür.

Lee ve Lee (2010) çalışmalarında, 25 OECD ülkesinin 1978-2004 dönemine ait yıllık verileri kullanarak, kişi başı GSYİH, toplam enerji tüketimi ve toplam elektrik tüketimi değişkenlerinden oluşan değişkenlere panel eşbütünleşme ve VECM Granger nedensellik yöntemlerini uygulamıştır. VECM Granger nedensellik bulgularında enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin olduğusaptanmıştır.

Apergis ve Payne (2011b), 1990-2007 dönemini kapsayan gelişmiş ile gelişmekte olan ülkelerin sermaye oluşumu ve işgücü değişkenlerini de modele ekleyerek yenilenebilir enerji tüketimi, yenilenemeyen enerji tüketimi ve reel GSYİH arasındaki ilişkiyi panel eşbütünleşme ve VECM Granger nedensellik tekniklerinden yararlanarak incelemişlerdir. Hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde kısa dönem nedensellik sonuçlarına göre yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ve yenilenemeyen enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Fowowe (2012), 1971-2004 yılları 14 Sahra-Altı Afrika ülkesinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Pedroni (1999) panel eşbütünleşme ve Hurlin and Venet (2001) panel nedensellik testleri yardımıyla araştırmıştır. Değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri ve bu ülkelerin ekonomisinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu gözlemlenmiştir.

Omay vd. (2012), G7 ülkelerinin 1977-2007 yılları için enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan eşbütünleşme ve VECM Panel Granger nedensellik testlerinden yararlanarak araştırmıştır. Bu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünün enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru olduğu saptanmıştır.

Essegir ve Khouni (2014), 1980-2010 dönemini kapsayan Akdeniz Birliği'ne Üye 38 ülkede enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisiyi araştırmada Panel Eşbütünleşme ve panel nedensellik yaklaşımlarından yararlanmıştır. Bulgularda, uzun dönemde değişkenlerin birlikte hareket ettikleri ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Kasman ve Duman (2015)'nin çalışmasında 1992-2010 dönemini kapsayan 15 Avrupa Birliği'ne (AB) yeni üye ve aday ülkesinde CO_2 emisyonları, enerji tüketimi, reel GSYİH, dış ticaret açığı ve kentleşme değişkenleri arasındaki ilişkiyi Kao (1999), Pedroni (1999, 2004), Westerlund (2007) panel eşbütünleşme ve panel ECM Granger nedensellik testleriyle incelemişlerdir. Nedensellik testi sonuçlarında, enerji tüketimi ile GSYİH'den dış ticaret açığına doğru nedensel ilişkilerin mevcut olduğu saptanmıştır.

Tang ve Tan (2014), 1972-2009 yılları arası Malezya ekonomisinde ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme, nispi fiyat ve doğrudan yabancı yatırım (DYY) değişkenleri arasındaki ilişkiyi Johansen-Juselius eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri aracılığıyla incelemişlerdir. Malezya ekonomisinde enerji tüketiminin finansal gelişmenin Granger nedeni olduğu ifade edilmektedir. Buradan enerji tüketiminin, Malezya'nın finansal sektörlerinin gelişiminde en önemli kaynaklardan biri olduğu ifade edilmiştir.

Eser ve Genç (2010), Türkiye'nin 1968-2005 dönemi için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla ticari açıklık değişkenini de oluşturdukları modele eklemişlerdir. Analiz için Toda Yamamoto

nedensellik testi kullanılmıştır. Bulgularda, ekonomik büyümeden ticari açıklığına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına rastlanılmıştır.

Shahbaz vd. (2013)'de yaptıkları çalışmada, Çin'in 1971-2011 dönemine ait yıllık verilerini kullanarak ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme, sermaye ve dış ticaret dengesi değişkenlerinden oluşan Cobb-Douglas üretim modelini, ARDL eşbütünleşme yaklaşımı ve VECM panel Granger nedensellik testi ile analizi etmişlerdir. Bulgularda, ekonomik büyümeden dış ticaret dengesine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığına rastlanılmıştır. Ekonomik büyüme ve sermaye değişkenleri arasında ise karşılıklı bir nedensellik ilişkisi elde etmişlerdir. Ancak ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır.

Boutabba (2014) çalışmasında, 1971-2008 dönemini kapsayan Hindistan'da karbon emisyonları, finansal gelişme, ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve dış ticaret açığı arasındaki nedensel ilişkinin varlığını VECM Granger nedensellik testi yardımıyla incelemiştir. Elde edilen bulgularda, enerji tüketiminden dış ticarete ve ekonomik büyümeden dış ticarete doğru tek yönlü nedensel ilişkilerin varlığı görülmüştür.

Oğuz ve Huskic (2019), 1995-2016 yılları arasında 13 gelişmiş ülke ve 51 gelişmekte olan ülke olmak üzere toplam 64 ülkenin finansal gelişme ve dış ticaret açığı değişkenleri arasındaki ilişkiyi Dimutrescu ve Hurlin (20112) panel nedensellik testi aracılığıyla incelemiştir. Hem gelişmiş ülke hem gelişmekte olan ülke hem de toplam ülke grupları için ayrı ayrı uygulanan nedensellik testi bulgularında, nedensellik ilişkisinin finansal gelişme ve dış ticaret dengesi ticaret arasında karşılıklı olduğu tespit edilmiştir.

Öztürk vd. (2011), gelişmekte olan 9 ülkenin 1992-2009 zaman aralığındaki yıllık verilerini kullanarak Holtz-Eakin, Newey ve Rosen'in (1988) geliştirdikleri panel nedensellik testinden yararlanarak finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelenmişlerdir. Bulgularda, nedensellik ilişkisinin ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru olduğu saptanmıştır.

Özcan ve Arı (2011), Türkiye'nin 1998:01-2009:04 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik verilerle finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi VAR modelinden yararlanarak incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre,

ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Mercan ve Peker (2013) çalışmasında, Türkiye’de beş değişkenin 1992:01-2010:06 dönemini kapsayan aylık verilerini kullanarak finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi sınır testi (Peseran vd. 2001) yaklaşımı ve Granger nedensellik testi yardımıyla incelemiştir. Elde edilen bulgularda, dışa açıklık ve finansal gelişme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin olduğuna rastlanılmaktadır.

Kar vd. (2014), Türkiye’nin 1989:01-2007:11 zaman aralığındaki aylık verilerini kullanarak finansal gelişme, ticaret açığı ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik yaklaşımlarıyla incelemiştir. Çalışmada, ekonomik büyüme ile ticari açıklık arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğuna, ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğuna rastlanılmaktadır. Buna ilaveten, finansal gelişmenin de ticari açıklığa yol açtığına yönelik sonuçlara rastlanılmıştır.

Shahzad vd. (2017) çalışmalarında ARDL eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerini kullanarak Pakistan’da karbon emisyonları, enerji tüketimi, ticaret açıklığı ve finansal gelişme değişkenleri arasındaki ilişkileri incelemiştir. Analizde Pakistan’ın 1971-2011 dönemindeki yıllık verilerinden yararlanılmıştır. Nedensellik testi sonuçlarında, finansal gelişme ile enerji tüketimi arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi, enerji tüketiminden ticarete ve ekonomik büyümeden ticarete doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Asghar ve Hussain (2014), 1978-2012 dönemini kapsayan gelişmekte olan 15 ülkede ekonomik büyüme, finansal gelişme endeksi, doğrudan yabancı yatırımlar, dış ticaret açığı, fiziki ve beşeri sermaye oluşumu değişkenlerini kullanarak finansal gelişme, dış ticaret açığı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Pedroni eşbütünleşme ile Hurlin ve Venet (2001) tarafından geliştirilen panel nedensellik testleri yardımıyla incelemiştir. Homojen nedensellik dışı hipotezi ile homojen nedensellik hipotezinin sınanmasında, brüt sermaye oluşumu ve dış ticaret açığı, insan sermayesi oluşumu ve dış ticaret açığı, finansal gelişme ve brüt sermaye oluşumu, finansal gelişme ve insan sermayesi oluşumu, finansal gelişme ve dış ticaret açığı değişkenleri arasında iki yönlü

nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Heterojen nedensellik dışı hipotezinin sınanmasında ise, Şili, Çin, Mısır, Sri Lanka, Tayland ülkelerinde ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü, Bangladeş, Endonezya, Mauritius, Filipinler ülkelerinde ise iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür. Buna ilaveten, nedensellik ilişkisinin Şili, Çin, Hindistan, Ürdün, Güney Kore, Mauritius, Filipinler ülkelerinde karşılıklı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yücel (2009), Türkiye'nin 1989:01-2007:11 dönemine ait aylık verilerini kullanarak ekonomik büyüme, finansal gelişme ve dış ticaret açığı arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri yardımıyla araştırmıştır. Elde edilen bulgularda, nedensellik ilişkisinin Finansal gelişme ve dış ticaret açığı arasında iki yönlü olduğu gözlemlenmiştir.

Gümüş ve Koç (2015), 1971-2010 dönemini kapsayan dört farklı kıtadan 57 ülkenin finansal gelişmişlikleri ile enerji tüketimleri arasındaki ilişkiyi Emirmahmutoglu ve Köse (2011) ile Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testleri aracılığıyla incelemişlerdir. Asya kıtasında enerji tüketiminden finansal gelişmeye doğru nedensellik ilişkisinin olduğu ülkeler olarak Güney Asya kıyı ülkeleri ağırlık kazanmıştır. Avrupa kıtasında bulunan ülkelerde ise finansal gelişme enerji tüketiminin nedeni olmazken, enerji tüketiminin finansal gelişimin nedeni olduğu ülkeler ise Fransa ve Finlandiya olarak gözlemlenmiştir. Sonuç olarak, enerji tüketiminden finansal gelişmeye doğru nedensellik ilişkisinin bulunduğu ülkelerin tamamının konum itibarıyla kıyı ülkeler olmuştur.

Al-Mulali ve Sab (2012), 1980-2008 otuz alt Sahra Afrika Ülkesinin 1980-2008 yılları için, enerji tüketimi ve karbon emisyonunun ekonomik büyümesi ve finansal gelişme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Panel Granger nedensellik bulgularında enerji tüketimi ve finansal gelişme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

3.2.2. Panel Veri Seti ve Analizi

Bu uygulamada gelişmekte olan 30 ülkenin 1990-2014 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanılarak finansal gelişme, dış ticaret dengesi ve sermaye oluşumu değişkenleri Cobb–Douglas üretim fonksiyonunun önemli birer faktörü olarak modele

dahil edilerek ekonomik büyüme ve enerji tüketimi değişkenleri arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Burada incelenen değişken grubunun seçiminde, Shahbaz vd.'nin (2013) Çin ekonomisi için yaptıkları çalışma dikkate alınmıştır. Uygulamada, değişkenler arasındaki ilişkiler Shojaie ve Michailidis'in (2010) geliştirdiği Kesik LASSO GN yaklaşımı ve (Uyarlanmış) LASSO GGN yaklaşımları aracılığıyla incelenmiştir. Analizde gelişmekte olan 30 ülkenin (Cezayir, Arjantin, Bolivya, Bangladeş, Brezilya, Kamerun, Kolombiya, Dominik Cumhuriyeti, Mısır Arap Cumhuriyeti, Ekvador, El Salvador, Gabon, Guatemala, Hindistan, İran İslam Cumhuriyeti, Ürdün, Kenya, Malezya, Meksika, Nikaragua, Nijerya, Pakistan, Panama, Paraguay, Peru, Filipinler, Senegal, Sri Lanka, Tayland ve Türkiye) 1990-2014 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanılmıştır. Panel veriler, Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri elektronik veri tabanından elde edilmiştir. Analize dahil edilen tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme, sermaye oluşumu ve dış ticaret dengesi oranları değişkenleri sırasıyla *GSYİH*, *ENERJİ*, *FG*, *SER* ve *TİC* biçiminde temsil edilecektir. Burada, *GSYİH*, *ENERJİ*, *FG*, *SER* ve *TİC* değişkenleri sırasıyla, Kişi Başı reel GSYİH (sabit 2010 ABD Doları), Enerji Kullanımı (Kişi Başı Kilogram Petrol Eşdeğeri), Finansal Gelişmeyi temsil etmek için Reel Özel Sektöre Verilen İç Krediler (GSYİH'nın %'si), Brüt Sermaye Oluşumu (sabit 2010 ABD Doları), Dış Ticaret Dengesi (GSYİH'nın %'si) biçiminde analize dahil edilmiştir. Burada, dış ticaret dengesi değişkeni gayri safi yurtiçi hasıla payı olarak ölçülen mal ve hizmet ihracatının ve ithalatının toplamıdır. Özel sektöre verilen iç krediler (GSYİH'nın %'si), menkul kıymet alımları, ticari krediler ve alacaklar gibi geri ödemeler için talepte bulunan finansal kaynaklar anlamına gelmektedir. Kişi başı GSYİH (sabit 2010 ABD Doları fiyatlarıyla) ise gayri safi yurtiçi hasılanın nüfusa bölünmesi ile elde edilmiştir. Uyarlanmış LASSO GGN (LASSO GGN) ve kesik LASSO GGN (KLASSO GGN) yöntemlerinin uygulanması için Nick Eitzel, Ali Shojaie'nin geliştirdiği *njetzel/ngc* R paketi kodları düzenlenerek kullanılmıştır.

Shahbaz vd.'nin (2013) yaptıkları çalışmada, Çin'in 1971-2011 dönemine ait yıllık verilerini kullanarak emek (iş gücü) değişkeninin etkisini sabit kabul ederek ekonomik büyüme ve enerji tüketimi değişkenleri arasındaki ilişkisini incelemek amacıyla Cobb-Douglas üretim fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlamaktadır:

$$\ln GSYİH_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ENERJİ_t + \alpha_2 \ln FG_t + \alpha_3 \ln SER_t + \alpha_4 \ln TIC_t \quad (3.1)$$

Bu çalışmada da Denklem (3.1)'de yer alan değişkenler arasındaki ilişkiler LASSO GGN ile KLASSO GGN yöntemleri kullanılarak incelenmiştir. LASSO GGN ve KLASSO GGN yöntemlerinin uygulanmasında analize dahil edilen değişkenlerin durağan değerleri kullanılmıştır. Bu amaçla logaritması alınan değişkenlerin birim kök sınaması için Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003), Maddala ve Wu (1999) (ADF-Fisher Ki-kare istatistiği) ve Choi'nin (2001) (ADF-Choi Z-istatistiği) panel birim kök testleri kullanılmıştır. Değişkenlere uygulanan panel birim kök testlerin sonuçları Tablo 3.7, Tablo 3.8 ve Tablo 3.9'da verilmiştir.

Tablo 3.7. IPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model
	Test istatistiği	Test istatistiği
<i>GSYİH</i>	8.17918 [1] (1.0000)	0.16808 [1] (0.5667)
<i>DGSYİH</i>	-7.78175 [1] (0.0000)*	-5.51605 [1] (0.0000)*
<i>ENERJİ</i>	4.94798 [1] (1.0000)	2.80908 [1] (0.9975)
<i>DENERJİ</i>	-9.76126 [1] (0.0000)*	-8.01494 [1] (0.0000)*
<i>FG</i>	-2.95073 [1] (0.0016)*	-4.69192 [1] (0.0000)*
<i>SER</i>	4.17497 [1] (1.0000)	-1.51995 [1] (0.0643)
<i>DSER</i>	-12.8555 [1] (0.0000)*	-9.7572 [1] (0.0000)*
<i>TİC</i>	-1.18774 [1] (0.1175)	-1.1189 [1] (0.1316)
<i>DTİC</i>	-12.6025 [1] (0.0000)*	-10.2746 [1] (0.0000)*

Tablo 3.7’de Parantez içerisindeki değerler p-olasılık değerlerini; * ise %1 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler Schwarz bilgi kriterine göre hesaplanan uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Tablo 3.8. Maddala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model
	ADF - Fisher Ki-kare İstatistiği	ADF -Fisher Ki-kare İstatistiği
<i>GSYİH</i>	14.8043 [1] (1.0000)	70.6729 [1] (0.1631)
<i>DGSYİH</i>	171.526 [1] (0.0000)*	129.571 [1] (0.0000)*
<i>ENERJİ</i>	30.4645 [1] (0.9995)	35.5024 [1] (0.9951)
<i>DENERJİ</i>	209.914 [1] (0.0000)*	171.721 [1] (0.0000)*
<i>FG</i>	106.625 [1] (0.0002)*	150.837 [1] (0.0000)*
<i>SER</i>	34.2818 [1] (0.9969)	74.7609 [1] (0.0950)
<i>DSER</i>	274.924 [1] (0.0000)*	202.587 [1] (0.0000)*
<i>TİC</i>	65.3970 [1] (0.2949)	76.9604 [1] (0.0692)
<i>DTİC</i>	270.945 [1] (0.0000)*	212.755 [1] (0.0000)*

Tablo 3.8’de parantez içerisindeki değerler p-olasılık değerlerini; * ise %1 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler, Schwarz bilgi kriterine göre hesaplanan uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Tablo 3.9. Choi (2001) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model
	ADF-Choi Z- istatistiği	ADF-Choi Z- istatistiği
<i>GSYİH</i>	8.03560 [1] (1.0000)	0.33754 [1] (0.6321)
<i>DGSYİH</i>	-7.89038 [1] (0.0000)*	-5.65873 [1] (0.0000)*
<i>ENERJİ</i>	4.88780 [1] (1.0000)	2.89758 [1] (0.9981)
<i>DENERJİ</i>	-9.65098 [1] (0.0000)*	-7.90433 [1] (0.0000)*
<i>FG</i>	-2.94735 [1] (0.0016)*	-3.61399 [1] (0.0002)*
<i>SER</i>	4.24201 [1] (1.0000)	-1.54767 [1] (0.0609)
<i>DSER</i>	-12.2177 [1] (0.0000)*	-9.24315 [1] (0.0000)*
<i>TİC</i>	-1.20499 [1] (0.1141)	-1.05246 [1] (0.1463)
<i>DTİC</i>	-11.9800 [1] (0.0000)*	-9.70135 [1] (0.0000)*

Tablo 3.9’da parantez içerisindeki değerler p-olasılık değerlerini; * ise %1 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler, Schwarz bilgi kriterine göre hesaplanan uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Tablo 3.7, Tablo 3.8 ve Tablo 3.9’da yer alan panel birim kök testlerinin sonuçları paralellik göstermektedir. Bu sonuçlara göre *GSYİH*, *ENERJİ*, *SER* ve *TİC* değişkenlerinin birinci mertebeden fark değerlerinde durağan oldukları, *FG* değişkeninin ise düzey değerlerinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu sebeple

analizde, *GSYİH*, *ENERJİ*, *SER* ve *TİC* değişkenlerinin birinci fark değerleri ile *FG* değişkeninin düzey değerleri kullanılmıştır.

LASSO GGN ve KLASSO GGN yöntemleri, $VAR(d)$ modellerinden yararlanarak nedensellik tahminlerini gerçekleştirmektedir. Ancak bu yöntemlerde kullanılan VAR modelinin uygun gecikmesi d 'nin seçimiyle ilgili bir kritere ulaşamamıştır. Çalışmada $VAR(2)$ modeline dayalı sonuçlar raporlaştırılmıştır. Uygun model seçimi için k-kez çapraz doğrulama yöntemi kullanılmıştır ve $d=1, 2$ ve 3 zaman gecikmeleri için $k=5$ seçilmiştir. $d=2$ zaman gecikmesi için KLASSO GGN modelinin KOKH (Kök Ortalama Kare Hata), λ ve sabit terim katsayı değerleri aşağıda tablolaştırılmıştır.

Tablo 3.10. LASSO GGN λ ve Sabit Terim Sonuçları

Bağımlı Değişken	λ değeri	Sabit terim
<i>GSYİH</i>	3.301965e-03	0.02497714
<i>ENERJİ</i>	1.480236e-02	0.02572858
<i>FG</i>	9.787936e-04	3.60550685
<i>SER</i>	5.630212e-03	0.04974251
<i>TİC</i>	1.278579e-05	-0.03826392

Tablo 3.10'daki λ değerleri 5-kez çapraz doğrulama metodu yardımıyla modelin OKH değerini minimum yapan λ değerleridir.

Tablo 3.11. KLASSO GGN λ ve Sabit Terim Sonuçları

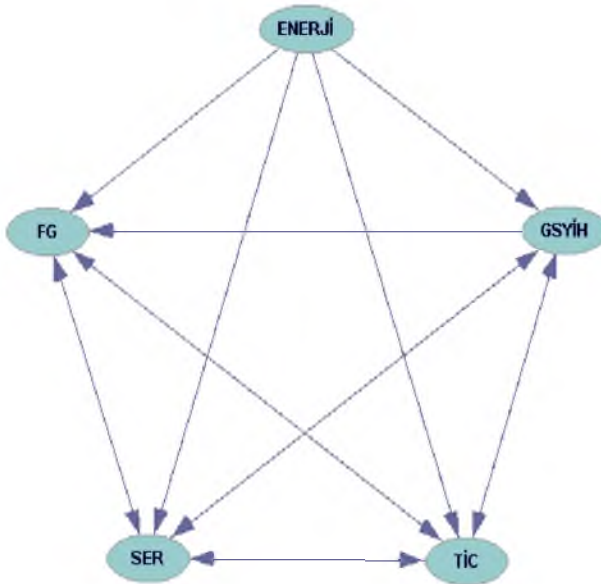
Bağımlı Değişken	λ değeri	Sabit terim
<i>GSYİH</i>	0.003776082	0.02497714
<i>ENERJİ</i>	0.011633851	0.02572858
<i>FG</i>	0.005159602	3.60550685
<i>SER</i>	0.021112301	0.04974251
<i>TİC</i>	0.007658425	-0.03826392

Tablo 3.11'deki λ değerleri 5-kez çapraz doğrulama metodu yardımıyla modelin OKH değerini minimum yapan λ değerleridir.

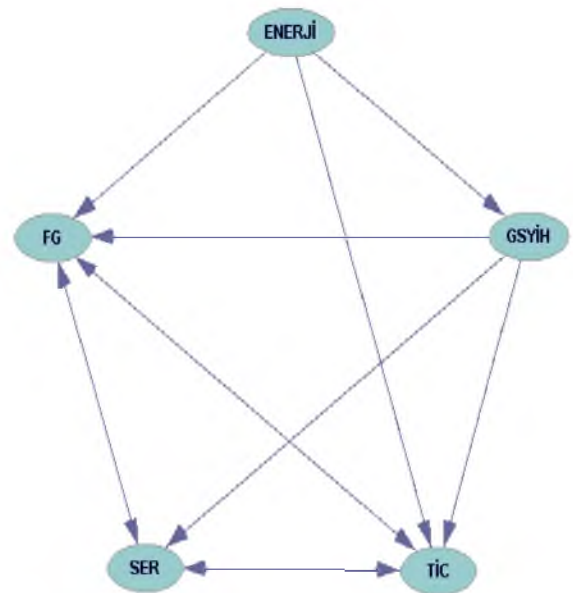
Tablo 3.12. Kök Ortalama Kare Hata (KOKH) Sonuçları

KOKH	$d = 1$	$d = 2$	$d = 3$
KLASSO	0.04717354	0.05146926	0.04005033
LASSO	0.07262772	0.0715496	0.0762743

Tablo 3.12'de verilen sonuçlara göre, $d = 1$, $d = 2$ ve $d = 2$ zaman gecikmeleri durumunda KLASSO ile tahmin edilen modelin KOKH değerleri LASSO ile tahmin edilen modelin KOKH değerlerinden daha küçük çıkmaktadır. Model karşılaştırmalarında kullanılan KOKH kriteri dikkate alındığında bu verilerin GGN tahmininde KLASSO kullanımının daha uygun olacağı söylenebilir. *GSYİH*, *ENERJİ*, *FG*, *SER* ve *TİC* değişkenlerine uygulanan LASSO GGN ile KLASSO GGN yöntemlerinin tahmin sonuçlarının grafikleri aşağıdaki Şekil 3.5, Şekil 3.6'da verilmiştir.



Şekil 3.5. LASSO GGN Ağı



Şekil 3.6. KLASSO GGN Ağı

Tablo 3.13. LASSO GGN Testi Sonuçları

Nedensellik yönü	Gecikme
$GSYİH \rightarrow FG$	1
$GSYİH \rightarrow SER$	1
$SER \rightarrow GSYİH$	2
$GSYİH \rightarrow TİC$	1,2
$TİC \rightarrow GSYİH$	2
$ENERJİ \rightarrow GSYİH$	1
$ENERJİ \rightarrow FG$	1,2
$ENERJİ \rightarrow SER$	1
$ENERJİ \rightarrow TİC$	1,2
$FG \rightarrow SER$	1
$SER \rightarrow FG$	1,2
$FG \rightarrow TİC$	1,2
$TİC \rightarrow FG$	1,2
$SER \rightarrow TİC$	1,2
$TİC \rightarrow SER$	1,2

Tablo 3.14. KLASSO GGN Testi Sonuçları

Nedensellik yönü	Gecikme
$GSYİH \rightarrow FG$	1
$GSYİH \rightarrow SER$	1
$GSYİH \rightarrow TİC$	2
$ENERJİ \rightarrow GSYİH$	1
$ENERJİ \rightarrow FG$	1
$ENERJİ \rightarrow TİC$	2
$FG \rightarrow SER$	1,2
$SER \rightarrow FG$	1
$FG \rightarrow TİC$	2
$TİC \rightarrow FG$	1
$SER \rightarrow TİC$	2
$TİC \rightarrow SER$	1

Şekil 3.5 ve Şekil 3.6’da verilen LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin sonuçlarına bakıldığında, *ENERJİ* ve *SER*, *GSYİH* ve *SER* ile *GSYİH* ve *TİC* değişken çiftleri arasında elde edilen iki testin sonuçları birbirlerinden farklı çıkmıştır. Öte yandan, diğer değişken çiftleri arasında bulunan sonuçların her iki testte de paralel olduğu tespit edilmiştir. KLASSO GGN testi bulgularında; *ENERJİ* ve *SER* arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı, *GSYİH*’den *TİC*’e ve *GSYİH*’den *SER*’e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu saptanmıştır. LASSO GGN testi bulgularında isenedensellik ilişkisinin *GSYİH* ve *TİC* ile *GSYİH* ve *SER* arasında iki yönlü, *ENERJİ*’den *SER*’e doğru tek yönlü olduğu görülmüştür. *ENERJİ*’den *GSYİH*’ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunması büyüme hipotezini desteklemektedir. Dolayısıyla, incelenen ülkelerde ekonomik büyüme enerji tüketiminden etkilenmektedir.

Enerji ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, özellikle 1973 yılında yaşanan petrol krizinin yanı sıra ortaya çıkan stagflasyon olgusu sonrası iktisat literatüründe önemli bir yer tutmaktadır. Bu ilişkiyi açıklamaya çalışan dört farklı yaklaşım söz konusudur. Bu yaklaşımlar sırasıyla enerji tüketimi ile *GSYİH* arasında bir ilişki yoktur

şeklindeki yaklaşım (Yansızlık Hipotezi), enerji tüketiminden GSYİH'ya doğru tek taraflı bir ilişki vardır şeklindeki yaklaşım (Büyüme Hipotezi), GSYİH'dan enerji tüketimine doğru tek taraflı bir ilişki vardır şeklindeki yaklaşım (Koruma Hipotezi) ve son olarak da enerji tüketimi ile GSYİH arasında karşılıklı bir ilişkinin olduğunu (Geri Besleme Hipotezi) ileri süren yaklaşımdır. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulgularında ise enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bu bulgu, büyüme hipotezini desteklemektedir. Dolayısıyla, incelenen ülkelerde ekonomik büyüme enerji tüketimine bağlı olarak değişim göstermektedir. Bu anlamda enerji tüketiminden GSYİH'ya doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit eden birçok çalışma mevcuttur. Bunlardan bazıları şunlardır: Stern (2000), Soytaş ve Sarı (2003), Wolde-Rufael (2005), Lee (2005), Soytaş ve Sarı (2006), Lee (2006), Francis vd. (2007), Lee ve Chang (2008), Chiou-Wei vd. (2008), Narayan ve Smyth (2008), Apergis ve Payne (2009a), Apergis ve Payne (2009b), Apergis ve Payne (2009c), Lean ve Smyth (2010), Kasman ve Duman (2015). Bu çalışmalarda temel hipotez, sanayi devrimi sonrası ülkelerin kayda değer büyüme gösterebilmelerinin temel şartının enerji tüketimini arttırması gerektiği yönündeki önermedir. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulguları bu önermeyi doğrular niteliktedir.

Finansal gelişmenin enerji tüketiminden etkilendiği gelişmiş veya gelişmekte olan ülkelerde, var olan enerji üretimi ve tüketimine bağlı olarak büyüyen ekonominin finansal gelişme üzerine olumlu katkıda bulunabilmektedir (Gümüş ve Koç, 2015). Ancak, ülke ekonomisinde enerji tüketiminin finansal gelişme üzerindeki etkisinin finansal gelişmenin nasıl ölçüldüğüne bağlı olarak değişkenlik göstermesi muhtemeldir. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulgularında, nedensellik ilişkisinin *ENERJİ*'den *FG*'ye doğru tek yönlü olduğu gözlemlenmiştir. Yani, enerji tüketimi finansal gelişme üzerinde etki yapmaktadır. Bu ilişkiyi bulan yayınlardan bir kaçışunlardır: Tang ve Tan (2014), Al-mulali ve Sab (2012), Gümüş ve Koç (2015).

LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulgularında, nedensellik ilişkisinin *GSYİH*'den *FG*'ye doğru tek yönlü olduğu görülmüştür. Bu bulgu, Patrick (1966) tarafından öne sürülen "talep takipli" hipotezi doğrulamaktadır. Bu hipoteze göre ekonomik büyüme finansal gelişmeyi etkilemektedir. Atindehou vd.'ne (2005) göre, ekonomik büyüme finansal sistem için talep meydana getirerek yeni finansal araç ve

hizmetlerin oluşmasına yol açmaktadır. *GSYİH* den *FG*'ye doğru tek yönlü nedensellik sonucu, Eser ve Genç (2010), Shahbaz vd. (2013), Boutabba (2014) ve Kasman ve Duman (2015) tarafından yapılan çalışmalarda da saptanmıştır.

LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin sonuçlarında, *ENERJİ* den *TİC*'e doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına rastlanılmıştır. Elde edilen *ENERJİ* den *TİC*'e doğru tek yönlü nedensellik sonucu, Kasman ve Duman (2015) ve Shahzad vd. (2017) tarafından yapılan çalışmalardaki sonuçlarla paralellik göstermektedir. *GSYİH* ve *TİC* arasındaki nedensel ilişkiyi LASSO GGN testi iki yönlü, KLASSO GGN testi ise *GSYİH* den *TİC*'e doğru tek yönlü olduğunu tespit etmiştir. Her iki testin sonucuna göre, *GSYİH* nin *TİC*'i etkilediği söylenebilir.

Merkantilist dönemden günümüze kadar geçen süreçte dış ticaret ile *GSYİH* arasındaki ilişki birçok çalışmaya konu olmuştur. Özellikle uluslararası ticaret ve ticarete dayalı büyüme konuları iktisat literatüründe önemli bir yer işgal etmektedir. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulgularında da dış ticaret ile *GSYİH* arasındaki ilişki açıkça görülebilmektedir. Ayrıca dış ticaret çekim modeline (gravity model) göre (Carrère, 2006; Westerlund ve Wilhelmsson, 2011), ülkelerin ekonomik büyüklükleri dış ticaretteki paylarını belirleyen en önemli unsurlardan biridir. Bu bakımdan *GSYİH*'daki artış veya azalışlar ticaretteki artış ve azalışlar üzerinde etki edecek en önemli olgulardan biridir. Dolayısıyla *GSYİH* den *TİC*'e doğru bir ilişki söz konusudur. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulguları bu ilişkiyi doğrulamaktadır. *GSYİH* den *TİC*'e tek yönlü nedensellik sonucu ise Eser ve Genç (2010), Shahbaz vd. (2013), Boutabba (2014), Kasman ve Duman (2015) ve Shahzad vd. (2017) tarafından yapılan çalışmalarda da tespit edilmiştir. *GSYİH* ve *TİC* arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkisinin varlığı Kar vd. (2014) ile Asghar ve Hussain (2014)'nın çalışmalarında da tespit edilmiştir.

Finansal gelişme ve uluslararası ticaretin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi önemli bir araştırma konusudur (Yücel, 2009; Shahbaz vd., 2013; Gökmenoğlu vd., 2015; Oğuz ve Huskic; 2019). LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin sonuçlarında, *FG* ve *TİC* ile *SER* ve *TİC* arasında karşılıklı nedensel ilişkilerin olduğu bulunmuştur. Yani, bu değişkenler birbirlerini karşılıklı olarak etkilemektedir. Elde edilen *FG* ve *TİC* arasındaki nedensellik ilişkisi sonucu, Yücel (2009) ve Oğuz ve

Huskic'in (2019), *SER* ve *TIC* arasındaki nedensellik iliřkisi ise Ođuz ve Huskic'in (2019) alıřmalarında gözlemlenen bulguları dođrular niteliktedir.

SONUÇ

Zamansal serileri arasındaki nedensellik etkileşimlerini araştırmak için literatürde en çok Granger nedensellik yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntem sadeliği, sağlamlığı ve genişletilebilirliği bakımından birçok alanda büyük başarılar sağlamıştır. Granger nedensellik yöntemi (Granger, 1969), başlangıçta iki zaman serisi arasındaki etkileşimi sınamak için tanımlanmıştır. Ancak ikiden fazla zaman serisi arasındaki etkileşimin sınanmasına cevap verememiştir. Granger nedensellik (1969, 1980) yöntemlerinin çözümleri ise VAR modellerine dayanmaktadır. VAR modellerinde yer alan denklemlerin tahminleri ise SEK gibi yansız tahmin ediciler yardımıyla gerçekleştirilmektedir. Ancak, değişken sayısı p 'nin yeterince büyük olduğunda, Granger nedensellik testinin hesaplanması zorlaşmaktadır. Bu nedenle Arnold vd. (2007), LASSO (Tibshirani, 1996) tahmincisine dayalı Granger nedensellik testini önermiştir. Lozano vd. (2009), değişkenler içerisindeki grup bilgisinin kullanımının önemine dikkat çekerek, grup LASSO (Yuan ve Lin, 2006; Zhao vd., 2009) tahmincisine dayalı GGGN testini geliştirmişlerdir. Bahadori ve Liu (2013) ise yetersiz sayıda gözlemin verildiği yüksek boyutlu bir veri seti için Granger nedensellik testinin tutarlı sonuçlar veremeyebileceğini ispatlamıştır. Bu nedenle LASSO ceza terimini yeniden düzenleyerek LASSO CGN modelini geliştirmişlerdir. Furqan ve Siyal (2016) ise açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki düzeyi çok yüksekse elastik net tahmincisinin diğer yanlı tahmincilerden daha üstün bir tahmin performansı gösterdiği düşüncesinden hareketle, elastik net CGN yöntemini literatüre kazandırmışlardır. Lozano vd. (2009) tarafından geliştirilen GGGN yöntemine göre X , Y 'yi etkiliyorsa, bu etkinin yönü ve büyüklüğü bilinmemektedir. Bu sorunlara çözüm olarak, Shojaie ve Michailidis (2010a), GGN modellerinin panel veri tahminleri için Grup LASSO tahmincisi yerine geliştirdikleri kesik LASSO tahmincisinin kullanılmasını önermişlerdir.

Bu çalışmada zaman serileri verileri uygulamaları bağlamında Türkiye'nin 2006:01-2019:01 dönemini kapsayan aylık verileri kullanılarak kamu iç borçları (*İÇBORÇ*) ile *ENF*, *FAİZ*, *DK*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri LASSO GN, elastik net GN, LASSO CGN ve elastik net CGN yöntemleri yardımıyla incelenmiştir. Bu yöntemlerin çözümleri VAR modellerinden faydalanarak hesaplanmaktadır. VAR modellerindeki cezalı terimlerin katsayıları olan λ 'lar 5-kez

çapraz doğrulama yöntemi yardımıyla hesaplanmıştır. İncelenen dönemdeki bütün değişkenler yüzdesel artış olarak hesaplanmıştır. Cezalı tahmincilere dayalı Granger nedensellik sınamaları için analize dahil edilen bütün değişkenlerin durağan değerleri kullanılmıştır. Elde edilen LASSO GN, elastik net GN ve elastik net CGN testlerinin sonuçlarına göre, *İÇBORÇ* ile *ENF*, *FAİZ*, *DK*, *SÜE*, *Mo* ve *FDHAR* değişkenleri arasında iki yönlü nedensel ilişkilerin olduğu saptanmıştır. Dolayısıyla, tüm değişkenler ile *İÇBORÇ* değişkeni birbirlerini karşılıklı etkilemektedir.

İç borçlanmanın ekonomide enflasyonist bir etki yaratması, iç borçlanma kaynaklarının nereden finanse edildiğine ve borçlanma vadelerinin nasıl seçildiğine bağlıdır. Bu anlamda merkez bankasından ve ticari bankalardan yapılan iç borçlanmanın yaratacağı enflasyonist etki, borçlanmanın bireysel veya kurumsal tasarruf sahiplerinden yapılması durumunda oluşacak enflasyonist etkiden daha şiddetli olacağı bilinmektedir. Borçlanma vadeleri açısından bakıldığında ise kısa vadeli iç borçların anapara ve faiz ödemeleridaha kısa aralıklarla yapıldığından, bu süreçte oluşacak enflasyonist etki daha yüksek olabilmektedir. Böylesi bir yapıda yüksek enflasyon, fon sahiplerinin yüksek faiz veya enflasyona endeksli borçlanma araçları talebi ile birleşerek iç borçlanmada kronik bir yapı oluşturabilmekte ve borçlanma, borcun nedeni olabilmektedir. Burada parasal ve mali kural uygulamaları kapsamında para arzının ekonomik büyümeye endekslenmesi, atıl fonların iç borçlanma yoluyla üretime sokularak toplam arz seviyesinin toplam talep seviyesine çıkarılması ve mali disiplininin sağlanması yoluyla enflasyonist etkiler kontrol altına alınabilmektedir. Bu, makroekonomik gerekçelerle borcun miktar ve bileşiminde değişiklik yapılarak etkin borç yönetim politikaları kapsamında da gerçekleştirilebilmektedir.

Enerji ve hammadde de dışa bağımlılığın yüksek olduğu ülkelerde döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişki, maliyet ve talep yönünden değerlendirilebilir. Bir ülkede üretim yapısının enerji ve hammadde ithalatına bağlı olduğu durumda artan döviz kurları, enerji ve hammadde ithalatını azaltarak toplam arz seviyesini düşürebilmekte ve talep kaynaklı bir enflasyonist süreç yaratabilmektedir. Bununla birlikte artan döviz kurları, ithal mal fiyatları ile birlikte enerji ve hammadde gibi girdi maliyetlerini arttırarak maliyet kaynaklı bir enflasyonist etki yaratabilmektedir. Diğer taraftan yüksek enflasyon nedeniyle oluşan belirsizlik, yerel ekonomik birimleri yabancı para cinsinden finansal varlıklara yönlendirerek enflasyonist etkilerin döviz kuru üzerindeki baskısını

şiddetlendirebilmektedir. Burada mali kural uygulamaları ile iç borçlanmaya neden olacak yüksek bütçe açıklarının kontrol altına alınması öncelikli bir hedef olarak belirlenebilir. Etkin borç yönetimi ve güçlü parasal politikalar aracılığıyla enflasyona endeksli iç borçlanma araçlarının ihraç edilerek para yönetiminin enflasyonla mücadelede kararlılığının gösterilmesi ve dolayısıyla yaratılan olumlu ekonomik gelişmeler sayesinde döviz kuru baskısının azaltılması da bu anlamda uygulanacak önemli bir politika olabilmektedir.

İktisat literatüründe iç borç ile faiz arasındaki ilişkiyi açıklayan iki farklı görüş vardır. Keynes ve taraftarlarının savunduğu birinci görüşe göre devletin iç borçlanmaya gitmesi, ödünç verilebilir fonlara olan talebi ve dolayısıyla faizleri yükseltecektir. Sonuç olarak yükselen faiz oranları, bütçe faiz ödemelerini arttırmakla birlikte özel sektör yatırımlarını da azaltmaktadır. Azalan özel sektör yatırımlarını ve devletin mali gelirlerini azaltan bu gelişme, daha fazla finansman ihtiyacı yaratmaktadır. Aşırı finansman olgusu daha ağır koşullar altında yeni borçlanmalara neden olurken, yüksek faiz ve kısa vade gibi ağır borçlanma koşulları ise borçlanma maliyetlerini arttırarak borçlanmayı besleyen bir unsur olmaktadır. Ricardo ve Barro tarafından öne sürülen ikinci görüşe göre ise devletin finansman ihtiyacı için iç piyasaya yönelmesi, gelecek dönemlerde bu borcun anapara ve faiz ödemelerinin yeni vergi gelirleri ile ödeneceği anlamına gelecektir. Bunun farkında olan bireyler, gelecek dönemlere katlanacakları vergi yükü için tasarruflarını arttıracaklardır. Devletin ek finansman talebiyle piyasadan borçlanması durumunda faiz oranları, bireylerin tasarrufları nedeniyle düşük seviyede kalacaktır. Ancak mali disiplinin yokluğundan kaynaklanacak aşırı finansman olgusu nedeniyle faizlerdeki artışlar süreklilik kazanabilmekte ve bu gelişmeler borçlanmayı besleyen bir unsur olabilmektedir. Bu bağlamda borçların sürdürülebilirliğin sağlanması ve bütçe açıklarının faizler üzerindeki baskısının azaltılması için öncelikle borçlanmaya neden olacak aşırı finansman politikalarından vazgeçilmesi, denk bütçe kuralının uygulanması ve bütçe açığı kuralı kapsamında bütçe açığının GSYİH'nin belirli bir oranı ile sınırlandırılması yoluna gidilebilir.

Kamu kesimi finansman ihtiyacı nedeniyle ödünç verilebilir fonlara olan talep artışı, piyasa faiz oranlarını yükselterek özel kesimin yatırımlar için gerekli finansman kaynaklarına daha fazla faiz ödemesine neden olabilmektedir. Yatırımların karlılığını düşüren bu gelişme, borçlanma kaynaklarının kamuda birikmesi, planlanan özel sektör

yatırımların azalması ve üretimin düşmesi ile sonuçlanabilmektedir. İç borçlanmanın ekonomide dışlama etkisi şeklinde ortaya çıkardığı bu yapı, yatırım ve üretimdeki düşüşü tetikleyerek devletin mali gelirlerinin azaltmakta ve bütçe harcamalarının finansmanı için yeni iç borçlanmaları zorunlu kılmaktadır. Özetle, borçların artması özel kesimde dışlama etkisi yaratacak ve sanayi üretim endeksi düşecektir. Sanayi üretim endeksinin düşmesi ise devletin vergi gelirini düşürecek, bütçe açığını arttıracak ve açıkların finansmanı devlet için bir zorunluluk olacaktır. Dolayısıyla devletin bütçe disiplini sağlayarak aşırı finansman olgusuna neden olacak politikalardan kaçınması, gerek finansman ihtiyacının neden olduğu yüksek faiz haddinin baskılanması gerekse de özel sektörün yatırımlar için daha düşük maliyetli kredilere ulaşması açısından kritik bir önem taşımaktadır.

Enflasyon ile faiz oranı arasındaki ilişki, enflasyonun talep kaynaklı veya maliyet kaynaklı olduğuna göre değişebilmektedir. Çünkü faizlerdeki yükseliş özellikle bireylerin tüketim ve yatırım kararlarını olumsuz etkilerken, tasarruf kararlarını olumlu etkileyebilmektedir. Artan faiz oranları, tüketim ve yatırım kararlarını olumsuz etkilediği takdirde talep seviyesini düşürebilmektedir. Dolayısıyla enflasyon oranı ile faiz oranı arasında ters yönlü bir ilişki ortaya çıkmakta ve yükselen faizler, toplam talep seviyesini düşürerek enflasyonu baskılayabilmektedir. Buna karşın enflasyonun maliyet kaynaklı olması durumunda, faiz oranları ve enflasyon arasında aynı yönlü bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Örneğin, artan faiz oranları, üretim ve yatırım için girdi maliyetlerini arttırarak sermayenin verimliliğini düşürmekte ve azalan üretim enflasyonu yükseltmektedir. Artan enflasyon ise tasarruf sahiplerinin daha yüksek reel faiz talepleri ile sonuçlanabilmekte ve faiz artışını tetikleyebilmektedir. Enflasyon ile faiz arasındaki karşılıklı ilişki göz önünde bulundurulduğunda, parasal ve mali kural uygulamalarının tam bir koordinasyon içerisinde çalıştırılarak enflasyon ve faizlerin düşük düzeyde tutulmasının genel makroekonomik denge için bir gereklilik olduğu daha net anlaşılmaktadır.

Faiz dışı harcama, faiz ödemeleri dışındaki kamu harcama politikalarının mali pozisyonunu göstermektedir. Faiz oranlarının yüksekliği nedeniyle bütçeden faiz ödemelerine daha yüksek pay ayrılırken faiz oranlarının düşüklüğü nedeniyle ise bütçe faiz ödemeleri azaltılmakta ve faiz dışı fazla verilebilmektedir. Söz konusu faiz dışı fazla verilmesinin ekonomik ve mali gerekçesi, borçlanmanın ve fon talebinin neden

olduđu faizlerin düşük düzeyde tutulmasıdır. Faiz oranlarının artış, üretim ve yatırımların finansman maliyetini yükseltmekte ve sanayi üretim endeksini baskılamaktadır. Benzer şekilde faizlerdeki artış, ödünç verilebilir fonların reel üretimden çekilip yüksek faiz nedeniyle portföy yatırımlarına yönelmesine neden olabilmektedir. Portföy yatırımların artması ve reel yatırımların azalması, sanayi üretim endeksinin düşmesine neden olabilmekte ve ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etki yaratarak iktisadi işleyişi bozabilmektedir. Bu süreçte sağlam ve güçlü mali politikalar ile bütçe disiplinin sağlanarak borçlanma ve faiz oranları üzerindeki baskının azaltılması, gerek faiz harcamalarının düşürülmesi ve gerekse de finansman kaynaklarının reel üretime yönlendirilmesi açısından önemli bir politika olmaktadır.

Para arzındaki artış ve azalışların enflasyon ile olan ilişkisi, para arzındaki artış ve azalışların büyüme oranına endekslenip endekslenmediğine göre farklılık göstermektedir. Para arzının ekonomik büyümeye endekslenmesi ve bu doğrultuda emisyon sağlanması durumunda enflasyonist etki oluşmayacak veya bu etki çok sınırlı düzeyde kalacaktır. Buna karşın endekslenme işleminin yapılmaması durumunda gereğinden fazla emisyon sağlanması enflasyona ve ihtiyaç duyulandan daha az miktarda emisyon sağlanması da durgunluğa neden olacaktır. Dolayısıyla büyüme rakamlarını göstermesi bakımından önemli bir gösterge olan sanayi üretim endeksindeki artış ve azalışlar, para arzının belirlenmesinde de önemli bir referans noktası oluşturmaktadır. Söz konusu sanayi üretim endeksinden para arzına doğru nedensellik ilişkisi, hem büyüme açısından hem de para arzındaki artışların faiz oranları üzerindeki düşürücü etkisinden değerlendirilebilir. Sağlam ve siyasi kaygılardan uzak bir para politikası uygulamasının bu anlamda önemli olduğunu belirtmek yerinde bir değerlendirme olacaktır. Ayrıca ekonomik konjonktür devreleri dikkate alınarak daraltıcı ve genişletici para politikası uygulamalarının zamanın da yapılması da kritik bir önem taşımaktadır.

İktisat literatürüne bakıldığında, para arzındaki değişimlerin faiz oranlarındaki değişimi etkilediği görülmektedir. Fakat faiz oranlarındaki değişimin doğrudan para arzını etkilemesi beklenmemektedir. Bununla birlikte para arzının faiz oranı ile ilişkisi, para arzının içinde bulunan parasal varlıklara göre de farklılık gösterebilmektedir. Örneğin, dolaşımdaki paradan banka kasalarındaki paranın çıkarılmış hali olarak tanımlanan *Mo* tanımlı para arzına vadeli mevduatlar, fonlar ve menkul kıymetler dâhil

değildir. Bu durumda faiz oranlarındaki değişimin Mo 'ı etkilemesi beklenen bir etki olmaktadır. Dolayısıyla, faiz oranlarında meydana gelen bir artış tasarruf miktarını arttıracak ve hane halkının elinde tuttuğu para miktarını daraltacaktır. En dar para arzı tanımını olarak ifade edilen Mo , merkez bankası ve darphanenin piyasaya çıkarmış olduğu banknot ve madeni para politikalarından etkilenmektedir.

Para arzındaki artışların yarattığı enflasyonist etki, artan para arzının faizleri düşürmesinden, yatırım ile tüketim kararlarını olumlu etkilemesinden ve dolayısıyla kısa vadede toplam talep seviyesinde bir artışa neden olmasından kaynaklanmaktadır. Burada merkez bankasının daraltıcı para politikası uygulamaları kapsamında açık piyasa işlemlerive zorunlu karşılıklar gibi araçlarla para piyasasına müdahale etmesi ve para piyasasında dengeyi sağlaması temel bir makroekonomik hedef olmaktadır.

Bu çalışmada ayrıca panel veri uygulamaları kapsamında gelişmekte olan 30 ülkenin kişi başı reel GSYİH, enerji tüketimi, finansal gelişme, brüt sermaye oluşumu ve dış ticaret dengesi değişkenlerinin 1990-2014 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanılmıştır. Finansal gelişme, brüt sermaye oluşumu ve dış ticaret dengesi değişkenleri Cobb–Douglas üretim fonksiyonunun önemli birer faktörü olarak modele dahil edilerek, bu ülkelerdeki enerji tüketimi ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Panel verili değişkenlerin analizi için (uyarlanmış) LASSO GGN ve KLASSO GGN yöntemleri kullanılmıştır. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin sonuçlarına bakıldığında, *ENERJİ* ve *SER*, *GSYİH* ve *SER* ile *GSYİH* ve *TİC* değişken çiftleri arasında elde edilen iki testin nedensellik ilişkisi sonuçları birbirlerinden farklı çıkmıştır. Diğer taraftan, diğer değişken çiftleri arasında bulunan nedensellik ilişkileri sonuçlarının her iki testte de paralel olduğu tespit edilmiştir. KLASSO GGN bulgularında; *ENERJİ* ve *SER* arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı, *GSYİH*'den *TİC*'e ve *GSYİH*'den *SER*'e doğru tek yönlü nedensel ilişkilerin olduğu tespit edilmiştir. LASSO GGN bulgularında ise; *GSYİH* ve *TİC* ile *GSYİH* ve *SER* arasında karşılıklı nedensel ilişkilerin olduğu ve *ENERJİ*'den *SER*'e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür. *ENERJİ* ve *GSYİH* arasında saptanan nedensellik sonuçları büyüme hipotezini desteklemektedir. Dolayısıyla, incelenen ülkelerde ekonomik büyüme, enerji tüketimine bağlı olarak değişim göstermektedir. Diğer yandan, literatürde yer alan sanayi devrimi sonrası ülke

ekonomilerinin kayda değer büyüme gösterebilmelerinin temel şartının enerji tüketimini arttırması gerektiği yönündeki önerme de doğrulanmaktadır.

Enerji tüketiminin finansal gelişmeyi etkilediği gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde, ekonomik büyümenin enerji tüketiminden etkilendiğini ve bunun finansal gelişme üzerinde olumlu bir etki yarattığını belirtmek mümkündür. Nitekim enerji tüketimine bağlı büyüyen ekonomilerde yaratılan gelir artışı, toplam tasarruf düzeyini etkileyerek fon kaynaklarının finansal gelişme sürecine işlerlik kazandırabilmektedir. Ancak, ülke ekonomilerinde enerji tüketiminin finansal gelişme üzerindeki etkisinin finansal gelişmenin nasıl ölçüldüğüne bağlı olarak değişkenlik göstermesi muhtemeldir. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulgularında, nedensellik ilişkisinin *ENERJİ*'den *FG*'ye doğru tek yönlü olduğu gözlemlenmiştir. Yani, enerji tüketimi ile sağlanan ekonomik büyüme, finansal sistem için talep meydana getirerek yeni finansal araç ve hizmetlerin oluşmasına yol açmaktadır. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin bulgularında, nedensellik ilişkisinin *GSYİH*'den *FG*'ye doğru olduğu bulunmuştur. Bu bulgu, finansal gelişmenin ekonomik büyümeden etkilendiği ve dolayısıyla "talep takipli" hipotezin doğrulandığı görülmüştür. LASSO GGN ve KLASSO GGN testlerinin sonuçlarında, *ENERJİ*'den *TİC*'e doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensel ilişkinin varlığına rastlanılmıştır. Enerji tüketiminden ticaret dengesine doğru nedensellik ilişkisi, gerek üretim için enerji ithalatına gerekse de enerji kullanımı sonrası yapılan üretimin ihracatına dayandığını belirtmek yerinde bir değerlendirme olmaktadır. *GSYİH* ve *TİC* arasındaki ilişki için LASSO GGN iki yönlü bir nedensellik ilişkinin varlığını tespit ederken, KLASSO GGN testi *GSYİH*'den *TİC*'e doğru tek yönlü bir nedensel ilişkinin olduğunu tespit etmiştir. Her iki testin sonucuna göre, ekonomik büyümenin uluslararası ticaret dengesini etkilediği söylenebilir. Bu bakımdan *GSYİH*'daki artış veya azalışların, ticaretteki artış ve azalışlar üzerinde etki eden önemli bir faktör olduğu anlaşılmaktadır.

Panel veri analizi uygulamaları iktisadi açıdan değerlendirildiğinde, kişi başı reel *GSYİH* olarak da ifade edilen ekonomik büyümenin üretime dayandığını belirtmek mümkündür. Bu anlamda ekonomik büyümenin sağlanması için gerek gelişmiş ve gerekse de gelişmekte olan ülkelerde enerji tüketimi, üretim ve yatırım için kritik bir önem taşımaktadır. Üretim için enerji ithalatı dış ticaret dengesi üzerinde bir baskı yaratabilirken, enerji tüketimi sonrasında üretilen mal ve hizmetlerin ihracatı ise dış

ticaret dengesi üzerindeki baskıları azaltabilmektedir. Bununla birlikte üretimin enerji ithalatına bağımlı olmadığı ülkelerde ihracatın dış ticaret dengesi üzerindeki olumlu etkisi daha yüksek olabilmektedir.

Bir ülkede iktisadi faaliyetleri önemli düzeyde etkileyen enerji kullanımı sonrasında yaratılan ekonomik değer ve gelir artışı, tüketim ve tasarruf eğilimini önemli düzeyde etkileyebilmektedir. Yaratılan ek gelir artışı, toplam harcama düzeyini arttırmakla birlikte toplam tasarruf düzeyini de yükseltmektedir. Artan kişisel tasarruf düzeyi, ülkedeki toplam tasarruf düzeyini arttırarak sermaye oluşum sürecine işlerlik kazandırabilmektedir. Sermaye oluşumu ile sağlanabilen yüksek tasarruf düzeyi, dışa bağımlı yatırımlar için gerekli kaynağın azaltılmasında ve dış ticaret dengesindeki iyileşmenin sağlanmasında belirleyicisi olmaktadır.

Çalışmanın zaman serileri analizinden elde edilen sonuçlar dikkate alındığında, mali kural uygulamaları kapsamında bütçe disiplininin sağlanarak bütçe açıklarının borçlanma üzerindeki baskısının azaltılması, temel bir makroekonomik gerekçe olmalıdır. Güçlü bütçe ve borç yönetimi ile sağlanan yüksek mali performans, enflasyonist etkilerin azaltılmasında, faiz oranlarının düşürülmesinde ve dışlama etkisinin minimum seviyede tutulmasında etkili olacaktır. Bu süreçte özellikle borçların miktar ile bileşiminin rasyonel kurgulanması ve aşırı finansman olgusundan kaçınılması, sağlam makroekonomik performansın varlığını temin edecektir.

Döviz kurundaki değişimlerin gerek maliyet ve gerekse de talep enflasyonu üzerindeki etkisi düşünüldüğünde, öncelikle enflasyonla mücadelede kararlılığın sürdürülmesi, ekonomide olumlu havanın yaratılması ve dolayısıyla beklentilerin pozitif tutulması gerekmektedir. Bu gelişme, kurlardaki yükselişin nihai mal ve hizmet fiyatlarında yarattığı yükselişlerin önlenmesi için öncelikli bir adım olacaktır. Bunun yanı sıra yüksek enflasyonist eğilimlerin olduğu süreçte devalüasyona gidilmesi, ülkenin dış piyasadaki rekabet gücünün korunması adına yerinde bir karar olacaktır. Özellikle üretim yapısının yerli girdilerle sağlanması ve yüksek katma değerli mal ve hizmet üretilmesi, döviz kurunun enflasyon üzerinde yarattığı etkilerin baskılanmasında önemli bir politika olacaktır.

Enflasyon ile faiz ilişkisi, enflasyonun özellikle talep çekişli olması durumunda parasal ve mali kural uygulamalarının tam bir koordinasyon içerisinde çalıştırılarak

enflasyon ve faizlerin düşük düzeyde tutulması gerekmektedir. Enflasyon ve faiz oranlarının düşük düzeyde tutulması, mali kural uygulamaları kapsamında bütçe disiplininin sağlanarak borçlanma eğiliminin azaltılması ve fon sahiplerinin yüksek faiz taleplerinin bu yolla baskılanmasında bağlıdır. Bu süreçte yüksek faiz oranlarının baskılanması ile reel üretime kanalize edilecek kaynakların toplam arz seviyesini arttırması, gerek enflasyonun ve gerekse de faiz oranlarının düşük düzeyde kalmasını sağlayacaktır. Benzer şekilde mali kural temelli uygulamalar ile bütçe disiplinin sağlanarak borçlanma ve faiz oranları üzerindeki baskının azaltılması, faiz harcamalarının düşürülmesinde ve kaynaklarının reel üretime yönlendirilmesinde etkili bir politika aracı olacaktır.

Para arzı ile enflasyon ve faiz ilişkisi için güçlü ve bağımsız bir para politikası uygulaması, makroekonomik dengenin sağlanmasında ve sürdürülmesinde kritik bir öneme sahiptir. Para arzındaki artışların enflasyonist etki yaratmaması ve para arzındaki düşüşlerin ise durgunluğa neden olmaması için parasal tabanın, *GSYİH*'daki artışa paralel olmasına dikkat edilmelidir. Genişletici ve daraltıcı para politikası kapsamında zorunlu karşılıklar, iskonto oranı, açık piyasa işlemleri gibi parasal dengenin sağlanmasında uygulama alanı bulan araçlar, maliye politikası uygulayıcıları ile koordineli çalışan bağımsız para otoritelerince kullanılmalıdır.

Çalışmanın panel veri analizi sonuçları değerlendirildiğinde, enerji tüketimi ile yapılan üretimin ekonomik anlamda yüksek katma değerli üretim olmasına dikkate edilmeli ve bunun dış ticaret dengesi üzerinde olumlu etki yaratması sağlanmalıdır. Bununla birlikte üretim yapısı yerli girdilere dayandırılmalı ve yaratılan gelir artışının ülke içerisinde kalmasına dikkat edilmelidir. Sermaye oluşum sürecine işlerlik kazandıracak gelir artışı ile yatırım-tasarruf dengesi sağlanmalı, üretim yapısı güçlendirilmeli ve ülkenin uluslararası ticaretten yüksek pay alınması temin edilerek rekabet gücü arttırılmalıdır.

KAYNAKÇA

- Akaike, H., "A New Look at The Statistical Model Identification", IEEE Transactions. on Automatic Control, 1974/AC.19, (6), ss. 716-723.
- Al-Mulali, U. ve C.N.B.C., Sab, "The Impact of Energy Consumption and CO2 Emission on The Economic Growth And Financial Development in The Sub Saharan African Countries", *Energy*, 2012, (39), ss. 180-186.
- Apergis, N. ve J.E., Payne, "Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence From A Panel Cointegration and Error Correction Model", *Energy Economics* , 2009a , (31), ss. 211-216.
- Apergis, N. ve J.E., Payne, "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence From The Common Wealth of Independent States", *Energy Economics*, 2009b/31, (5), ss. 641-647.
- Apergis, N. ve J.E., Payne, "CO2 Emissions, Energy Usage, and Output in Central America", *Energy Policy* , 2009c/37, (8), ss. 3282-3286.
- Arnold, A., Y. ve Liu ve N., Abe, "Temporal Causal Modeling with Graphical Granger Methods", In Proceedings of the Thirteenth ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining, Ağustos 2007, San Jose, California.
- Asafu-Adjaye, J., "The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries", *Energy Economic*, 2000/22, (6), ss. 615-625.
- Asghar, N. ve Z., Hussain, "Financial Development, Trade, Openness and Economic Growth in Developing Countries Recent Evidence from Panel Data", *Pakistan Economic and Social Review*, 2014/52, (2), ss. 99-126.
- Asimakopoulou, D. Ayling, ve W. M. Mahmood, "Non-linear granger causality in the currency futures returns", *Economics Letters*, 2000/68, ss. 25-30.
- Atindehou, R., J.P., Gueyie ve E.K., Amenounve, "Financial Intermediation and Economic Growth: Evidence from Western Africa", *Applied Financial Economics*, 2005/15, (11), ss. 777-790.

- Aytaç, D. ve M., “Sağlam, Kamu Açıkları İç Borç ve Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2014/9, (1), ss. 131-148 .
- Aytemiz, L., Ş. Kalaycı ve Y., Helhel, “İç Borç, Faiz, Enflasyon ve Üretim Etkileşimleri: Türkiye Örneği”, *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 2004/19, (221), ss. 80-87.
- Ayvaz Güven, E.T. ve D., Uysal, “Türkiye’de Döviz Kurlarındaki Değişme ile Enflasyon Arasındaki İlişki (1983-2012)”, *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, (Kasım, 2013)/ 5, (9), ss. 141-156.
- M.T. Bahadori ve Y. Liu, “Granger Causality Analysis in Irregular Time Series”, in: *SDM, SIAM*, 2012, ss. 660-671.
- Bağcı, H., (2001), “Kamu Borçları Yönetimi ve Türkiye İçin Bir Değerlendirme”, *SPK Yayınları*, Yayın No: 135, Ankara.
- Bahadori, M.T. ve L., Yan, “An Examination of Practical Granger Causality Inference”, *2013 SIAM International Conference on Data Mining*, Austin, Texas, USA, 2013, ss. 467-475.
- Bakkal, S. ve Gürdal, T., “İç Borçlanmanın Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri”, *Akademik İncelemeler Dergisi (AID)*, 2007/2, (2), ss. 147-173.
- Bal, O., “Döviz Kuru, Mevduat Faiz Oranı, Enflasyon ve Devlet İç Borçlanma Senetleri İlişkisi (1994–2008)”, *Akademik Bakış Dergisi*, 2012, (31), ss. 1-20.
- Barışık, S. ve R., Yayar, “Sanayi Üretim Endeksini Etkileyen Faktörlerin Ekonometrik Analizi”, *İktisat İşletme ve Finans, Bilgesel Yayıncılık*, 2012/27, (316), ss. 53-70.
- Boutabba, M.A., “The Impact of Financial Development, Income, Energy and Trade On Carbon Emissions: Evidence from The Indian Economy”, *Economic Modelling*, 2014/40, ss. 33-41.
- Bozdağlıoğlu, E.Y. ve M., Yılmaz, “Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: 1994-2014 Yılları Arası Bir İnceleme”, *BEU Akademik İzdüşüm*, 2016/2, (3), ss. 1-20.

- Breiman, L., (1993), "Better Subset Selection Using The Non-Negative Garotte", Technical of California, Berkeley.
- Carrère, C., "Revisiting The Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of The Gravity Model", *European Economic Review*, 2006/50, (2), ss. 223- 247.
- Chatterjee, A., ve S., Lahiri, "Bootstrapping Lasso Estimators", *Journal of the American Statistical Association*, 2011/106, (494), ss. 608-625.
- Chiou-Wei, S.Z., C.F., Chen ve Z., Zhu, "Economic Growth and Energy Consumption Revisited-Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality", *Energy Economics*, 2008/30, (6), ss. 3063-3076.
- Choi, I., "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 2001/20, ss. 249-272.
- Çoban, O., N., Doğanalp, ve D., Uysal, "Türkiye'de Kamu İç Borçlanmasının Makroekonomik Etkileri", *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2008, (20), ss. 245-257.
- De Leeuw, J., (1994), "Block-Relaxation Algorithms in Statistics", *In Information System and Data Analysis*, ss. 308-325, Springer, Berlin, Heidelberg.
- Demir, M., (2009), "Türkiye'de Kamu Borçlarının Gelişimi ve Sürdürülebilirliği", *Çizgi Kitabevi*, Konya.
- Dickey, D.A. ve W.A., Fuller, "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979/74, ss. 427-431.
- Doğan, B., Ö., Eroğlu ve O., Değer, "Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2016/6, (1), ss.405-425.
- Efron, B., Hastie, T., vd., "Least Angle Regression", *Annals of Statistics*, 2004/32, (2), ss. 407-499.

- Eğilmez, M., (2014), “Enflasyon ile Faiz İlişkisi”, *Kendime Yazılar*, <<http://www.mahfiegilmez.com/2014/05/enflasyon-ile-faiz-iliskisi.html>>, (Erişim Tarihi: 08.07.2019).
- Eğilmez, M., (2017), “Ricardo-Barro Hipotezine Karşı Arz Yönlü Ekonomi Yaklaşımı”, *Kendime Yazılar*, <<http://www.mahfiegilmez.com/2017/12/ricardo-barro-hipotezine-kars-arz-yonlu.html>> , (Erişim Tarihi: 06.07.2019).
- Eichler, M., “A Graphical Approach for Evaluating Effective Connectivity in Neural Systems”, *Phil. Trans. R. Soc. B*, 2005/360, (1457), ss. 953-967.
- Eichler, M., “Graphical Gaussian Modelling of Multivariate Time Series with Latent Variables”, The 13th International Conference on Artificial Intelligence and Statistics, Journal of Machine Learning Research W&CP, 2010/9, ss. 193-200.
- Eichler, M., “Graphical Modelling of Multivariate Time series”, *Probability Theory and Related Fields*, 2012/153, (1-2), ss. 233-268.
- Eser, Y.L. ve M.C., Genç, “Kamu Büyüklüğü ve Kişi Başına Gelir Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği (1968- 2005)”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 2010/47, (541), ss. 61-70.
- Esseghir A. ve L. H., Khouni, “Economic Growth, Energy Consumption and Sustainable Development: The Case of The Union for The Mediterranean Countries”, *Energy*, 2014, (71), ss. 218-225.
- Etesami, J. ve N., Kiyavash, “Directed Information Graphs: a Generalization of Linear Dynamical Graphs”, 2014 American Control Conference (ACC) June 4-6, 2014, Portland, Oregon, USA, ss. 2563-2568.
- Fan, J., ve R., Li, “Variable Selection via Nonconcave Penalized Likelihood and Its Oracle Properties”, *Journal of the American Statistical Association*, 2001/96, (456), ss. 1348-1360.
- Fowowe, B., “Energy Consumption and Real GDP: Panel Co-Integration and Causality Tests for Sub-Saharan African Countries”. *Journal of Energy in Southern Africa*, (Şubat, 2012)/23, (1), ss. 8-14.

- Francis, B.M., L., Moseley, L. Ve S.O., Iyare, “Energy Consumption and Projected Growth in Selected Caribbean Countries”, *Energy Economics*, 2007/ 29, (6), ss. 1224-1232.
- Friedman, J., Hastie, T., vd., “Pathwise Coordinate Optimization”, *Annals of Applied Statistics*, 2007/2, (1), ss. 302-332.
- Fu, W., “Penalized Regressions: The Bridge vs. The LASSO”, *J. Computational and Graphical Statistics*, 1998/7, (3), ss. 397-416.
- Furqan, M.S. ve M.Y., Siyal, “Elastik-net Copula Granger Causality for Inference of Biological Networks”, *PLoS ONE*, 2016/11, (10):e0165612.
- Gömenoğlu, K.K., M.Y., Amin ve N., Taşpınar, “The Relationship among International Trade, Financial Development and Economic Growth: The Case of Pakistan”, *Procedia Economics and Finance*, 2015/25, ss. 489-496.
- Granger, C.W.J., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 1969/ 37, (3), ss. 424-438.
- Granger, C.W.J., “Testing for Causality: a Personal Viewpoint”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, (2), ss. 329-352.
- Gujarati, Damodar N. ve Porter, Dawn C., (2012), “Temel Ekonometri”, Ümit Şenesen, Gülay Günlük-Şenesen (Çevirenler), (5. Basım), *Literatür Yayıncılık*, İstanbul.
- Gül, E. ve A., Ekinci, “Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984 – 2003”, *Sosyal Bilimler Dergisi*, 2006/1, ss. 91-106.
- Gül, E., A., Ekinci ve M., Özer, “Türkiye’de Faiz Oranları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2006”, *İktisat İşletme ve Finans*, 2007/22, (251), ss. 21-31.
- Gümüş, F.B. ve M., Koç, “Ülkelerin Finansal Gelişmişlikleri ile Enerji Tüketimleri Arasındaki İlişki: Dört Kıta Örneği”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2015/20, (2), ss. 151-164.
- Hannan, E.J. ve B.G., Quinn, “The Determination of the Order of an Autoregression”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 1979/ 41, (2), ss. 190-195.

- Hastie, T., Tibshirani, J., Friedman, “The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference and Prediction (Second Edition)”, Springer-Verlag, 2009.
- Hlavackova-Schindler, K. ve H., Bouzari, “LASSO Granger Causal Models: Some Strategies and Their Efficiency for Gene Expression Regulatory Networks”, *The Proceedings of ECML/PKDD 2013 Workshop Scalable Decision Making: Uncertainty, Imperfection, Deliberation (SCALE)* , September 23, 2013, Prague, Czech Republic.
- Hoerl, A.E. ve R.W., Kennard, “Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems”, *Technometrics*, 1970/12, (1), ss. 55-67.
- Hu, M. ve H., Liang, “A Copula Approach to Assessing Granger Causality”, *NeuroImage* 2014/100, ss. 125–134.
- Huang, J., S., Ma ve C.H., Zhang, “Adaptive LASSO For Sparse High-Dimensional Regression Models”, *Statistica Sinica*, 2008/18, ss. 1603-1618.
- Hutchinson , R.A., R.S., Niculescu, T.A., Keller, vd., “Modeling fMRI Data Generated by Overlapping Cognitive Processes with Unknown Onsets Using Hidden Process Models”, *NeuroImage*, 2009/ 46, (1), ss. 87-104.
- Im, K.S., M.H., Pesaran ve Y., Shin, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 2003/115, (1), ss. 53-74.
- Karakış, L., “Türkiye’de Döviz Kuru ile Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki (2000-2018)”, *Artuklu Kaime Uluslararası İktisadi ve İdari Araştırmalar Dergisi*, 2019/1, (1), ss. 83-93.
- Kasman, A. ve Y.S., Duman, “CO2 Emissions, Economic Growth, Energy Consumption, Trade and Urbanization in New EU Member and Candidate Countries: A Panel Data Analysis”, *Economic Modelling*, 2015/ 44, ss. 97-103.
- Kopits, G. ve S., Symansky, (1998), “Fiscal Policy Rules”, *IMF Occasional Paper*, No: 162, Washington.
- Köstekçi, A. ve F., Yıldız, (2019), “Kamu Borç Yönetimi Türkiye ve OECD Ülke Uygulamaları”, *Ekin Yayınevi*, Bursa.

- Kwiatkowski, D., P., Phillips, P., Schmidt, vd., “Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 1992/54, ss. 159-178.
- Lean, H.H. ve R., Smyth, “CO2 Emissions, Electricity Consumption and Output in ASEAN”, *Applied Energy*, 2010/87, (6), ss. 1858-1864.
- Lee, C.C., “Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis”, *Energy Economics*, 2005/27, (3), ss. 415-427.
- Lee, C.C., “The Causality Relationship Between Energy Consumption and GDP in G-11 Countries Revisited”, *Energy Policy*, 2006/ 34, ss. 1086-93.
- Lee, C.C. and C.P., Chang, “Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data”, *Resource and Energy Economics*, 2008/30, ss. 50-65.
- Liu, H., J., Lafferty ve L., Wasserman, “The Nonparanormal: Semiparametric Estimation of High Dimensional Undirected Graphs”, *Journal of Machine Learning Research*. 2009/10, 2295-2328.
- Liu, J., S., Ji ve J., Ye, (2009), “SLEP: Sparse Learning with Efficient Projections”, 4.1 ed: Arizona State University.
- Liu, J., Y., Xu, J., Cheng, Z., Zhang, vd., “Multiple Modality Fusion for Glaucoma Diagnosis”, Zhang Y.T. (editor), *The International Conference on Health Informatics. IFMBE Proceedings*, 42: Springer International Publishing; 2014, ss. 5-8.
- Lozano, A.C., N., Abe, Y., Liu, vd., “Grouped Graphical Granger Modeling for Gene Expression Regulatory Networks Discovery”, *Bioinformatics*, 2009a/25, (12), ss. i110-i118.
- Lütkepohl, H., (2005), “New Introduction to Multiple Time Series Analysis”, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, Germany.

- Maddala, G.S. ve S., Wu, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999/61, p. 631-652.
- Mamak Ekinci, E.B., A., Alhan ve Z.B., Ergör, “Parametrik Olmayan Regresyon Analizi: Faiz oranı, Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi Örneği”, *Bankacılık ve Sigortacılık Araştırmaları Dergisi*, 2016/2, (9), ss. 28-37.
- Meinshausen, N. ve P., Buhlmann, “High Dimensional Graphs and Variable Selection with The LASSO”, *The Annals of Statistics*, 2006/34, (3), ss. 1436-1462.
- Meinshausen, N. ve B., Yu, “LASSO-type Recovery of Sparse Representations for High-Dimensional Data”, *The Annals of Statistics*, 2009/37, (1), ss. 246-270.
- Narayan, P.K.ve R., Smyth, ”Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration with Structural Breaks”, *Energy Economics*, 2008/30, (5), ss. 2331-2341.
- Narayan, P.K.ve R., Smyth, “Multivariate Granger Causality Between Electricity Consumption, Exports and GDP: Evidence From A Panel of Middle Eastern Countries”, *Energy Policy*, 2009/37, (1), ss. 229-236.
- Nelsen, RB., (2006), “An Introduction to Copulas”, Springer-Verlag (2nd edition), New York.
- Ogut, J.O., T., Schulz-Streeck ve H.P., Piepho, “Genomic Selection Using Regularized Linear Regression Models: Ridge Regression, LASSO, Elastic net and Their Extensions”, *BMC Proceedings*, 2012, 6(Suppl 2):S10. doi: 10.1186/1753-6561-6-S2-S10
- Oktar, S. ve L., Dalyancı, “Türkiye Ekonomisinde Para Politikası ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Analizi”, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2011/31, (2), ss. 1-20.
- Omay, T., M., Hasanov ve N., Uçar, (2012), “Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Nonlinear Panel Cointegration and Causality Tests”, MPRA Paper No:37653.

- Özgen, F.B. ve B., Güloğlu, “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, *METU Studies in Development*, 2004/31, ss. 93-114.
- Özmen, M. ve F.İ., Koçak, "Enflasyon, Bütçe Açığı ve Para Arzı İlişkisinin ARDL Yaklaşımı ile Tahmini: Türkiye Örneği", *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, (Haziran, 2012)/16, (1), ss. 1-19.
- Patrick, H.T., “Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries”, *Economic Development and Cultural Change*, 1966/14, (2), ss. 174-189.
- Pearl, J., (2009), “Causality: Models, Reasoning and Inference”, Cambridge University Press, Second Edition. ISBN-13: 978-0521895606
- Phillips, P.C.B. ve P., Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 1988/75, (2), ss. 335-346.
- Qian, J., T., Hastie, J., Friedman, vd., “Glmnet for Matlab 2013”,
<http://www.stanford.edu/~hastie/glmnet_matlab/>, (Erişim Tarihi: 25.03.2019).
- Quinn, C.J., N. Kiyavash, ve T.P., Coleman, (2012), “Directed Information Graphs”, *Information Theory (cs.IT)*. <<https://arxiv.org/pdf/1204.2003.pdf>>, (Erişim Tarihi: 26.03.2019).
- Saraç, T.B. ve K., Karagöz, “Impact of Short-term Interest Rate on Exchange Rate: The Case of Turkey”, *Procedia Economics and Finance*, 2016/38, ss. 195-202.
- Schwartz, E.S., “The Stochastic Behavior of Commodity Prices: Implications for Valuation and Hedging”, *Journal of Finance*, 1997/52, (3), ss. 923-973.
- Shahbaz, M., S., Khan ve M.I., Tahir, “The Dynamic Links Between Energy Consumption, Economic Growth, Financial Development and Trade in China: Fresh Evidence from Multivariate Framework Analysis”, *Energy Economics*, 2013/40, ss. 8-21.
- Shahzad, S.J.H., R.R. Kumar, M., Zakaria, vd., “Carbon Emission, Energy Consumption, Trade Openness and Financial Development in Pakistan: A Revisit”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2017/70, ss. 185-192.

- Shojaie, Ali ve G., Michailidis, “Discovering Graphical Granger Causality Using The Truncating LASSO Penalty”, *Bioinformatics*, 2010a/26, (18), ss. i517-i523.
- Shojaie, Ali ve G., Michailidis, “Penalized Likelihood Methods for Estimation of Sparse High Dimensional Directed Acyclic Graphs”, *Biometrika*, 2010b/97, (3), 519-538.
- Spirtes, P., C., Glymour, C. ve R., Scheines, (2001), “Causation, Prediction, and Search, Second Edition”, The MIT Press, London, England.
- Soytaş, U. ve R., Sarı, “Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets”, *Energy Economics*, 2003/25, (1), ss. 33-37.
- Soytaş, U. ve R., Sarı, “Energy Consumption and Income in G-7 Countries”, *Journal of Policy Modeling*, 2006/ 28, (7), ss. 739-750.
- Spirtes, P., C. Glymour ve R. Scheines, (2001), “Causation, Prediction, and Search, Second Edition”, The MIT Press.
- Stern, D.I., “A Multivariate Cointegration Analysis of The Role of Energy in The US Macroeconomy”, *Energy Economics*, 2000/22, ss. 267-283.
- Susam, N., (2005), “Türkiyede Devlet İç Borçlarının Devlet İç Borçlanma Senetleri Faiz Oranları ile İlişkisi: 1990-2004 Granger Nedensellik Testi”, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Maliye Araştırma Merkezi Konferansları 48. Seri, ss. 87-105.
- Tang, C.F. ve B.W., Tan, “The Linkages Among Energy Consumption, Economic Growth, Relative Price, Foreign Direct Investment, and Financial Development in Malaysia”, *Quality and Quantity*, 2014/48, (2), ss. 781-797.
- TCMB, İnternet Adresi: <<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>>, (Erişim Tarihi: 25.03.2019).
- The World Bank, İnternet Adresi: <<https://data.worldbank.org/indicator>>, (Erişim Tarihi: 25.03.2019).
- Tibshirani, R., “Regression Shrinkage and Selection via The LASSO”, *Journal of Royal Statistical Society Series B*, 1996/58, (1), ss. 267-288.

- Torun, M. ve M., Karanfil, “1980-2013 Dönemi Türkiye Ekonomisinde Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişki”, *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 2016/ 14, (27), ss. 473-490.
- Türel, O. ve İ., Önder, “Türkiye’de Kamu Maliyesi, Finansal Yapı ve Politikalar”, Tarih Vakfı Yurt Yayınları. ISBN 9753330014
- Ulusoy, A. ve H.F., Erdem, “İç Borçlanma ve Enflasyon Etkileşimi: Türkiye Örneği”, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 2014/22, ss. 122-135.
- Uysal, D., M., Mucuk ve V., Alptekin, “Finansal Serbestleşme Sürecinde Türkiye Ekonomisinde Faiz ve Kur İlişkisi”, *KMU İİBF Dergisi*, (Aralık, 2008)/10, (15), ss. 48-64.
- Wang, H., G., Li ve C.L., Tsai, “Regression Coefficients and Autoregressive Order Shrinkage and Selection via The Lasso”, *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 2007/69, ss. 63-78.
- Wasserman, L., (2005), “All of Nonparametric Statistics (Springer Texts in Statistics) ”, Springer-Verlag , New York.
- Westerlund, J. ve F., Wilhelmsson, “Estimating The Gravity Model without Gravity Using Panel Data”, *Applied Economics*, 2011/43, (6), 641-649.
- Wilms, I., S., Gelper ve C., Croux, “The Predictive Power of The Business and Bank Sentiment of Firms: A High-Dimensional Granger Causality Approach”, *European Journal of Operational Research*, 2016/254, ss. 138-147.
- Wolde-Rufael, Y., “Energy Demand and Economic Growth: The African experience”, *Journal of Policy Modeling*, 2005/ 27,(8), ss. 891-903.
- Yıldız, Ş. ve S., Başar, “Türkiye’de Enflasyon, Faiz Oranı ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi”, *Turkish Studies*, 2018/13, (7), ss. 309-328.
- Yılmaz, B.E. ve M., Cural, “Türkiye’de İç Borçlanmadaki Değişimi Belirleyen Faktörlere Yönelik Bir Regresyon Analizi Çalışması: 1975 - 2010”, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Maliye Araştırma Merkezi Konferansları, 54. Seri, 2010. ss. 1-22. <<https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/7887>>, (Erişim Tarihi: 25.03.2019).

- Yılmaz, H.D., (2015), “Para Arzının Makroekonomik Faktörler Üzerine Etkisinin Analizi”, (Yüksek Lisans Tezi, Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü).
- Yuan, M., ve Y., Lin, “Model Selection and Estimation in Regression with Grouped Variables”, *Journal of Royal Statistical Society B*, 2006/68, (1), ss. 49-67.
- Yücel, F., “Causal Relationships between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: The Case of Turkey”, *Journal of Social Sciences*, 2009/5, (1), ss. 33-42.
- Zhao, P., G., Rocha ve B., Yu, “The Composite Absolute Penalties Family for Grouped and Hierarchical Variable Selection”, *The Annals of Statistics*, 2009/37, (6A), ss. 3468-3497.
- Zou, H., “The Adaptive LASSO and Its Oracle Properties”, *Journal Journal of the American Statistical Association*, 2006/101, (476), ss. 1418–1429.
- Zou, H. ve T., Hastie, "Regularization and Variable Selection via The Elastic Net", *Journal of Royal Statistical Society Series B*, 2005/67, (2), ss. 301-320.
- Zhang, Z.G., Y.S., Hung, S.C., Chan, vd., editors, “Modelling and Identification of Gene Regulatory Networks: A Granger Casuality Approach”, *Ninth International Conference on Machine Learning and Cybernetic*, 2010 11-14 July, Qingdao: IEEE.