

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI**

**ÇOKLU VE MEVSİMSEL BİRİM KÖKÜN BRIDGE TAHMİN EDİCİ İLE
BELİRLENMESİ**

Çiğdem KOŞAR TAŞ

DOKTORA TEZİ

ADANA / 2019

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI**

**ÇOKLU VE MEVSİMSEL BİRİM KÖKÜN BRIDGE TAHMİN EDİCİ İLE
BELİRLENMESİ**

Çiğdem KOŞAR TAŞ

Danışman: Doç. Dr. Hüseyin GÜLER
Jüri Üyesi: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK
Jüri Üyesi: Prof. Dr. Aydın ÜNSAL
Jüri Üyesi: Prof. Dr. Selahattin KAÇIRANLAR
Jüri Üyesi: Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU

DOKTORA TEZİ

ADANA / 2019

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne;

Bu çalışma, jürimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalında DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Doç. Dr. Hüseyin GÜLER
(Danışman)

Üye: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK

Üye: Prof. Dr. Aydın ÜNSAL

Üye: Prof. Dr. Selahattin KAÇIRANLAR

Üye: Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU

ONAY

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylıyorum.
.../.../2019

Prof. Dr. Serap ÇABUK
Enstitü Müdürü

NOT: Bu tezde kullanılan ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hükümlere tabidir.

ETİK BEYANI

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde ve ortaya çıkan sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,

bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim. / / 2019

Çiğdem KOŞAR TAŞ

ÖZET

ÇOKLU VE MEVSİMSEL BİRİM KÖKÜN BRIDGE TAHMİN EDİCİ İLE BELİRLENMESİ

Çiğdem KOŞAR TAŞ

Doktora Tezi, Ekonometri Ana Bilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Hüseyin GÜLER

Eylül 2019, 111 sayfa

İktisadi seriler birim kök içerebilmektedir. Literatürde birim kökün testi için kullanılan farklı yöntemler bulunmaktadır. Son yıllarda yapılan çalışmalar tek bir birim kökün testinde, modelin gecikme uzunluğunun seçimi ve parametre tahmini için Bridge tahmin edicinin kullanılmasının önemini ortaya koymaktadır. Bu yöntemde, pozitif bir büzme parametresi kullanılarak modelin parametreleri cezalandırılmaktadır. Büzme parametresinin uygun bir seçimiyle Bridge tahmin edici, gerçekte sıfır olan parametreleri asimptotik olarak sıfır tahmin etmektedir. Bu özellik kâhin özellik olarak adlandırılır ve Bridge tahmin edici bu sayede model seçimini ve parametre tahminini tek adımda yapabilen bir yöntem sunmaktadır. Literatürde, Bridge tahmin edicinin, bir birim köklü serilerde model seçimi ile birlikte aynı anda serinin durağan olup olmadığını da belirlediği ifade edilmiştir. Ancak zaman serileri bazen birden fazla birim kök içermektedir. Bu sebeple çalışmada ilk olarak, birden fazla birim kök içeren serilerin bütünleşme sıralarının belirlenmesi için Dickey Pantula modelinde Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. Yapılan simülasyon çalışmasıyla Bridge tahmin edici, bütünleşme sırasını belirleme bakımından Dickey Pantula testi ile karşılaştırılmıştır. Gerçek veriler kullanılarak yapılan ekonometrik bir uygulama ile sonuçlar desteklenmiştir. Tezin ikinci kısmında mevsimsel birim kök için Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. Mevsimsellik birçok iktisadi zaman serisi için önemli bir faktör olmakla birlikte mevsimsel birim kökün testi için kullanılan pek çok yöntem vardır. Kullanılan bu yöntemlere ek olarak, bu çalışmada HEGY testi göz önüne alınarak oluşturulan mevsimsel model için Bridge tahmin edici tanımlanmıştır. Bu yaklaşımın etkinliği bir Monte-Carlo deneyi ile incelenmiş ve yöntem, anlamlılık düzeyi ve testin gücü açısından HEGY testi ile karşılaştırılmıştır. Ayrıca gerçek veriler üzerine uygulama yapılarak

sonular karřılařtırılmıřtır. Yapılan analiz ve karřılařtırmalar, gerek birden fazla birim kkn gerekse mevsimsel birim kkn belirlenmesi iin Bridge tahmin edicinin iyi bir alternatif olduėunu gstermiřtir.

Anahtar kelimeler: Bridge tahmin edici, model seimi, kâhin zelliėi, birim kk testi, birden fazla birim kk, mevsimsel birim kk.

ABSTRACT**DETERMINATION OF MULTIPLE AND SEASONAL UNIT ROOTS WITH
BRIDGE ESTIMATOR****Çiğdem KOŞAR TAŞ****Ph.D. Thesis, Department of Econometrics****Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Hüseyin GÜLER****September 2019, 111 pages**

Economic series may have unit roots. There are different methods to test unit roots in the literature. Recent studies show the importance of using Bridge estimator for choosing the lag length of single unit root tests and parameter estimation. This method penalizes the parameters of the model with a positive shrinkage parameter. For a suitable choice of the shrinkage parameter, Bridge estimator finds parameter estimates as zero asymptotically when the true value of the parameter is zero for stationary series. This feature is called the oracle property and in this way the Bridge estimator provides a method that can be used for the model selection and estimation simultaneously. It is known in the literature that Bridge estimator does the model selection while simultaneously distinguishing between stationary and unit root models for series with a unit root as well. However, it is known that time series can sometimes contain more than one unit root. Based on this, in the study firstly, Bridge estimator is proposed to determine the integration order of series with more than one unit root. In order to do this, Bridge estimator is applied to Dickey-Pantula model. With a simulation study Bridge estimator is compared with the existent Dickey-Pantula test in terms of determining the order of integration. The results are also supported with an econometric application. The second part of the thesis, using of the Bridge estimator is proposed for the seasonal unit root. Seasonality is very substantial factor for numerous economic time series and there are so many methods to test seasonal unit roots in the literature. In addition to these methods, in this study, Bridge estimator is also defined to test seasonal unit root in a HEGY model. A Monte-Carlo experiment is applied to test the efficiency of this technique and compare size and power of this approach with HEGY test. Furthermore, the method is applied on real data set and the results are compared. The analyses and comparisons has shown that

Bridge estimator is a good alternative to determine both multiple unit root and seasonal unit root.

Keywords: Bridge estimator, model selection, oracle property, unit root test, multiple unit root, seasonal unit root.

ÖN SÖZ

İlk olarak, kendisiyle çalışma fırsatı bulabildiğim için kendimi çok şanslı hissettiğim, gerek ders dönemimde kendisinden aldığım derslerle ufku genişleten gerekse tez dönemimde, tez konusunun belirlenmesinden tezin savunulmasına kadar olan her süreçte engin bilgi ve tecrübelerini benimle paylaşmaktan hiçbir zaman çekinmeyen, yardımları, desteği ve rehberliğiyle tezimi bu noktaya getiren değerli hocam Doç. Dr. Hüseyin GÜLER'e en derin teşekkürlerimi sunarım.

Gülyüzünü ve samimiyetini bizden hiçbir zaman esirgemeyen, rahat ve adil bir çalışma ortamı sunan, lisansüstü öğrencilik dönemimde kendisinden aldığım derslerle bana çok şey kazandıran ayrıca tez savunma jürimde yer alarak, değerli fikirleriyle tezime katkıda bulunan, kendisiyle aynı ortamda çalışabilmekten büyük onur duyduğum saygıdeğer hocam Prof. Dr. H. Altan ÇABUK'a yürekten teşekkürlerimi sunarım.

Her zaman desteğini hissettiğim, bugünlere gelmemde emeği olan Ekonometri Bölümü öğretim üyelerinden sayın hocam Doç. Dr. Ebru ÖZGÜR GÜLER'e akademik hayatıma yapmış olduğu katkılardan ve samimi yaklaşımından ötürü teşekkürü bir borç bilirim. Ayrıca tüm Ekonometri Bölümü öğretim üyelerine ve çalışma arkadaşlarıma teşekkür ederim.

Tez savunma jürimde yer alarak, değerli fikirleri ve yapıcı eleştirileri ile tezime katkıda bulunan Prof. Dr. Aydın ÜNSAL, Prof. Dr. Selahattin KAÇIRANLAR, Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU hocalarıma teşekkür ederim.

Hayatımın her döneminde benim yanımda olan, beni koşulsuz seven, eğitim hayatım boyunca da maddi ve manevi hiçbir desteğini esirgemeyen canım annem Şefika KOŞAR'a, canım babam Ahmet KOŞAR'a ve 18 yaşına kadar olan dönemimi varlığıyla çok daha anlamlı kılan, günün birinde tekrar biraraya geleceğimize inandığım biricik ablam Özlem KOŞAR'a sonsuz teşekkür ederim.

Onu tanıdığım ilk günden bu yana, hayatımın her alanında olduğu gibi meslek ve akademik hayatımda da desteği, sevgisi ve anlayışıyla yanımda olan eşim Erhan TAŞ'a çok teşekkür ederim.

Bu tez, SDK-2016-5277 kodlu Doktora Bilimsel Araştırma Projesi kapsamında Çukurova Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinasyon Birimi tarafından desteklenmiştir.

Çiğdem KOŞAR TAŞ

Adana /2019

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	iv
ABSTRACT	vi
ÖN SÖZ	viii
KISALTMALAR	xi
TABLolar LİSTESİ	xiii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xv

BÖLÜM I GİRİŞ

1.1. Araştırmanın Konusu	1
1.2. Araştırmanın Amacı ve Önemi	3
1.3. Araştırmanın Planı	4

BÖLÜM II BRIDGE TAHMİN EDİCİ

2.1. Bridge Tahmin Edici ve İlgili Çalışmalar	5
2.2. Hesaplama Algoritmaları	14
2.2.1. Koordinat İniş Algoritması	14
2.2.2. Yerel Doğrusal Yaklaşım	18
2.2.3. Yerel Karesel Yaklaşım	20
2.3. Uyarılama Parametresinin Seçimi	24
2.3.1. Çapraz Geçerlilik	24
2.3.2. Akaike Bilgi Kriteri	26
2.3.3. Schwarz Kriteri (Bayesyen Bilgi Kriteri)	27

BÖLÜM III DICKY PANTULA BİRİM KÖK TESTİ VE BRIDGE TAHMİN EDİCİ KULLANIMI

3.1. Durağanlık ve Birim Kökler	31
---------------------------------------	----

3.2. Dickey Pantula Birim Kök Testi.....	36
3.3. Bütünleşme Sırasının Belirlenmesinde Bridge Tahmin Edici Kullanımı	40
3.4. Monte Carlo Deneyi.....	45
3.4.1. Veri Üretim Süreci.....	45
3.4.2. Simülasyon Sonuçları	48
3.5. Ekonometrik Bir Uygulama.....	55
3.6. Sonuçlar	61

BÖLÜM IV

HYLLEBERG-ENGLE-GRANGER-YOO (HEGY) MEVSİMSEL BİRİM KÖK TESTİ VE BRIDGE TAHMİN EDİCİ KULLANIMI

4.1. Mevsimsellik ve Mevsimsel Birim Kökler.....	66
4.2. Hylleberg-Engle-Granger-Yoo Mevsimsel Birim Kök Testi	70
4.3. Mevsimsel Birim Kökün Belirlenmesinde Bridge Tahmin Edici Kullanımı	74
4.4. Monte Carlo Deneyi.....	78
4.4.1. Veri Üretim Süreci.....	78
4.4.2. Simülasyon Sonuçları	81
4.5. Ekonometrik Bir Uygulama.....	89
4.6. Sonuçlar	95

BÖLÜM V

SONUÇ VE ÖNERİLER

5.1. Sonuçlar ve Öneriler	98
---------------------------------	----

KAYNAKÇA.....	104
----------------------	------------

ÖZGEÇMİŞ	111
-----------------------	------------

KISALTMALAR

ACF	: Otokorelasyon Fonksiyonu (Autocorrelation Function)
ADF	: Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria)
AR	: Otoresif Zaman Serisi (Autoregressive Series)
ARDL	: Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif (Auto-Regressive Distributed Lags)
BIC	: Bayesyen Bilgi Kriteri (Bayesian Information Criteria)
BLUE	: En İyi Doğrusal Yansız Tahmin Edici (Best Linear Unbiased Estimator)
CV	: Çapraz Geçerlilik (Cross Validation)
DF	: Dickey – Fuller
DFGLS	: Dickey-Fuller GLS
DGP	: Data Generating Process (Veri Üretim Süreci)
DHF	: Dickey-Hasza-Fuller
EKK	: En Küçük Kareler
GCV	: Genelleştirilmiş Çapraz Geçerlilik (Generalized Cross Validation)
GLS	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares)
GMM	: Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (Generalized Method of Moments)
GSMH	: Gayri Safi Milli Hâsıla
GSYİH	: Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla
HKO	: Hata Kareler Ortalaması
HEGY	: Hylleberg-Engle-Granger-Yoo
KBGSYİH	: Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla
KFCV	: K-katlamalı Çapraz Geçerlilik (K-fold Cross Validation)
LARS	: Least Angle Regression
LASSO	: Least Absolute Shrinkage and Selection Operator
LLA	: Yerel Doğrusal Yaklaşım (Local Linear Approximation)
LOOCV	: Tek Çıkışlı Çapraz Geçerlilik (Leave-one-out Cross Validation)
LQA	: Yerel Karesel Yaklaşım (Local Quadratic Approximation)
MA	: Hareketli Ortalamalar (Moving Average)
MAIC	: Değiştirilmiş Akaike Bilgi Kriteri (Modified Akaike Information Criteria)
MBIC	: Değiştirilmiş Bayesyen Bilgi Kriteri (Modified Bayesian Information Criteria)

ÖKMTYH	: Özel Kesim Makine Teçhizat Yatırım Harcamaları
RSBR	: Robust and Sparse Bridge Regresyon (Robust and Sparse Bridge Regression)
RSS	: Artık Kareler Toplamı (Residual Sum of Squares)
SAR	: Mevsimsel Otoregresif Seri (Seasonal Autoregressive Series)
SC	: Schwarz Kriteri
SCAD	: Smoothly Clipped Absolute Deviation
SMA	: Mevsimsel Hareketli Ortalamalar (Seasonal Moving Average)
SURE	: Stein'in Yansız Risk Tahmini (Stein's Unbiased Risk Estimation)
TEFE	: Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TERK	: Tartılı Reel Efektif Kur
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksi

TABLOLAR LİSTESİ

	Sayfa
Tablo 1. Beyaz Gürültü Hataları için Bridge Tahmin Edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC Testlerinden Elde Edilen Model Seçim Yüzdeleri	50
Tablo 2. AR(1) ($\Omega = 0, \phi = -0,5$) Hataları için Bridge Tahmin Edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC Testlerinden Elde Edilen Model Seçim Yüzdeleri.....	52
Tablo 3. MA(1) ($\phi = 0, \Omega = +0,5$) Hataları için Bridge Tahmin Edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC Testlerinden Elde Edilen Model Seçim Yüzdeleri.....	54
Tablo 4. LNM2 Para Arzı Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular	58
Tablo 5. LNTEFE Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular	59
Tablo 6. LNTÜFE Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular	60
Tablo 7. LNKBGSYİH Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular	61
Tablo 8. Çeyreklik Verilerde Mevsimsel Birim Kök Testleri için Uzun Dönem ve Mevsimsel Frekanslara Ait Özet Bilgiler.....	74
Tablo 9. Sıfırdan Farklı Katsayı Tahminlerini Elde Etmek için Kullanılan c Değerleri ve Eşik Değerler	80
Tablo 10. Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Gerçekleşen Anlamlılık Düzeyine Göre Karşılaştırılması.....	83
Tablo 11. Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Güçlerinin Karşılaştırılması (m=5)	85
Tablo 12. Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Güçlerinin Karşılaştırılması (m=10)	87
Tablo 13. Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Güçlerinin Karşılaştırılması (m=20)	88
Tablo 14. LNGSSSO için HEGY-AIC, HEGY-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular	93

Tablo 15. LNGSYİH için HEGY-AIC, HEGY-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular	94
---	----

ŞEKİLLER LİSTESİ

	Sayfa
Şekil 1. En Küçük Kareler ve Ridge Tahmin Edicisinin Hata Kareleri Ortalaması Bakımından Karşılaştırılması	7
Şekil 2. (a) LASSO ve (b) Ridge Regresyon için Tahminin Geometrik Gösterimi	9
Şekil 3. Durağan Serinin Görünümü	32
Şekil 4. Durağan Olmayan Seri ve Farkı Alınarak Durağanlaştırılmış Halinin Görünümü	33
Şekil 5. Logaritmik Makroiktisadi Serilerin Grafikleri	56
Şekil 6. (a) Mevsim Etkisi Taşıyan Seri ve (b) Mevsimsellikten Arındırılmış Seri.....	67
Şekil 7. Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmamış Makroiktisadi Serilerin Grafikleri.....	90

BÖLÜM I

GİRİŞ

1.1. Araştırmanın Konusu

İktisadi seriler sıklıkla bir ya da daha fazla birim kök içerebilmektedir. Bazı durumlarda bu kökler mevsimsel frekanslara karşılık gelebilmektedir. Öte yandan serilerde birim kök/köklerin varlığının tespiti oldukça önemlidir. Tez çalışması kapsamında Bridge tahmin edicinin literatürde yer alan iki farklı birim kök problemine uygulanması ele alınmıştır.

Birim kök testleri, zaman serileri analizinde serinin durağanlığını araştırmada kullanılan en önemli yöntemlerden biridir. Literatürde kabul gören pek çok mevsimsel olmayan birim kök testi vardır ve bunların en önemlileri Dickey ve Fuller (1979), Dickey ve Pantula (1987), Phillips (1987), Philips ve Perron (1988), Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) olarak öne çıkmaktadır. Bu testler genel olarak gecikme uzunluğunun doğru bir şekilde belirlenmesine duyarlıdır. Birim kök testlerinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenmektedir. Burada amaç, bağımlı değişkendeki olası bir otokorelasyonun modele dahil edilmesinin ve hataların beyaz gürültü (ortalama ve varyansın her dönem için sabit olması) sürecini takip etmelerinin sağlanmasıdır. Birim kök testlerinde uygun gecikme seviyelerini belirlemede en çok kullanılan iki yöntem Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Kriteri (SC) ya da diğer bir ifadeyle Bayesyen Bilgi Kriteridir (BIC). Her iki kriterde de gözlem sayısı, artık kareler toplamı ve tahmin edilen parametre sayısı baz alınarak hesaplanmaktadır. Gözlem sayısı az iken model seçiminde AIC, SC'den daha iyi sonuçlar verirken gözlem sayısı arttıkça SC öne çıkmaktadır (Enders, 2004, s. 69-70). Fakat Breiman (1996), AIC ve SC kriterlerinin de yanlış modeli seçebileceğini vurgulamış, ridge regresyona dayanan model seçme kriterlerinin iyi sonuçlar verdiğini de kanıtlamıştır.

Literatürde son yıllarda önem kazanan Bridge ve LASSO tipi tahmin ediciler yapı olarak ridge regresyona benzemektedir. LASSO (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) tahmin edici Tibshirani (1996), Bridge tahmin edici ise Frank ve Friedman (1993) ile Fu (1998) tarafından önerilmiştir. Bridge tahmin edici genel bir tahmin edici olup en küçük kareler, ridge ve LASSO tahmin edicileri bünyesinde barındırmaktadır. Caner (2009) LASSO tahmin edicinin model seçiminde AIC, SC ve benzer kriterlerden hata kareleri ortalaması (HKO) anlamında daha iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Ayrıca, Caner ve Knight (2013) Bridge ve LASSO tipi tahmin edicilerin model seçiminde iyi bir alternatif olduğunu ortaya koymuştur. Öte yandan ilgili çalışmada Bridge tahmin edici kullanılarak aynı anda hem uygun modelin belirlendiği hem de birim kökün test edildiği bir yöntem önerilmiştir. Tahmin edicinin anlamlılık düzeyi ve testin gücü bakımından diğer alternatiflere göre oldukça üstün olduğu yapılan simülasyonlarla da gösterilmiştir.

Zaman serisi değişkenleri bazen birden fazla birim kök içerebilmekte başka bir ifadeyle bütünleşme sıraları $I(d)$, ($d \geq 1$) olabilmektedir. Dolayısıyla değişkenlerin bütünleşme sıralarının belirlenmesinde çoklu birim kök testi olarak bilinen Dickey-Pantula birim kök testi (Dickey ve Pantula, 1987) kullanımı daha uygun olacaktır. Bu doğrultuda tezde ilk olarak seride birden fazla birim kök bulunması durumu incelenmiş, Dickey-Pantula birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. Tez çalışmasının bu bölümünde, Dickey-Pantula modelinde Bridge tahmin edici ile bütünleşme sırasının nasıl belirlenebileceği gösterilmiş ve Bridge tahmin edici ile Dickey-Pantula testi bir simülasyon çalışmasıyla karşılaştırılmıştır. Ayrıca gerçek veriler kullanılarak yapılan ekonometrik bir uygulama ile sonuçlar desteklenmiştir.

Tezde ele alınan bir diğer konu ise mevsimsel birim kök testidir. Zaman serisi analizinde incelenen değişkenlerin bir kısmında mevsimsellik bulunabilir. Özellikle bazı makroekonomik değişkenlerin mevsimsel yapı sergilediği bilinmektedir. Mevsimselliğin arındırılmasında kullanılan yöntemlerden bir tanesi filtre uygulanmasıdır. Ancak Harris ve Sollis'te (2003, s. 63-64) belirtildiği üzere filtrelenmiş serilere birim kök testleri uygulandığında testlerin genellikle hatalı sonuçlar verdiği ve dolayısıyla testin gücünün düştüğü görülmektedir. Buna ek olarak mevsimsel kukla değişken kullanımı ile de Mevsimselliğin arındırılması yoluna gidilebilmektedir. Ancak bu yöntemde kukla değişkenler deterministik olduğundan bu değişkenler sadece mevsimler arasındaki ortalama farklılığı modele yansıtabilirler. Bununla birlikte verideki mevsimsellik stokastik bir yapıda ise kullanılan kukla değişkenler bu yapıyı yakalayamamaktadır. Bu tip verilerin modellenmesinde mevsimsel kuklaların kullanılması uygun olmaz. Bu durumda serinin mevsimsel farkını almak gerekmektedir.

Mevsimsel birim kökün testi için literatürde çeşitli alternatifler önerilmiştir. Bunlardan bir tanesi Dickey, Hasza ve Fuller'ın (1984) önerdiği DHF testidir. Ancak DHF testi mevsimsel birim kökün hangi frekansta (üç ya da altı aylık) olduğunu tespit etme konusunda yetersiz kalmaktadır. Bunun sonucunda da tek bir frekansta mevsimsel birim kök içeren bir serinin ayrımını yapamamaktadır. Bu dezavantajları ortadan

kaldırmak için Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990), HEGY testi olarak adlandırılan bir mevsimsel birim kök testi önermiştir. Bu testte mevsimsel fark operatörü bileşenlerine ayrılmakta ve yapılan ayrı ayrı testler sonucunda serinin hangi frekansta birim kök içerip hangi frekansta içermediğini test etmek mümkün olmaktadır.

Bu doğrultuda tezin ikinci aşamasında, HEGY mevsimsel birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin nasıl kullanılabileceği gösterilmiştir. Caner ve Knight'ın (2013) mevsimsel olmayan birim köklerde Bridge tahmin ediciyi ele aldığı çalışması incelendiğinde, Bridge tahmin edicinin gerek mevsimsel birim kök testinde gecikme uzunluğunun doğru seçilmesi gerekse mevsimsel birim köklerin belirlenmesi anlamında iyi sonuçlar vermesi beklenmektedir. Bundan yola çıkılarak HEGY testine göre oluşturulan mevsimsel modelde Bridge tahmin edici tanımlanmıştır. Mevsimsel birim kökleri belirleme açısından Bridge tahmin edici ve HEGY testi bir simülasyon çalışmasıyla karşılaştırılmıştır. Ayrıca gerçek veriler üzerine yapılan bir uygulama ile de sonuçlar karşılaştırılmıştır.

1.2. Araştırmanın Amacı ve Önemi

İktisadi serilerin analizinde birim kök, birden fazla birim kök ve mevsimsel birim kök ile karşılaşılabilmektedir. Literatürde birim kök testi, mevsimsel birim kök testi ve model seçimi için önerilen çeşitli yöntemler vardır. Bununla birlikte son yıllarda yapılan çalışmalar birim kök testinde gecikme uzunluğunun seçimi ve birim kökün varlığına karar vermede Bridge tahmin edici kullanılmasının avantajlarını ortaya koymaktadır. Öte yandan yapılan literatür taramasında birden fazla birim kökün veya mevsimsel birim kökün testinde Bridge/LASSO tipi tahmin edicilerin kullanıldığı bir çalışmaya rastlanmamakla birlikte Caner ve Knight'ın (2013) çalışması incelendiğinde Bridge tahmin edicinin, bu tip birim köklerin varlığını belirlemede iyi sonuçlar vermesi beklenmektedir. Önerilen yeni tahmin edicinin gerek literatüre yapacağı katkı, gerekse bulacağı uygulama alanları açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Ayrıca tezden elde edilen bulgular, ilerleyen çalışmalarda Bridge tahmin edicinin kullanım alanlarını genişletebilecektir. Bu doğrultuda tezde birden fazla birim kök testi, mevsimsel birim kök testi ve aynı zamanda model seçimi için Bridge tahmin edicinin tanımlanması ve çeşitli özelliklerinin incelenmesi, geliştirilen bu yaklaşımın gücünün simülasyon çalışması ve uygulamalarla mevcut yöntemlerle karşılaştırılması amaçlanmaktadır.

1.3. Araştırmanın Planı

Tez çalışması, giriş ve sonuç bölümleri de dâhil olmak üzere beş bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde tezin konusu anlatılmış ayrıca çalışmanın amacına ve önemine değinilmiştir. İkinci bölümde, Bridge tahmin edici ve kahin özelliği incelenmiş ve konu ile ilgili literatürde yer alan çalışmalar özetlenmiştir. Ayrıca bu bölümde hesaplama algoritmaları ve uyarlama parametrelerinin seçiminde kullanılan yöntemlere de yer verilmiştir. Tezin üçüncü bölümünde seride birden fazla birim kök bulunması durumu incelenmiş, Dickey-Pantula birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin nasıl kullanılabileceği gösterilmiştir. Dickey-Pantula modelinde Bridge tahmin edicinin birim kökleri belirleme ve bütünleşme sırasını tahmin etme performansı bir simülasyon çalışmasıyla incelenmiş; sonuçlar Dickey-Pantula testi ile karşılaştırılmıştır. Ayrıca gerçek veriler kullanılarak ekonometrik bir uygulama da yapılmış ve her iki yöntem için de bulgular ortaya konmuştur. Dördüncü bölümde ise HEGY mevsimsel birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edici kullanılmıştır. Tez çalışmasının bu bölümünde HEGY modelinde Bridge tahmin edici kullanılarak mevsimsel birim köklerin bu yöntemle nasıl tespit edilebileceği gösterilmiştir. Önerilen yaklaşım HEGY testi ile simülasyon yolu ile karşılaştırılmıştır. Ayrıca gerçek veriler kullanılarak yapılan ekonometrik bir uygulama ile de sonuçlar desteklenmiştir. Tezin son bölümünde ise üçüncü ve dördüncü bölümde belirtilen analizler neticesinde elde edilen bulguların genel bir değerlendirmesi yapılmış, ele alınan problemler çerçevesinde tahmin edicinin avantajları ve dezavantajları ortaya konarak, önümüzdeki dönemlerde konu ile ilgili yapılabilecek çalışmalar için önerilerde bulunulmuştur.

BÖLÜM II

BRIDGE TAHMİN EDİCİ

2.1. Bridge Tahmin Edici ve İlgili Çalışmalar

Regresyon analizi bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmada kullanılan bir yöntem olup başta ekonometrik çalışmalar olmak üzere pek çok alanda kullanılmaktadır.

$$y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I_n) \quad (2.1)$$

şeklindeki matris formuyla verilen bir çoklu doğrusal regresyon modeli ele alınsın. Burada y , $n \times 1$ tipinde bağımlı değişken vektörü; X , $n \times p$ tipinde bağımsız değişkenler matrisi; β , $p \times 1$ tipinde regresyon katsayıları vektörü ve ε , $n \times 1$ tipinde hata terimleri vektörüdür. k bağımsız değişken sayısı olmak üzere $p = k + 1$ 'dir. Regresyon analizinde regresyon katsayılarını (β) tahmin etmek için kullanılan en yaygın ve bilindik yöntem En Küçük Kareler (EKK) yöntemidir. Yöntemin temel varsayımları (X 'ler yinelenen örneklemelerde değişmezler, $E(\varepsilon) = 0_{n \times 1}$ ve $Cov(\varepsilon) = \sigma^2 I_n$) altında, $\varepsilon = y - X\beta$ olmak üzere $\sum \varepsilon_i^2$ hata kareleri toplamını minimize eden tahmin edici,

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (2.2)$$

eşitliği ile ifade edilen EKK tahmin edicisidir. EKK tahmin edicisi, çoklu doğrusal regresyon modelinde bağımsız değişkenler arasındaki yüksek derecedeki çoklu iç ilişkiden olumsuz bir şekilde etkilenir. X matrisinin sütunları arasında yaklaşık doğrusal bağımlılık mevcut ise $X'X$ matrisinde kötü koşulluluk söz konusu olmaktadır. Eğer veride çoklu iç ilişki problemi var ise EKK tahmin edicisinin varyansı büyümekte ve en az bir özdeğer sıfıra yakın değer almaktadır. Ayrıca bazı parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamsız olmakta ya da işaretleri beklentilerle uyumsuz olabilmektedir. Bu problemlerin sonucunda ise doğru bir istatistiksel çıkarsamada bulunmak güçleşmektedir (Muniz & Kibria, 2009, s. 621-623). EKK yansız doğrusal tahmin ediciler arasında en küçük varyansa sahip olan tahmin edicidir (Best Linear Unbiased Estimator, BLUE) (Gujarati, 2006, s. 72). Ancak tahmin ediciler arasında tercihte bulunulurken yalnızca

varyansları göz önünde bulundurmak yerine Hata Kareleri Ortalamasına (HKO) bakılmalıdır. HKO, genel olarak tahmin edicinin varyansı ile yanlılığın karesinin toplamı olarak ifade edilir ve HKO değeri küçük olan tahmin edici diğer tahmin edicilere tercih edilebilir (Koutsoyiannis, 1989, s. 105-106).

EKK tahmin edicisinin beklenen değeri β , varyansı $\sigma^2(X'X)^{-1}$ ve yanlılığı 0 olmak üzere HKO'su

$$\begin{aligned} HKO(\hat{\beta}) &= tr[Var(\hat{\beta})] + [Bias(\hat{\beta})]' [Bias(\hat{\beta})] \\ &= \sigma^2 tr[(X'X)^{-1}] \end{aligned} \quad (2.3)$$

olarak elde edilir (Rao & Toutenburg, 1999, s. 33 ve 60). EKK tahmin edicinin çoklu iç ilişki ve kötü koşulluluk probleminden etkilenmesi sebebiyle literatürde yanlı fakat EKK ile elde edilen varyanstan daha küçük varyanslı tahmin ediciler önerilmiştir.

Hoerl ve Kennard (1970), EKK'den daha küçük bir varyansa sahip yanlı bir tahmin edici olan Ridge tahmin ediciyi önermişlerdir. Bu yöntemde, değişkenlerin oluşturdukları $X'X$ matrisinin köşegen elemanlarına pozitif bir k yanlılık parametresi eklenmektedir. Buna göre Ridge tahmin edici,

$$\left\{ (y - X\beta)'(y - X\beta) + k \sum |\beta_j|^2 \right\} \quad (2.4)$$

şeklindeki ceza terimli fonksiyonu minimize eder. Sonuç olarak Ridge tahmin edicisi

$$\hat{\beta}_{RR} = (X'X + kI_p)^{-1}X'y, \quad k \geq 0 \quad (2.5)$$

olarak elde edilir. Ridge tahmin edicinin beklenen değeri,

$$E(\hat{\beta}_{RR}) = (X'X + kI_p)^{-1}X'X\beta \quad (2.6)$$

varyansı,

$$Var(\hat{\beta}_{RR}) = \sigma^2(X'X + kI_p)^{-1}X'X(X'X + kI_p)^{-1} \quad (2.7)$$

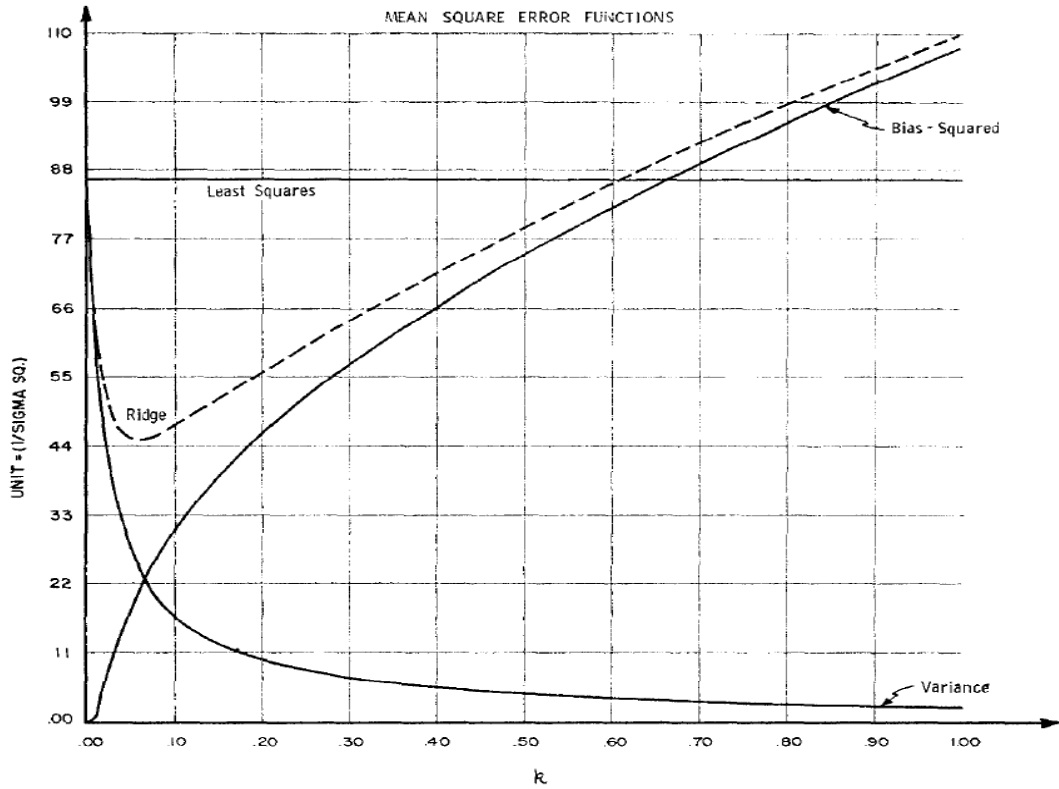
yanlılığı,

$$Bias(\hat{\beta}_{RR}) = E(\hat{\beta}_{RR}) - \beta = -k(X'X + kI_p)^{-1}\beta \quad (2.8)$$

olmak üzere HKO'su

$$\begin{aligned} HKO(\hat{\beta}_{RR}) &= tr[Var(\hat{\beta}_{RR})] + [Bias(\hat{\beta}_{RR})]'[Bias(\hat{\beta}_{RR})] \\ &= \sigma^2 tr[(X'X + kI_p)^{-1}X'X(X'X + kI_p)^{-1}] + k^2\beta'(X'X + kI_p)^{-2}\beta \end{aligned} \quad (2.9)$$

şeklinde (Rao & Toutenburg, 1999, s. 61). Ridge tahmin edicide açıklayıcı değişkenlerin oluşturduğu korelasyon matrisinin köşegen elemanlarına 0'dan büyük bir k sabitinin eklenmesiyle yanlı fakat daha küçük varyansa sahip bir tahmin edici elde edilir. k sabitindeki küçük bir artışla yanlılık bir miktar artmaktadır. Ancak eklenen k sabitiyle varyans önemli derecede azalmaktadır. Eşitlik (2.3) ve (2.9)'da görüldüğü üzere HKO, tahmin edicinin varyansı ile yanlılığın karesinin toplamı olduğundan Ridge regresyonda eklenen k yanlılık parametresi HKO'yu da önemli ölçüde azaltmaktadır. Bu durumda Ridge regresyon, EKK'dan ($k = 0$ olması durumu) HKO anlamında daha iyi sonuçlar vermektedir.



Şekil 1. En Küçük Kareler ve Ridge tahmin edicisinin HKO bakımından karşılaştırılması

Kaynak: Hoerl ve Kennard, 1970

Şekil 1’de EKK ve Ridge tahmin edicisi HKO (MSE-Mean Squared Error) bakımından karşılaştırılmaktadır. Kesikli çizgiler Ridge tahmin ediciyi, yatay eksene paralel yer alan düz çizgi ise EKK tahmin edicisini temsil etmektedir. Yatay ekseninde yer alan yanlılık parametresi k değeri arttıkça $k > 0$, yanlılığın karesi (bias-squared) dolayısıyla yanlılık (bias) küçük bir değerde artarken; varyans önemli ölçüde küçülmektedir. Bu nedenle, uygun bir k değeri seçildiğinde Ridge tahmin edici HKO bakımından EKK’dan daha üstündür.

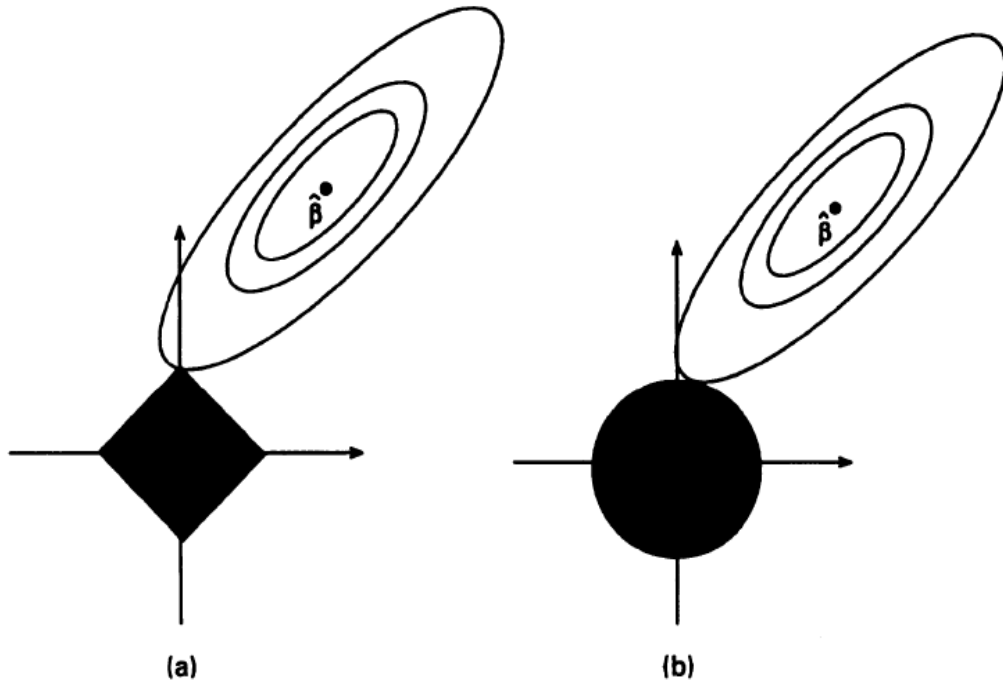
İlerleyen dönemlerde Ridge regresyonla ilişkili olarak Bridge/LASSO tip tahmin ediciler olarak bilinen parametrelerin daha az cezalandırılmasına dayanan bir yöntem ortaya konulmuştur. Bu yöntemde amaç fonksiyonu,

$$(y - X\beta)'(y - X\beta) + \lambda \sum |\beta_j|^\gamma, \gamma > 0 \quad (2.10)$$

olmak üzere Bridge tahmin edicisi (2.10) eşitliği ile verilen amaç fonksiyonunu en küçük yapan tahmin edicidir. Burada $\sum |\beta_j|^\gamma$, β parametreleri üzerindeki L_γ ceza terimi olmak üzere $\lambda > 0$ uyarlama (tuning) parametresi ve $\gamma > 0$ büzme (shrinkage) parametresidir. Bu yöntemle elde edilen tahmin ediciler Frank ve Friedman (1993) ve Fu (1998) tarafından Bridge tahmin edici olarak, $\gamma = 1$ durumu ise Tibshirani (1996) tarafından Least Absolute Shrinkage and Selecting Operator (LASSO) olarak adlandırılmıştır (Güler ve Koşar, 2019, s. 7-8). λ uyarlama parametresi, tahminlere uygulanan kısıtın miktarını ayarlamaktadır. $\hat{\beta}_j^0$, EKK tahminleri ve $\lambda_0 = \sum |\hat{\beta}_j^0|$ olmak üzere $\lambda < \lambda_0$ değerleri, çözümleri 0’a yakın olacak şekilde küçültmekte hatta bazı katsayıları tam olarak 0 yapmaktadır (Tibshirani, 1996, s. 269). Knight ve Fu’ya (2000) göre $\gamma > 1$ için parametrelerin büyüklüğü arttıkça sifıra doğru büzülen tahminlerin miktarı artmaktadır. Yani büyük parametre değerleri söz konusu olduğunda parametre tahminlerinin yanlılığı ihmal edilemeyecek düzeyde büyük olmaktadır. Öte yandan $\gamma \leq 1$ iken sifirdan farklı olan regresyon parametreleri için yapılan tahminler asimptotik olarak yansız olmakta aynı zamanda gerçekte sifir olan regresyon parametrelerinin tahminleri sifir değerine doğru büzülmemektedir. Bu durumda $\gamma \leq 1$ için λ büyüdükçe LASSO/Bridge tahmin edicisi, katsayıları sifıra yakın bulmaktadır. λ yeterince büyük olduğunda ise bazı katsayılar tam olarak sifir elde edilmektedir (Knight & Fu, 2000, s. 1356; Zou, 2006, s. 1418).

Daha önceden de belirtildiği üzere LASSO’nun, 0 olan katsayıların tahmininde oldukça başarılı sonuçlar verdiği bilinmektedir. Şekil 1’de bu durumun sadece ortogonal

olmayan durumda geçerli olduğu ve ridge regresyonun, 0 olan katsayıların tahmininde başarılı sonuç vermediği gösterilmektedir. $\sum_{i=1}^n (y_i - \sum_j \beta_j x_{ij})^2$ ile verilen hata kareleri toplamını minimize eden fonksiyon $(\beta - \hat{\beta}^0)' X' X (\beta - \hat{\beta}^0)$ fonksiyonu ile bir sabitin toplamı olarak ifade edilebilir. Şekil 2(a)'da yer alan kapalı eğriler, bu fonksiyonun eliptik şeklini ifade etmektedir. Eliptik çizgilerin merkezinde ise EKK tahminleri yer almaktadır. Kısıt bölgesi ise karesel alan ile gösterilmiştir. LASSO çözümü, eliptik çizginin karesel düzleme ilk değdiği yerdir ve bu durum bazen sıfır katsayıya karşılık gelecek şekilde köşe noktalarda meydana gelebilir. Şekil 2(b)'de ise ridge regresyon için çözüm gösterilmiştir. Eliptik çizgilerin kesişebileceği herhangi bir köşe yoktur ve bu nedenle sıfır çözümlere nadiren ulaşırlar (Tibshirani, 1996, s. 270-271).



Şekil 2. (a) LASSO ve (b) Ridge regresyon için tahminin geometrik gösterimi

Kaynak: Tibshirani, 1996

Bridge/LASSO tipi ceza terimleri mutlak değer içeren bir fonksiyon olduğundan 0 noktasında türevlenemez. Bu nedenle ilgili tahmin edicilerin kapalı formları yoktur (Tibshirani, 1996, s. 272). Bu tarz problemlerin çözülebilmesi için fonksiyonun alt diferansiyellerinden faydalanılabilir.

Fu (1998) tarafından yapılan çalışmada, simülasyon ile büzücü parametreler değiştirilerek Bridge regresyon, EKK, LASSO ve Ridge regresyon karşılaştırılmıştır.

Çalışma sonucunda Bridge regresyonun, Ridge ve LASSO kadar iyi performans sergilediği gösterilmiştir.

Knigh ve Fu (2000) hata kareleri toplamı ve ceza terimini birlikte minimize eden Bridge tahmin edicilerin özel bir hali olan LASSO tipi tahmin edicinin limit özelliklerini incelemişlerdir. Knigh ve Fu'ya (2000) göre bu tahmin ediciler, uygun koşullar altında ve $0 < \gamma \leq 1$ olmak üzere gerçekte 0 olan parametrelerin tahminlerini asimptotik olarak 0 bulmaktadırlar. Parametrenin gerçek değeri β olmak üzere, β değeri gerçekte 0'a eşit ise parametrenin Bridge tahmini olasılıkta 0'a yakınsarken; β 'nın gerçek değeri 0'dan farklı ise parametrenin Bridge tahmini olasılıkta parametrenin gerçek değerine yakınsamaktadır ($\beta = 0$ ise $\hat{\beta} \xrightarrow{p} 0$; $\beta \neq 0$ ise $\hat{\beta} \xrightarrow{p} \beta$). Bu özellik Bridge tahmin edicinin “kâhin (oracle)” özelliği olarak adlandırılmaktadır. Bu nedenle $0 < \gamma \leq 1$ iken Bridge tahmin edici hem model seçimini hem de parametre tahminini eş anlı olarak yapabilen bir yöntem sunmaktadır.

Fan ve Li (2001) “kâhin” tahmin edicilerin değişken seçimi için oldukça iyi sonuçlar sergilediğini göstermiş ve bu tahmin edici için standart hataları yüksek bir doğruluk derecesiyle tahmin etmişlerdir.

Zou ve Hastie (2005) “elastik net” adını verdikleri yeni bir değişken seçimi yöntemi önermişlerdir. Bu yöntemde ceza terimi LASSO ve Ridge regresyondaki ceza terimlerinin konveks kombinasyonundan oluşmaktadır. Simülasyon çalışması ve gerçek veriler kullanılarak yapılan analizler sonucunda önerilen yöntemin, parametre sayısının (p) gözlem sayısından (n) çok daha büyük olması durumunda LASSO'dan daha iyi sonuçlar sergilediği ifade edilmiştir.

Zou (2006) değişken seçimi için “adaptive (uyarlanabilir) LASSO” adını verdiği LASSO'nun yeni bir versiyonu olan bir tahmin edici önermiştir. Önerilen bu yöntemde L_1 formunda farklı katsayıları cezalandırmak için uyarlanabilir ağırlıklar kullanılmaktadır. İlgili çalışmanın sonunda uyarlanabilir LASSO'nun da kâhin özelliğine sahip olduğu gösterilmiştir.

Friedman, Hastie, Höfling ve Tibshirani (2007) konveks optimizasyon problemlerin çözümü için koordinat iniş algoritmasını önermişlerdir. Yapılan analizler neticesinde koordinat iniş algoritmasının, LASSO problemlerin çözümünde kullanılan LARS (ya da homotopy) yöntemiyle oldukça rekabetçi olduğunu göstermişlerdir.

Wang, Li ve Tsai (2007a) LASSO tahmin ediciyi otoregresif hatalar içeren regresyon modelleri için kullanmışlardır. İlgili çalışmada iki tip LASSO tahmin edici

üzerinde durulmuştur. Bunlardan ilki, iki uyarılama parametresinin (bir tanesi regresyon katsayıları, diğeri ise otoregresyon katsayıları için) kullanıldığı geleneksel LASSO tahmin edici; diğeri ise her parametre için farklı uyarılama parametresinin kullanıldığı uyarlanmış LASSO tahmin edicidir. Yapılan simülasyon analizi sonuçlarına göre uyarlanmış LASSO'nun geleneksel LASSO'ya göre daha üstün olduğu kanıtlanmıştır.

Zou, Hastie ve Tibshirani (2007) yaptıkları çalışmada Stein'in yansız risk tahmini (Stein's Unbiased Risk Estimation-SURE) çerçevesinde LASSO'nun etkin serbestlik derecesini incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda sıfırdan farklı katsayıların adedinin, LASSO'nun serbestlik derecesi için yansız bir tahmin edici olduğunu göstermişlerdir.

Huang, Horowitz ve Ma (2008) Bridge tahmin edicinin seyrek (sparse, pek çok parametre değerinin gerçekte 0 olması) doğrusal modeller için asimptotik özellikleri ile ilgili bir çalışma yapmışlardır. Bu çalışma, Knight ve Fu'nun (2000) yapmış oldukları çalışmanın geliştirilmiş hali olup, ilgili çalışmada Bridge tahmin edicinin 0 katsayıları doğru olarak tahmin ettikleri gösterilmiştir.

Wang ve Leng (2008) yaptıkları çalışmada grup LASSO üzerinde durmuşlardır. Çalışmada grup LASSO'nun yetersiz ve tutarsız tahminlerinin üstesinden gelmek amacıyla "adaptive group LASSO (uyarlanabilir grup LASSO)" yöntemini önermişlerdir. Önerilen yeni yöntemin model seçiminde oldukça başarılı sonuçlar verdiği ifade edilmiş ayrıca önerilen yeni tahmin edicinin kâhin özelliğine sahip olduğu vurgulanmıştır.

Zou ve Li (2008) konkav ceza terimi içeren fonksiyonların optimizasyonu için yerel doğrusal yaklaşıma dayanan bir algoritma önermişler ve bu algoritmanın teorik özelliklerini ortaya koymuşlardır. İlgili çalışmada uyarılama parametresinin uygun bir seçimiyle yerel doğrusal yaklaşıma dayanan tahminlerin kâhin özelliğe sahip olduğu istatistiksel olarak gösterilmiştir.

Caner (2009) en küçük kareler ve geliştirilmiş momentler yöntemine (Generalized Method of Moments, GMM) dayanan LASSO tahmin ediciyi incelemiştir. Ayrıca LASSO tahmin edicinin model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve benzeri kriterlerden HKO anlamında daha iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Li ve Yu (2009), LASSO'nun değişken seçiminde başarılı olmasının aksine bağımlı değişkendeki sapan değerlere ve yüksek hatalara karşı zayıf olduğunu belirtmiş; bu nedenle geliştirilmiş Huber kriterinin kullanılmasını önermişlerdir. Bu kriteri Bridge regresyona uygulamışlar ve bu yöntemle "Robust and Sparse Bridge Regression (RSBR)" adını vermişlerdir. Bu yöntemle normalde çözülmesi güç olan konveks olmayan

bir problemi konveks LASSO tipi problemler haline dönüştürerek etkili bir biçimde çözümlenmişlerdir.

Wang, Li ve Leng (2009) yaptıkları çalışmada değişken seçimi için önerilen LASSO, SCAD vs. yöntemlerde, yöntemin performansının belirleyicilerinden olan uyarılma parametresinin seçimi için Bayesyen Bilgi Kriteri'nin (Bayes Information Criteria, BIC) üstün olduğunu kanıtlamışlardır. Bu yolla seçilen uyarılma parametresi ile doğru model tutarlı bir biçimde tahmin edilebilmektedir.

Caner (2011) faktör modellerindeki faktör sayısının belirlenmesi için Bridge tahmin edicinin kullanımını önermiştir. Yapılan simülasyon çalışması neticesinde Bridge tahmin edicilerin, faktör modellerindeki faktör sayısını doğru olarak belirleyebildiğini ortaya koymuştur.

Mazumder, Friedman ve Hastie (2011) konveks olmayan ceza terimi içeren fonksiyonların optimizasyonu için koordinat iniş algoritması üzerinde durmuşlar ve algoritmanın yakınsama kriterlerini ortaya koymuşlardır. Ayrıca çalışmada ceza terimlerini koordinat iniş algoritmasına daha uygun hale getirmek amacıyla yeniden parametrelendirmişlerdir. Algoritmanın performansını ortaya koymak amacıyla önerdikleri MC+ ceza terimini kullanmışlardır.

Park ve Yoon (2011) konveks olmayan problemlerin çözümü için kullanılan yerel doğrusal ve yerel karesel yaklaşımlara dayanan Bridge regresyon üzerine yaptıkları çalışma sonucunda önerilen Bridge tahmin edicilerin Ridge, LASSO ve elastik net gibi diğer ceza terimli regresyon yöntemlerine göre pek çok durumda daha iyi bir seçenek olduğunu belirtmişlerdir.

Chand (2012) yapmış olduğu çalışmada LASSO tipi tahmin ediciler için uyarılma parametresinin seçiminde kullanılan çapraz geçerlilik yönteminin değişken seçiminde başarısız olduğunu ve BIC ile uyarılma parametresinin seçilmesi sonucunda LASSO tipi tahmin edicilerin doğru değişken seçimi konusunda tutarlı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Ayrıca ilgili çalışmada BIC yöntemindeki k_n 'nin seçimi konusunda yeni bir öneride bulunulmuş ve k_n 'nin önerilen seçimiyle LASSO tipi tahmin edicinin değişken seçiminde tutarlı sonuçlar verdiği kanıtlanmıştır.

Caner ve Knight (2013) Bridge ve LASSO tipi tahmin edicilerin model seçiminde kullanılabilecek iyi bir alternatif olduğunu göstermişlerdir. Diğer taraftan aynı çalışmada Bridge tahmin edici kullanılarak eş zamanlı olarak hem uygun modelin belirlendiği hem de birim kökün test edildiği bir yöntem önerilmiştir. Bu tahmin yöntemi gerçekte 0 olan parametreleri 0 olarak tahmin edebilmiş ve modeli 1'e yaklaşan bir olasılıkla doğru olarak

seçebilmiştir. Bu yöntemin tahmin edicinin anlamlılık düzeyi ve testin gücü anlamında alternatif yöntemlere göre oldukça üstün olduğu yapılan simülasyon çalışmaları ile de kanıtlanmıştır.

Yu ve Feng (2014) yüksek dereceden ($p > n$) LASSO ceza terimli doğrusal regresyon modellerinde ceza teriminin seçimi için değiştirilmiş çapraz geçerlilik yöntemini önermişlerdir. Önerilen yöntem elastik net gibi diğer ceza terimleri için genişletilmiştir. Simülasyon çalışması ve gerçek veri setleri kullanılarak yapılan analizlerle değiştirilmiş çapraz geçerlilik yöntemi diğer yöntemlerle karşılaştırılmış ve diğer yöntemlerden (k-katlamalı çapraz geçerlilik yöntemi vs.) üstün olduğu gösterilmiştir.

Zhou (2014) yaptığı çalışmada S , β katsayı vektörünün L_1 normundaki aşağı düşümü (subgradient) olmak üzere $\hat{\beta}$ ve S genişletilmiş tahmin edicisinin (augmented estimator) ortak örnekleme dağılımının hem $p \leq n$ hem de $p > n$ olması durumunda hataların normal dağılımı altında kapalı formları olduğunu bulmuşlardır. Oluşturdukları Monte-Carlo algoritmaları ve mürerik örneklerle, L_1 normundaki doğrusal regresyonun örnekleme dağılımı için önerdikleri yaklaşımın üstünlüğünü ortaya koymuşlardır.

Kirkland, Kanfer ve Millard (2015) LASSO ceza teriminde yer alan uyarlama parametresinin seçimi için kullanılan yöntemleri bir simülasyon çalışması yardımıyla genel olarak karşılaştırarak LASSO'nun çapraz geçerlilik ve genelleştirilmiş çapraz geçerlilik gibi yöntemler kullanıldığında sürekli olduğunu ifade etmişlerdir.

Arslan (2016) L_γ formundaki Bridge tahmin edicinin veri setindeki sapan değerlere karşı dayanıklı olmaması nedeniyle, robust versiyonu olan MM ve Bridge regresyon tahmin yönteminin birleştirilmesiyle elde edilen MM Bridge tahmin ediciyi önermiştir. İlgili çalışmada ceza teriminin uygun seçimiyle, model seçiminin ve parametre tahminin eş zamanlı olarak yapılabildiği ortaya konmuştur. Ayrıca çalışmada MM Bridge regresyon tahminlerinin hesaplanması için bir algoritma önerilmiştir. Buna ek olarak sonlu örnekleme durumunda MM Bridge regresyon tahmin edicisinin performansını ortaya koymak amacıyla bir simülasyon çalışması yapılmış ayrıca sonuçlar gerçek veri seti kullanılarak desteklenmiştir.

Klimaszewski ve Korzen (2016) L_p ($0 \leq p \leq 1$) formundaki karesel kayıp fonksiyonunun optimizasyonu üzerinde durmuşlar ve $p = 1/2$ için analitik bir çözüm sunmuşlardır. Önerdikleri yaklaşımı koordinat iniş algoritması kullanarak doğrusal ve lojistik regreyona adapte etmişlerdir.

Tuaç ve Arslan (2017) stokastik olmayan kısıtlı doğrusal regresyon modelinde parametre tahmini ve değişken seçimi için LASSO'yu kullanmışlardır. Yapılan simülasyon çalışması ve gerçek veriye dayanan bir örnekle kısıtlı doğrusal regresyon modelinde parametre tahmini ve değişken seçimi için önerilen yöntemin performansı ortaya konmuştur. Simülasyon çalışması neticesinde modelin parametreleri üzerinde stokastik olmayan kısıtlar var iken Kısıtlı-LASSO yöntemi değişken seçimi ve parametre tahmini bakımından iyi sonuçlar vermiştir.

2.2. Hesaplama Algoritmaları

Tez kapsamında parametrelerinin pek çoğu gerçekte 0 olan seyrek doğrusal modeller üzerinde durulmuştur. Seyrek doğrusal modellerde parametre tahmininin doğru şekilde yapılabilmesi için literatürde konveks ve konveks olmayan (konkav) ceza terimi içeren fonksiyonlar önerilmiştir. Bridge yöntemi de konveks olmayan ceza terimi içeren bir minimizasyon probleminin çözümünü gerektirmektedir. Bu tarz fonksiyonlar türevlenebilir olmadıklarından, son yıllarda yapılan çalışmalar incelendiğinde bu problemin çözümünde “koordinat iniş algoritması (Coordinate Descent Algorithm)”, “yerel doğrusal yaklaşım (Local Linear Approximation - LLA)” ve “yerel karesel yaklaşım’ın (Local Quadratic Approximation – LQA)” kullanıldığı görülmektedir. Bu amaçla, bu başlık altında literatürdeki uygulamaları doğrultusunda, sözü edilen yöntemler özetlenmiştir.

2.2.1. Koordinat İniş Algoritması

Konveks kayıp fonksiyonuna sahip L_γ normundaki optimizasyon problemi, $0 \leq \gamma < 1$ olduğunda Bridge tahmin edici için konveks olmayan optimizasyon problemine dönüşmektedir. Bu durumda fonksiyonun pek çok noktada yerel minimumu olacağından doğrudan koordinat iniş yöntemiyle optimizasyon yapmak zorlaşmaktadır. Diğer taraftan ise parametre tahminleri daha az sapmalı olmaktadır (Klimaszewski & Korzen, 2016, s. 62).

$$RSS = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j)^2 \quad (2.11)$$

eşitliğiyle verilen hata kareleri toplamını minimize eden tahmin edici EKK tahmin edicisi olmak üzere Bridge tahmin edici,

$$\hat{\beta}^{\text{bridge}}(\lambda, \gamma) = \operatorname{argmin}_{\beta} \left\{ \text{RSS} + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|^\gamma \right\} \quad (2.12)$$

ile ifade edilsin. $\gamma > 1$ için tüm Bridge çözümlerinde parametre değerleri genellikle sıfırdan farklı tahmin edilmektedir. Buna ek olarak $\gamma \geq 1$ iken L_γ ceza fonksiyonu ($\sum |\beta_j|^\gamma$) konveks; $0 \leq \gamma < 1$ iken ise konkavdır (Li & Yu, 2009, s. 481). Literatürde bu tarz konveks olmayan fonksiyonların optimizasyonu için yerel karesel yaklaşımın kullanıldığı görülmektedir. Ancak bu yöntemin farklı başlangıç değerleri için farklı çözümlere ulaştığı ifade edilebilir (Klimaszewski & Korzen, 2016, s. 62). Ayrıca konveks olmayan fonksiyonların optimizasyonu için yerel doğrusal yaklaşıma dayanan koordinat iniş algoritmasıyla birleştirilmiş bir algoritma da kullanılmaktadır. Bu iki yönteme ait bilgiler Bölüm 2.2.2 ve 2.2.3'te incelenecektir. Bu bölümde ise koordinat iniş algoritması LASSO tahmin edici için açıklanacaktır.

Bölüm 2.1'de belirtildiği üzere Tibshirani, Bridge regresyon ailesinde $\gamma = 1$ olması durumunu LASSO olarak adlandırmıştır. LASSO'da, artık kareler toplamına (RSS) $\sum |\beta_j| \leq S$ kısıtı uygulanarak yeni bir optimizasyon problemi çözülmektedir. LASSO çözümü, $\lambda \geq 0$ için

$$\hat{\beta}^{\text{LASSO}}(\lambda) = \operatorname{argmin}_{\beta} \left\{ \text{RSS} + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j| \right\} \quad (2.13)$$

şeklinde ifade edilir.

Literatürde LASSO çözümlerini hesaplamak için önerilen çeşitli yöntemler mevcuttur. Bunlar, Fu (1998) tarafından önerilen shooting algoritması; Osborne, Presnell ve Turlach (2000) tarafından önerilen homotopy algoritması; Efron, Hastie, Johnstone ve Tibshirani (2004) tarafından önerilen Least Angle Regression (LARS) yaklaşımıdır. Ayrıca, Friedman ve diğerleri (2007) ve Wu ve Lange (2008) LASSO tipi optimizasyon problemleri için koordinat iniş algoritmasını geliştirmişlerdir.

Koordinat iniş algoritmasında genel olarak açıklayıcı değişkenler ortalaması 0 ($\sum_i x_{ij}/n = 0$), kareler toplamı 1 ($\sum_i x_{ij}^2 = 1$) ve bağımlı değişken ortalaması 0 ($\sum_i y_i/n = 0$) olacak şekilde standartlaştırılır. Algoritmanın her bir iterasyonunda parametre tahminlerinin biri hariç tümü sabit tutulur ve sabit tutulanlar kullanılarak ilgili parametre tahmininin değeri güncellenir. Bu işlem tahminlerde yakınsama sağlanıncaya kadar tekrarlanır.

$\langle x_j, y \rangle = \sum_i x_{ij} y_i$, $x_j = (x_{1j}, \dots, x_{nj})$ ve $j = 1, \dots, p$ olsun. $k \neq j$ için tüm $\hat{\beta}_k$ değerleri sabit ve $y_i - \tilde{y}_i^{(j)}$ ($\tilde{y}_i^{(j)} = \sum_{k \neq j} x_k \hat{\beta}_k$) j. açıklayıcı değişkene göre kısmi artık olmak üzere koordinat iniş algoritmasında β_j 'nin tahmini

$$\hat{\beta}_j^{LASSO}(\lambda) = \operatorname{argmin}_{\beta} \left\{ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \tilde{y}_i^{(j)} - x_{ij} \beta_j)^2 + \lambda |\hat{\beta}_j| + \lambda \sum_{k: k \neq j} |\hat{\beta}_k| \right\} \quad (2.14)$$

amaç fonksiyonu ile ifade edilebilir.

LASSO tipi tahmin ediciler için çözümler, En Küçük Kareler ($\hat{\beta}^{EKK}$) tahminin bir yumuşak eşik operatörü uygulanmış hali olarak ifade edilebilmektedir (Donoho & Johnstone, 1995; Li & Yu, 2009, s. 484). Değişkenler ortonormal olduğunda

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_j^{LASSO}(\lambda) &= S(\hat{\beta}_j^{EKK}, \lambda) \equiv \operatorname{sign}(\hat{\beta}_j^{EKK}) (|\hat{\beta}_j^{EKK}| - \lambda)_+ \\ &= \begin{cases} \hat{\beta}_j^{EKK} - \lambda, & \hat{\beta}_j^{EKK} > 0 \text{ ve } |\hat{\beta}_j^{EKK}| > \lambda \\ \hat{\beta}_j^{EKK} + \lambda, & \hat{\beta}_j^{EKK} < 0 \text{ ve } |\hat{\beta}_j^{EKK}| > \lambda \\ 0, & |\hat{\beta}_j^{EKK}| \leq \lambda \end{cases} \end{aligned} \quad (2.15)$$

yazılabilir. Genel haliyle (2.14) numaralı amaç fonksiyonunun çözümü

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_j^{LASSO} &\leftarrow S\left(\sum_{i=1}^n x_{ij} (y_i - \tilde{y}_i^{(j)}), \lambda\right) \\ &= S(\langle x_j, y \rangle - \sum_{k: k \neq j} \langle x_j, x_k \rangle \hat{\beta}_k, \lambda) \end{aligned} \quad (2.16)$$

eşitlikleri ile gösterilebilmektedir (Li & Yu, 2009, s. 484).

$$\lambda_j = \lambda |\beta_j^{(0)}| , \quad (j = 1, \dots, p) \quad (2.17)$$

olmak üzere ($\beta_j^{(0)}$, β_j 'nin başlangıç değeri) (2.13) numaralı fonksiyon için koordinat iniş algoritması aşağıdaki gibidir;

Algoritma: Fonksiyon (2.13)'ü minimize etmek için kullanılan koordinat iniş algoritması

1. $\{\hat{\beta}_j\}_{j=1}^p$ başlangıç değeri belirlenir ($\hat{\beta}, m \leftarrow 0$ ve $\beta^{(0)} \leftarrow \hat{\beta}$).
 2. Eşitlik (2.16)'da kullanılmak üzere $\{e_i\}_{i=1}^n$ kısmi artıkları $\{y_i - \hat{y}_i^{(j)}\}_{i=1}^n$ formülü ile hesaplanır. $\{\lambda_j\}_{j=1}^p$ değeri eşitlik (2.17)'deki gibi güncellenir.
 3. Eşitlik (2.13)'te β 'nın tahmini için $\hat{\beta}$,
 $j = 1, \dots, p$ için

$$\hat{\beta}_j \leftarrow S \left(\langle x_j, y \rangle - \sum_{k:k \neq j} \langle x_j, x_k \rangle \hat{\beta}_k, \lambda \right)$$
olarak hesaplanır.
 4. $m \leftarrow m + 1$ ve $\hat{\beta}^{(m)} \leftarrow \hat{\beta}$ olacak şekilde tahminler güncellenir.
 5. $\hat{\beta}^{(m)}$ yakınsayana kadar 2-4 arası adımlar tekrarlanır.
 6. Algoritma sonlandırılır.
-

Algoritma için yakınsama kriteri Li ve Yu'nun (2009) önerdiği üzere,

$$\|\beta\|_2^2 = \sum_{j=1}^p \beta_j^2 \text{ ve } \varepsilon = 10^{-4}$$

olmak üzere

$$\frac{\|\beta^{(m+1)} - \beta^{(m)}\|_2}{\|\beta^{(m)}\|_2} < \varepsilon \quad (2.18)$$

olarak ifade edilebilmektedir.

LASSO tahminleri (2.18) numaralı denklemde yer alan yakınsama kriteri sağlanıncaya kadar

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_j^{LASSO} &\leftarrow S \left(\sum_{i=1}^n x_{ij} (y_i - \hat{y}_i^{(j)}), \lambda \right) \\ \hat{\beta}_j^{LASSO} &= S \left(\langle x_j, y \rangle - \sum_{k:k \neq j} \langle x_j, x_k \rangle \hat{\beta}_k, \lambda \right) \end{aligned} \quad (2.19)$$

eşitliğine göre güncellenir. $\frac{\|\beta^{(m+1)} - \beta^{(m)}\|_2}{\|\beta^{(m)}\|_2}$ kriteri ε değerinden daha düşük elde edildiğinde yakınsama sağlandığından algoritma durur.

2.2.2. Yerel Doğrusal Yaklaşım

Koordinat iniş algoritması LASSO tipi optimizasyon problemlerinin çözümünde oldukça başarılı sonuçlar vermesinin aksine $\gamma < 1$ için Bridge regresyonun çözümünde doğrudan uygulanamamaktadır. Bu nedenle Zou ve Li (2008), konkav olmayan ceza fonksiyonlarının maksimizasyonu için yerel doğrusal yaklaşıma dayanan ve LLA olarak adlandırdıkları yeni bir algoritma önermişlerdir. Önerilen bu algoritmanın, Fan ve Li'nin (2001) önerdiği LQA'da olduğu gibi sıfıra yakın katsayıların silinmesi zorunluluğunun bulunmaması sebebiyle daha üstün olduğu düşünülmektedir.

Bridge tahmin ediciyi elde etmek için minimize edilecek amaç fonksiyonu,

$$Q(\beta) = (y - X\beta)'(y - X\beta) + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|^\gamma \quad (2.20)$$

formunda verilsin. Burada λ , her bir parametre için ortak ya da farklı olacak şekilde seçilebilen uyarılama parametresidir. Ceza terimi $p_{\lambda_j}(|\beta_j|) = \lambda |\beta_j|^\gamma$ ($\lambda > 0$) olmak üzere eşitlik (2.20)

$$Q(\beta) = (y - X\beta)'(y - X\beta) + \sum_{j=1}^p p_{\lambda_j}(|\beta_j|) \quad (2.21)$$

olarak ifade edilebilir. İşlem kolaylığı sağlamak açısından minimize edilmesi gereken fonksiyon tek değişkenli olarak,

$$\frac{1}{2}(z - \beta)^2 + p_\lambda(|\beta|) \quad (2.22)$$

şeklinde ele alınsın. $\beta \neq 0$ olmak üzere bu fonksiyonun β 'ya göre 1. dereceden türevi,

$$\begin{aligned} \frac{d}{d\beta} \left\{ \frac{1}{2}(z - \beta)^2 + p_\lambda(|\beta|) \right\} &= -z + \beta + \frac{d}{d\beta} p_\lambda(|\beta|) \\ &= -z + \beta + [p_\lambda(|\beta|)]' \\ &= -z + \beta + \text{sign}(\beta) p'_\lambda(|\beta|) \\ &= -z + \text{sign}(\beta) |\beta| + \text{sign}(\beta) p'_\lambda(|\beta|) \\ &= -z + \text{sign}(\beta) \{ |\beta| + p'_\lambda(|\beta|) \} \end{aligned} \quad (2.23)$$

şeklindedir. Burada

$$\frac{d}{d\beta} p_{\lambda}(|\beta|) = [p_{\lambda}(|\beta|)]' = \text{sign}(\beta) p'_{\lambda}(|\beta|) \quad (2.24)$$

eşitlikleri ile ifade edilmektedir. $p_{\lambda}(|\beta|)$ ceza teriminin değeri yerine yazılırsa,

$$\begin{aligned} [p_{\lambda}(|\beta|)]' &= \frac{d}{d\beta} \lambda |\beta|^{\gamma} \\ &= \frac{d}{d\beta} \begin{cases} \lambda \beta^{\gamma}, & \beta > 0 \\ \lambda (-\beta)^{\gamma}, & \beta < 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} \lambda \gamma \beta^{\gamma-1}, & \beta > 0 \\ \lambda \gamma (-1)(-\beta)^{\gamma-1}, & \beta < 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (2.25)$$

elde edilir. Bu durumda eşitlik (2.25)'ten,

$$[p_{\lambda}(|\beta|)]' = \lambda \gamma |\beta|^{\gamma-1} \text{sign}(\beta) \quad (2.26)$$

yazılabilir. (2.24)'te $[p_{\lambda}(|\beta|)]'$ değeri yerine yazılırsa,

$$p'_{\lambda}(|\beta|) = \frac{\lambda \gamma |\beta|^{\gamma-1} \text{sign}(\beta)}{\text{sign}(\beta)} \quad (\beta \neq 0) \quad (2.27)$$

olmak üzere

$$p'_{\lambda}(|\beta|) = \lambda \gamma |\beta|^{\gamma-1} \quad (\beta \neq 0) \quad (2.28)$$

elde edilir.

$\beta_j^{(0)}$, β 'nın gerçek değerine oldukça yakın bir başlangıç değeri olmak üzere eşitlik (2.24)'te $\text{sign}(\beta_j) = \frac{\beta_j}{|\beta_j|}$ yerine yazılırsa $\beta_j \neq 0$ ve $\beta_j \approx \beta_j^{(0)}$ için $[p_{\lambda_j}(|\beta_j|)]'$ yaklaşık olarak

$$[p_{\lambda_j}(|\beta_j|)]' = \text{sign}(\beta_j) p'_{\lambda_j}(|\beta_j|) \approx \left\{ \frac{p'_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|)}{|\beta_j^{(0)}|} \right\} \beta_j \quad (2.29)$$

eşitliği elde edilir. $\beta_j \approx \beta_j^{(0)}$ olmak üzere $p_{\lambda_j}(|\beta_j|)$ fonksiyonunun $\beta_j^{(0)}$ noktası etrafındaki birinci dereceden Taylor serisi açılımı eşitlik (2.29)'dan faydalanılarak

$$p_{\lambda_j}(|\beta_j|) \approx p_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) + p'_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) (|\beta_j| - |\beta_j^{(0)}|) \quad (2.30)$$

ile ifade edilmektedir.

Bu yöntemde, ceza terimli fonksiyonun minimizasyonu için Newton-Rhapon algoritması kullanılır. $p'_{\lambda}(|\beta_j^{(k)}|) = \lambda\gamma|\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1}$ olmak üzere (2.30)'daki yaklaşık ceza terimi (2.20)'de yerine yazılırsa $k = 0,1,2, \dots$ için,

$$\begin{aligned} \beta^{(k+1)} &= \operatorname{argmin} \left\{ (y - X\beta)'(y - X\beta) + \sum_{j=1}^p p'_{\lambda}(|\beta_j^{(k)}|) |\beta_j| \right\} \\ &= \operatorname{argmin} \left\{ (y - X\beta)'(y - X\beta) + \sum_{j=1}^p \lambda\gamma |\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1} |\beta_j| \right\} \end{aligned} \quad (2.31)$$

ile parametreler tahmin edilebilir. Eşitlik (2.31)'de $\beta_j^{(k)}$ bilinen bir sabit değer olduğundan buradaki ceza terimi (2.13)'de LASSO için verilen yapıya oldukça benzerdir. Özel olarak (2.31)'de LASSO'daki λ yerine $\lambda\gamma|\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1}$ teriminin geldiği görülmektedir. Bu nedenle (2.31)'deki amaç fonksiyonu bilinmeyen β_j 'ler cinsinden konveks yapıda olup bu fonksiyonun optimizasyonu koordinat iniş algoritmasıyla yapılabilir. Burada LASSO'dan farklı olarak (2.16)'da verilen yumuşak eşik operatöründe λ yerine $\lambda\gamma|\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1}$ alınabilir. Bölüm 2.2.1'de belirtildiği gibi bir başlangıç değeri belirlenerek (Zou ve Li (2008), $\beta^{(0)}$ başlangıç değerini EKK tahmini olarak almayı önermişlerdir) koordinat iniş algoritmasıyla $\hat{\beta}$ 'lar yakınsayana kadar

$$\hat{\beta}_j^{bridge} \leftarrow S \left(\langle x_j, y \rangle - \sum_{k:k \neq j} \langle x_j, x_k \rangle \hat{\beta}_k, \lambda\gamma|\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1} \right) \quad (2.32)$$

ile hesaplanır. Algoritma için yakınsama kriteri Li ve Yu'nun (2009) önerdiği üzere eşitlik (2.18) ile ifade edilecek olursa, Bridge tahminleri (2.18) numaralı denklemde yer alan yakınsama kriteri sağlanıncaya kadar (2.32)'deki fonksiyona göre güncellenir ve tahminler yakınsadığında iterasyon durur (Fan & Li, 2001, s. 1354).

2.2.3. Yerel Karesel Yaklaşım

Konkav olmayan ceza terimi içeren olabirlik tahmin edicileri kâhin özelliğine

sahip olmakla birlikte amaç fonksiyonunun türevlenemeyen ve konkav olmayan fonksiyonlar olması sebebiyle böyle fonksiyonların optimizasyonu zordur (Zou & Li, 2008, s. 1509). Fan ve Li (2001) değişken seçimini ve parametre tahminini tek adımda yapabilen konkav ceza terimi içeren fonksiyonlar üzerinde durmuşlardır. Önerilen yaklaşım, ceza terimi içeren fonksiyonların simetrik ve $(0, \infty)$ aralığında konveks olması sebebiyle diğerlerinden ayrılmaktadır. İlgili çalışmada, ceza terimi içeren fonksiyonların optimizasyonu için LQA adı verilen yeni bir algoritma öne sürülmüştür. Bu yöntem yardımıyla değiştirilmiş (modified) Newton-Raphson algoritması kullanılarak ceza terimli fonksiyonların optimizasyonu yapılmaktadır.

Bridge tahmin ediciyi elde etmek için minimize edilecek amaç fonksiyonu eşitlik (2.20)'de belirtildiği gibi olsun. Eşitlik (2.21)-(2.29) geçerli olmak üzere $\beta_j \approx \beta_j^{(0)}$ olduğundan $\varepsilon \approx 0$ iken $\beta_j = \beta_j^{(0)} + \varepsilon$ alınabilir. $(\beta_j^{(0)} + \varepsilon)^2 \approx \beta_j^{(0)2} + 2\beta_j^{(0)}\varepsilon$ ve böylece $(\beta_j)^2 - \beta_j^{(0)2} = (\beta_j^{(0)} + \varepsilon)^2 - \beta_j^{(0)2} \approx 2\beta_j^{(0)}\varepsilon$ olarak yazılabilir. Bu durumda,

$$\beta_j^2 - \beta_j^{(0)2} \approx 2(\beta_j - \beta_j^{(0)})\beta_j^{(0)} \quad (2.33)$$

$$\beta_j - \beta_j^{(0)} \approx \frac{\beta_j^2 - \beta_j^{(0)2}}{2\beta_j^{(0)}} \approx \frac{\beta_j^2 - \beta_j^{(0)2}}{2\beta_j} \quad (2.34)$$

eşitlikleri elde edilir. $p_{\lambda_j}(|\beta_j|)$ fonksiyonunun $\beta_j^{(0)}$ noktası etrafındaki birinci dereceden Taylor serisi açılımı eşitlik (2.29)'dan faydalanılarak

$$p_{\lambda_j}(|\beta_j|) \approx p_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) + (\beta_j - \beta_j^{(0)})p'_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) \text{sign}(\beta_j^{(0)}) \quad (2.35)$$

olarak ifade edilir ve sign fonksiyonunun değeri yerine yazılırsa

$$p_{\lambda_j}(|\beta_j|) \approx p_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) + (\beta_j - \beta_j^{(0)})p'_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) \frac{\beta_j^{(0)}}{|\beta_j^{(0)}|} \quad (2.36)$$

elde edilir. Fonksiyon (2.35)'te $(\beta_j - \beta_j^{(0)})$ 'nın (2.34) numaralı denklemdeki değeri yerine yazılır;

$$p_{\lambda_j}(|\beta_j|) \approx p_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) + \frac{\beta_j^2 - \beta_j^{(0)2}}{2\beta_j} p'_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) \frac{\beta_j}{|\beta_j^{(0)}|} \quad (2.37)$$

ve (2.37) ile verilen eşitlikte gerekli matematiksel düzenlemeler yapılarak yerel karesel yaklaşıma dayanan ceza fonksiyonu

$$p_{\lambda_j}(|\beta_j|) \approx p_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|) + \frac{1}{2} \left\{ \frac{p'_{\lambda_j}(|\beta_j^{(0)}|)}{|\beta_j^{(0)}|} \right\} (\beta_j^2 - \beta_j^{(0)2}) \quad (2.38)$$

şeklinde elde edilir (Mathematics Stack Exchange, 2016). Eşitlik (2.38), eşitlik (2.20)'de yerine yazılarak yaklaşık amaç fonksiyonu elde edilir.

Bu yöntemde, ceza terimli fonksiyonun minimizasyonu için LLA'dakine benzer şekilde Newton-Raphson algoritması kullanılır. Eşitlik (2.39)'da gösterildiği gibi $p'_{\lambda}(|\beta_j^{(k)}|) = \lambda\gamma |\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1}$ olmak üzere $k = 0, 1, 2, \dots$ için,

$$\begin{aligned} \beta^{(k+1)} &= \operatorname{argmin} \left\{ (y - X\beta)'(y - X\beta) + \sum_{j=1}^p \frac{p'_{\lambda}(|\beta_j^{(k)}|)}{2|\beta_j^{(k)}|} \beta_j^2 \right\} \\ &= \operatorname{argmin} \left\{ (y - X\beta)'(y - X\beta) + \sum_{j=1}^p \frac{\lambda\gamma |\beta_j^{(k)}|^{\gamma-1}}{2|\beta_j^{(k)}|} \beta_j^2 \right\} \\ &= \operatorname{argmin} \left\{ (y - X\beta)'(y - X\beta) + \frac{\lambda\gamma}{2} \sum_{j=1}^p |\beta_j^{(k)}|^{\gamma-2} \beta_j^2 \right\} \end{aligned} \quad (2.39)$$

ile parametreler tahmin edilir. Burada $\beta_j^{(k)}$, β parametresinin k . iterasyon sonucu j . bileşende aldığı değerdir. Eşitlik (2.39)'da minimize edilmesi gereken amaç fonksiyonunun, eşitlik (2.4)'te ifade edilen Ridge regresyonun amaç fonksiyonunun bir formu olduğu görülmektedir. Burada özel olarak ridge regresyondaki λ 'nın yerini $\frac{\lambda\gamma}{2} |\beta_j^{(k)}|^{\gamma-2}$ almaktadır.

$\beta^{(k)} = (\beta_1^{(k)}, \dots, \beta_p^{(k)})'$ ve $\beta_j^{(k)} \neq 0$ olsun. Parametreler tahmin edilirken

$$\begin{aligned} \Sigma_{\lambda}(\beta^{(0)}) &= \operatorname{diag} \left\{ \frac{p'_{\lambda}(|\beta_1^{(0)}|)}{|\beta_1^{(0)}|}, \dots, \frac{p'_{\lambda}(|\beta_p^{(0)}|)}{|\beta_p^{(0)}|} \right\} \\ &= \operatorname{diag} \left\{ \frac{\lambda\gamma |\beta_1^{(0)}|^{\gamma-1}}{|\beta_1^{(0)}|}, \dots, \frac{\lambda\gamma |\beta_p^{(0)}|^{\gamma-1}}{|\beta_p^{(0)}|} \right\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \text{diag} \left\{ \lambda \gamma \left| \beta_1^{(k)} \right|^{\gamma-2}, \dots, \lambda \gamma \left| \beta_p^{(k)} \right|^{\gamma-2} \right\} \\
&= \lambda \gamma \text{diag} \left\{ \left| \beta_1^{(k)} \right|^{\gamma-2}, \dots, \left| \beta_p^{(k)} \right|^{\gamma-2} \right\}
\end{aligned} \tag{2.40}$$

olmak üzere Bridge regresyon tahminleri

$$\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma) = (X'X + \sum_{\lambda}(\beta^{(k)}))^{-1} X'y \tag{2.41}$$

yakınsayana kadar ardışık olarak hesaplanır; tahminler yakınsadığında iterasyon durur (Fan & Li, 2001, s. 1354).

Bölüm 2.1’de de belirtildiği üzere Bridge tahmin edici için eşitlik (2.20) ile verilen amaç fonksiyonu türevlenebilir değildir. Bu sebeple kullanılan LQA yöntemiyle konveks fonksiyon, eşitlik (2.39)’daki gibi kolayca türevi alınabilir hale gelmektedir.

Fan ve Li (2001), (2.39)’daki $\left| \beta_j^{(k)} \right|$ değerleri tam olarak sıfır olamayacağından, önceden belirlenmiş sıfırdan büyük ancak sıfıra oldukça yakın sabit bir c katı eşik (hard threshold) değerinden küçük ise parametre tahminlerini $\hat{\beta}_j = 0$ olarak almışlar ve X ’in j . bileşenini iterasyondan çıkarmışlardır. Ancak Fan ve Li (2001) ve Zou ve Li’de (2008) belirtildiği üzere, LQA algoritmasının herhangi bir adımında herhangi bir değişkenin modelden çıkarılması sonucunda o değişken, son aşamadaki seçilmiş modelden de çıkarılmış olacaktır. Bu ise LQA’nın bir eksikliği olarak kabul edilmektedir. Bundan yola çıkılarak literatürde bölüm 2.2.1 ve bölüm 2.2.2’de de belirtilen farklı algoritmalar öne sürülmüştür.

Tez çalışması kapsamında konveks olmayan ceza terimi içeren bir minimizasyon probleminin çözümünün Bridge tahmin edici kullanılarak yapılması planlanmaktadır. Caner ve Knight’ın (2013) çalışmalarında önerdikleri üzere sıfır olan katsayıların Bridge tahminleri, sıfıra yakın ancak tam olarak sıfır olmayan değerler alabileceğinden, bu problemi çözmek için sıfıra yakın olan Bridge tahminleri, pozitif bir c katı eşik parametresi ile karşılaştırılarak sıfır kabul edilmektedir. Caner ve Knight (2013) yaptıkları simülasyon çalışmasında birim köklü veri üretim süreci için parametre tahmininde Bridge tahmin ediciyi LQA yaklaşımıyla kullanmışlardır. Burada hipotez testine benzer bir yaklaşımla c değerini gerçekte süreç birim köklüken (H_0 hipotezi doğru iken) tahmin edilen modeli $\alpha = \%5$ olasılıkla durağan (H_0 hipotezi red) yapacak şekilde belirlemeyi önermişlerdir. Önerilen bu c değeri $c_{0,05}$ olarak ifade edilmiştir. Bu

yaklaşım sayesinde Bridge tahmin edicinin model seçimi (durağan/durağan olmayan) performansı ile ADF testini objektif olarak kıyaslamak mümkün olmaktadır. Bu çalışmada da Bridge tahmin edici ile çeşitli birim kök testleri simülasyonla karşılaştırılacağından $\alpha = 0,05$ olacak şekilde bir c katı eşik parametresi seçilerek LQA algoritmasının kullanılması tercih edilmiştir.

2.3. Uyarılama Parametresinin Seçimi

Bir doğrusal regresyon modelinde model seçimi için kullanılan yöntemlerin başında C_p (Mallows, 1973), AIC (Akaike, 1974), BIC (Schwarz, 1978) gelmektedir. Ancak bilindiği üzere, literatürde model seçimi için ceza terimi içeren pek çok yöntem önerilmiştir. Bridge tahmin ediciler (Frank & Friedman, 1993 ve Fu, 1998), Bridge tahmin edicinin özel bir hali olan LASSO (Tibshirani, 1996), Smoothly Clipped Absolute Deviation (SCAD) (Fan & Li, 2001) ve elastik net (Zou & Hastie, 2005) bu yöntemlerden bazılarıdır. Bu yöntemlerin ortak özelliği uyarılama parametresinin uygun bir seçimiyle doğru modelin seçiminde tutarlı sonuçlar vermeleridir. Bu durumda modelde parametrelere verilecek cezanın düzeyini belirleyen uyarılama parametresinin seçimi oldukça önemli olmaktadır. Literatüre bakıldığında uyarılama parametresinin seçimi için kullanılan yöntemlerin başında çapraz geçerlilik (Cross Validation-CV), AIC ve BIC gelmektedir.

2.3.1. Çapraz Geçerlilik

Uyarılama parametresinin seçiminde en çok kullanılan yöntemlerden bir tanesi doğrusal regresyon modelleri için de sıklıkla kullanılan çapraz geçerlilik yöntemidir. Bu yöntemin en çok kullanılan formları K-katlamalı çapraz geçerlilik (K-Fold Cross Validation-KFCV), tek çıkışlı çapraz geçerlilik (Leave-One-Out Cross Validation-LOOCV) ve genelleştirilmiş çapraz geçerlilik (Generalized Cross Validation-GCV) yöntemleridir. Bu yöntemde seçilen bir λ kümesi için kriterler tekrar tekrar hesaplanarak optimum λ belirlenmektedir.

K-katlamalı çapraz geçerlilik yönteminde n gözlemlik (x_i, y_i) verisi, rastgele K eşit parçaya bölünür ve bu durumda K adet alt küme ayrılmış olur. Daha sonra her $k=1,2,\dots,K$ için k -inci parça çıkarılır ve $K-1$ tane alt küme bir eğitim kümesi oluşturur. Ardından eğitim kümesindeki gözlemler kullanılarak parametre tahmini $\hat{\beta}^{-k}(\lambda)$ elde edilir. Uygun model bir sonraki aşamada, çıkarılan k . alt kümede bağımlı değişkenin

tahmini için kullanılır ve uyarlama parametresinin her bir seçimine karşılık gelen tahmin hata kare ortalaması

$$E_k(\lambda) = \frac{1}{n_k} \sum_{i \in C_k} (y_i - x_i \hat{\beta}^{-k}(\lambda))^2 \quad (2.42)$$

hesaplanır. Burada C_k , k-inci parçadaki gözlemlerin indislerini ve n_k da k-inci parçadaki toplam gözlem sayısını ifade etmektedir. (2.42)'den çapraz geçerlilik hatası

$$\begin{aligned} CV(\lambda) &= \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K E_k(\lambda) \\ &= \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \left[\frac{1}{n_k} \sum_{i \in C_k} (y_i - x_i \hat{\beta}^{-k}(\lambda))^2 \right] \end{aligned} \quad (2.43)$$

olarak elde edilir. CV hatasını en küçük yapan λ değeri uyarlama parametresinin optimal seçimi olarak düşünülür (Chand, 2012, s. 122; Hastie & Tibshirani, 2009, s. 3-4; Tibshirani & Tibshirani, 2009, s. 824-825). Literatürdeki uygulamalarda K değeri çoğunlukla 5 ya da 10 olarak alınmaktadır.

K değerinin n gözlem sayısına eşit (K=n) olarak seçilmesi durumu, tek çıkışlı çapraz geçerlilik olarak bilinmektedir. Bu durumda veri n adet alt kümeye ayrılmış olur. Her $k=1,2,\dots,n$ için bir gözlem çıkarılır ve n-1 gözlem bir eğitim kümesi oluşturur. Eğitim kümesindeki n-1 gözlem kullanılarak parametre tahmini $\hat{\beta}^{-k}(\lambda)$ hesaplanır. Uygun model bir sonraki aşamada, çıkarılan gözlemin tahmini için kullanılır ve uyarlama parametresinin her bir seçimine karşılık gelen tahmin hata kareleri toplamı

$$E_k(\lambda) = (y_k - x_k \hat{\beta}^{-k}(\lambda))^2 \quad (2.44)$$

hesaplanır. Bu da çapraz geçerlilik hatasını

$$\begin{aligned} CV(\lambda) &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E_k(\lambda) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (y_k - x_k \hat{\beta}^{-k}(\lambda))^2 \end{aligned} \quad (2.45)$$

verir. KFCV'de olduğu gibi tahmin hatasını en küçük yapan λ değeri uyarlama parametresinin optimal seçimi olarak düşünülür (Chand, 2012, s. 122). $K = n$ alınması

durumunda CV tahmin edicisi gerçek tahmin hatası için neredeyse yansız olmasına karşın yüksek varyansa sahiptir. Bunun nedeni n-1 eğitim kümesinin birbirine çok benzer olmasıdır (Hastie, Tibshirani & Friedman, 2001, s. 242-243).

Craven ve Wahba (1979) tarafından geliştirilen genelleştirilmiş çapraz geçerlilik yöntemini ise ilk olarak Tibshirani (1996), LASSO ceza terimli modellerde, daha sonraki dönemlerde ise Fan ve Li (2001), SCAD ceza terimli modellerde uyarlama parametresinin seçimi için kullanmışlardır. LQA ile elde edilen Bridge tahminleri, $\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma)$ ve \hat{y} , y 'nin tahmini olmak üzere

$$\hat{y} = X\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma) = X(X'X + \Sigma_{\lambda}(\beta^{(k)}))^{-1}X'y \quad (2.46)$$

olarak yazılır. Buradan

$$P_X\{\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma)\} = X(X'X + \Sigma_{\lambda}(\beta^{(k)}))^{-1}X'$$

projeksiyon matrisi elde edilir. $e(\lambda)$, ceza terimli model için elde edilen tahminlerdeki etkili parametrelerin sayısı olmak üzere

$$e(\lambda) = tr[P_X\{\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma)\}] \quad (2.47)$$

şeklinde hesaplanır hesaplanır. Uyarlama parametresi seçilirken

$$GCV(\lambda) = \frac{1}{n} \frac{\|y - X\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma)\|^2}{\{1 - e(\lambda)/n\}^2} \quad (2.48)$$

olarak elde edilir. Bu durumda

$$\hat{\lambda} = arg \min_{\lambda} \{GCV(\lambda)\} \quad (2.49)$$

kullanılır (Tibshirani, 1996, s. 276; Fan & Li, 2001, s. 1355).

2.3.2. Akaike Bilgi Kriteri

Akaike'nin (1974) lineer regresyon modelinin seçimi için önerdiği AIC; p,

parametre sayısı ve n , gözlem sayısı olmak üzere,

$$AIC = \log(\hat{\sigma}^2) + p \frac{2}{n} \quad (2.50)$$

olarak ifade edilmiştir. Burada $\hat{\sigma}^2 = \frac{\|y - X\hat{\beta}\|^2}{n}$ eşitliği ile verilen artık varyansdır.

$S_\lambda = \{j: \hat{\beta}^{LASSO}(\lambda), j \neq 0\}$ (sıfır olmayan LASSO tahminlerinin indislerinden oluşan küme) ve $\widehat{df}(\lambda) = |S_\lambda|$ (S_λ 'nın eleman sayısı) olmak üzere Zou, Hastie ve Tibshirani (2007) tarafından LASSO için AIC,

$$\begin{aligned} AIC_\lambda &= \frac{\|y - X\hat{\beta}^{LASSO}(\lambda)\|^2}{n\hat{\sigma}^2} + \frac{2}{n}\widehat{df}(\lambda) \\ &= \frac{\|y - X\hat{\beta}^{LASSO}(\lambda)\|^2}{n\hat{\sigma}^2} + \frac{2}{n}|S_\lambda| \end{aligned} \quad (2.51)$$

eşitliği ile tanımlanmıştır.

Model seçimi ile ilgili yapılan çalışmalar incelendiğinde GCV ile AIC kriterlerinin asimptotik özelliklerinin birbirine benzer olduğu ve model seçiminde tutarsız sonuçlar verdiği görülmektedir (Wang, Li & Leng, 2009, s. 672).

2.3.3. Schwarz Kriteri (Bayesyen Bilgi Kriteri)

Breiman (1996), parametre tahmini ve model seçiminin ayrı süreçler olması sebebi ile AIC ve SC kriterlerinin model seçiminde tutarsız olduğunu ve sıklıkla yanlış modeli seçebileceklerini kanıtlamıştır. Bu yöntemlerinin eksikliğinin ortadan kaldırılması için daha önce de bahsedildiği üzere model seçimini ve parametre tahminini tek adımda yapabilen ceza terimli fonksiyonlar önerilmiştir. Regresyon analizinde yetersiz uyumlu (underfitted model) bir model yüksek derecede yanlış tahminler yaparken; aşırı uyumlu (overfitted model) bir model ise parametre tahminlerinin etkinliğini ciddi derecede bozmaktadır. Bu durumda uygun modelin seçimi parametre tahminlerinin doğruluğu için oldukça önemlidir (Wang, Li & Tsai, 2007b, s. 553). Wang ve diğerleri (2007b) yapmış oldukları çalışmada, uygulamada uyarlama parametresinin seçiminde sıklıkla kullanılan GCV'nin doğru modelin seçiminde örneklem büyüdükçe ihmal edilemeyecek düzeyde aşırı uyum etkisi olduğunu göstermiş ve tutarsız sonuçlar verdiğini ortaya koymuştur. Ayrıca aynı çalışmada, SCAD için uyarlama parametresinin seçiminde BIC'nin

kullanılmasını önermişlerdir. Wang ve Leng (2007), adaptive LASSO ceza teriminde uyarlama parametresinin seçimi için BIC kullanmışlardır. Wang, Li ve Leng (2009) yapılan çalışmalara ek olarak hem cezasız hem de Bridge tahmin edicileri de içine alan cezalı tahmin ediciler için BIC ile seçilen uyarlama parametresinin doğru modelin belirlenmesinde tutarlı sonuçlar verdiğini ortaya koymuşlardır. Wang, Li ve Tsai (2007a), LASSO'yu otoregresif hata terimli bir regresyon modelinin tahmini için kullandıkları çalışmada, iki adet LASSO tahmin edici üzerinde durmuşlardır. İlk tahmin edici, geleneksel LASSO tahmin edici olup, biri regresyon katsayıları diğeri de otoregresyon katsayıları için iki adet uyarlama parametresi içermektedir. Bu uyarlama parametrelerinin hesaplanmasında CV yöntemi kullanılmış ancak LASSO tahmin edici etkili sonuçlar vermemiştir. Bu durumun üstesinden gelmek üzere her katsayı için farklı uyarlama parametrelerinin kullanıldığı ikinci LASSO tahmin edici önerilmiştir. “Modified LASSO” adını verdikleri bu tahmin edicide uyarlama parametreleri BIC ile seçilmiş, bu yöntemin katsayıların tahmininde ve değişkenlerin seçiminde en iyi sonucu verdiği ifade edilmiştir.

Schwarz'ın (1978) lineer regresyon modelinin seçimi için önerdiği BIC;

$$BIC = \log(\hat{\sigma}^2) + p \frac{\log(n)}{n} \quad (2.52)$$

olarak ifade edilmiştir. Burada $\hat{\sigma}^2 = \frac{\|y - X\hat{\beta}\|^2}{n}$ eşitliği ile verilen artık varyansdır.

Kirkland, Kanfer ve Millard (2015) çalışmasında; Efron, Hastie, Johnstone ve Tibshirani'nin (2004) çalışmasında gösterdiği üzere, LASSO için serbestlik derecesinin sıfır olmayan katsayıların adedi ($\widehat{df}(\lambda) = |S_\lambda|$) olarak ifade edilebileceğini belirtmişlerdir. Zou, Hastie ve Tibshirani (2007), $n \geq p$ ve X matrisinin tüm sütunları bağımsız iken $rank(X) = p$ olduğunu ve bu serbestlik derecesi tahmininin yansız ve tutarlı olduğunu ifade etmişlerdir. Ancak Tibshirani ve Taylor (2012) ve Dossal, Kachour, Fadili, Peyré and Chesneau (2013) tam ranklılık varsayımının gerekli olmadığını ve $p > n$ iken de tutarlı sonuçlar alınabileceğini ortaya koymuşlardır (Kirkland ve diğerleri, 2015, s. 50). LASSO için BIC, Zou, Hastie ve Tibshirani (2007) tarafından

$$\begin{aligned}
BIC_\lambda &= \frac{\|y - X\hat{\beta}^{LASSO}(\lambda)\|^2}{n\hat{\sigma}^2} + \frac{\log(n)}{n} \widehat{df}(\lambda) \\
&= \frac{\|y - X\hat{\beta}^{LASSO}(\lambda)\|^2}{n\hat{\sigma}^2} + \frac{\log(n)}{n} |S_\lambda|
\end{aligned} \tag{2.53}$$

eşitliği ile tanımlanmıştır. Burada $\hat{\sigma}^2 = \frac{\|y - X\hat{\beta}\|^2}{n}$ eşitliği ile verilen artık varyansdır. Daha sonraki dönemde, Wang ve diğerleri (2009) tüm ceza terimi içeren tahmin ediciler için “uyarlanmış (modified) BIC” kriterini oluşturmuşlardır:

$$\begin{aligned}
modified\ BIC_\lambda &= \log\left(\frac{\|y - X\hat{\beta}(\lambda)\|^2}{n}\right) + \widehat{df}(\lambda) \frac{\log(n)}{n} k_n \\
&= \log(\hat{\sigma}_\lambda^2) + |S_\lambda| \frac{\log(n)}{n} k_n
\end{aligned} \tag{2.54}$$

Burada $\hat{\beta}(\lambda)$ ceza terimi içeren bir tahmin ediciyi ve $k_n > 0$ olmak üzere bir sabiti ifade etmektedir. Yapılan çalışmada $p < n$ iken değişken seçiminin tutarlı olduğu gösterilmiş ve ilgili çalışmada $k_n = \log \log p$ değeri kullanılmıştır. Chand (2012), $k_n = \sqrt{n}/p$ alınması durumunda tutarlı seçimler yapıldığını ortaya koymuştur. $k_n = 1$ olarak alınması durumunda ise Shao (1997) ve Shi ve Tsai (2002), BIC'nin doğru model seçiminde tutarlı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Bu durumda “uyarlanmış BIC”, geleneksel BIC yöntemine indirgenmektedir (Wang ve diğerleri, 2009, s. 673).

Caner ve Knight (2013), Wang ve diğerlerinin (2009) çalışmasına benzer şekilde, Bridge tahmin edicide uyarlama parametresinin seçimi için $k_n = 1$ alarak “uyarlanmış BIC” yöntemini kullanmışlar ve bu yöntemi durağan olmama durumu için genişletmişlerdir. GCV yönteminde yalnızca öngörü hatasının minimum yapılması amaçlanırken, BIC'de öngörü hatasını minimum yapmanın yanısıra daha basit bir model de hedeflenmektedir. Bu nedenle tez çalışması kapsamında uyarlama parametresinin seçiminde Caner ve Knight'ın (2013) bu yöntemi baz alınmış ve $k_n = 1$ kabul edilmiştir.

Öte yandan modified BIC yönteminin sadece uyarlama parametrelerinin seçiminde kullanılabileceği gibi LQA yönteminde belirlenmesi gereken katı eşik parametrelerinin seçimi için de kullanılabileceği Chatterjee ve Lahiri (2011) tarafından önerilen yeni bir yöntemle ortaya konulmaktadır. Bu yöntemde c katı eşik parametresi, uyarlama parametresi ile birlikte seçilmekte ve hata kareleri ortalamasını minimum yapan değer alınmaktadır. Caner ve Knight'ın (2013) çalışmasında da Chatterjee ve Lahiri

(2011) tarafından önerilen bu yöntemden yola çıkılarak katı eşik ve uyarlama parametresinin ortak seçimine dayanan bir yöntem kullanılmıştır. İlgili çalışmada amaç, Bridge tahmin edici kullanılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilmesi olduğundan ceza terimi üzerinden ortak bir katı eşik ve uyarlama parametresi seçilmesinin pratikte daha iyi sonuçlar vereceği üzerinde karar kılınmıştır. Bu yaklaşımda k olası katı eşik parametrelerinin sayısı, $C_1 = \{c_{11}, \dots, c_{1k}\}$ olası katı eşik parametrelerinin kümesi ve Λ olası uyarlama parametrelerinin kümesi olmak üzere uyarlanmış BIC değerini birlikte minimize eden katı eşik ve uyarlama parametresi

$$(\hat{\lambda}, c_{1*}) = \arg \min_{\Lambda, C_1} \text{modifiedBIC}(\Lambda, C_1) \quad (2.55)$$

şeklinde seçilmektedir (Caner ve Knight, 2013, s. 700).

BÖLÜM III

DICKEY PANTULA BİRİM KÖK TESTİ VE BRIDGE TAHMİN EDİCİ KULLANIMI

Tez çalışması kapsamında bu bölümde seride birden fazla birim kök bulunması durumu incelenmiş, Dickey-Pantula birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. Bu amaçla ilk olarak Bölüm 3.1’de durağanlık ve birim kök kavramları açıklanmıştır. Ayrıca seride birden fazla birim kök bulunması durumunda kullanılan Dickey-Pantula testinin literatürdeki uygulamalarına yer verilmiştir. Bölüm 3.2’de Dickey-Pantula birim kök testi ayrıntılı olarak incelenmiştir. Bölüm 3.3’te bütünleşme sırasının belirlenmesi amacıyla Bridge tahmin edici tanımlanmış, Dickey-Pantula modelinde Bridge tahmin edici ile bütünleşme sırasının nasıl belirlenebileceği gösterilmiştir. Bölüm 3.4’te veri üretim sürecinden bahsedilerek Bridge tahmin edici ile Dickey-Pantula testi bir simülasyon çalışmasıyla karşılaştırılmış ve elde edilen bulgular tablolar halinde özetlenmiştir. Bölüm 3.5’te gerçek veriler kullanılarak yapılan ekonometrik bir uygulama ile sonuçlar desteklenmiştir.

3.1. Durağanlık ve Birim Kökler

Zaman serileri analizinde sıklıkla karşılaşılan kavramlardan bir tanesi durağanlıktır. Zaman serileri ile ilgili analizler genellikle serinin durağan olduğu varsayımı altında yapılmaktadır. Durağanlık, stokastik bir değişkenin ortalama ve varyansının zaman içinde değişmemesi ve iki gecikme dönemi arasındaki ortak varyansın, hesaplandığı döneme değil de iki zaman periyodu arasındaki uzaklığa bağlı olması (otokovaryansının sabit olması) şeklinde ifade edilebilmektedir. Eğer stokastik bir süreç durağan değil ise serinin ortaya koyduğu davranış sadece ele alındığı tahmin dönemi için geçerli olmaktadır. Yani seri hakkında gelecek dönemler için bir kestirimde bulunulamamakta ve değişkene verilen şoklar kalıcı olmaktadır (Bozkurt, 2007, s. 27).

Durağanlık denildiğinde genel olarak zayıf ve güçlü durağanlık olarak iki kavram akla gelmektedir. Eğer stokastik bir süreç zayıf durağan ise;

$$E[y_t] = E[y_{t-k}] = \mu \quad (3.1)$$

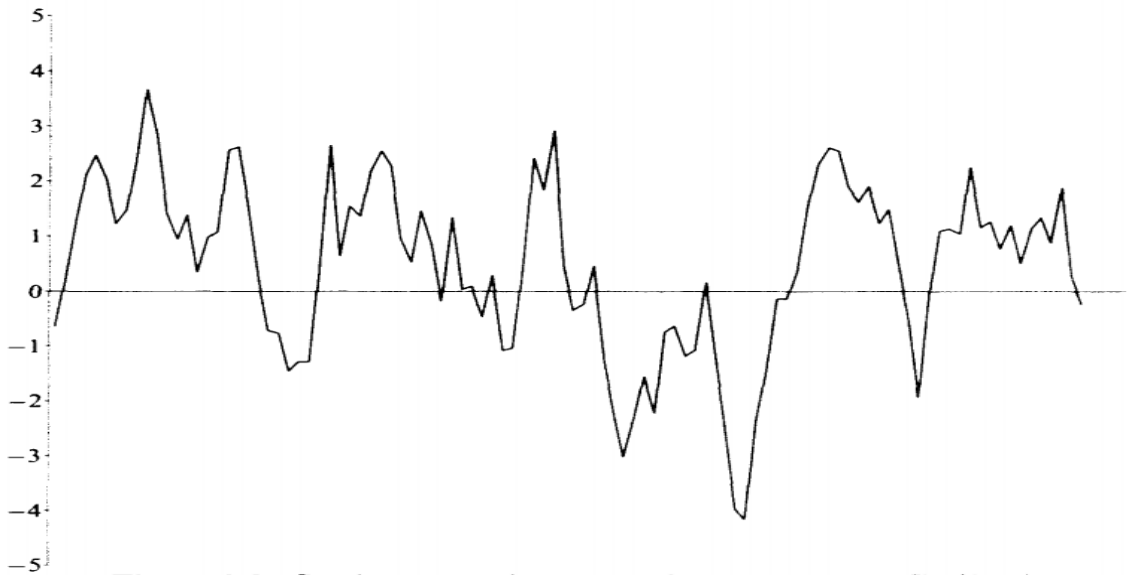
$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-k} - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad [var(y_t) = var(y_{t-k}) = \sigma_y^2] \quad (3.2)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-k} - \mu)] = \gamma_k$$

$$[cov(y_t, y_{t-k}) = cov(y_{t-j}, y_{t-j-k}) = \gamma_k] \quad (3.3)$$

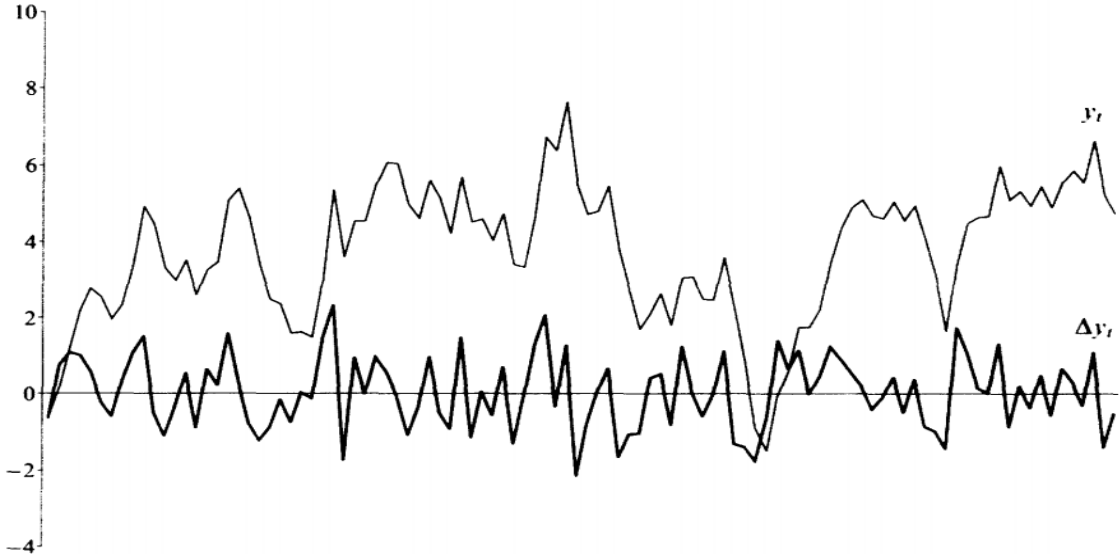
koşullarını sağlamaktadır. Burada μ , σ_y^2 ve γ_k değerleri sabittir. Eğer bir rastgele değişkenler dizisinin koşullu olasılık dağılımı zamanın herhangi bir noktasında değişmiyor ise bu serilere güçlü durağan seriler denmektedir. Güçlü durağan serilerin sabit bir ortalaması ve/veya varyansı olmak zorunda değildir (Enders, 2004, s. 53).

Birçok iktisadi olay için durağanlık, oldukça önemli bir varsayımdır. Ancak iktisadi zaman serilerinin pek çoğu durağan değildir ve durağanlık varsayımını önemsememek yani durağan olmayan değişkenleri içeren bir modeli kestirmek istatistiksel olarak güvenilir olmayan sonuçların ortaya çıkmasına sebep olmaktadır. Serilerin durağanlığını belirlemede kullanılan pek çok yöntem bulunmaktadır. Bir değişkenin durağan olup olmadığını belirlemek amacıyla değişkenin grafiksel görünümüne bakılarak sezgisel olarak karar verilebilmektedir. Bu duruma örnek olarak Şekil 3 ve 4 verilebilir. Şekil 3'te durağan bir seri ele alınmış iken Şekil 4'te durağan olmayan seri ve farkı alınarak durağanlaştırılmış hali ele alınmıştır.



Şekil 3. Durağan serinin görünümü

Kaynak. Harris & Sollis, 2003.



Şekil 4. Durağan olmayan seri ve farkı alınarak durağanlaştırılmış halinin görünümü
Kaynak. Harris & Sollis, 2003.

Ayrıca otokorelasyon fonksiyonu ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu yardımı ile de serinin durağanlığına karar verilebilmektedir. Bu yöntemlerin yanısıra birim kök testleri, zaman serileri analizinde serinin durağanlığını araştırmada kullanılan en önemli yöntemlerden biridir. p-inci dereceden otoregresif bir zaman serisi $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ ve $\alpha_p \neq 0$ olmak üzere

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

olarak tanımlansın. AR(p) sürecinin durağanlığı

$$m^p - \sum_{j=1}^p \alpha_j m^{p-j} = 0 \quad (3.5)$$

denkleminin karakteristik köklerine bağlıdır. Eğer denklemin bütün karakteristik kökleri (m_1, m_2, \dots, m_p) mutlak değerce 1'den küçük ise serinin durağan olduğu ifade edilmektedir. Denklem köklerinden en az bir tanesi mutlak değerce 1'e eşit veya 1'den büyük ise serinin durağan olmadığı söylenmektedir. Böyle seriler “birim köklü seriler” olarak adlandırılmaktadır. Bu tarz serilere literatürde “Rassal Yürüyüş (Random Walk)” serileri de denilmektedir (Yalçın, 2001, s. 38-39). Literatürde kabul gören pek çok birim kök testi vardır ve en önemlileri Dickey ve Fuller (1979), genişletilmiş Dickey ve Fuller (1981) testi (Augmented Dickey Fuller-ADF), Dickey ve Pantula (1987), Phillips (1987),

Phillips ve Perron (1988), Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) olarak öne çıkmaktadır.

Yapılan testler sonucunda serinin durağan olmadığına karar verilirse serinin durağanlaştırılması gerekmektedir. Bu aşamada en çok kullanılan yöntem serinin farkının alınması işlemidir. d , bütünleşme derecesi (integrated order) serinin durağan hale gelene kadar yapılan fark alma işleminin sayısını göstermektedir. L , gerileme operatörü olmak üzere $Z_t = (1 - L)^d X_t$ serisi durağan ise X_t serisine d . dereceden bütünleşik seri denir ve $X_t \sim I(d)$ ile gösterilir (Yalçın, 2001, s. 52).

İktisadi seriler bazen birden fazla birim kök içerebilir. Bu durumda bazı araştırmacılar seriyi durağan hale getirmek için serinin farkını aldıktan sonra hala durağan değilse ikinci sıra farkını almakta ve farkı alınmış seriye tekrar ADF testini uygulamaktadırlar. Ancak ADF testi, serinin bir birim köke sahip olduğu varsayımı altında geliştirilmiş olduğundan gereğinden fazla fark alma işlemi yapılması ve farkı alınmış serilere tekrar ADF testi uygulamak bazı istatistiksel problemlere (varyansın büyümesi, regresyon katsayısı olarak hesaplanan Dickey Fuller (DF) istatistiğinin değerinin pozitif ya da negatif yönde çok büyümesi) sebep olmaktadır. Ayrıca, mevcut birim köklerin, sıfır hipotezi altında düşünülen daha fazla olduğu durumlarda, testin anlamlılık düzeyi seçilen α anlamlılık düzeyinden büyük olmaktadır (Dickey & Pantula, 1987). Dolayısıyla serinin kaç kez farkının alınması gerektiğinin bilinmesi önemlidir. Otokorelasyon fonksiyonuna bakılarak durağan olmayan zaman serisinin fark alma derecesiyle ilgili sezgisel bir karar verilebilir. Durağan olmayan zaman serisinin otokorelasyon fonksiyonu yavaş bir şekilde üstel olarak azalacaktır. Serinin farkı alındıktan sonra otokorelasyon fonksiyonu hala yavaş bir şekilde azalıyor ise seride bir birim kök daha vardır diye düşünülebilir (Yalçın, 2001, s. 68-69).

Dickey ve Pantula (1987), seride birden fazla birim kökün varlığını incelemek amacıyla ardışık bir test metodu önermişlerdir. Uygulamalı çalışmalar incelendiğinde makroekonomik serilerde birden fazla birim kökün mevcut olup olmadığını incelemek amacıyla ADF testinin yanı sıra Dickey-Pantula testine de başvurulduğu görülmektedir. Akdi, Metin Özcan ve Yalçın (2003) aslında $I(2)$ olarak modellenmesi gereken makroekonomik serilerin klasik testler kullanılarak $I(1)$ olarak modellendiğini belirtmişlerdir. İlgili çalışmada seride iki birim kök bulunması halinde ADF testinin yanısıra otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının da robust (güçlü) olmadığı bir örnek yardımıyla ortaya konmuştur. Para arzı (M2), tüketici fiyat endeksi (TÜFE), toptan eşya fiyat endeksi (TEFE), gayri safi milli hasıla (GSMH) için yapılan Dickey-Pantula testi neticesinde tüm serilerin ikinci dereceden bütünleşik olduğu tespit

edilirken ilgili serilerin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına bakıldığında ise tüm serilerin $I(1)$ olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Balaylar ve Abuk Duygulu (2004) para talebinin öngörülebilir olup olmadığını tek denkleme dayalı koentegrasyon yöntemi ile araştırmışlardır. Nominal para arzı (M2), nominal gelir (GSMH), enflasyon (TÜFE, 1987=100), tartılı reel efektif kur (TERK), üç aylık hazine bonusu faiz oranı ve yıllık mevduat faiz oranı değişkenlerinde birden fazla birim kök olup olmadığını incelemek amacıyla Dickey-Pantula testi uygulanmış ve herhangi bir seride birden fazla birim köke rastlanmamıştır. Erdoğan ve Beşballı (2009) banka kredileri kanalının Türkiye'deki işleyişini analiz etmek için yaptıkları çalışmada bankaların toplam mevduatları, bankaların toplam kredileri, bankaların toplam menkul kıymet portföyleri, sanayi üretim endeksi, toptan eşya fiyat endeksi, bankalar arası para piyasası gecelik faiz oranı değişkenlerinin birim kök içerip içermediğine ilişkin yapılan ADF testi sonuçlarını desteklemek amacıyla Dickey-Pantula testi de uygulamıştır. Bankalar arası para piyasası gecelik faiz oranı değişkeni dışındaki tüm değişkenlerde birim köke rastlanmış ve bu serilerin $I(1)$ olduğuna karar verilmiştir. Erdoğan ve Yıldırım (2009) Türkiye'de faiz kanalının işleyişi ile ilgili yaptıkları çalışmada dayanıklı tüketim malları, bankalararası gecelik faiz oranı, hazine iskontolu ihaleleri faiz oranı, sabit sermaye oluşumu değişkenlerine Dickey-Pantula testi uygulayarak serilerin bütünleşme derecelerini incelemiştir. Analiz sonucunda bankalararası gecelik faiz oranı ve hazine iskontolu ihaleleri faiz oranı serilerinin düzeyde durağan; dayanıklı tüketim malları ve sabit sermaye oluşumu serilerinin ise fark durağan olduğu gösterilmiştir. Erdoğan ve Yıldırım (2009) Türkiye'de eğitim ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi ARDL yöntemi ile test etmişlerdir. Bu sebeple analizde kullanılacak verilerin birim kök sayısını belirlemek amacıyla tüm değişkenlere ADF testi uygulanmış ve toplam eğitim harcamaları, eğitim harcamaları içerisindeki yatırım miktarı, meslek lisesi öğrenci öğretmen oranı, genel lise öğrenci öğretmen oranı, lise okullaşma oranı, yükseköğretim okullaşma oranı değişkenlerinin düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu serilerin birinci farkları alındıktan sonra Dickey-Pantula Testi yapılarak serilerin birinci farklarının durağan olduğu görülmüştür. Tarı ve Yıldırım (2009) Türkiye'de döviz kuru belirsizliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla yaptıkları çalışmada analizde kullanılacak yöntemi belirlemek için öncelikle serilerin durağanlık derecelerini belirlemişlerdir. İlgili çalışmada reel ihracat, reel dış gelir, karşılaştırmalı ihracat fiyatları, reel döviz kuru ve döviz kuru belirsizliği değişkenlerine ADF testi ve Dickey-Pantula testi uygulanması neticesinde serilerin tamamının $I(1)$ olduğuna karar verilmiştir. Yumuşak ve Yıldırım

(2009) sağlık göstergeleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yaptıkları çalışmada nedensellik analizi için serilerin durağanlık seviyelerini belirlemek amacıyla reel gayri safi milli hasıla, sağlık harcamaları ve doğuştan yaşam beklentisi serilerine farkı alındıktan sonra Dickey-Pantula testi uygulamış ve serilerin birinci farkında durağanlaştığını tespit etmişlerdir.

Dickey ve Pantula'nın (1987) seride çoklu birim kök olması durumu için önerdikleri bu yöntem takip eden bölümde özetlenmiştir.

3.2. Dickey Pantula Birim Kök Testi

Dickey ve Pantula (1987), seride birden fazla birim kök olup olmadığını incelemek amacıyla ardışık bir yöntem önermişlerdir. Yaptıkları çalışmada AR(3) (üçüncü dereceden otoregresif) bir seriyi ele almışlardır.

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ olmak üzere,

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots \text{ ve } p = 3 \quad (3.6)$$

biçiminde verilsin. Bu durumda AR(3) zaman serisi

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.7)$$

modeli ile ifade edilebilir.

m_1, m_2 ve m_3 ; $m^3 - \alpha_1 m^2 - \alpha_2 m - \alpha_3 = 0$ şeklindeki karakteristik denklemin kökleri olmak üzere, $1 \geq |m_1| \geq |m_2| \geq |m_3|$ olduğu varsayımı altında dört hipotez kurulabilir:

- (a) $H_0 : |m_1| < 1$ (AR(3) serisi durağandır.)
- (b) $H_1 : m_1 = 1, |m_2| < 1$ (AR(3) serisi bir birim köke sahiptir.)
- (c) $H_2 : m_1 = m_2 = 1, |m_3| < 1$ (AR(3) serisi iki birim köke sahiptir.)
- (d) $H_3 : m_1 = m_2 = m_3 = 1$ (AR(3) serisi üç birim köke sahiptir.)

Bu hipotezler geliştirildiğinde, d bütünleşme sırası olmak üzere H_d hipotezi altında Y_t serisi d kez fark alındığında durağan olmaktadır.

$$Z_t = Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t \quad (3.8)$$

$$\begin{aligned} W_t &= Z_t - Z_{t-1} = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \\ &= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \\ &= \Delta^2 Y_t \end{aligned} \quad (3.9)$$

$$\begin{aligned} X_t &= W_t - W_{t-1} = (Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}) - (Y_{t-1} - 2Y_{t-2} + Y_{t-3}) \\ &= Y_t - 3Y_{t-1} + 3Y_{t-2} - Y_{t-3} \\ &= \Delta^3 Y_t \end{aligned} \quad (3.10)$$

şeklinde ifade edilen Z_t , W_t ve X_t sırasıyla Y_t 'nin birinci, ikinci ve üçüncü sıra farkları olmak üzere (3.7) numaralı eşitlikte verilen model yeniden parametrelendirilerek

$$X_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Z_{t-1} + \theta_3 W_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

olarak ifade edilebilir. Burada,

$$\alpha_1 = 3 + \theta_1 + \theta_2 + \theta_3 \quad (3.12)$$

$$\alpha_2 = -(3 + \theta_2 + 2\theta_3) \quad (3.13)$$

$$\alpha_3 = 1 + \theta_3 \quad (3.14)$$

ve

$$\theta_1 = -(1 - m_1)(1 - m_2)(1 - m_3) \quad (3.15)$$

$$\theta_2 = -2\theta_1 - (1 - m_1)(1 - m_2) - (1 - m_2)(1 - m_3) - (1 - m_3)(1 - m_1) \quad (3.16)$$

$$\theta_3 = m_1 m_2 m_3 - 1 \quad (3.17)$$

olarak tanımlanmaktadır. Bu durumda hipotezler, θ 'lar cinsinden tekrar yazılırsa;

$$H_3 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0 \quad (\text{AR}(3) \text{ serisi üç birim köke sahiptir.})$$

$$H_2 : \theta_1 = \theta_2 = 0, \theta_3 < 0 \quad (\text{AR}(3) \text{ serisi iki birim köke sahiptir.})$$

$$H_1 : \theta_1 = 0, \theta_2 < 0, \theta_3 < 0 \quad (\text{AR}(3) \text{ serisi bir birim köke sahiptir.})$$

$$H_0 : \theta_1 < 0, \theta_2 < 0, \theta_3 < 0 \quad (\text{AR}(3) \text{ serisi durağandır.})$$

elde edilir.

n gözlem sayısı olmak üzere (3.11) numaralı eşitlikte verilen modelde X_t 'nin Y_{t-1} , Z_{t-1} ve W_{t-1} üzerine regresyonundan elde edilen EKK tahmin edicileri $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ ve $\hat{\theta}_3$

bunlara karşılık gelen t istatistikleri $t_{1,n}(3)$, $t_{2,n}(3)$, $t_{3,n}(3)$ şeklinde gösterilsin. Dickey ve Fuller (1979), seride bir birim kökün mevcut olduğunu ifade eden H_1 hipotezinin test edilmesi için önerdikleri yöntemde, hesaplanan t değeri $t_{1,n}(3)$ 'nin, standart Fuller (1976) tablolarından elde edilen $\tau_{n,\alpha}$ değerinden küçük olması durumunda H_1 hipotezinin seride birim kökün olmadığını ifade eden H_0 hipotezine karşı reddedileceğini ifade etmişlerdir. Hasza ve Fuller (1979) ise seride iki birim kökün mevcut olduğunu ifade eden H_2 hipotezini, seride bir birim kökün mevcut olduğunu ifade eden H_1 hipotezine karşı test etmişlerdir. Buna göre $H_2 : \theta_1 = \theta_2 = 0$ için hesaplanan F istatistiği $F_{2,n}(3)$, Hasza ve Fuller'de (1979) verilen $F_{2,n}(2, \alpha)$ değerinden büyük ise H_2 hipotezi H_1 hipotezine karşı reddedilmektedir. Dickey ve Pantula (1987), Dickey-Fuller t istatistiği ve Hasza-Fuller F istatistiğine dayanan iki ardışık test yöntemi ortaya koymuşlardır. Önerdikleri her iki yöntem de tüm d bütünleşme dereceleri ve tüm α değerleri için geçerli olmaktadır.

Seri gerçekte iki birim köke sahip iken Dickey ve Fuller (1979) kriteri H_1 (bir birim kök vardır) hipotezini α değerinden daha yüksek bir olasılıkla reddedecektir. Yani gerçekte iki birim kök var iken serinin bir birim köklü olmasındansa durağan olduğuna daha yüksek bir olasılıkla karar verilmektedir. Bu nedenle, seride çoklu birim kökün ($d > 1$) olması ihtimali giderilmeden, bir birim kökün ($d = 1$) tespiti için test yapılmaktan kaçınılmalıdır (Dickey & Pantula, 1987, s. 457). Benzer bir sonuç H_3 (üç birim kök vardır) hipotezi altında t ve F istatistiklerinin sonuçları için gözlenmiştir. Bundan yola çıkılarak üçüncü dereceden otoregresif bir süreç için $H_i : \theta_1 = \dots = \theta_i = 0$ $i = 1,2,3$ hipotezlerinin testinde kullanılacak $F_{1,n}(3)$, $F_{2,n}(3)$ ve $F_{3,n}(3)$ istatistiklerinin asimptotik dağılımları elde edilmiştir. Sonucunda d birim kök için H_d hipotezi altında, $i \leq d$ için F istatistiğinin dağılımda $F_i(d)$ rassal değişkenine yakınsadığı ve $i > d$ için ise sonsuza ıraksadığı bulunmuştur (Dickey & Pantula, 1987, s. 457). Bu sonuçlara dayanarak F istatistikleri, X_t 'nin Y_{t-1} , Z_{t-1} ve W_{t-1} üzerine regresyonunda ardışık kareler toplamından elde edilmiş olmak üzere, H_3 , H_2 ve H_1 hipotezleri ardışık olarak aşağıdaki yöntemle test edilir:

1. $F_{3,n}(3) > F_{3,n}(3, \alpha)$ ise $H_3 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$ (üç birim kök vardır) hipotezi reddedilir ve ikinci adıma geçilir. Aksi takdirde hipotez kabul edilir ve seride üç birim kökün olduğu sonucuna ulaşılır.
2. $F_{3,n}(3) > F_{3,n}(3, \alpha)$ ve $F_{2,n}(3) > F_{2,n}(2, \alpha)$ ise $H_2 : \theta_1 = \theta_2 = 0, \theta_3 < 0$ (iki birim kök vardır) hipotezi reddedilir ve üçüncü adıma geçilir. Aksi

takdirde hipotez kabul edilir ve seride iki birim kökün olduğu sonucuna ulaşılır.

3. $F_{i,n}(3) > F_{i,n}(i, \alpha)$ $i = 1, 2, 3$ ise $H_1 : \theta_1 = 0, \theta_2 < 0, \theta_3 < 0$ (bir birim kök vardır) hipotezi reddedilir ve birim kök olmadığına karar verilir.

Burada tüm hipotezler, alternatiflerine karşı test edilirken F istatistiği, alternatif hipotezlerin tek yönlü oluşunu dikkate almamaktadır. Ancak alternatif hipotezleri tek yönlü oluşturmak testin gücünü artırabilmektedir.

X_t 'nin Y_{t-1}, Z_{t-1} ve W_{t-1} üzerine regresyonunda standart t istatistiğinin ($t_{i,n}(3)$, $i = 1, 2, 3$) kullanılması uygun olmadığından Dickey ve Pantula bu sorunu çözmek için pseudo t istatistiğine dayanan ardışık bir test metodu önermişlerdir. Burada $t_{i,n}^*(p)$ (pseudo t) istatistiği; $(1-L)^p Y_t$ 'nin $(1-L)^{i-1} Y_{t-1}, (1-L)^i Y_{t-1}, \dots, (1-L)^{p-1} Y_{t-1}$ 'e regresyonu yapıldığında $(1-L)^{i-1} Y_{t-1}$ 'nin katsayısından elde edilmektedir. Burada H_i yokluk hipotezinin H_{i-1} alternatif hipotezine karşılık testinde $\theta_1 = \dots = \theta_{i-1} = 0$ olacağından $t_{i,n}^*(p)$ istatistiği hesaplanırken $\theta_1 = \dots = \theta_{i-1} = 0$ kısıtı altında modelin tahmin edildiğine dikkat edilmelidir. Örneğin $H_2 : \theta_1 = \theta_2 = 0, \theta_3 < 0$ hipotezi $H_1 : \theta_1 = 0, \theta_2 < 0, \theta_3 < 0$ hipotezine karşı test edilsin. Bu durumda (3.11)'de verilen modelde Y_{t-1} 'in katsayısı sıfır olacağından X_t 'nin sadece Z_{t-1} ve W_{t-1} üzerine regresyonu yapılır. Burada Z_{t-1} 'in katsayısı olan θ_2 'ye ait t istatistiği $t_{2,n}^*(3)$ olarak elde edilir.

Dickey ve Pantula (1979), model (3.11)'de $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ olmak üzere $t_{i,n}(3)$ 'ün asimptotik dağılımını incelemiştir. H_d hipotezi altında,

$$i \leq d \text{ için } t_{i,n}(3) \xrightarrow{d} t_i(d)$$

ve c pozitif bir sabit terim olmak üzere

$$i > d \text{ için } n^{-1/2} t_{i,n}(d) \xrightarrow{p} c\theta_i$$

olduğu gösterilmiştir. Yani birim kök sayısına bağlı olarak t istatistiğinin farklı dağılımlar sergilediği ifade edilmiştir. H_d altında θ_{d+1} katsayısı sıfırdan küçük ise $t_{d+1,n}(3)$ istatistiği eksi sonsuza yakınsamaktadır. Bazı $i > d$ 'ler için $\theta_i = 0$ olmasına rağmen t istatistiği $t_{i,n}(3)$ dağılımında standart normal dağılıma yakınsamaktadır. Eğer seri durağan ise t değeri artı sonsuza yakınsamaktadır. Buna göre, bu yöntem için standart t istatistiğinin kullanılmasının uygun olmadığı belirtilmiştir. Bunun yerine, H_i 'nin H_{i-1} 'e karşı testinde Dickey-Fuller τ istatistiğinin kullanılabileceği ifade edilmiştir. Dickey-

Fuller τ istatistiğine dayanan ardışık test yöntemi aşağıdaki gibidir:

1. $t_{3,n}^*(3)$ X_t 'nin W_{t-1} üzerine regresyonu sonucu elde edilmiş olmak üzere $t_{3,n}^*(3) \leq \hat{t}_{n,\alpha}$ (Fuller, 1976) ise H_3 (üç birim kök vardır) hipotezi reddedilir ve ikinci adıma geçilir. Aksi halde seride üç birim kök olduğu sonucuna ulaşılır.
2. Adım 1'deki $t_{3,n}^*(3) \leq \hat{t}_{n,\alpha}$ 'ya ilaveten X_t 'nin Z_{t-1} ve W_{t-1} üzerine regresyonunda Z_{t-1} için elde edilen $t_{2,n}^*(3)$ istatistiği için $t_{2,n}^*(3) \leq \hat{t}_{n,\alpha}$ oluyorsa H_2 (iki birim kök vardır) hipotezi reddedilir ve üçüncü adıma geçilir. Aksi halde seride iki birim kök olduğu sonucuna ulaşılır.
3. Adım 1'deki $t_{3,n}^*(3) \leq \hat{t}_{n,\alpha}$ ve adım 2'deki $t_{2,n}^*(3) \leq \hat{t}_{n,\alpha}$ 'ya ilaveten X_t 'nin Y_{t-1} , Z_{t-1} ve W_{t-1} üzerine regresyonunda Y_{t-1} için elde edilen $t_{1,n}^*(3)$ istatistiği için $t_{1,n}^*(3) \leq \hat{t}_{n,\alpha}$ oluyorsa H_1 (bir birim kök vardır) hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir. Aksi halde seride bir birim kök olduğu sonucuna ulaşılır (Dickey & Pantula, 1987).

Yukarıdaki adımsal süreç incelendiğinde Dickey-Pantula testinin her aşamasında yeni bir model tahmin edildiği ve test yapıldığı göze çarpmaktadır. Dolayısıyla adımsal sürecin herhangi bir adımında alınan hatalı karar bütünleşme sırasının yanlış belirlenmesine sebep olabilmektedir. Buna ilaveten seride otokorelasyon olması durumunda Dickey-Pantula testinin bu durumdan nasıl etkileneceği belirsizdir.

3.3. Bütünleşme Sırasının Belirlenmesinde Bridge Tahmin Edici Kullanımı

Literatürde birim kök testinde gecikme uzunluğunun seçimi ve doğru modelin seçimi gibi problemler için Bridge tahmin edicinin kullanıldığı görülmektedir. Bu yöntemde büzme parametresi kullanılarak modelin parametrelerinin cezalandırılmakta ve bu parametrenin uygun bir seçimiyle, bu tahmin ediciler, gerçekte 0 olan parametreler için parametre tahminlerini asimptotik olarak 0 bulmaktadırlar. Bu sayede seride birim kök olup olmadığı incelenirken, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinden hangilerinin modelde kalıp kalmayacağına birlikte karar verilebilmektedir. Bu sebeple Bridge tahmin edici model seçimini ve parametre tahminini tek adımda yapabilen bir yöntem ortaya koymaktadır. Son yıllarda, Caner ve Knight (2013) serilerin bütünleşme sıralarının $I(1)$ ya da $I(0)$ oluşuna karar verebilmek ve model seçimini aynı anda yapabilmek için Bridge

tahmin ediciyi önermişlerdir. Caner ve Knight (2013) Bridge tahmin edicinin gücünün birim kökü belirleme ve model seçiminde ADF ve Dickey-Fuller GLS (DFGLS) testinden daha iyi olduğunu ifade etmişlerdir. Bu doğrultuda, tezin bu aşamasında Caner ve Knight'ın (2013) ADF modeli için önerdikleri yöntem Dickey-Pantula modeline genişletilerek birden fazla birim kök içeren serilerin bütünleşme sıralarının belirlenmesinde Dickey-Pantula birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edici tanımlanmıştır.

Caner ve Knight (2013), yaptıkları çalışmada ADF testine alternatif bir yöntem önermişler ve seri $I(1)$ iken Bridge tahmin edicinin limit dağılımını incelemişlerdir. Bu yöntem Bridge tahmin edicinin, serinin birim köke sahip olup olmadığına karar vermede model seçimi için iyi bir alternatif olduğunu göstermiştir. Böylelikle test işleminde iki aşamayı (modelde yer alacak deterministik bileşenler ve gecikme uzunluğunun belirlenmesi aşamaları ile test aşaması) tek aşamada çözümlyerek birim kökün varlığı incelenmektedir. Ancak Caner ve Knight'ın uyguladığı bu yöntem bir birim kök testi olarak değil bir model seçim yöntemi olarak düşünülmelidir çünkü serinin $I(1)$ ya da durağan olduğunu kanıtlamak için Bridge tahmin edici kullanılmakta, herhangi bir test işlemi yapılmamaktadır. $AR(1)$ sürecine uyan Y_t serisi için en basit haliyle $\nabla Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ modeli ele alınsın. Caner ve Knight (2013) bu modelin parametrelerinin Bridge tahmin edici ile tahmin etmeyi önermişlerdir. İlgili çalışmada çeşitli varsayımlar altında θ 'nın Bridge tahmin edicisinin kâhin özelliğine sahip olduğu gösterilmiştir. Dolayısıyla gerçekte $\theta = 0$ iken (seride birim kök varsa) θ 'nın Bridge tahmin edicisi sıfıra, $\theta < 0$ iken (seri durağan ise) gerçek θ değerine yakınsamaktadır. Buradan yola çıkan Caner ve Knight (2013) θ 'yı Bridge ile tahmin etmeyi ve $\hat{\theta}$ 'nın sıfır olup olmadığını incelemeyi önermişlerdir. Yeterince büyük bir örnek için $\hat{\theta}$ sıfır çıkıyorsa seride birim kök olduğunun, sıfırdan küçük çıkıyorsa serinin durağan olduğunun ifade edilebileceğini önermişlerdir. Burada herhangi bir test işlemi olmayıp model seçimi yoluyla serinin tek bir birim köke sahip olup olmadığı belirlenmektedir. Caner ve Knight (2013) bu modele sabit terim, trend ve bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini de ekleyerek daha geniş bir ADF modeli için de benzer sonuçları elde etmiştir. Bu ADF modeli Bridge tahmin edici ile bir seferde tahmin edilebilmektedir. Böylece modelde olması gereken deterministik bileşenlerin yanı sıra gecikme uzunluğu da bir seferde belirlenerek serinin birim köklü olup olmadığına karar verilmektedir. Simülasyon sonuçları bu yöntemin, gecikme uzunluğunun belirlenmesinde ve birim kökün varlığının araştırılmasında oldukça iyi

sonuçlar verdiğini ve tahmin edicinin anlamlılık düzeyi ve testin gücü anlamında diğer alternatiflere göre oldukça üstün olduğunu göstermektedir.

Bu çalışmada, Caner ve Knight'ın (2013) çalışması genişletilerek, kullandıkları yöntem, Dickey-Pantula'ya alternatif olarak önerilmiştir. Ancak Caner ve Knight'ın (2013) belirttiği gibi, Bridge bir test yöntemi değil, model seçimi ve tahmin yöntemidir. Bridge tahmin edicinin Dickey-Pantula testi ile karşılaştırılması için doğru model seçim yüzdesini kullanmak gerekmektedir. Burada amaç, veri üretim süreci (Data Generating Process, DGP) gerçekte durağanken veya bir ya da birden fazla birim kök içeriyorken iki yöntem ile tahmin edilen bütünleşme sıralarını karşılaştırmaktır.

Bu doğrultuda AR(3) serisi için model (3.11)'e bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eklenmesi ve modelin tüm parametrelerinin ceza terimiyle cezalandırılmasıyla elde edilen hata kareleri toplamını minimize eden Bridge tahmin edici

$$\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma) = \arg \min_{\theta, \varphi} \left\{ \sum_t (X_t - \theta_1 Y_{t-1} - \theta_2 Z_{t-1} - \theta_3 W_{t-1} - \varphi_1 X_{t-1} - \varphi_2 X_{t-2} - \dots - \varphi_k X_{t-k})^2 + \lambda_1 \sum_j |\theta_j|^{\gamma_1} + \lambda_2 \sum_i |\varphi_i|^{\gamma_2} \right\} \quad (3.18)$$

olarak ifade edilebilir. Burada $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ ve $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)'$ sırasıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri de dahil olmak üzere tüm parametreler için kullanılan büzme parametreleri vektörü ve uyarılama parametreleri vektörüdür. (3.18) numaralı fonksiyon parametrelerin kuvvetini içerdiğinden, doğrusal olmayan optimizasyon problemidir. Seri durağan değil iken ($\theta_i = 0$) $\hat{\theta}_i$ tahminlerinin olasılıkla 0'a yakınsaması beklenmektedir. Bu durumda θ_i parametresi için ceza terimine ihtiyaç vardır. Bu nedenle λ_1 , n^{γ_1} oranında büyümelidir. Öte yandan $\theta_i < 0$ ise, 0'dan farklı tahminlere ihtiyaç olduğundan θ_i parametresi için ceza terimine ihtiyaç duyulmamaktadır. Bu durumda ceza teriminin 0'a yakınsaması için λ_1 'nin, $n^{1/2}$ 'den daha küçük bir oranda büyümesi gerekmektedir (Caner ve Knight, 2013, s. 696). Bu iki durum göz önünde bulundurulduğunda Caner ve Knight (2013), AR(1) süreci için serinin durağan olup olmadığına bakılmaksızın $0 < \gamma_1 < \frac{1}{2}$ alınmasını önermişlerdir. İlgili çalışmada, 0'a yakın büzme parametresi seçiminin, parametre tahmininde daha az 0 bulunmasına; üst sınıra yakın daha büyük büzme parametresi seçiminin ise parametre tahmininde daha çok 0 bulunmasına sebep olacağı belirtilmiştir. Bu sebeple yaptıkları simülasyon çalışmasında alt ve üst sınırın tam ortasındaki değeri almanın daha iyi sonuç vereceğini düşünmüşlerdir. Bu nedenle tez çalışmasında AR(3) serisi için bütünleşme sırası belirlenirken Caner ve Knight'ın (2013)

önerisi benimsenerek $\gamma_1 = 1/4$ olarak alınmıştır. Bridge tahminlerinin hesaplanması için uyarlama parametrelerinin de belirlenmesi gerekmektedir. Bu problemin çözümü için daha önce incelenen koordinat iniş, LLA ve LQA algoritmaları kullanılabilir. Λ uyarlama parametresini belirleyebilmek için bölüm 2.3.3'te belirtildiği üzere Caner ve Knight'ın Modified Bayesian Information Criteria (MBIC),

$$MBIC(\Lambda) = \left\{ \log \left[\frac{\sum_t \left(X_t - \hat{\theta}_1 Y_{t-1} - \hat{\theta}_2 Z_{t-1} - \hat{\theta}_3 W_{t-1} - \hat{\phi}_1 X_{t-1} - \hat{\phi}_2 X_{t-2} - \dots - \hat{\phi}_k X_{t-k} \right)^2}{n} + \frac{\log n}{n} |S_\Lambda| \right] \right\} \quad (3.19)$$

yöntemi kullanılmıştır. Burada $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3$ ve $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2, \dots, \hat{\phi}_k$, Λ 'nın özel bir seçimine karşılık gelen Bridge tahminleri ve $|S_\Lambda|$, sıfır olmayan Bridge tahminlerinin sayısıdır. Λ 'nın tahmini

$$\hat{\Lambda} = \arg \min_{\Lambda} MBIC(\Lambda) \quad (3.20)$$

ile elde edilmektedir. Caner ve Knight (2013), Zou ve Hastie (2005) ve Wang ve diğerleri (2009) gibi, olası λ_1 ve λ_2 değerlerinin oluşturduğu kümeyi $\Lambda = \{0; 0,01; 0,1; 1; 10; 100\}$ olarak almışlardır. Caner ve Knight'ın (2013) çalışmasında ayrıca uyarlama parametresinin seçiminde çok küçük değerlerin tercih edilmesinin modeli aşırı uyumlu (overfitted model) yapacağından bahsedilmiştir.

Öte yandan LQA algoritmasında sıfır olan katsayıların Bridge tahminleri, nümerik hassasiyetten dolayı sıfıra yakın ancak tam olarak sıfır olmayan değerler alabileceğinden, bu problemi çözmek için sıfıra yakın olan Bridge tahmin edicileri, bölüm 2.2.3 ve bölüm 2.3.3'te de belirtildiği gibi $c_1 > 0$ şeklinde bir eşik değeri ile kıyaslanarak sıfır kabul edilir. Literatüre bakıldığında c_1 'in seçimi için tam olarak tanımlanmış bir yöntem olmamakla birlikte önerilen çeşitli alternatifler vardır. Bunlardan bir tanesi Huang ve diğerlerinin (2008) çalışmasında olduğu gibi sıfıra çok yakın değerler almaktır. Simülasyon çalışmalarında tercih edilebilecek bir yaklaşım ise bölüm 2.2.3'te anlatıldığı üzere c_1 değerini gerçekte süreç birim köklükten tahmin edilen modeli $\alpha = 0,05$ olasılıkla durağan yapacak $c_{1;0,05}$ değerinin deneme yanılmayla belirlenmesidir. Caner ve Knight (2013) tarafından belirlenen bu yöntem hipotez testinde kritik değer üretmeye

benzer bir yaklaşım olup yapılacak simülasyonlarda Bridge tahmin edicinin model seçim yüzdeleri ile Dickey-Pantula testininkini adil bir şekilde (aynı anlamlılık düzeyinde) karşılaştırmaya olanak sağlar. Uygulamada kullanılacak bir yöntem ise bölüm 2.3.3'te anlatıldığı gibi Caner ve Knight'ın (2013) önerdiği üzere ceza terimli fonksiyonu baz alarak MBIC'i birlikte minimum yapan Λ uyarlama parametresini ve c_1 katı eşik parametresini aynı anda seçmektir. Bu durumda $C_1 = \{c_{11}, \dots, c_{1k}\}$ ve k , pozitif sonlu bir sayı olmak üzere, katı eşik ve uyarlama parametresi

$$(\hat{\Lambda}, c_{1*}) = \arg \min_{\Lambda, C_1} MBIC(\Lambda, C_1) \quad (3.21)$$

olarak birlikte elde edilebilmektedir.

Model (3.11)'in Bridge tahminleri (3.18) ile yapıldığından sıfırdan farklı olan $\hat{\theta}_i$, $i = 1,2,3$ katsayıları belirlenebilmektedir. Kahin özelliği gereği θ_i 'lerin Bridge tahminlerinin $\theta_i = 0$ için sıfıra, $\theta_i < 0$ için gerçek θ_i değerine yakınsaması beklenmektedir. Bu nedenle Dickey-Pantula testine benzer olarak serilerin bütünleşme sıralarının belirlenmesi için aşağıdaki yöntemin kullanılması önerilmiştir:

1. $\hat{\theta}_3 < 0$ ise H_3 hipotezi (üç birim kök vardır) reddedilir ve Adım 2'ye gidilir. Aksi halde serinin $I(3)$ olduğuna karar verilir.
2. $\hat{\theta}_3 < 0$ ve $\hat{\theta}_2 < 0$ ise H_2 hipotezi (iki birim kök vardır) reddedilir ve Adım 3'e gidilir. Aksi halde serinin $I(2)$ olduğuna karar verilir.
3. $\hat{\theta}_i < 0$ ($i = 1,2,3$) ise H_1 hipotezi (bir birim kök vardır) reddedilir ve H_0 hipotezi (birim kök yoktur) kabul edilir. Aksi halde serinin $I(1)$ olduğuna karar verilir.

Bu adımlar takip edilerek serilerin bütünleşme sıralarına karar verilebilmektedir. Ancak Dickey-Pantula'da olduğu gibi bunun bir ardışık tahmin yöntemi olmadığına dikkat etmek gerekmektedir. Bu yöntem parametre tahminlerini eş zamanlı olarak yapmakta ve $\hat{\theta}_3$ 'dan başlayarak sırasıyla $\hat{\theta}_1$ 'ya kadar sıfırdan farklı katsayıları belirlemektedir. Bu sebeple bu yöntem ardışık karar kriteri olarak adlandırılmıştır. Eğer sıfır olmayan katsayılar aynı anda kontrol edilmek istenirse anlamsız sonuçlar elde edilip (örneğin $\theta_3 = \theta_1 = 0$ fakat $\theta_2 \neq 0$) yanlış karar verilebilir. Yapılan simülasyon çalışmaları ardışık karar kriteri uygulanmazsa, nadiren de olsa bu istenmeyen durum ile

karşılaşılabileceğini ortaya koymaktadır.

Bu bölümde önerilen Bridge tahmin edici yaklaşımı Dickey-Pantula testinin aksine tek bir modelin tahminine dayanmaktadır. Buna ilaveten modele bağımlı değişkenin gecikmeleri eklenerek olası bir otokorelasyon probleminin önüne de geçmektedir. Üstelik AIC ve BIC gibi gecikme uzunluğu belirleyen kriterlerin aksine (3.18)'deki gibi bir model aracılığıyla gecikme uzunluğu seçimi ile parametre tahmini tek seferde ve aynı anda yapılabilmektedir. Böylece olası model kurma hatalarının önüne geçilmesi beklenmektedir. Uygulamada elde edilen bir diğer avantaj ise bu yöntemle bütünleşme sırası belirlenirken herhangi bir test işlemi yapılmaması ve kritik değere ihtiyaç duyulmamasıdır. (3.21)'de verilen MBIC yaklaşımı ile uygun katı eşik ve uyarılma parametreleri belirlendikten sonra üç aşamalı ardışık karar kriteri kullanılarak bütünleşme sırası herhangi bir test işlemi yapılmadan tahmin edilebilmektedir.

3.4. Monte Carlo Deneyi

Bu bölümde Dickey-Pantula ve Bridge tahmin edici yöntemlerinin bütünleşme sırasını belirleme performansları bir simülasyon çalışmasıyla kıyaslanmıştır. Bu doğrultuda, veri üretim süreci gerçekte durağanken veya bir ya da birden fazla birim kök içeriyorken Bridge tahmin edici ve DP testi kullanılarak tahmin edilen bütünleşme sıraları karşılaştırılmıştır. Tez çalışmasında tüm simülasyonlar MATLAB ile gerçekleştirilmiştir.

3.4.1. Veri Üretim Süreci

Veri üretiminde kullanılan DGP;

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + e_t, t = 1, 2, \dots, 100 \quad (3.22)$$

şeklindedir. Burada $n = 100$ ve $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ 'dir ve başlangıç değerleri Y_0, Y_{-1} ve Y_{-2} 'ler sıfır olarak belirlenmiştir. α_1, α_2 ve α_3 parametreleri Tablo 1, 2 ve 3'ün ilk sütununda yer alan köklerden hesaplanmıştır. Böylece m_1, m_2 ve m_3 köklerinin değiştirilmesi Y_t 'nin bütünleşme sırasının kontrol edilmesine olanak sağlamaktadır. Ayrıca beyaz gürültü varsayımına ek olarak eşitlik (3.23) ve (3.24)'te e_t hata teriminin serinin korelasyonu hareketli ortalamalar (MA) ve otoregresif (AR) formunda olmasına olanak tanınmıştır.

$$u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

olmak üzere AR(1) süreci

$$(1 - \phi L)e_t = u_t \quad (3.23)$$

$$e_t = \phi e_{t-1} + u_t \quad (3.24)$$

ve MA(1) süreci

$$(1 - \Omega L)u_t = e_t \quad (3.25)$$

$$e_t = u_t - \Omega u_{t-1} \quad (3.26)$$

olarak tanımlanmıştır.

$$(1 - \phi L)e_t = (1 - \Omega L)u_t \quad (3.27)$$

eşitliğinde,

$$\phi = \Omega = 0 \text{ ise } e_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.28)$$

$$\Omega = 0, \phi = -0,5 \text{ ise } e_t \sim AR(1) \quad (3.29)$$

$$\phi = 0, \Omega = +0,5 \text{ ise } e_t \sim MA(1) \quad (3.30)$$

Şeklinde üç farklı süreç kullanılmıştır (del Barrio Castro ve diğerleri, 2014, s. 10).

$$e_t = \phi e_{t-1} + u_t - \Omega u_{t-1} \quad (3.31)$$

eşitliğinde

$$e_0 = u_0 = 0$$

olarak alınmıştır.

Bridge tahmin edici ve Dickey-Pantula testi için maksimum gecikme uzunluğu, del Barrio Castro ve diğerlerinin (2014) çalışmasında belirtildiği gibi

$$k_{maks} = \text{int} \left\{ l \left(\frac{n}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\} \quad (3.32)$$

formülü ile hesaplanmıştır. İlgili çalışmada $l = 4$ ya da $l = 12$ alınması önerilmiş, tez çalışması kapsamında $l = 12$ alınması durumunda elde edilecek maksimum gecikme uzunluğu değeri ile yapılacak hesaplamalar zaman alacağından $l = 4$ alınarak maksimum gecikme uzunluğu hesaplanmıştır. Bridge tahmin edici, maksimum

gecikme uzunluğu eşitlik (3.32) ile belirlendikten sonra uygun gecikme uzunluğunu kendisi belirlemektedir.

Bridge tahmin edici için (3.18)'de $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ büzme parametreleri vektörü ve $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)'$ uyarlama parametreleri vektörünün belirlenmesi gerekmektedir. Bölüm 3.3'te belirtildiği üzere Caner ve Knight'ın (2013) çalışmasında büzme parametresinin 0'a yakın seçiminin, parametre tahmininde daha az 0 bulunmasına; üst sınıra yakın daha büyük büzme parametresi seçiminin ise parametre tahmininde daha çok 0 bulunmasına sebep olacağı ifade edilmiştir. Bu nedenle ilgili çalışmada alt ve üst sınırın tam ortasındaki değeri almanın daha iyi sonuç vereceği önerilmiştir. Buna göre tez çalışmasında $0 < \gamma_1 < 1/2$ ve $0 < \gamma_2 < 1$ için Bridge tahmin edicinin kâhin özelliğine sahip olması beklendiğinden büzme parametresi için alt ve üst sınırın ortasındaki değerler seçilmiş ve eşitlik (3.18)'de $\gamma_1 = \frac{1}{4}$ ve $\gamma_2 = \frac{1}{2}$ olarak alınmıştır.

Λ uyarlama parametresini belirleyebilmek için bölüm 3.3'te de belirtildiği üzere Caner ve Knight'ın (2013) eşitlik (3.20) ile verilen $MBIC(\Lambda)$ yöntemi kullanılmıştır. İlgili çalışmada uyarlama parametresinin seçiminde çok küçük değerlerin tercih edilmesinin modeli aşırı uyumlu yapacağı belirtilmiştir. Bu sebeple tez çalışması kapsamında da uyarlama parametresinin seçiminde bu öneri dikkate alınarak $\Lambda = \{0,1; 1; 10; 100\}$ olarak seçilmiş ve her bir uyarlama parametresine aynı değer verilmiştir.

Caner ve Knight (2013), yaptıkları simülasyon çalışmasında eğer gecikmeli bağımlı değişkenin katsayılarının Bridge tahminleri $-c_1/n$ 'den büyük ise onları sıfır olarak almayı önermişlerdir. Bu yaklaşım LQA'daki katı eşik yaklaşımının birim kök testine uyarlanmış halidir. Birim kök testinde $H_0 : \theta = 0$ hipotezi $H_1 : \theta < 0$ hipotezine karşılık test edildiğinden $\hat{\theta} > -c_1/n$ için $\hat{\theta} = 0$ alınarak tek yönlü bir katı eşik operatörü uygulanmıştır. c_1 değeri, gerçek DGP birim köklü iken ($\theta = 0$) $\alpha = 0,05$ olasılıkla Bridge tahminini $\hat{\theta} < 0$ verecek şekilde seçilmiştir. Bu değer $c_{1(i);0,05}$ olarak gösterilmiş olup bir nevi kritik değer olarak kullanılmıştır. Bu durum, test istatistiklerinde $\alpha = 0,05$ olarak belirlenerek kritik değer oluşturmakla aynıdır. Bu yaklaşımdan hareketle, tez çalışması kapsamında yapılan simülasyonlarda aynı yöntem $\hat{\theta}_i$ ($i = 1,2,3$) için $c_{1(i);0,05}$ olarak seçilerek kullanılmış ve $c_{1(i)}, \hat{\theta}_i$ ($i = 1,2,3$) için katı eşik parametresi olmak üzere $\hat{\theta}_i > -c_{1(i)}/n$ iken $\hat{\theta}_i = 0$ olarak kabul edilmiştir. Ayrıca gecikmeli terimler için $|\hat{\varphi}_i| \leq c_1/n$ ise $\hat{\varphi}_i = 0$ olarak alınmıştır.

Bridge tahmin edici için $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ ($d = 3$), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$

($d = 2$) ve $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ ($d = 1$) kökleri kullanılarak yanlış model seçim oranı %5 olacak şekilde elde edilen katı eşik değerleri sırasıyla $c_{1(3);0,05}$, $c_{1(2);0,05}$ ve $c_{1(1);0,05}$ olarak ifade edilmiştir. Beyaz gürültü hataları için 2000 deneme sonucunda elde edilen bu değerler $c_{1(3);0,05} = 7,42$, $c_{1(2);0,05} = 13,02$ ve $c_{1(1);0,05} = 2.523$ şeklindedir. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri için ise c_1 katı eşik değeri 12 olarak belirlenmiştir. Eşitlik (3.18)'den Bridge tahminleri hesaplanırken LQA algoritması kullanılmıştır.

Maksimum gecikme uzunluğu (3.32) ile belirlendikten sonra DP testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, eşitlik (2.50) ve (2.52)'de verilen AIC ve BIC kullanılmıştır. Dickey-Pantula test istatistikleri için kritik değerleri elde etmek amacıyla $t_{3,n}^*(3)$, $t_{2,n}^*(3)$ ve $t_{1,n}^*(3)$ için sırasıyla $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ ($d = 3$), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ ($d = 2$) ve $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ ($d = 1$) kökleri kullanılmıştır. 2000 deneme sonucunda $\alpha = 0,05$ için elde edilen bu değerler $t_{3,n}^*(3)$, $t_{2,n}^*(3)$ ve $t_{1,n}^*(3)$ için sırasıyla -1,9107, -1,8818 ve -1,8396'dır. Bu kritik değerler Dickey-Pantula testinde $\hat{t}_{n,\alpha}$ yerine kullanılmıştır.

3.4.2. Simülasyon Sonuçları

İlgili yöntemleri karşılaştırmak için belirtilen veri üretim süreci ve Tablo 1-3'ün sol sütununda yer alan kökler kullanılmıştır. Daha sonra 10.000 deneme yapılarak Dickey-Pantula testi ve Bridge tahmin ediciden elde edilen bütünleşme sıraları tahminleri, bölüm 3.4.1'de ifade edilen her bir hata terimi yapısı için ortaya konmuş ve Tablo 1-3'te özetlenmiştir. Tablolarda Dickey-Pantula-AIC ve Dickey-Pantula-BIC ile gösterilen satırlar Dickey-Pantula testi için gecikme uzunluğunun sırasıyla AIC ve BIC ile seçildiği durumlara karşılık gelmektedir.

Tablo 1'de beyaz gürültü hataları için Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testlerinden elde edilen model seçim yüzdeleri sonuçları yer almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, her üç yöntem de bütünleşme sıralarının tahmininde oldukça başarılı sonuçlar vermektedir. Birim kökün gerçekte $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ (üç birim kök) olması durumunda Bridge tahmin edici %95,01 olasılıkla; DP-AIC %94,69 ve DP-BIC ise %94,67 olasılıkla birim kök sayısını 3, bir başka deyişle bütünleşme sırasını I(3) olarak tahmin etmiştir. Birim kökün gerçekte $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ (iki birim kök) olması durumunda Bridge tahmin edici %94,95 olasılıkla; DP-AIC %94,25 ve DP-BIC ise %94,48 olasılıkla birim kök sayısını 2, diğer bir ifadeyle

bütünleşme sırasını I(2) olarak bulmuştur. Birim kökün gerçekte $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ (bir birim kök) olması halinde ise yine her üç yöntemin de birim kökün tahmininde başarılı sonuç verdiği görülmektedir. Bu durumda Bridge tahmin edici %94,87 olasılıkla birim kök sayısını 1 olarak tahmin ederken; DP-AIC %93,64 ve DP-BIC ise %94,10 olasılıkla birim kök sayısını 1 (bütünleşme sırasını I(1)) olarak tahmin etmiştir.

Ancak Bridge tahmin edicinin, bazı seçilen köklere göre birim kök sayısı gerçekte 1 ve 0 iken doğru tahminlerde bulunma oranının düşük olduğu görülmektedir. 1 birim kökün varlığını temsilen seçilen 1,0; 0,7; 0,7 kökü için Bridge tahmin edicinin seriyi I(1) bulma oranı %26,56 iken hem AIC hem de BIC kullanılarak yapılan DP testi yüksek olasılıklarla (%84,92 ve %89,90) birim kök sayısını doğru tahmin etmiştir. Benzer şekilde birim kök olmama durumunu temsilen seçilen 0,7; 0,7; 0,7 ve 0,7; 0,7; 0,5 kökleri için Bridge tahmin edicinin doğru tahminde bulunma oranları düşükken DP-AIC ve DP-BIC, birim kök sayısını yüksek bir olasılıkla doğru tahmin etmiştir. Bu üç durum incelendiğinde gerçekte birim kök sayısı 1 ve 0 iken Bridge tahmin edicinin genel olarak kökleri sırasıyla 2 ve 1 olarak tahmin ettiği görülmektedir. Bu sonuçlara göre, Bridge tahmin edicinin bazı durumlarda birim kökleri gerçek değerlerinden daha fazla sayıda tahmin ettiği söylenebilmektedir.

Farklı kök setleri için doğru model seçimi yüzdeleri genel olarak incelendiğinde 8 farklı kök kombinasyonu {(1,0; 1,0; 1,0), (1,0; 1,0; 0,7), (1,0; 1,0; 0,5), (1,0; 1,0; 0,0), (1,0; 0,7; 0,0), (1,0; 0,5; 0,5), (1,0; 0,5; 0,0), (1,0; 0,0; 0,0)} için bütünleşme sırasının doğru tahmin edilmesi konusunda Bridge tahmin edicinin hem AIC hem de BIC kullanılarak yapılan Dickey-Pantula testinden daha iyi sonuçlar verdiğini; 7 farklı kök kombinasyonu {(1,0; 0,7; 0,7), (1,0; 0,7; 0,5), (0,7; 0,7; 0,7), (0,7; 0,7; 0,5), (0,7; 0,7; 0,0), (0,7; 0,5; 0,0), (0,5; 0,5; 0,5)} için ise Dickey-Pantula-BIC testinin Bridge tahmin edici ve DP-AIC'ye göre daha iyi sonuçlar verdiğini söylemek mümkündür. Bu sonuçlara göre, beyaz gürültü hataları söz konusu olduğunda gerçekte birim kök sayısı ve köklerin değeri arttıkça Bridge tahmin edicinin Dickey-Pantula testinden; birim kök sayısı az ve kökler sıfıra yaklaştıkça Dickey-Pantula testinin Bridge tahmin ediciden daha iyi sonuçlar verdiği ifade edilebilmektedir.

Tablo 1

Beyaz Gürültü Hataları için Bridge Tahmin Edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC Testlerinden Elde Edilen Model Seçim Yüzdeleri

Seçilen Kökler	Yöntem	$d = 3$	$d = 2$	$d = 1$	$d = 0$
1,0; 1,0; 1,0	Bridge Tahmin Edici	95,01*	4,99	0,00	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	94,69	5,09	0,21	0,01
	Dickey-Pantula-BIC Testi	94,67	5,10	0,23	0,00
1,0; 1,0; 0,7	Bridge Tahmin Edici	1,04	98,95*	0,01	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,80	93,34	5,58	0,28
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,09	94,43	5,15	0,33
1,0; 1,0; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,13	99,68*	0,19	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,07	94,22	5,40	0,31
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,01	94,55	5,11	0,33
1,0; 1,0; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	94,95*	5,05	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	94,25	5,45	0,30
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	94,48	5,22	0,30
1,0; 0,7; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,01	73,43	26,56	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	9,51	84,92	5,57
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	4,24	89,90*	5,86
1,0; 0,7; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	20,95	79,05	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	4,18	89,98	5,84
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	1,06	92,98*	5,96
1,0; 0,7; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,02	99,95*	0,03
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	1,59	92,05	6,36
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,22	94,02	5,76
1,0; 0,5; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,39	99,61*	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	1,25	92,40	6,35
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,17	94,05	5,78
1,0; 0,5; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	99,69*	0,31
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,22	93,44	6,34
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,04	94,11	5,85
1,0; 0,0; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	94,87*	5,13
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,01	93,64	6,35
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	94,10	5,90
0,7; 0,7; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,49	99,34	0,17
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,03	25,18	74,79
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	18,72	81,28*
0,7; 0,7; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	96,34	3,66
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	17,16	82,84
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	10,93	89,07*
0,7; 0,7; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	48,51	51,49
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	10,64	89,36
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	5,64	94,36*
0,7; 0,5; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	4,14	95,86
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	5,43	94,57
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	1,68	98,32*
0,5; 0,5; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	13,41	86,59
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	4,40	95,60
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0	0	1,14	98,86*

*: Bütünleşme sırası tahmininde Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testleri arasında en başarılı sonucu veren yöntemin yüzdesele değeri.

Tablo 2’de AR(1) ($\Omega = 0, \phi = -0,5$) hataları için Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testlerinden elde edilen model seçim yüzdeleri verilmiştir. Bu sonuçlara göre, $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ iken Bridge tahmin edici, %55,57; DP-AIC %94,75 ve DP-BIC ise %94,53 olasılıkla birim kök sayısını doğru (3 birim kök) tahmin etmiştir. $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ iken Bridge tahmin edici, %80,32; DP-AIC %94,32 ve DP-BIC ise %94,49 olasılıkla birim kök sayısını doğru olarak (2 birim kök) bulmuştur. Köklerin gerçekte $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ olması durumunda Bridge tahmin edici %84,72 olasılıkla birim kök sayısını 1 olarak tahmin ederken; DP-AIC %93,96 ve DP-BIC ise %94,20 olasılıkla birim kök sayısını 1 olarak tahmin etmiştir. Bu üç durum söz konusu olduğunda AR(1) süreci için DP-AIC ve DP-BIC’nin Bridge tahmin ediciden daha iyi olduğu ifade edilebilmektedir.

Bridge tahmin edicinin, beyaz gürültü sürecinde olduğu gibi AR(1) sürecinde de birim kök sayısı gerçekte 0 iken seçilen bazı kök kombinasyonlarında $\{(0,7; 0,7; 0,7), (0,7; 0,7; 0,5)\}$ doğru tahminlerde bulunma oranının düşük olduğu görülmekte iken bazı kök kombinasyonlarında ise $\{(0,7; 0,5; 0,0), (0,5; 0,5; 0,5)\}$ beyaz gürültü sürecinden farklı olarak yüksek olasılıkla doğru tahminlerde bulunduğu görülmektedir. Ayrıca 1 birim kökün varlığını temsilen seçilen $(1,0; 0,7; 0,7)$ kökleri için beyaz gürültü sürecinden farklı olarak, AR(1) sürecinde Bridge tahmin edici, %65,62 olasılıkla birim kök sayısını doğru tahmin etmiştir. Tablo 1 ve Tablo 2’de yer alan bulgular karşılaştırıldığında birim kök sayısı ve köklerin değerleri azaldığında AR(1) süreci için Bridge tahminlerinde kısmen de olsa bir iyileşme olduğunu söylemek mümkündür.

Doğru modelin seçimi için Tablo 2’de yer alan yüzdeler farklı kök setleri için genel olarak incelendiğinde, bütünleşme sırasının doğru tahmin edilmesi konusunda ele alınan 8 farklı durum için Bridge tahmin edicinin, 2 farklı durum için AIC kullanılarak yapılan Dickey-Pantula testinin, 5 farklı durum için ise Dickey Pantula-BIC testinin en iyi sonuçları verdiğini söylemek mümkündür. Özellikle bu sonuçlara göre, beyaz gürültü hataları için yapılan “gerçekte birim kök sayısı ve köklerin değeri arttıkça Bridge tahmin edicinin Dickey-Pantula testinden; birim kök sayısı az ve kökler sıfıra yaklaştıkça Dickey-Pantula testinin Bridge tahmin ediciden daha iyi sonuçlar verdiği ifade edilebilmektedir” şeklindeki yorumun AR(1) süreci için de yapılması söz konusu olmaktadır.

Tablo 2

AR(1) ($\Omega = 0$, $\phi = -0,5$) Hataları için Bridge Tahmin Edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC Testlerinden Elde Edilen Model Seçim Yüzdeleri

Seçilen Kökler	Yöntem	$d = 3$	$d = 2$	$d = 1$	$d = 0$
1,0; 1,0; 1,0	Bridge Tahmin Edici	55,57	44,43	0,00	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	94,75*	4,99	0,25	0,01
	Dickey-Pantula-BIC Testi	94,53	5,23	0,24	0,00
1,0; 1,0; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,17	99,71*	0,12	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,67	93,87	5,15	0,31
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,16	94,89	4,66	0,29
1,0; 1,0; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	98,42*	1,58	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,05	94,50	5,19	0,26
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,01	95,42	4,35	0,22
1,0; 1,0; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	80,32	19,68	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	94,32	5,35	0,33
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	94,49*	5,21	0,30
1,0; 0,7; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,00	34,38	65,62	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	9,30	85,04*	5,66
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	7,98	84,66	7,36
1,0; 0,7; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	1,81	98,19*	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	3,46	90,01	6,53
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	1,48	89,94	8,58
1,0; 0,7; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	99,80*	0,20
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	1,08	92,77	6,15
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,20	93,99	5,81
1,0; 0,5; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	99,91*	0,09
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,80	92,42	6,78
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,07	91,82	8,11
1,0; 0,5; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	98,30*	1,70
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,08	93,76	6,16
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,01	94,21	5,78
1,0; 0,0; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	84,72	15,28
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	93,96	6,04
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	94,20*	5,80
0,7; 0,7; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	97,40	2,60
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,02	23,59	76,39
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	15,24	84,76*
0,7; 0,7; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	77,05	22,95
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	15,70	84,30
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	8,17	91,83*
0,7; 0,7; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	10,09	89,91
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	9,33	90,67
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	5,64	94,36*
0,7; 0,5; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	0,08	99,92*
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	4,10	95,90
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	1,04	98,96
0,5; 0,5; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	0,48	99,52*
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	3,68	96,32
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0	0	0,83	99,17

*: Bütünleşme sırası tahmininde Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testleri arasında en başarılı sonucu veren yöntemin yüzdesel değeri.

Tablo 3'te MA(1) ($\phi = 0, \Omega = +0,5$) hataları için Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testlerinin kullanımı sonucu elde edilen model seçim yüzdeleri yer almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ (üç birim kök), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ (iki birim kök), $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ (bir birim kök) olması halinde en iyi sonuçların DP-AIC'den elde edildiği görülmektedir. $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ iken Bridge tahmin edici %45,63 olasılıkla birim kök sayısını 3 olarak tahmin ederken; DP-AIC %89,76 ve DP-BIC ise %80,93 olasılıkla birim kök sayısını 3 olarak tahmin etmiştir. $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ olması durumunda Bridge tahmin edici %59,86 olasılıkla, DP-AIC %91,61 ve DP-BIC ise %85,67 olasılıkla birim kök sayısını 2 olarak tahmin etmiştir. $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ olması durumunda ise Bridge tahmin edici %70,39, DP-AIC %92,22 ve DP-BIC ise %89,53 olasılıkla birim kök sayısını doğru (1 birim kök) tahmin etmiştir.

MA(1) süreci için Bridge tahmin ediciden elde edilen bulgular genel olarak incelendiğinde 15 farklı kök seti içinden 10 tanesinde tahmin edicinin oldukça tatmin edici sonuçlar verdiği görülmektedir. Bridge tahmin edici özellikle modelde 1 birim kök olması durumunda doğru modelin seçimi konusunda oldukça başarılı sonuçlar vermiştir. Bu durumlar $\{(1,0; 0,7; 0,7), (1,0; 0,7; 0,5), (1,0; 0,7; 0,0), (1,0; 0,5; 0,5), (1,0; 0,5; 0,0)\}$ kök kombinasyonlarına karşılık gelmektedir. Özellikle köklerin 1,0; 0,7; 0,7 olması durumunda Bridge tahmin edici, beyaz gürültü ve AR(1) sürecine kıyasla MA(1) sürecinde oldukça başarılı bir sonuç vererek %91,43 olasılıkla birim kök sayısını doğru tahmin etmiştir. Bunun yanısıra modelde 2 birim kök (1,0; 1,0; 0,7) ve (1,0; 1,0; 0,5) olması ve birim kök olmaması $\{(0,7; 0,7; 0,0), (0,7; 0,5; 0,5), (0,5; 0,5; 0,5)\}$ durumlarında da Bridge tahmin edici başarılı sonuçlar vermiş, oldukça yüksek olasılıklarla serilerin bütünleşme sırasına doğru karar vermiştir. Kökler (0,7; 0,5; 0,5) ve (0,5; 0,5; 0,5) iken Bridge tahmin edici %100 olasılıkla doğru tahminde bulunmuş ve modeldeki birim kök sayısının 0 olduğunu belirlemiştir.

AIC'ye dayanan DP testi ile BIC'ye dayanan DP testinden elde edilen sonuçlar karşılaştırıldığında MA(1) süreci söz konusu olduğunda iki yöntemden herhangi birinin diğerine üstünlük sağlayamadığı görülmektedir.

Tablo 3

MA(1) ($\phi = 0$, $\Omega = +0,5$) Hataları için Bridge Tahmin Edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC Testlerinden Elde Edilen Model Seçim Yüzdeleri

Seçilen Kökler	Yöntem	$d = 3$	$d = 2$	$d = 1$	$d = 0$
1,0; 1,0; 1,0	Bridge Tahmin Edici	45,63	54,37	0,00	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	89,76*	10,03	0,20	0,01
	Dickey-Pantula-BIC Testi	80,93	18,83	0,17	0,02
1,0; 1,0; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,04	99,41*	0,55	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,13	95,42	4,22	0,23
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,03	97,10	2,67	0,20
1,0; 1,0; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	94,95*	5,05	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	94,25	5,45	0,30
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	94,48	5,22	0,30
1,0; 1,0; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	59,86	40,14	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	91,61*	8,14	0,25
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	85,67	14,09	0,24
1,0; 0,7; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,00	8,57	91,43*	0,00
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	5,30	88,20	6,50
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	1,89	90,76	7,35
1,0; 0,7; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,02	99,95*	0,03
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	1,59	92,05	6,36
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,22	94,02	5,76
1,0; 0,7; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	99,29*	0,71
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,42	94,06	5,52
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,07	95,71	4,22
1,0; 0,5; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	99,69*	0,31
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,22	93,44	6,34
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,04	94,11	5,85
1,0; 0,5; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	94,87*	5,13
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,01	93,64	6,35
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	94,10	5,90
1,0; 0,0; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	70,39	29,61
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	92,22*	7,78
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	89,53	10,47
0,7; 0,7; 0,7	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	90,24	9,76
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	18,48	81,52
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	11,54	88,46*
0,7; 0,7; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	48,51	51,49
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	10,64	89,36
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	5,64	94,36*
0,7; 0,7; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	0,94	99,06*
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	6,64	93,36
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	2,69	97,31
0,7; 0,5; 0,0	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	0,00	100,00*
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	2,48	97,52
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0,00	0,00	0,42	99,58
0,5; 0,5; 0,5	Bridge Tahmin Edici	0,00	0,00	0,00	100,00*
	Dickey-Pantula-AIC Testi	0,00	0,00	1,85	98,15
	Dickey-Pantula-BIC Testi	0	0	0,25	99,75

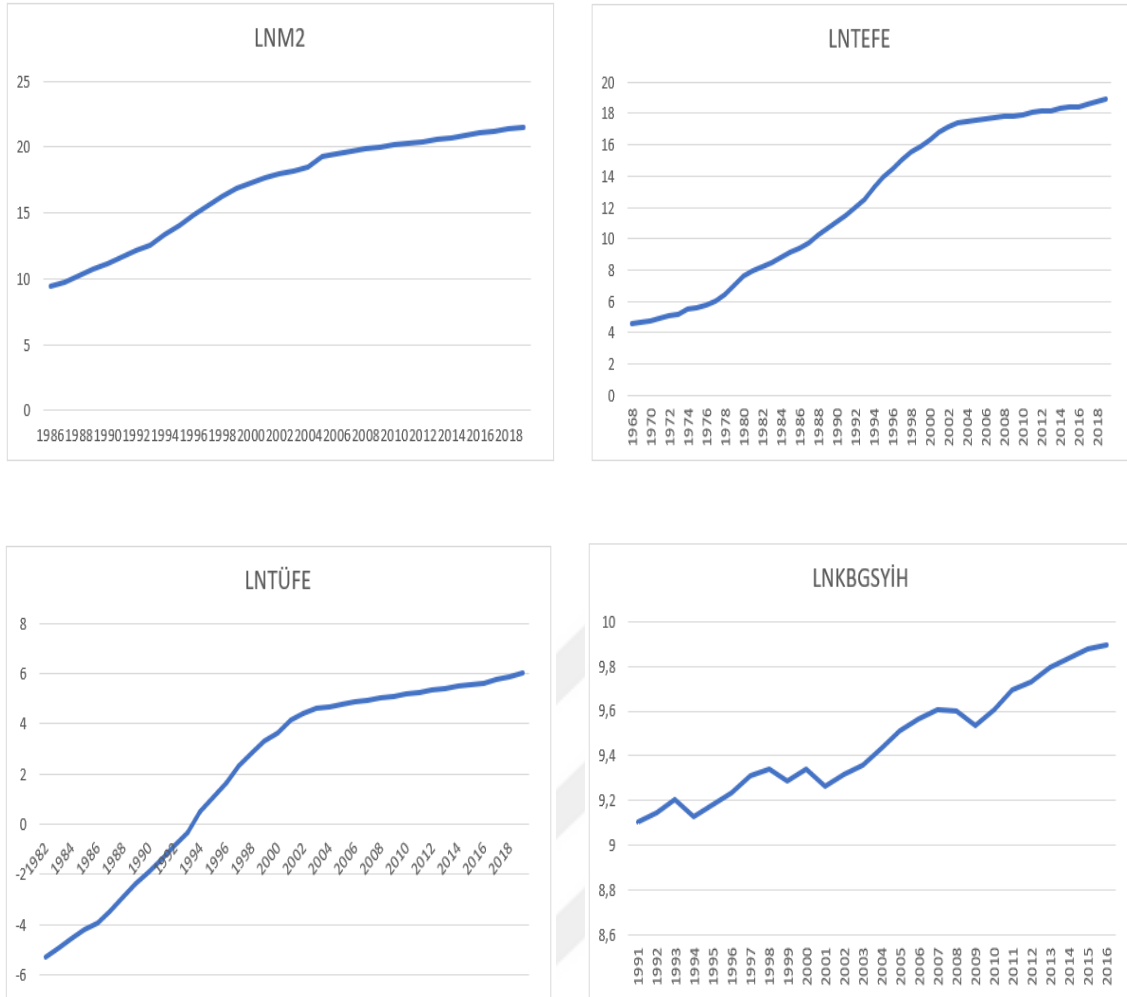
*: Bütünleşme sırası tahmininde Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testleri arasında en başarılı sonucu veren yöntemin yüzdesel değeri.

Bridge tahmin edici için beyaz gürültü, AR(1) ve MA(1) süreçleri karşılaştırıldığında MA(1) hataları için elde edilen sonuçların genel olarak daha iyi olduğu ifade edilebilmektedir.

3.5. Ekonometrik Bir Uygulama

Tez çalışmasının bu bölümünde, yapılan simülasyon çalışmasına ek olarak gerçek bir veri seti için bütünleşme sırasının seçiminde Bridge tahmin edicinin nasıl kullanılabileceği tartışılacaktır. Buna ilaveten simülasyon çalışmasında olduğu gibi Bridge tahmin edici ile DP testinin elde edilen bütünleşme sıralarına göre karşılaştırılması amaçlanmaktadır. Bu nedenle 1986-2019 dönemlerine ait M2 para arzı verileri, 1982-2019 dönemlerine ait Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE, 2003=100) verileri, İstanbul Ticaret Odası'nın hesapladığı 1968-2019 dönemlerine ait Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE, 1968=100) verileri, 1990-2016 dönemlerine ait 2009 bazlı reel Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (KBGSYİH) verileri kullanılmıştır. Kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden (TCMB-EVDS, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>) alınmıştır. Ayrıca üstel bir yapı sergileyen tüm serileri doğrusal hale getirmek amacıyla logaritmaları alınmıştır. Logaritmanın alınması işlemiyle varyans stabil hale getirilmekte ve aykırı gözlemlerin etkileri azaltılmaktadır (Türe & Akdi, 2005, s. 6).

Şekil 5'te yer alan LNM2, LNTEFE, LNTÜFE VE LNKBGSYİH sırasıyla logaritması alınmış M2 Para Arzı, Tüketici Fiyat Endeksi, Toptan Eşya Fiyat Endeksi, Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla serilerini ifade etmektedir. Serilere ait grafikler incelendiğinde serilerin durağan olmadığına sezgisel olarak karar verilebilmektedir.



Şekil 5. Logaritmik Makroiktisadi Serilerin Grafikleri

Bu doğrultuda Bridge tahmin edici için Bölüm 3.3'te belirtildiği üzere eşitlik (3.18)'de büzme parametreleri vektörü $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)' = \left(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right)'$ olarak alınmıştır. Λ uyarılama parametresini ve c_1 katı eşik parametresini belirleyebilmek için bölüm 3.3'te belirtilen, Caner ve Knight'ın (2013) eşitlik (3.21) ile verilen $(\hat{\Lambda}, c_{1*}) = \arg \min_{\Lambda, c_1} MBIC(\Lambda, C_1)$ yöntemi kullanılmıştır. Uyarılama parametreleri vektörünün seçimi için yapılan denemeler sonucunda uyarılama parametresinin çok büyük değerlere gitmediği görülmüştür. Bu nedenle daha küçük Λ değerleri eklenerek daha geniş bir aralıkta optimizasyon yapılmış aynı zamanda Bridge tahmin edici tarafından bütünleşme sırasının fazla yüksek seçilmemesi de sağlanmıştır. Buna göre $\Lambda = \{0,001; 0,01; 0,1; 1; 10; 100\}$ alınmış ve tüm katsayıların uyarılama parametreleri ortak ($\lambda_1 = \lambda_2$) alınmıştır. c_1 katı eşik değeri seçilirken $C = \{1, 2, \dots, 35\}$ kümesinin elemanları kullanılmıştır. $\hat{\theta}_i$ ($i = 1, 2, 3$) için katı eşik operatörü uygulanırken $\hat{\theta}_i >$

$-c_1/n$ iken $\hat{\theta}_i = 0$ olarak kabul edilmiştir. Ayrıca $|\hat{\varphi}_i| \leq c_1/n$ ise $\hat{\varphi}_i = 0$ olarak alınmıştır. Bridge tahmin edici için maksimum gecikme uzunluğu $l = 12$ alınarak (3.32) formülü ile hesaplanmıştır. Bridge tahmin edici, maksimum gecikme uzunluğu eşitlik (3.32) ile belirlendikten sonra uygun gecikme uzunluğunu kendisi belirlemektedir. Bridge tahmin edici için bütünleşme sırası belirlenirken (3.18) eşitliğindeki tahminler LQA ile elde edildikten sonra bölüm 3.3'te önerilen ardışık karar kriteri uygulanmıştır.

Model (3.11)'e bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eklenmesiyle elde edilen yeni modelde maksimum gecikme uzunluğu (3.32) ile belirlendikten sonra DP testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, AIC ve BIC kullanılmıştır. Dickey-Pantula test istatistikleri için $t_{3,n}^*(3)$, $t_{2,n}^*(3)$ ve $t_{1,n}^*(3)$ için sırasıyla $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ ($d = 3$), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ ($d = 2$) ve $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ ($d = 1$) kökleri kullanılarak %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler 2000 tekrar ile elde edilmiştir. İlgili kritik değerler her bir tablonun sonunda verilmiştir. Daha önceden de belirtildiği üzere bu kritik değerler Dickey-Pantula testinde $\hat{t}_{n,\alpha}$ yerine kullanılmıştır. Dickey-Pantula testinde bütünleşme sırası belirlenirken Bölüm 3.2'de özetlenen ardışık test yöntemi uygulanmıştır.

Tablo 4'te bütünleşme sırasını belirlemek amacıyla LNM2 para arzı verisi üzerine uygulanan DP-AIC, DP-BIC testlerinden ve Bridge tahmin edicinin kullanılmasından elde edilen sonuçlar yer almaktadır. M2 para arzı verisi için DP-AIC ve DP-BIC testinden elde edilen bulguların aynı olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar incelendiğinde gecikme uzunluğunun 0 olarak belirlendiği görülmektedir. Model 1'de $\hat{\theta}_3$ için elde edilen t istatistiği, T=34 için %5 anlamlılık düzeyinde elde edilen DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $-8,8715 < -2,0296$ olduğundan seride üç birim kökün var olduğunu iddia eden H_3 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Sonraki aşamada model 2'de $\hat{\theta}_2$ için elde edilen t istatistiği, T=34 için %5 anlamlılık düzeyinde elde edilen DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $-0,9989 > -2,0986$ olduğundan seride iki birim olduğunu iddia eden H_2 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiş ve serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir.

Mevcut veri için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlara bakıldığında c_1 katı eşik değerinin 8, λ uyarılma parametresinin 0,001, MBIC'nin ise -3,0862 olarak belirlendiği görülmektedir. Bridge tahmin edici gecikme uzunluğunu $k = 0$ olarak belirlemiştir. Bridge tahmin edici için $\hat{\theta}_3 < 0$ ve ardından $\hat{\theta}_2 = 0$ olduğundan seride iki birim kök olduğuna karar verilmiştir. Bu sonuçlara göre Bridge tahmin edici, M2 para

arzı serisinin bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak bulmuştur.

Tablo 4

LNM2 Para Arzı Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular

Katsayı	DP-AIC		DP-BIC		Bridge
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 3
$\hat{\theta}_1$	-	-	-	-	0
$\hat{\theta}_2$	-	-0,0696 (-0,9989)	-	-0,0696 (-0,9989)	0
$\hat{\theta}_3$	-1,4484 (-8,8715)	-1,4171 (-8,5244)	-1,4484 (-8,8715)	-1,4171 (-8,5244)	-0,8649
k	0	0	0	0	0
c_1	-	-	-	-	8
λ	-	-	-	-	0,001
<i>MBIC</i>	-	-	-	-	-3,0862

1. Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

2. T=34 için %5 anlamlılık düzeyindeki DP kritik değerleri: $t_{3,n}^*(3) = -2,0296$, $t_{2,n}^*(3) = -2,0986$ ve $t_{1,n}^*(3) = -1,9897$ 'dir.

Tablo 5'te bütünleşme sırasını belirlemek amacıyla LNTEFE verisi üzerine uygulanan DP-AIC, DP-BIC testlerinden ve Bridge tahmin edicinin kullanılmasından elde edilen sonuçlara göre DP-AIC ve DP-BIC testinden elde edilen bulguların aynı olduğu ve gecikme uzunluğunun 0 olarak belirlendiği görülmektedir. Model 1'de $\hat{\theta}_3$ için elde edilen t istatistiği, T=52 için %5 anlamlılık düzeyinde üretilen DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $-7,2723 < -2,0042$ olduğundan üç birim kökün var olduğunu iddia eden H_3 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilerek ikinci aşamaya geçilmiş ve bu aşamada model 2'de $\hat{\theta}_2$ için elde edilen t istatistiği, DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $-1,0137 > -2,0492$ olduğundan seride iki birim olduğunu iddia eden H_2 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiş ve serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir.

TEFE verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlar incelendiğinde c_1 katı eşik değerinin 11, λ uyarılma parametresinin 0,001, MBIC'nin ise -4,193 olduğu görülmektedir. Bridge tahmin edici tarafından gecikme uzunluğu 0 olarak belirlenmiştir. Bridge tahmin edici için $\hat{\theta}_3 < 0$ ve ardından $\hat{\theta}_2 = 0$ olduğundan iki birim kök olduğuna karar verilmiştir. Elde edilen bu sonuçlara göre Bridge tahmin edici de DP-AIC ve DP-BIC testlerine benzer şekilde TEFE serisinin bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak bulmuştur.

Tablo 5

LNTEFE Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular

Katsayı	DP-AIC		DP-BIC		Bridge
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 3
$\hat{\theta}_1$	-	-	-	-	0
$\hat{\theta}_2$	-	-0,0461 (-1,0137)	-	-0,0461 (-1,0137)	0
$\hat{\theta}_3$	-1,0490 (-7,2723)	-1,0251 (-7,0156)	-1,0490 (-7,2723)	-1,0251 (-7,0156)	-0,7378
k	0	0	0	0	0
c_1	-	-	-	-	11
λ	-	-	-	-	0,001
$MBIC$	-	-	-	-	-4,1913

1. Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

2. T=52 için %5 anlamlılık düzeyindeki DP kritik değerleri: $t_{3,n}^*(3) = -2,0042$, $t_{2,n}^*(3) = -2,0492$ ve $t_{1,n}^*(3) = -2,0380$ 'dir.

Tablo 6'da bütünleşme sırasının belirlenmesi amacıyla LNTÜFE verisi üzerine DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlara göre hem AIC'nin hem de BIC'nin gecikme uzunluğunu 0 olarak belirlediği görülmektedir. Ayrıca DP-AIC ve DP-BIC testlerinin uygulanmasıyla model 1'de $\hat{\theta}_3$ için elde edilen t istatistiği, 38 gözlemlilik TÜFE verisi için %5 anlamlılık düzeyinde üretilen DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında ($-8,2305 < -1,9237$) seride üç birim kökün var olduğunu iddia eden H_3 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilerek ikinci aşamaya geçilmiş ve bu aşamada model 2'de $\hat{\theta}_2$ için elde edilen t istatistiği, DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $-0,9735 > -1,9537$ olduğundan seride iki birim olduğunu iddia eden H_2 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu durumda hem AIC hem de BIC uygulanarak yapılan DP testi sonuçlarına göre serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir.

TÜFE verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlara bakıldığında c_1 katı eşik değeri 3, λ uyarılama parametresi 0,001, MBIC ise -3,9647 olarak belirlenmiştir. Bridge tahmin edici tarafından gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Bridge tahmin edici için $\hat{\theta}_3 < 0$ ve ardından $\hat{\theta}_2 = 0$ olduğundan iki birim kök olduğuna karar verilmiştir. Elde edilen bu sonuçlara göre Bridge tahmin edici TÜFE verisi için bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak bulmuştur.

Tablo 6

LNTÜFE Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular

Katsayı	DP-AIC		DP-BIC		Bridge
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 3
$\hat{\theta}_1$	-	-	-	-	0
$\hat{\theta}_2$	-	-0,0468 (-0,9735)	-	-0,0468 (-0,9735)	0
$\hat{\theta}_3$	-1,3247 (-8,2305)	-1,3053 (-8,0419)	-1,3247 (-8,2305)	-1,3053 (-8,0419)	-0,8649
k	0	0	0	0	3
c_1	-	-	-	-	3
λ	-	-	-	-	0,001
$MBIC$	-	-	-	-	-3,9647

1. Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

2. T=38 için %5 anlamlılık düzeyindeki DP kritik değerleri: $t_{3,n}^*(3) = -1,9237$, $t_{2,n}^*(3) = -1,9537$ ve $t_{1,n}^*(3) = -1,9315$ 'tir.

Tablo 7'de yer alan bütünleşme sırasının belirlenmesi amacıyla LNKBGSYİH verisi üzerine DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlara göre DP-AIC testi gecikme uzunluğunu 7 olarak belirlerken; DP-BIC'nin ise gecikme uzunluğunu 2 olarak belirlediği görülmektedir. Ayrıca DP-AIC testinin uygulanmasıyla model 1'de $\hat{\theta}_3$ için elde edilen t istatistiği, 27 gözlemlilik KBGSYİH verisi için üretilen DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında ($-2,1645 < -1,9907$) seride üç birim kökün var olduğunu iddia eden H_3 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Sonraki aşamada model 2'de $\hat{\theta}_2$ için elde edilen t istatistiği, DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $0,5796 > -2,0176$ olduğundan seride iki birim olduğunu iddia eden H_2 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu durumda AIC uygulanarak yapılan DP testi sonuçlarına göre serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir. DP-BIC testinin uygulanmasıyla model 1'de $\hat{\theta}_3$ için elde edilen t istatistiği, DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında ($-3,7251 < -1,9907$) seride üç birim kökün var olduğunu iddia eden H_3 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilerek ikinci aşamaya geçilmiş ve bu aşamada model 2'de $\hat{\theta}_2$ için elde edilen t istatistiği, DP kritik değeri ile karşılaştırıldığında $-1,5916 > -2,0176$ olduğundan seride iki birim olduğunu iddia eden H_2 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Buna göre serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir.

KBGSYİH verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlar incelendiğinde c_1 katı eşik değeri 3, λ uyarılma parametresi 0,001, MBIC ise -5,1503 olarak belirlenmiştir. Bridge tahmin edici tarafından gecikme uzunluğu 0 olarak belirlenmiştir. Bridge tahmin edici için $\hat{\theta}_3 < 0$ ardından $\hat{\theta}_2 < 0$ ve son olarak $\hat{\theta}_1 = 0$ olduğundan seride bir birim kök olduğuna karar verilmiştir. Elde edilen bu sonuçlara göre Bridge tahmin edici KBGSYİH verisi için bütünleşme sırasını $I(1)$ olarak bulmuştur.

Tablo 7

LNKBGSYİH Verisi için DP-AIC, DP-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular

Katsayı	DP-AIC		DP-BIC		Bridge
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 3
$\hat{\theta}_1$	-	-	-	-	0
$\hat{\theta}_2$	-	0,2326 (0,5796)	-	-0,5059 (-1,5916)	-0,3218
$\hat{\theta}_3$	-6,3911 (-2,1645)	-7,4709 (-2,0813)	-1,9565 (-3,7251)	-1,1735 (-1,6641)	-0,3541
k	7	7	2	2	0
c_1	-	-	-	-	3
λ	-	-	-	-	0,001
<i>MBIC</i>	-	-	-	-	-5,1503

1. Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

2. T=27 için %5 anlamlılık düzeyindeki DP kritik değerleri: $t_{3,n}^*(3) = -1,9907$, $t_{2,n}^*(3) = -2,0176$ ve $t_{1,n}^*(3) = -1,9393$ 'tür.

Literatürde M2 para arzı, TEFE ve TÜFE verileri ile ilgili yapılan çalışmalar (Yalçın, 2001; Akdi, Metin Özcan ve Yalçın, 2003) incelendiğinde serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olarak belirlendiği görülmektedir. Buna göre Tablo 4, Tablo 5 ve 6'da yer alan sonuçlar, analizden elde edilen bulguların literatürle uyumlu olduğunu göstermektedir. Ancak KBGSYİH verisi literatürdeki çalışmalar (Korkmaz ve Develi, 2012; Çoban ve Özcan, 2013) incelendiğinde serinin bütünleşme derecesinin $I(1)$ olduğu görülmektedir. Tablo 7'de yer alan bulgular incelendiğinde daha önceki çalışmaların aksine DP-AIC ve DP-BIC, serinin bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak belirlerken; Bridge tahmin edici ise literatürle uyumlu bir tahminde bulunarak serinin bütünleşme sırasının $I(1)$ olduğuna karar vermiştir.

3.6. Sonuçlar

Tezin bu bölümünde birden fazla birim kök içeren seriler için bütünleşme sırasının

belirlenmesinde Bridge tahmin edici tanımlanmıştır. Tanımlanan bu tahmin edici ile Dickey-Pantula birim kök testi DGP gerçekte durağanken veya bir ya da birden fazla birim kök içeriyorken tahmin edilen bütünleşme sıralarına göre simülasyonla karşılaştırılmıştır. Yanlış model seçim yüzdeleri kritik değerler ve eşik değerleri kullanılarak belirlenmiştir. Yanlış ve doğru model seçim yüzdeleri sırasıyla anlamlılık düzeyini ve anlamlılık düzeyine göre düzeltilmiş gücünü temsil etmektedir. Beyaz gürültü varsayımına ek olarak hata terimleri MA ve AR formunda da ifade edilmiştir. DP testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, AIC ve BIC kullanılmıştır. Bridge tahmin edici ise maksimum gecikme uzunluğunu kendisi belirlemektedir. Dickey-Pantula test istatistikleri için $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyinde kritik değerler üretilmiştir. Bu kritik değerler Dickey-Pantula testinde $\hat{t}_{n,\alpha}$ yerine kullanılmıştır. Bridge tahmin edicide $c_{1(i)}$ ($i = 1,2,3$) için katı eşik değerleri seride gerçekte birim kök varken birim kök bulmama oranını $\%5$ yapacak şekilde belirlenmiştir. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri için ise c_1 katı eşik değeri 12 olarak belirlenmiştir. Dickey-Pantula-AIC, Dickey Pantula-BIC testleri ve Bridge tahmin ediciden elde edilen bütünleşme sıraları tahminleri, ele alınan her bir hata terimi yapısı için ortaya konulmuştur.

Yapılan simülasyon çalışması neticesinde bu üç yöntemden her birinin beyaz gürültü, AR(1) ve MA(1) için bütünleşme sırasının tahmininde oldukça başarılı sonuçlar verdiği söylenebilmektedir. Bridge tahmin edici için beyaz gürültü, AR(1) ve MA(1) süreçleri karşılaştırıldığında MA(1) hataları için elde edilen sonuçların daha iyi olduğu görülmektedir.

Beyaz gürültü hataları için Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testlerinden elde edilen model seçim yüzdeleri sonuçları incelendiğinde (1,0; 0,7; 0,0), (0,7; 0,7; 0,7) ve (0,7; 0,7; 0,5) haricindeki kök kombinasyonları göz önünde bulundurulduğunda Bridge tahmin edicinin bütünleşme sırası tahminlerinde yüksek olasılık değerleriyle doğru sonuçlara ulaştığı görülmektedir. Yukarıda sözü edilen kök setleri için elde edilen sonuçlar incelendiğinde ise Bridge tahmin edicinin, genellikle birim kök sayısı gerçekte 1 iken 2 ve 0 iken 1 olarak tahmin ettiği görülmektedir. Buna göre, Bridge tahmin edicinin bazı kökler için birim kök sayısını gerçek değerlerinden daha fazla olacak şekilde tahmin ettiği söylenebilmektedir. Ele alınan kökler için doğru model seçimi yüzdeleri incelendiğinde 8 farklı kök kombinasyonu için bütünleşme sırasının doğru tahmin edilmesi konusunda Bridge tahmin edicinin, DP-AIC ve DP-BIC testlerinden daha iyi sonuçlar verdiğini; 7 farklı kök kombinasyonu için ise Dickey-Pantula-BIC testinin Bridge tahmin edici ve DP-AIC'ye göre daha iyi sonuçlar verdiğini

söylemek mümkündür. Bu sonuçlara göre, beyaz gürültü hataları söz konusu iken birim kök sayısı ve köklerin değeri arttıkça Bridge tahmin edicinin; birim kök sayısı az ve kökler sıfıra yaklaştıkça Dickey-Pantula testinin bütünleşme sırasının doğru tahmini konusunda daha üstün olduğu ifade edilebilmektedir.

AR(1) hataları için Bridge tahmin edici, Dickey Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testlerinden elde edilen model seçim yüzdeleri incelendiğinde beyaz gürültü sürecindeki sonuçlara benzer sonuçların elde edildiği görülmektedir. Bridge tahmin edici, beyaz gürültü sürecinde olduğu gibi AR(1) sürecinde de birim kök sayısı gerçekte 0 iken seçilen bazı köklere göre sıklıkla doğru tahminlerde bulunamamış, bazı köklere göre ise beyaz gürültü sürecinden farklı olarak yüksek olasılıkla doğru tahminlerde bulunmuştur. Beyaz gürültü ve AR(1) süreçlerinden elde edilen bulgular karşılaştırıldığında birim kök sayısı az iken AR(1) süreci için Bridge tahminlerinde beyaz gürültü hataları için elde edilen sonuçlara nazaran, az da olsa bir iyileşme olduğu söylenebilmektedir. AR(1) hataları için sonuçlar genel olarak incelendiğinde, bütünleşme sırasının doğru tahmin edilmesi konusunda ele alınan 8 farklı kök kombinasyonu için Bridge tahmin edicinin, 2 farklı kök kombinasyonu için AIC kullanılarak yapılan Dickey-Pantula testinin, 5 farklı kök kombinasyonu için ise Dickey Pantula-BIC testinin en iyi sonuçları verdiğini söylemek mümkündür. Beyaz gürültü sürecine benzer şekilde birim kök sayısı ve köklerin değeri arttıkça Bridge tahmin edici; birim kök sayısı az ve kökler sıfıra yaklaştıkça Dickey-Pantula testi daha üstündür.

MA(1) hataları için elde edilen model seçim yüzdelerine bakıldığında Bridge tahmin edicinin birim kök sayısının tahmininde oldukça başarılı sonuçlar verdiği görülmektedir. Bridge tahmin edici özellikle modelde 1 birim kök olması durumunda doğru modelin seçimi konusunda oldukça başarılı sonuçlar vermiştir. Özellikle köklerin 1,0; 0,7; 0,7 olması durumunda Bridge tahmin edici, beyaz gürültü ve AR(1) sürecine kıyasla MA(1) sürecinde daha başarılı bir sonuç vermiş ve %91,43 olasılıkla birim kök sayısını doğru tahmin etmiştir. Bunun yanı sıra modelde 2 birim kök olması ve birim kök olmaması durumlarında da Bridge tahmin edici başarılı sonuçlar vermiştir. Kökler (0,7; 0,5; 0,5) ve (0,5; 0,5; 0,5) iken Bridge tahmin edici %100 olasılıkla doğru tahminde bulunmuş ve modeldeki birim kök sayısının 0 olduğunu belirlemiştir. MA(1) süreci için DP-AIC testi ile DP-BIC testinden elde edilen sonuçlar karşılaştırıldığında her iki yöntemin de bütünleşme sırasının tahmininde yeterli sonuç verdiği ancak iki yöntemden herhangi birinin diğerine kayda değer bir üstünlük sağlayamadığı görülmektedir.

Son olarak tanımlanan Bridge tahmin edici ve Dickey Pantula testi gerçek veriler

kullanılarak elde edilen bütünleşme sıralarına göre karşılaştırılmıştır. Bu nedenle 1986-2019 dönemlerine ait M2 para arzı, 1982-2019 dönemlerine ait TÜFE, 1968-2019 dönemlerine ait TEFE ve 1990-2016 dönemlerine ait KBGSYİH verileri kullanılmıştır.

Bu doğrultuda Bridge tahmin edici için büzme parametreleri vektörü $\gamma = \left(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right)'$ ve $MBIC(\Lambda, C_1)$ yöntemi kullanılarak belirlenen uyarılma parametreleri kümesi ise $\Lambda = \{0,001; 0,01; 0,1; 1; 10; 100\}$ olarak alınmıştır. Bridge tahmin edici için c_1 katı eşik değeri $C_1 = (1:1:35)$ aralığında seçilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu belirlendikten sonra Bridge tahmin edici tarafından uygun gecikme uzunluğu otomatik olarak seçilmiştir. DP testi için gecikme uzunluğunun seçiminde ise AIC ve BIC kullanılmış ve Dickey-Pantula test istatistikleri için kritik değerler elde edilmiştir.

LNM2 para arzı verisi için DP-AIC ve DP-BIC testinden elde edilen bulgulara göre gecikme uzunluğunun 0 ve serinin bütünleşme derecesinin $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir. Aynı veri için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlara bakıldığında gecikme uzunluğunun 0 ve serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olarak belirlendiği görülmektedir. LNTEFE için DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin ediciden elde edilen bulgulara göre gecikme uzunluğunun 0 ve serinin bütünleşme derecesinin $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir. LNTÜFE verisi üzerine DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlar hem AIC'nin hem de BIC'nin gecikme uzunluğunu 0 olarak belirlediğini göstermektedir. Ayrıca hem AIC hem de BIC uygulanarak yapılan DP testi sonuçlarına göre serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir. LNTÜFE verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlara bakıldığında gecikme uzunluğunun 3 ve bütünleşme sırasının $I(2)$ olarak belirlendiği görülmektedir. Bütünleşme sırasının belirlenmesi amacıyla LNKBGSYİH verisi üzerine DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlara göre DP-AIC testi gecikme uzunluğunu 7; DP-BIC ise gecikme uzunluğunu 2 olarak belirlemiştir. Ayrıca hem AIC hem de BIC uygulanarak yapılan DP testi sonuçlarına göre serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir. LNKBGSYİH verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlar incelendiğinde gecikme uzunluğunun 0 olarak belirlendiği görülmektedir. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre Bridge tahmin edici LNKBGSYİH verisi için bütünleşme sırasını $I(1)$ olarak bulmuştur. Literatürde M2 para arzı, TEFE ve TÜFE verileri ile ilgili yapılan çalışmalar (Yalçın, 2001; Akdi, Metin Özcan ve Yalçın, 2003) incelendiğinde serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olarak belirlendiği görülmektedir. Buna göre analizden elde edilen bulgular literatürle

uyumludur. Ancak KBGSYİH verisi literatürdeki çalışmalar (Korkmaz ve Develi, 2012; Çoban ve Özcan, 2013) incelendiğinde serinin bütünleşme derecesinin $I(1)$ olduğu görülmektedir. Elde edilen bulgular incelendiğinde daha önceki çalışmaların aksine DP-AIC ve DP-BIC, serinin bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak belirlerken; Bridge tahmin edici ise literatürle uyumlu bir tahminde bulunarak serinin bütünleşme sırasını $I(1)$ olarak belirlemiştir.

Gerek simülasyon çalışmaları gerekse yapılan uygulamalar Bridge tahmin edicinin bütünleşme sırasını belirlemede DP testine iyi bir alternatif olduğunu göstermektedir. Üstelik bu yöntem Dickey-Pantula testinin aksine tek bir modelin tahminine dayanmaktadır. Ayrıca modele bağımlı değişkenin gecikmeleri eklenerek olası bir otokorelasyon probleminin önüne de geçilmektedir. Üstelik AIC ve BIC gibi gecikme uzunluğu belirleyen kriterlerin aksine (3.18)'deki gibi bir model aracılığıyla gecikme uzunluğu seçimi ile parametre tahmini tek seferde ve aynı anda yapılabilmesi nedeniyle. olası model kurma hatalarının önüne de geçilmektedir. Uygulamada elde edilen bir diğer avantaj ise bu yöntemle bütünleşme sırası belirlenirken herhangi bir test işlemi yapılmaması ve kritik değere ihtiyaç duyulmamasıdır. Bu yöntem (3.21)'de verilen MBIC yaklaşımı ile uygun katı eşik ve uyarılma parametreleri belirlendikten sonra üç aşamalı ardışık karar kriteri kullanılarak bütünleşme sırasının herhangi bir test işlemi yapılmadan tahmin edilebilmesi konusunda avantaj sağlamaktadır.

Bundan sonra yapılacak çalışmalarda seride birden fazla birim kök mevcut iken Bridge tahmin edicinin asimptotik dağılımlarının incelenmesi planlanmaktadır.

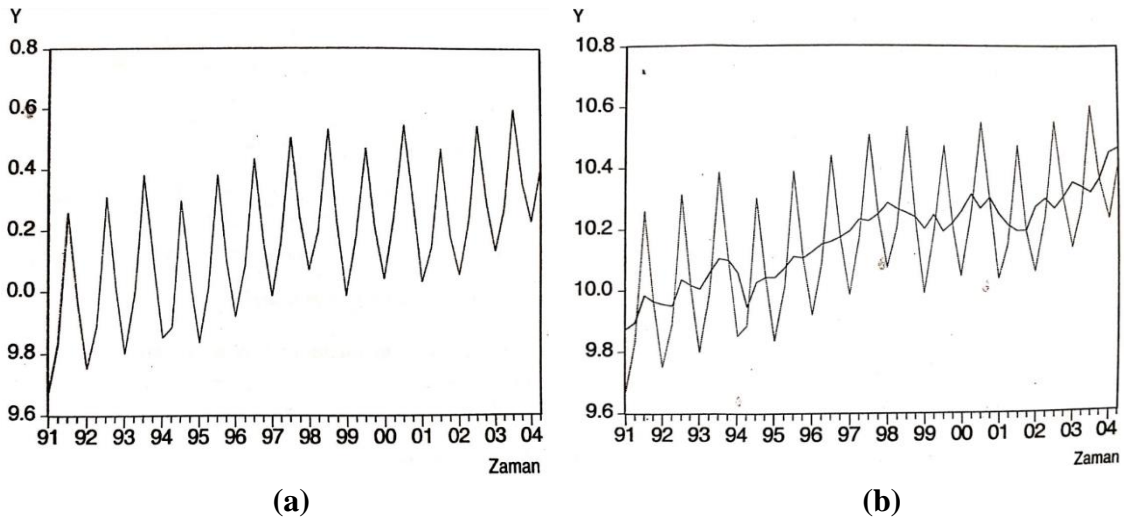
BÖLÜM IV

HYLLEBERG-ENGLE-GRANGER-YOO (HEGY) MEVSİMSEL BİRİM KÖK TESTİ VE BRIDGE TAHMİN EDİCİ KULLANIMI

Tez çalışmasının bu bölümünde seride bulunabilecek mevsimsel birim köklerin frekans düzeyinde belirlenmesi ile eş zamanlı olarak gecikme uzunluğu ve modeldeki deterministik bileşenlerin belirlenebilmesi amacıyla Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) mevsimsel birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin nasıl kullanılacağı gösterilmiştir. Bu amaçla ilk olarak Bölüm 4.1’de mevsimsellik ve mevsimsel birim kök kavramları üzerinde durulmuş, literatürdeki uygulamaları doğrultusunda HEGY testi baz alınarak önerilen farklı mevsimsel birim kök testlerine değinilmiştir. Ayrıca ilgili bölümde mevsimsel birim kök olması durumunda model seçimi ve gecikme uzunluğunun belirlenmesi üzerine yapılan çalışmalar araştırılmış ve özetlenmiştir. Bölüm 4.2’de HEGY mevsimsel birim kök testi ayrıntılı olarak incelenmiştir. Bölüm 4.3’te HEGY testine göre oluşturulan mevsimsel modelde Bridge tahmin edici tanımlanmıştır. Bölüm 4.4’te veri üretim süreci anlatılmış, Bridge tahmin edici ve HEGY testi bir simülasyon çalışmasıyla karşılaştırılmıştır. Aynı bölümde simülasyon çalışması sonucunda elde edilen bulgulara yer verilmiş ve sonuçlar yorumlanmıştır. Son olarak Bölüm 4.5’te gerçek veriler üzerine yapılan bir uygulama ile de HEGY testi ve Bridge tahmin edici karşılaştırılmıştır.

4.1. Mevsimsellik ve Mevsimsel Birim Kökler

Zaman serileri analizinde incelenen değişkenlerin tamamında ya da bir kısmında mevsimsellik bulunabilmektedir. Özellikle bir zaman serisi gün, hafta, ay, üç ay gibi periyodlarla ölçülmüş ise mevsimsel etkilerin fazlaca ortaya çıktığı ifade edilebilir (Bozkurt, 2007, s.16). Bu nedenle serinin değerleri belirli aralıklarla artış ve azalış gösterebilmektedir. Özellikle, para arzı, gayri safi milli hasıla, harcamalar, tüketim ve işgücü gibi makroekonomik değişkenlerin mevsimsel bir yapı sergiledikleri bilinmektedir (Güler ve Koşar, 2019, s. 4). Şekil 6’da mevsimsel serilere bir örnek verilmektedir. (a) mevsim etkisi taşıyan serinin grafiğini ve (b) mevsimsellikten arındırılmış serinin grafiğini göstermektedir.



Şekil 6. (a) Mevsim etkisi taşıyan seri ve (b) Mevsimsellikten arındırılmış seri
Kaynak. Bozkurt, 2007

Bu gibi değişkenlerin analizinde, kullanılan filtreler ile mevsimselliğin arındırılması söz konusu olabilmektedir. Harris ve Sollis (2003, s. 63-64) mevsimselliğin filtre kullanılarak arındırıldığı serilerde birim kök testlerinin hatalı sonuçlar verebildiğini ve testin gücünün düştüğünü belirtmişlerdir. Mevsimselliğin arındırılması için kullanılan diğer yöntemlerden biri de mevsimsel kukla değişkenlerin modele dahil edilmesidir (Harris & Sollis, 2003, s. 65). Bu yaklaşımda her mevsim için ayrı bir kukla değişken kullanılmaktadır. Ancak mevsimsel kukla değişkenler, kukla değişkenlerin deterministik olması nedeniyle yalnızca mevsimler arasındaki ortalama farkı modele yansıtabilirler. Bunun yanı sıra verideki mevsimsellik zamana göre değişken bir yapı sergiliyor, diğer bir deyişle stokastik bir yapıda ise kullanılan kukla değişkenler bu yapıyı yakalamakta zorlanmaktadır (Harris & Sollis, 2003, s. 65). Enders (2004, s. 196) bu tip verilerin modellenmesinde mevsimsel kuklaların kullanılmasının uygun olmadığını belirtmiştir (Güler ve Koşar, 2019, s. 4).

Verideki mevsimsellik zamana göre değişiyor ise verinin mevsimsel durağan olmadığı söylenebilmektedir. Böyle bir seride Ghysels, Lee ve Noh (1994), birim kökün testinde Dickey ve Fuller'ın (1979) önerdiği ADF testinin uygulanmasının testin anlamlılık düzeyinde sapmalara sebep olacağını göstermiştir. Bu durumda mevsimsel bir seride mevsimselliğin stokastik ya da deterministik olduğunu belirlemek önemli olmaktadır. Eğer serideki mevsimsellik, deterministik ise bu durum kukla değişkenlerin modele eklenmesiyle çözülmeye çalışılırken, mevsimsel birim kök olması halinde ise serinin mevsimsel farkını almak gerekebilmektedir.

Literatürde, mevsimsel birim kökün testi için önerilen çeşitli yöntemler

bulunmaktadır. Bunlardan bir tanesi mevsimsel birim kökün testi için Dickey, Hasza ve Fuller'ın (1984) önerdiği ADF testine benzer bir yaklaşımdır. DHF testi olarak bilinen bu test için önerilen tahmin edici simetrik en küçük kareler (EKK) tahmin edicisidir. İlgili çalışmada test istatistiklerinin dağılımı çıkarılmış ayrıca kritik değerler üretilmiştir. Buna ek olarak yapılan simülasyon çalışması ile test istatistiğinin gücü incelenmiştir. DHF testinde, yokluk (sıfır) hipotezi serinin mevsimsel kök içeriyor oluşunu temsil ederken, alternatif hipotez ise serinin tüm frekanslarda durağan olduğunu belirtmektedir. Bu durumda DHF testi mevsimsel birim kökün hangi frekans ya da frekanslarda (aylık, üç ya da altı aylık) olduğunu tespit etmede yetersiz kalmaktadır. Sonuç olarak DHF testi, tek bir frekansta mevsimsel birim kök bulunduran bir serinin ayrımını yapamamaktadır. Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990), sözü edilen bu tip kısıtlılıkları ortadan kaldırmak için HEGY testi olarak adlandırılan ve mevsimsel birim kökün testinde kullanılan yeni bir yöntem önermişlerdir. Mevsimsel fark operatörünün bileşenlerine ayrıldığı bu testte, yapılan testler sonucunda serinin frekans bazında birim kök içerip içermediğini test etmek mümkün olmaktadır. EKK tahmin edicisinin kullanıldığı bu çalışmada test istatistiklerinin dağılımı çıkarılarak t ve F istatistiklerinin kritik değerleri üretilmiştir. HEGY testinde deterministik bileşenlerin de modele dahil edilmesiyle daha genel bir modele ulaşılmıştır. İlgili çalışmada ayrıca, aynı frekansta mevsimsel birim kök içeren iki serinin mevsimsel eş bütünleşmeye sahip olup olmadığının nasıl test edileceği de incelenmiştir (Güler ve Koşar, 2019, s. 4).

Literatürde HEGY testi baz alınarak önerilen farklı mevsimsel birim kök testleri de bulunmaktadır. Bunların bir kısmı Osborn (1990), Smith ve Otero (1997), Franses ve Vogelsang (1998), Caner (1998) ve Harvey, Leybourne ve Newbold (2002) şeklindedir. Osborn (1990) serinin ikinci dereceden bütünleşik olma durumunu göz önünde bulundururken, Smith ve Otero (1997), Franses ve Vogelsang (1998) ve Harvey, Leybourne ve Newbold da (2002) yapısal değişim ve kırılmaları hesaba katmaktadır. Caner (1998) ise yerel optimum (locally optimal) mevsimsel birim kök testini önermiştir. Öte yandan uygulamalı çalışmalar incelendiğinde mevsimsel birim kök testi için genellikle HEGY testinin kullanıldığı görülmektedir. Literatürde HEGY testinin panel verilere uygulandığı da görülmektedir. Bu alanda Otero, Smith ve Giulietti (2005) ile Uçar ve Güler'in (2010) çalışmaları örnek gösterilebilir. Uçar ve Güler (2010) heterojen panel veri için çeşitli frekanslardaki mevsimsel birim köklerin testi için ülkeler arasındaki bağımlılığı da hesaba katarak yeni bir yaklaşım önermiştir. Ayrıca, Güler ve Koşar (2019)

mevsimsel birim kökün belirlenmesinde Bridge tahmin edicinin etkinliğini sadece beyaz gürültü hataları için bir simülasyon çalışması yardımıyla incelemiştir.

Zaman serisi analizinde karşılaşılan problemlerden bir tanesi de gecikme uzunluğunun seçimi konusudur. Mevsimsel birim kök testlerinde seride yer alan bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modelde yer alabilmektedir. Buradan yola çıkılarak mevsimsel birim kök olması durumunda model seçimi ve gecikme uzunluğunun belirlenmesi üzerine yapılan çalışmalar araştırılmıştır. Burridge ve Taylor (2004) HEGY mevsimsel birim kök testinin bootstrap versiyonunu önermiştir. Çalışmada, klasik mevsimsel birim kök testleri ve bootstrap yöntemi simülasyon ile karşılaştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda bootstrap yönteminin, klasik HEGY testinde görülen gecikme uzunluğunun seçimi ile ilgili olumsuz etkileri düzelttiği görülmüştür. Del Barrio Castro, Osborn ve Taylor (2012), genişletilmiş HEGY testi kapsamında gecikme uzunluğu polinomunun seçimi ile ilgili bir çalışma yapmışlardır. Çalışmalarında Hall (1994), Ng ve Perron (1995), Rodriguez ve Taylor (2004) ve Beaulieu ve Miron (1993) tarafından önerilen yöntemler, Ng ve Perron (2001) tarafından önerilen Uyarlanmış Bilgi Kriteri (Modified Information Criteria-MAIC, MBIC) ile AIC ve BIC yöntemleri kullanılmıştır. Sonuçlar genel olarak incelendiğinde Beaulieu ve Miron (1993) tarafından önerilen yöntemin anlamlılık düzeyi ve testin gücü bakımından en iyi sonuçlara sahip olduğu ifade edilmektedir. Ayrıca sonuçlar bilgi kriteri yöntemlerinin (AIC, BIC) anlamlılık düzeyi bakımından ya da testin gücü bakımından (MAIC, MBIC) oldukça kötü sonuçlara sahip olduğunu göstermektedir. Öte yandan tüm yöntemler düşünüldüğünde anlamlılık düzeyi bakımından en güvenilir sonuçların Ng ve Perron (2001) tarafından önerilen MAIC'den elde edildiği belirtilmiştir. del Barrio Castro, Osborn ve Taylor (2014), yaptıkları Monte Carlo simülasyon çalışmasıyla, HEGY mevsimsel birim kök testinde gecikme uzunluğunun seçimi için kullanılan Hylleberg ve diğerleri (1990) tarafından önerilen trendden arındırılmış EKK ve Rodrigues ve Taylor (2007) tarafından önerilen trendden arındırılmış GEKK yöntemlerini, AIC ve BIC'e dayanarak karşılaştırmışlardır. Çalışmada ayrıca Ng ve Perron'un (2001) önerdiği Uyarlanmış Bilgi Kriteri mevsimsel birim kök testi kapsamında genişletilmiş, trendden arındırılmış EKK ve trendden arındırılmış GEKK yöntemleriyle birlikte uygulanmıştır. Çalışmanın sonucu, MAIC'nin, diğer gecikme uzunluğunun seçimi kriterlerinden daha üstün olduğunu göstermektedir. Literatürde yer alan bu ve buna benzer çalışmalara ek olarak Caner ve Knight'ın (2013) çalışmasından yola çıkılarak Bridge tahmin edicinin mevsimsel birim kök testinde gecikme uzunluğunun doğru seçilmesi konusunda iyi sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

4.2. Hylleberg-Engle-Granger-Yoo Mevsimsel Birim Kök Testi

Hylleberg ve diğerleri (1990) mevsimsel birim kökün varlığını incelemek amacıyla HEGY testini önermişler ve ilgili çalışmada çeyreklik verileri kullanmışlardır. Hylleberg ve diğerleri'nin (1990) çalışmasında mevsimsel serilerde mevsimsel frekanslar $w_j = \frac{2\pi j}{s}$, $j = 1, \dots, \frac{s}{2}$ olarak ifade edilmiştir. Bu eşitlikte s bir yıldaki zaman periyodlarının sayısını ifade etmekte olup çeyreklik verilerde $s = 4$ alınabilir.

Hylleberg ve diğerleri'nin (1990) çalışmasında mevsimselliğin ifadesinde kullanılan zaman serisi modellemesi üç şekilde yapılmıştır:

- a) Deterministik mevsimsel süreç
- b) Durağan mevsimsel süreç
- c) Birim köklü mevsimsel süreç

Bu süreçlerden bir tanesi olan deterministik mevsimsel süreç, modele eklenen kulla değişkenlerle ifade edilebilmektedir. Çeyreklik bir seri için bu süreç:

$$y_t = \mu_t$$

olmak üzere

$$\mu_t = m_0 + m_1 S_{1t} + m_2 S_{2t} + m_3 S_{3t} \quad (4.1)$$

eşitliği ile gösterilebilir.

Süreçlerden bir diğeri olan durağan mevsimsel süreç,

$$\varphi(B)y_t = \varepsilon_t \quad (4.2)$$

olarak gösterilir. $\varphi(B)$ 'yi 0 yapan bütün kökler birim çemberin dışına düştüğünde, serinin durağan olduğu düşünülmektedir. Çeyreklik bir veri için bu süreç

$$y_t = \rho y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

modeli ile ifade edilecek olursa, $s = 4$ ve $j = 1, 2$ olmak üzere mevsimsel frekanslar $w_1 = \frac{\pi}{2}$ (yilda bir döngü), $w_2 = \pi$ (yilda iki döngü) ve sıfır frekans (yilda sıfır döngü) şeklindedir.

Üçüncü süreç ise mevsimsel birim köklü süreçtir. Burada y_t serisinin bütünleşme derecesi θ -ıncı frekansta d olarak ifade edilmekte ve $y_t \sim I_\theta(d)$ şeklinde gösterilmektedir.

Hylleberg vd. nin (1990) çalışmasında $d = 1$ durumu üzerinde durulmuştur. π frekansta (yılda iki döngüde ya da altı aylık) birim kök içeren çeyreklik bir seri için

$$y_t = -y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

ve $\frac{\pi}{2}$ frekansta (yılda bir döngüde) birim kök içeren çeyreklik bir seri için

$$y_t = -y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

dir (Güler ve Koşar, 2019, s. 8-9).

Box ve Jenkins (1970) tarafından önerilen mevsimsel fark alma operatörü çeyreklik bir veri için

$$\begin{aligned} (1 - L^4)y_t &= (1 - L)(1 + L + L^2 + L^3)y_t \\ &= (1 - L)(1 + L)(1 + L^2)y_t \\ &= (1 - L)S(L) y_t \end{aligned} \quad (4.6)$$

ile ifade edilmiştir. Burada $S(L) = (1 + L)(1 + L^2)$ ' dir. Eşitlik (4.6)'dan çeyreklik bir veri için denklemin dört tane kökünün olduğu anlaşılmaktadır. $(1 - L)$ uzun dönemde bütünleşik (sıfır frekans) bileşeni, $(1 + L)$ altı aylık frekansta bütünleşik bileşeni ($\frac{1}{2}$, yılda iki döngü) ve $i^2 = -1$ olmak üzere $(1 + L^2) = (1 - iL)(1 + iL)$, $\frac{1}{4}$ ve $\frac{3}{4}$ frekanslarında bütünleşik (yılda bir döngü) bileşeni temsil etmek üzere karakteristik denklemin $1, -1, -i, +i$ olmak üzere dört tane birim kökü bulunmaktadır. $L = 1$ mevsimsel olmayan birim kök (sıfır frekansa karşılık gelen kök), $L = -1$ altı aylık frekansta mevsimsel birim kök ve $L = \pm i$ çeyrek yıllık frekansta mevsimsel birim köktür (Charemza & Deadman, 1997, s. 108).

HEGY testi ile bir serinin mevsimsel birim köklere sahip olup olmadığının belirlenmesi için

$$\Delta_4 = (1 - L^4)$$

ve

$$\Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4}$$

olmak üzere

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

regresyonunun tahmin edilmesi gerekmektedir (Hylleberg, Engle, Granger & Yoo, 1990, s. 223). Eşitlik (4.7)'de

$$Y_{1,t} = (1 + L)(1 + L^2)y_t = S(L)y_t = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} \quad (4.8)$$

$$Y_{2,t} = -(1 - L)(1 + L^2)y_t = -y_t + y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} \quad (4.9)$$

$$Y_{3,t} = -(1 - L)(1 + L)y_t = -y_t + y_{t-2} \quad (4.10)$$

$$Y_{4,t} = -(L)(1 - L)(1 + L)y_t = Y_{3,t-1} = -y_{t-1} + y_{t-3} \quad (4.11)$$

olarak ifade edilmektedir (Charemza & Deadman, 1997, s. 108).

(4.7) numaralı model EKK yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. Bu modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenerek model genişletilebilir. Ayrıca modele sabit terim, mevsimsel kukla değişkenler ve trend gibi deterministik terimler eklenebilir. HEGY test denklemleri deterministik bileşenler ile birlikte beş farklı model olarak oluşturulabilmektedir (Mert & Demir, 2014, s. 14). k, modele eklenen bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerleri için gecikme sayısı olmak üzere;

Model 1 - Deterministik bileşenin olmadığı model:

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

Model 2 - Sabit terimin bulunduğu model:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

Model 3 - Sabit terimin ve mevsimsel kukla değişkenlerin bulunduğu model:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j D_{j,t} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

Model 4 - Sabit terimin ve trendin bulunduğu model:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

Model 5 - Sabit terimin, trendin ve mevsimsel kukla değişkenlerin bulunduğu model:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j D_{j,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

Model (4.7)'de yer alan π_1, π_2, π_3 ve π_4 sırasıyla $0, \frac{1}{2}, \frac{1}{4}$ ve $\frac{3}{4}$ frekanslarına ait terimler olmak üzere HEGY testini oluşturan hipotezler bu terimlerin EKK yöntemi baz alınarak sıfıra karşı test edilmesine dayanmaktadır. Bu hipotezler aşağıda verilmiştir.

1. Hipotez

$$H_0: \pi_1 = 0$$

$$H_1: \pi_1 < 0$$

(t istatistiği)

2. Hipotez

$$H_0: \pi_2 = 0$$

$$H_1: \pi_2 < 0$$

(t istatistiği)

3. Hipotez

$$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$$

$$H_1: \pi_3 \neq 0 \text{ veya } \pi_4 \neq 0$$

(F istatistiği)

1. ve 2. hipotezin testinde birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezleri $\pi_i < 0$ ile ifade edilen alternatif hipoteze karşı tek yanlı t istatistiği ile test edilmektedir. 3. hipotezin testinde ise sıfır hipotezi $\pi_3 \neq 0$ veya $\pi_4 \neq 0$ ile ifade edilen alternatif hipoteze karşı F testi ile test edilmektedir. Tüm hipotezler için hesaplanan test istatistik değerleri Hylleberg ve diğerlerinin (1990) çalışmasında mevcut olan kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. $H_0: \pi_1 = 0$ hipotezinin $H_1: \pi_1 < 0$ alternatif hipotezine karşı reddedilememesi sıfır frekansta mevsimsel olmayan birim kökün varlığını; $H_0: \pi_2 = 0$ hipotezinin $H_1: \pi_2 < 0$ alternatif hipotezine karşı reddedilememesi yarıyıllık frekansta ($1/2$) mevsimsel birim kökün varlığını ve $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ hipotezinin $H_1: \pi_3 \neq 0$ veya $\pi_4 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı reddedilememesi ise yıllık ($\frac{1}{4}$ ve $\frac{3}{4}$) frekansta mevsimsel birim kökün varlığını göstermektedir (Hylleberg ve diğerleri, 1990, s. 223-224). Bu hipotezlerin reddedilememesi durumunda uzun dönem için birim kökün olması $I_0(1)$, yarıyıllık frekansta birim kökün olması $I_{1/2}(1)$ ve çeyrek dönem frekanslarda birim kökün olması $I_{1/4}(1)$ olarak gösterilmektedir (Çağlayan, 2003, s. 413).

Tablo 8'de çeyreklik veriler için uzun dönem ve mevsimsel frekanslara ait bilgilerin bir özeti yer almaktadır.

Tablo 8

Çeyreklik Verilerde Mevsimsel Birim Kök Testleri için Uzun Dönem ve Mevsimsel Frekanslara Ait Özet Bilgiler

Frekans	Periyot	Döngü/yıl	Kök	Filtre	Test Edilen Hipotezler H_0 :Birim Kök
Uzun Dönem:					
0	∞	0	1	(1-L)	$\pi_1 = 0$
Yıllık:					
$\frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}$	$4; \frac{4}{3}$	1;3	$\pm i$	$(1 + L^2)$	$\pi_3 \cap \pi_4 = 0$
Yarıyıllık:					
π	2	2	-1	$(1+L)$	$\pi_2 = 0$

Not: İlk beş sütündeki bilgiler Diaz-Emparanza, Lopez-de-Lacalle'den (2006, s.7) elde edilmiştir (Aktaran Şanlı, 2015, s.91).

HEGY testinde serinin stokastik ve deterministik yönleri bir arada incelenerek, tüm mevsimsel özellikleri ortaya konulabilmektedir. Ayrıca serilerin mevsimsel açıdan bütünlük olup olmadıkları veya olmuşlarsa hangi frekansta bütünlük oldukları tespit edilerek ek bilgilere de ulaşılmaktadır. HEGY testi DHF testini de içermesi bakımından en kapsamlı ve en önemli mevsimsel birim kök testi olarak ifade edilebilmektedir (Bozkurt, 2007, s. 45).

4.3. Mevsimsel Birim Kökün Belirlenmesinde Bridge Tahmin Edici Kullanımı

Caner ve Knight (2013) çalışmasında, Bridge tahmin ediciyi kullanarak serinin durağan olduğunu ya da birim köke sahip olduğunu ayırtetmek için alternatif bir yöntem önermişlerdir. Bridge tahmin edicinin kullanılması fikri, gecikmeli bağımlı değişken parametresinin sıfır ya da sıfırdan farklı olup olmadığına karar verilerek aynı anda model seçimi yapılması esasına dayanmaktadır. Zaman serisi analizinde gecikme uzunluğunun seçimi literatürde önemli bir yer tutmaktadır. Birim kök testlerinde olduğu gibi mevsimsel birim kök testlerinde de bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenmektedir. Birim kökün testinde kullanılan klasik yaklaşımlar iki aşamalı yöntemler olup, öncelikle gecikme uzunluğunun çeşitli kriterlerle belirlenmesi ve daha sonra birim kökün test edilmesi ilkesine dayanmaktadır. Ancak ilgili çalışmada, bu iki aşamalı yöntem tek adıma indirgenmiş, Bridge tahmin edicinin gerçekte sıfır olan parametreleri doğru bir şekilde belirleme özelliğinden yola çıkılarak durağan olmayan seriler için bu tip tahmin edicilerin aynı anda hem uygun modelin seçiminde hem de birim kökün testinde iyi bir alternatif

olduğu ortaya konmuştur. Aynı zamanda bu çalışmada, tahmin edicinin anlamlılık düzeyi ve testin gücü bakımından diğer alternatif yöntemlere göre oldukça iyi sonuçlar verdiği yapılan simülasyonlarla da gösterilmiştir. Caner ve Knight'ın (2013) bir birim köklü seriler için yaptıkları bu çalışmadan yola çıkılarak tez çalışması kapsamında mevsimsel birim kökün testi ve gecikme uzunluğunun aynı anda belirlenebilmesi amacıyla Bridge tahmin edicinin kullanılması amaçlanmıştır. Literatürde, Güler ve Koşar'ın (2019) çalışması haricinde mevsimsel birim kökün testi için Bridge/LASSO tipi tahmin edicilerin kullanıldığı bir çalışma bulunmamaktadır. Güler ve Koşar (2019) çalışmalarında HEGY testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin kullanımını önermişler ancak detaylı bir çalışmaya girmemişlerdir. Bu amaçla tezde serinin hangi frekansta birim kök içerip hangi frekansta birim kök içermediğinin tespitinin yapılabildiği bir test olan Hylleberg-Engle-Granger-Yoo mevsimsel birim kök testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. HEGY testi göz önünde bulundurularak oluşturulan mevsimsel model için Bridge tahmin edici tanımlanmış ayrıca HEGY modelinde Bridge tahmin edici ile HEGY testinin anlamlılık düzeyi ve gücü simülasyon çalışması ile karşılaştırılmıştır.

Caner ve Knight'ın (2013) çalışması incelendiğinde Bridge tahmin edicinin mevsimsel birim kök testinde gecikme uzunluğunun doğru seçilmesi konusunda iyi sonuçlar vermesi beklenmektedir. Bridge tahmin edicinin model seçimindeki başarısı göz önünde bulundurulduğunda, serilerin mevsimsel birim kök içermeleri durumunda HEGY testinden anlamlılık düzeyi ve testin gücü açısından daha iyi sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

Tez çalışmasında, HEGY testi ve Bridge tahmin edici kullanılarak gecikme uzunluğunun belirlenmesi ve frekanslar bazında mevsimsel birim kökün tespit edilmesi amacıyla kullanılacak modele tüm deterministik bileşenler dahil edilmiş ve modelin en genel hali ele alınmıştır. Buna göre sabit terim, trend ve mevsimsel kukla değişkenlerinin bulunduğu seri

$$Y_{4t} = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j D_{jt} + \delta t + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{4,t-i} + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

modeli ile ifade edilmiştir. Bilindiği üzere Bridge tahmin edici parametrelerin tahmininde, bir λ uyarılma parametresi ve γ büzme parametresi ile parametreleri

cezalandırarak (2.5) ile genel hali verilen amaç fonksiyonunu minimum yapmaktadır. Bu doğrultuda model (4.17)' nin hata kareleri toplamını minimize eden Bridge tahmin edici

$$\begin{aligned} \hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma) = \operatorname{argmin}\{ & \sum(Y_{4t} - \pi_1 Y_{1,t-1} - \pi_2 Y_{2,t-1} - \pi_3 Y_{3,t-2} - \pi_4 Y_{3,t-1} - \\ & \alpha_0 - \alpha_1 D_{1t} - \alpha_2 D_{2t} - \alpha_3 D_{3t} - \delta t - \beta_1 Y_{4,t-1} - \dots - \beta_k Y_{4,t-k})^2 + \\ & \lambda_1 \sum_{j=1}^4 |\pi_j|^{\gamma_1} + \lambda_2 \sum_{j=0}^3 |\alpha_j|^{\gamma_2} + \lambda_3 |\delta|^{\gamma_3} + \lambda_4 \sum_{i=1}^k |\beta_i|^{\gamma_4} \} \end{aligned} \quad (4.18)$$

ile ifade edilebilir. (4.18)'deki Bridge tahmin edicileri koordinat iniş, LLA veya LQA ile elde edilebilir. Burada $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4)'$ ve $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)'$ sabit terim, trend ve mevsimsel kukla deterministik bileşenleri de dahil olmak üzere tüm parametreler için kullanılan büzme parametreleri vektörü ve uyarılama parametreleri vektörüdür. Caner ve Knight'ın (2013) kâhin özelliği için sıfır frekansta yaptığı varsayımların HEGY testi için de geçerli olabileceği düşünülerek büzme parametrelerini belirlemek mümkün olacaktır. Bölüm 3.3'te de belirtildiği gibi seri durağan değil iken ($\pi_i = 0$), π_i parametresi için ceza terimine ihtiyaç vardır. Bu durumda λ_1, n^{γ_1} oranında büyümelidir. Diğer taraftan eğer seri durağan ise π parametresi için ceza terimine ihtiyaç duyulmamaktadır. Bu durumda ise ceza teriminin 0 olması için $\lambda_1, n^{1/2}$ 'den daha küçük bir oranda büyümelidir (Caner ve Knight, 2013, s. 696). Buna göre Caner ve Knight (2013), her iki durum göz önünde bulundurulduğunda π için $0 < \gamma_1 < \frac{1}{2}$ alınmasını önermişlerdir. Buna ek olarak trendin, durağan olmayan sistemde 0 olarak tahmin edilebileceğini belirtmişlerdir. Diğer durağan değişkenler için üstel büzme parametresini 0 ile 2/3 arasında belirlemişlerdir. Aynı çalışmada, büzme parametresinin 0'a yakın seçilmesinin, parametre tahmininde 0 değerlerinin daha az bulunmasına; üst sınıra yakın büzme parametresinin seçilmesinin ise parametre tahmininde daha çok 0 değerlerinin bulunmasına sebep olacağı belirtilmiş ve yapılan simülasyon çalışmasıyla büzme parametresi için alt ve üst sınırın tam ortasındaki değeri almanın daha iyi sonuç vereceği düşünülmüştür. Uyarılama parametresinin seçiminde ise Caner ve Knight (2013) ve Wang ve diğerlerini (2009) takip ederek Λ uyarılama parametresini belirleyebilmek amacıyla $MBIC(\Lambda)$ kriteri

$$MBIC(\Lambda) = \log \left[\frac{\sum_t \begin{pmatrix} Y_{4t} - \hat{\pi}_1 Y_{1,t-1} - \hat{\pi}_2 Y_{2,t-1} - \hat{\pi}_3 Y_{3,t-2} - \hat{\pi}_4 Y_{3,t-1} \\ - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 D_{1t} - \hat{\alpha}_2 D_{2t} - \hat{\alpha}_3 D_{3t} \\ - \hat{\delta}t - \hat{\beta}_1 Y_{4,t-1} - \dots - \hat{\beta}_k Y_{4,t-k} \end{pmatrix}^2}{n} \right] + \frac{\log n}{n} |S_\Lambda| \quad (4.19)$$

kullanılmıştır. Burada $\hat{\pi}_m$, $\hat{\alpha}_j$, $\hat{\beta}_i$, $\hat{\delta}$, Λ 'nın özel bir seçimine karşılık gelen Bridge tahminleri ve $|S_\Lambda|$ sıfır olmayan Bridge tahminlerinin sayısıdır. Λ 'nın tahmini

$$\hat{\Lambda} = \arg \min_{\Lambda} MBIC(\Lambda) \quad (4.20)$$

ile elde edilmektedir. Bölüm 3.3'te Caner ve Knight'ın (2013) çalışmasında Λ uyarlama parametresi için $\Lambda = \{0; 0,01; 0,1; 1; 10; 100\}$ değerlerinin alındığı ifade edilmişti. Eşitlik (4.18)'de uyarlama parametresinin seçiminde kullanılacak yöntemlerden bir tanesi 4 farklı uyarlama parametresi ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$) için Λ kümesinden 6^4 farklı seçimin yapılmasıdır. Bir diğer yöntem ise küçük değerleri eleyerek yalnızca 1, 10 ve 100 değerlerinin kullanılmasıdır. Bu sayede alakasız değişkenlerin modelden çıkarılması daha kolay olacaktır. Bu durumda ise 3^4 farklı seçimin yapılması gerekmektedir. Uyarlama parametresinin seçiminde kullanılacak bir diğer yöntem de her bir uyarlama parametresine Λ kümesinden aynı değeri vermektir. Bu durumda ise yalnızca 6 seçimin yapılması söz konusu olmaktadır (Caner ve Knight, 2013, s. 699). Caner ve Knight'ın (2013) çalışmasında ayrıca, bölüm 3.3'te de ifade edildiği gibi uyarlama parametresinin seçiminde çok küçük değerlerin tercih edilmesinin modelin aşırı uyumlu (overfitted model) olmasına sebep olacağı belirtilmiştir.

Bölüm 3.3'te sözü edildiği üzere LQA algoritması için sıfır olan katsayıların Bridge tahminleri, tam olarak sıfır olmayan değerler alabileceğinden, sıfıra yakın olan Bridge tahmin edicileri, $c_1 > 0$ şeklinde bir katı eşik parametresi ile kıyaslanarak sıfır kabul edilmektedir. Aynı bölümde bahsedildiği gibi c_1 'in seçiminde sıfıra çok yakın değerler alınabilmekte ayrıca, Caner ve Knight'ın (2013) önerdiği üzere MBIC'i birlikte minimum yapan Λ uyarlama parametresi ve c_1 katı eşik parametresi

$$(\hat{\Lambda}, c_{1*}) = \arg \min_{\Lambda, C_1} MBIC(\Lambda, C_1) \quad (4.21)$$

eşitliği ile aynı anda seçilebilmektedir. Simülasyon çalışmalarında tercih edilebilecek bir yaklaşım da bölüm 2.2.3'te anlatıldığı üzere c_1 değerini gerçekte süreç birim köklüken tahmin edilen modeli $\alpha = 0,05$ olasılıkla durağan yapacak $c_{1;0,05}$ değerinin deneme yanılmayla belirlenmesidir. Caner ve Knight (2013) tarafından önerilen bu yöntem hipotez testinde kritik değer üretmeye benzer bir yaklaşım olup yapılacak simülasyonlarda Bridge tahmin edici ile HEGY testini frekans düzeyinde mevsimsel birim kökü belirlemeleri açısından adil bir şekilde (aynı anlamlılık düzeyinde) karşılaştırmaya olanak sağlar.

Eşitlik (4.17) ile verilen modelin Bridge tahminleri Model (4.18) ile yapıldığından sıfırdan farklı olan $\hat{\pi}_m$ ($m = 1,2,3,4$) katsayıları belirlenebilmekte ve HEGY testine benzer olacak şekilde, frekans bazında birim kökün belirlenmesi için aşağıdaki yöntem uygulanmaktadır:

1. Eğer $\hat{\pi}_1 < 0$ ise $H_0: \pi_1 = 0$ ile ifade edilen uzun dönem birim kök olduğu yönündeki hipotez reddedilir.
2. Eğer $\hat{\pi}_2 < 0$ ise $H_0: \pi_2 = 0$ ile ifade edilen yarıyıllık frekansta birim kök olduğu yönündeki hipotez reddedilir.
3. Eğer $\hat{\pi}_3 \neq 0$ veya $\hat{\pi}_4 \neq 0$ ise $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ ile ifade edilen yıllık frekansta birim kök olduğu yönündeki hipotez reddedilir.

4.4. Monte Carlo Deneyi

Bu bölümde, önerilen Bridge tahmin edici ile HEGY testi bir simülasyon çalışması ile karşılaştırılmıştır.

4.4.1. Veri Üretim Süreci

Veri üretiminde,

$$y_{4t+s} = \left(1 - \frac{m}{N}\right) y_{4(t-1)+s} + u_{4t+s} = \alpha_4 y_{4(t-1)+s} + u_{4t+s} \quad (4.22)$$

eşitliğiyle ifade edilen veri üretim süreci kullanılmıştır. Burada $s = -3, \dots, 0$; $t = 1, \dots, N$; $\alpha_4 = \left(1 - \frac{m}{N}\right)$; $N = \frac{T}{4}$, tür. $N = 12, 25, 34, 50$ ($T = 48, 100, 136, 200$) birimlik örneklemeler için başlangıç koşulları sıfır olarak alınmıştır. Castro, Osborn ve Taylor

(2014) tarafından önerildiği üzere, anlamlılık düzeyi sonuçları $m = 0$ ve güçler ise $m = 5, 10, 20$ alınarak elde edilmiştir. $m > 0$ için seri, sıfır frekansta ve mevsimsel frekanslarda durağandır. Ayrıca beyaz gürültü varsayımına ek olarak eşitlik (4.23) ve (4.24)'te u_{4t+s} hata terimi hareketli ortalamalar (MA), mevsimsel hareketli ortalamalar (SMA) ve mevsimsel otoregresif (SAR) formunda da ifade edilmiştir:

$$u_{4t+s} = (1 - \theta L)(1 - \Omega L^4)\varepsilon_{4t+s} \quad (4.23)$$

eşitliğinde, MA hata terimleri $\theta = -0,8$ ve $\Omega = 0$; SMA hata terimleri $\theta = 0$ ve $\Omega = \mp 0,5$ olarak alınmıştır.

$$(1 - \phi L^4)u_{4t+s} = \varepsilon_{4t+s} \quad (4.24)$$

eşitliğinde ise SAR hata terimleri $\phi = \mp 0,5$ olarak alınmıştır (del Barrio Castro ve diğerleri, 2014, s. 10).

Bridge tahmin edici için (4.18)'de $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4)'$ büzme parametreleri vektörü ve $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)'$ uyarlama parametreleri vektörünün belirlenmesi gerekmektedir. Bölüm 4.3'te belirtildiği üzere Caner ve Knight'in (2013) çalışmasında büzme parametresi 0'a yakın seçiminin, parametre tahmininde daha az 0 bulunmasına; üst sınıra yakın daha büyük büzme parametresi seçiminin ise parametre tahmininde daha çok 0 bulunmasına sebep olacağı ifade edildiğinden tez çalışmasında bu öneri dikkate alınarak $0 < \gamma_1 < 1/2$, $0 < \gamma_2 < 1$, $0 < \gamma_3 < 2/3$ ve $0 < \gamma_4 < 1$ olmak üzere büzme parametreleri için alt ve üst sınırın ortasındaki değerler seçilmiş ve eşitlik (4.18)'de π_m , $m = 1, \dots, 4$ terimini cezalandırmak için $\gamma_1 = \frac{1}{4}$; α_0 (sabit terim) ve α_j , $j = 1, \dots, 3$ (mevsimsel kukla) terimlerini cezalandırmak için $\gamma_2 = \frac{1}{2}$; δ (trend) terimini cezalandırmak için $\gamma_3 = \frac{1}{3}$ ve β_i , $i = 1, \dots, k$ (bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri) terimini cezalandırmak için ise $\gamma_4 = \frac{1}{2}$ olarak alınmıştır. Bu sayede Bridge tahminlerinin kâhin özelliğine sahip olması beklenmektedir.

Λ uyarlama parametresini belirleyebilmek için bölüm 4.3'te belirtildiği şekilde Caner ve Knight'in (2013) eşitlik (4.20) ile verilen $MBIC(\Lambda)$ yöntemi kullanılmıştır. İlgili çalışmada her bir uyarlama parametresine Λ kümesinden aynı değeri verilmiştir. Tez çalışmasının bu bölümünde de uyarlama parametresinin seçiminde bu öneri dikkate

alınarak bölüm 3.4.1’de olduğu gibi $\Lambda = \{0,1; 1; 10; 100\}$ olarak seçilmiş ve her bir uyarlama parametresine aynı değer verilmiştir.

Tablo 9’da sabit terim, trend, mevsimsel kukla değişken, gecikme, π_1 (sıfır frekans), π_2 (yarıyıllık frekans) ve π_3 ve π_4 (yıllık frekans) için ele alınan her bir T gözlem sayısı göz önünde bulundurularak belirlenen c_1 değerleri ve bu değerlere bağlı olarak hesaplanan eşik değerler yer almaktadır.

Tablo 9

Sıfırdan Farklı Katsayı Tahminlerini Elde Etmek için Kullanılan c Değerleri ve Eşik Değerler

		T			
		48	100	136	200
“ c_1 ” Değerleri	Sabit Terim, Trend, Kukla, Gecikme	8,000	12,000	14,000	18,000
	π_1	7,0000	4,9500	9,4800	16,2000
	π_2	4,0000	2,9158	4,3540	7,5000
	π_3 ve π_4	5,0000	3,1020	5,4500	11,5000
	Eşik Değerleri	Sabit Terim	1,2494	1,2443	1,2326
	Trend	0,0305	0,0134	0,0096	0,0067
	Kukla	1,2494	1,2443	1,2326	1,2957
	Gecikme	1,2494	1,2443	1,2326	1,2957
	π_1	-0,1707	-0,0532	-0,0735	-0,0839
	π_2	-0,0976	-0,0314	-0,0338	-0,0389
	π_3 ve π_4	0,1220	0,0334	0,0422	0,0596

Tablo 9’da belirtildiği üzere c_1 katı eşik değerleri, sabit terim, trend, kukla değişken ve bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri için eşit olarak alınmıştır. Bu bileşenler için c_1 değerleri belirlenirken, her birinin c_1 değerine bağlı olarak hesaplanan eşik değerlerinin birbirine yakın olması amaçlanmıştır. Bölüm 3.4.1’de olduğu gibi bu bölümde de Caner ve Knight’in (2013) önerisi takip edilerek π_1 , π_2 ve π_3 ve π_4 için c_1 katı eşik değerleri, gerçekte veri üretim süreci durağan değil iken Bridge tahminlerinin modeli $\alpha = \%5$ oranında durağan bulacağı şekilde seçilmiştir. Daha önceden de belirtildiği gibi bu durum, test istatistiklerinde $\alpha = 0,05$ olarak belirlenerek kritik değer oluşturmakla aynı şeyi ifade etmektedir. Bu yaklaşımdan hareketle, bu çalışmada da $m = 1,2$ için $\hat{\pi}_m > -c_1/n$ ise $\hat{\pi}_m = 0$, $m = 3,4$ için $|\hat{\pi}_m| \leq c_1/n$ ise $\hat{\pi}_m = 0$, $|\hat{\alpha}_j| \leq c_1/\sqrt{n}$ ise $\hat{\alpha}_j = 0$, $|\hat{\delta}| \leq c_1/\sqrt{n^3}$ ise $\hat{\delta} = 0$ ve $|\hat{\beta}_i| \leq c_1/\sqrt{n}$ ise $\hat{\beta}_i = 0$ olarak alınmıştır.

Maksimum gecikme uzunluğu, del Barrio Castro ve diğerlerinin (2014)

çalışmasında belirtildiği gibi eşitlik (3.32) formülü ile $l = 12$ alınarak hesaplanmıştır. Bridge tahmin edici, bölüm 3'te olduğu gibi maksimum gecikme uzunluğu eşitlik (3.32) ile belirlendikten sonra uygun gecikme uzunluğunu kendisi belirlemektedir. HEGY testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, eşitlik (2.50) ve (2.52)'de verilen AIC ve BIC kullanılmıştır.

4.4.2. Simülasyon Sonuçları

Kullanılan farklı veri üretim süreçleri ile durağan ve durağan olmayan veriler üretilmiştir. Daha sonra, HEGY testi için yapılan 1000 deneme ile t ve F istatistiklerinin H_0 hipotezini reddetme yüzdeleri hesaplanmıştır. Aynı yüzdeler önerilen karar kriteri kullanılarak Bridge tahmin edici için de hesaplanmıştır. Bu yüzdeler sırasıyla durağan olmayan ve durağan seriler için anlamlılık düzeyine ve testin gücüne karşılık gelmektedir.

Yapılan simülasyon deneyinde, bir önceki bölümde belirtilen her bir hata terimi yapısı için anlamlılık düzeyi sonuçları $m = 0$ ve güçler ise $m = 5,10,20$ alınarak elde edilmiş ve HEGY-AIC, HEGY-BIC ve Bridge tahmin edici karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 10, Tablo 11, Tablo 12 ve Tablo 13'te ifade edilmiştir.

Tablo 10'da yer alan sonuçlar her bir hata terimi yapısı için incelendiğinde, hem AIC hem BIC yöntemleri kullanılarak gecikme uzunluğunun hesaplandığı HEGY testinde ve Bridge tahminlerinde, gerçekleşen anlamlılık düzeyine göre bozulmalar olduğu tespit edilmiştir. Her bir hata terimi yapısında sıfır frekans (π_1) için elde edilen değerlere bakıldığında, anlamlılık düzeyindeki bozulmaların çok önemli olmadığı söylenebilmektedir. Ancak diğer frekanslara (yarıyıllık frekans (π_2) ve yıllık frekans (π_3 ve π_4)) bakıldığında bozulmaların sıfır frekanstaki bozulmalara nazaran yüksek düzeyde olduğu söylenebilmektedir. Yapılan simülasyon deneyine göre anlamlılık düzeyindeki en önemli bozulmalar, her üç frekans için de hata terimlerinin MA ve SMA olması durumlarında gerçekleşmektedir. Farklı örneklem büyüklükleri için sonuçlar incelendiğinde sıfır frekans, yarıyıllık frekans ve yıllık frekans için anlamlılık düzeyindeki en az bozulmanın HEGY-AIC testinden elde edildiği; en fazla bozulmanın ise Bridge tahmin ediciden elde edildiği görülmektedir. Panel A (Beyaz Gürültü Hataları) incelendiğinde beyaz gürültü varsayımının sağlanması durumunda her üç frekans için de anlamlılık düzeyi bakımından en iyi sonuçların HEGY-BIC testinden elde edildiği söylenebilmektedir. Panel B (MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$) için elde edilen sonuçlar incelendiğinde sıfır frekans ve yıllık frekans için HEGY-AIC ve HEGY-BIC

testinden elde edilen sonuçların eşit derecede iyi olduğu görülmektedir. Ayrıca bu hata terimi yapısı için anlamlılık düzeyindeki bozulmaların en fazla Bridge tahmin edicide olduğu görülmektedir. Panel C (SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = -0,5$) ve Panel E (SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$) hata terimi yapıları incelendiğinde tüm frekanslar için HEGY-AIC testinin en az bozulmaya sahip olduğu dolayısıyla diğer yöntemlerden daha üstün olduğu söylenebilmektedir. Panel D (SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = 0,5$) için elde edilen sonuçlara göre sıfır frekans ve yarıyıllık frekans için farklı örneklem büyüklükleri incelendiğinde anlamlılık düzeyinde meydana gelen bozulmaların HEGY-AIC testinde en az olduğu, Bridge tahmin edicide ise en yüksek olduğu görülmektedir. Panel D'de yıllık frekans için elde edilen sonuçlara göre ise en iyi sonuçların Bridge tahmin edici ve HEGY-AIC ile elde edildiği görülürken; anlamlılık düzeyindeki en yüksek bozulmaların HEGY-BIC testinden elde edildiği görülmektedir. Panel F (SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$) için elde edilen sonuçlar tüm örneklem durumları ve tüm frekanslar göz önünde bulundurularak incelendiğinde üç yöntemden herhangi birinin diğerlerine tam olarak üstünlük sağlayamadığı görülmektedir. Ayrıca her üç yöntemin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlara göre bu hata terimi yapısı için anlamlılık düzeyindeki bozulmaların çok önemli düzeyde olmadığı ifade edilebilmektedir.

Tablo 10

Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Gerçekleşen Anlamlılık Düzeyine Göre Karşılaştırılması

	π_1			π_2			π_3 ve π_4		
	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge
T	Panel A. Beyaz Gürültü Hataları								
48	0,018	0,055	0,060	0,025	0,044	0,034	0,044	0,090	0,036
100	0,055	0,047	0,049	0,059	0,051	0,016	0,078	0,067	0,031
136	0,049	0,044	0,055	0,058	0,046	0,033	0,079	0,046	0,033
200	0,061	0,049	0,064	0,049	0,046	0,023	0,076	0,053	0,026
T	Panel B. MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$								
48	0,030	0,057	0,059	0,093	0,427	0,716	0,059	0,109	0,123
100	0,055	0,063	0,212	0,131	0,536	0,778	0,076	0,087	0,355
136	0,048	0,054	0,037	0,131	0,476	0,896	0,075	0,069	0,189
200	0,059	0,049	0,042	0,116	0,418	0,913	0,077	0,073	0,133
T	Panel C. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$								
48	0,037	0,161	0,254	0,064	0,169	0,235	0,101	0,355	0,313
100	0,134	0,441	0,364	0,118	0,379	0,276	0,170	0,534	0,348
136	0,123	0,455	0,422	0,111	0,364	0,328	0,131	0,498	0,403
200	0,105	0,382	0,637	0,098	0,337	0,361	0,099	0,365	0,445
T	Panel D. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = 0,5$								
48	0,030	0,063	0,039	0,021	0,048	0,015	0,066	0,118	0,025
100	0,064	0,091	0,047	0,051	0,073	0,007	0,081	0,104	0,053
136	0,051	0,082	0,021	0,044	0,073	0,012	0,078	0,098	0,025
200	0,050	0,075	0,020	0,057	0,074	0,007	0,070	0,093	0,016
T	Panel E. SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$								
48	0,034	0,142	0,240	0,040	0,149	0,176	0,065	0,255	0,227
100	0,053	0,164	0,279	0,048	0,129	0,166	0,074	0,208	0,217
136	0,047	0,098	0,330	0,048	0,090	0,204	0,072	0,120	0,238
200	0,050	0,046	0,440	0,054	0,054	0,208	0,060	0,064	0,239
T	Panel F. SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$								
48	0,034	0,052	0,036	0,032	0,052	0,014	0,075	0,138	0,021
100	0,066	0,041	0,040	0,060	0,042	0,006	0,084	0,100	0,082
136	0,054	0,042	0,010	0,050	0,047	0,006	0,072	0,067	0,033
200	0,062	0,035	0,007	0,054	0,046	0,005	0,077	0,069	0,012

*: Koyu renkle ifade edilen hücreler anlamlılık düzeyinin %5'e en yakın olduğu durumu göstermektedir.

Tablo 11'de $m = 5$ alınarak yöntemlerin güçlerinin karşılaştırılmasıyla elde edilen bulgular ortaya konmuştur. HEGY testi için sonuçlar genel olarak incelendiğinde testin gücü anlamında BIC ile elde edilen sonuçların AIC ile elde edilen sonuçlardan bir miktar daha iyi olduğu görülmektedir. Panel A (Beyaz Gürültü Hataları), Panel B (MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$), Panel C (SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$) ve Panel E (SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$) için Tablo 11'deki değerler incelendiğinde sıfır frekans,

yarıyıllık frekans ve yıllık frekansta $m = 5$ iken testin gücü anlamında Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçların, HEGY-AIC ve HEGY-BIC testlerinden elde edilen sonuçlardan oldukça üstün olduğu ve en iyi sonuçların ele alınan tüm örneklem büyüklükleri için Bridge tahmin yöntemi için elde edildiği söylenebilmektedir. Ayrıca sonuçlar, T değeri arttıkça Bridge tahminlerinin gücünün arttığını göstermektedir. Panel D'den (SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = 0,5$) elde edilen sonuçlar incelendiğinde tüm frekanslar ve tüm T değerleri için testin gücü anlamında en iyi sonuçların HEGY-BIC testinden elde edildiği ifade edilebilmektedir. Ancak SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = 0,5$ için sonuçlar genel olarak incelendiğinde üç yöntemin de güçlerinin çok yüksek olmadığı görülmektedir. Panel F (SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$) hata terimi yapısı göz önünde bulundurulduğunda sıfır ve yarıyıllık frekanslar için en iyi sonucun HEGY-AIC, yıllık frekans için ise en iyi sonucun HEGY-BIC testinden elde edildiği görülmektedir. Panel F için sonuçlar genel olarak incelendiğinde, Panel D hata terimi yapısı için elde edilen sonuçlara benzer şekilde hem HEGY testlerinin hem de Bridge tahmin edicinin güçlerinin çok yüksek olmadığı söylenebilmektedir.

Tablo 11

Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Güçlerinin Karşılaştırılması (m=5)

	π_1			π_2			π_3 ve π_4		
	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge
T	Panel A. Beyaz Gürültü Hataları								
48	0,038	0,075	0,206	0,070	0,116	0,343	0,125	0,266	0,490
100	0,077	0,090	0,257	0,093	0,106	0,280	0,183	0,231	0,327
136	0,067	0,087	0,182	0,114	0,114	0,271	0,200	0,196	0,410
200	0,088	0,080	0,190	0,117	0,125	0,227	0,173	0,199	0,432
T	Panel B. MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$								
48	0,032	0,079	0,202	0,175	0,675	0,925	0,110	0,254	0,756
100	0,071	0,090	0,615	0,307	0,872	0,992	0,172	0,251	0,978
136	0,071	0,084	0,154	0,341	0,822	0,999	0,181	0,245	0,901
200	0,082	0,085	0,171	0,281	0,806	1,000	0,160	0,234	0,841
T	Panel C. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$								
48	0,088	0,300	0,807	0,136	0,428	0,932	0,264	0,744	0,983
100	0,302	0,745	0,994	0,343	0,827	0,990	0,469	0,967	0,998
136	0,304	0,796	0,952	0,350	0,860	0,985	0,475	0,959	0,999
200	0,229	0,798	0,978	0,268	0,840	0,969	0,402	0,898	1,000
T	Panel D. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = 0,5$								
48	0,042	0,087	0,074	0,053	0,109	0,101	0,112	0,210	0,193
100	0,072	0,130	0,058	0,101	0,145	0,060	0,141	0,275	0,119
136	0,074	0,135	0,026	0,102	0,187	0,041	0,168	0,298	0,149
200	0,087	0,134	0,039	0,096	0,188	0,043	0,147	0,320	0,138
T	Panel E. SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$								
48	0,109	0,375	0,742	0,136	0,460	0,886	0,219	0,694	0,955
100	0,114	0,545	0,946	0,133	0,550	0,951	0,202	0,722	0,969
136	0,079	0,339	0,843	0,101	0,378	0,942	0,178	0,494	0,994
200	0,084	0,124	0,889	0,106	0,157	0,892	0,168	0,225	0,996
T	Panel F. SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$								
48	0,023	0,061	0,055	0,047	0,066	0,065	0,098	0,145	0,114
100	0,057	0,061	0,031	0,084	0,068	0,038	0,124	0,159	0,113
136	0,060	0,057	0,012	0,081	0,076	0,029	0,156	0,161	0,095
200	0,073	0,061	0,016	0,094	0,094	0,018	0,137	0,152	0,087

*: Koyu renkle ifade edilen hücreler testin gücünün en yüksek değerini göstermektedir.

Tablo 12’de $m = 10$ alınarak yöntemlerin güçlerinin karşılaştırılması sonucu elde edilen bulgular ortaya konmuş ve Tablo 11’deki sonuçlara benzer sonuçlar elde edilmiştir. $m = 10$ için tüm frekanslarda testin gücü anlamında genel olarak Bridge tahmin edici en iyi sonuçları vermektedir. Hata terimi yapıları ayrı ayrı incelendiğinde Panel A (Beyaz Gürültü Hataları), Panel B (MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$), Panel C (SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$) ve Panel E (SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$) için sıfır frekans, yarıyıllık frekans ve yıllık frekansta $m = 10$ iken testin gücü anlamında Bridge

tahmin ediciden elde edilen sonuçların oldukça üstün olduğu ve en iyi sonuçların ele alınan tüm gözlem değerleri için Bridge tahmin yönteminden elde edildiği görülmektedir. Bu dört hata terimi yapısı için HEGY testinden elde edilen sonuçlar incelendiğinde HEGY-BIC'nin, HEGY-AIC'den testin gücü anlamında daha üstün olduğu görülmektedir. Panel D (SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = 0,5$) hata terimi yapısı için sonuçlar incelendiğinde Bridge tahmin edici ve HEGY-BIC testinin HEGY-AIC'den daha üstün olduğu görülmektedir. Ancak bu hata terimi yapısı için Bridge tahmin yöntemi ve HEGY-BIC testi birbirine tam olarak üstünlük sağlayamamıştır. Sıfır ve yarıyıllık frekanslar söz konusu olduğunda T değeri daha küçükken ($T = 48, 100$) Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlar daha güçlüyken; T değeri büyüdükçe ($T = 136, 200$) HEGY-BIC testinden elde edilen sonuçlar daha güçlü olmaktadır. Yıllık frekans için bulgular incelendiğinde $T = 48$ için Bridge tahmin yöntemi testin gücü anlamında daha iyi sonuç verirken; $T = 100, 136, 200$ için HEGY-BIC daha iyi sonuçlar vermiştir. Panel F (SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$) incelendiğinde ise yöntemlerin herhangi birinin diğerlerine tam olarak üstünlük sağladığını söyleyebilmek mümkün değildir. Sıfır frekansta T değeri küçükken ($T = 48, 100$) Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçların daha güçlü; T değeri büyüdükçe ($T = 136, 200$) HEGY-AIC testinden elde edilen sonuçların daha güçlü olduğu görülmektedir. Yarıyıllık frekansta HEGY-AIC testi daha iyi sonuçlar verirken; yıllık frekansta ise HEGY-BIC testinin daha başarılı sonuçlar verdiği söylenebilmektedir.

Tablo 12

Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Güçlerinin Karşılaştırılması (m=10)

T	π_1			π_2			π_3 ve π_4		
	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge
Panel A. Beyaz Gürültü Hataları									
48	0,075	0,216	0,733	0,119	0,336	0,898	0,261	0,692	0,963
100	0,138	0,218	0,873	0,222	0,341	0,892	0,420	0,688	0,901
136	0,151	0,207	0,681	0,256	0,350	0,912	0,476	0,633	0,950
200	0,165	0,179	0,631	0,268	0,343	0,841	0,469	0,629	0,935
Panel B. MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$									
48	0,070	0,217	0,477	0,260	0,763	0,968	0,242	0,622	0,953
100	0,139	0,167	0,883	0,529	0,982	0,998	0,414	0,661	0,998
136	0,147	0,179	0,413	0,559	0,971	1,000	0,430	0,642	0,994
200	0,133	0,158	0,413	0,502	0,969	1,000	0,417	0,603	0,993
Panel C. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$									
48	0,150	0,585	0,957	0,213	0,685	0,996	0,399	0,853	1,000
100	0,473	0,941	1,000	0,543	0,980	1,000	0,699	0,996	1,000
136	0,519	0,965	1,000	0,599	0,980	1,000	0,772	0,994	1,000
200	0,406	0,962	0,998	0,532	0,971	1,000	0,716	0,992	1,000
Panel D. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = 0,5$									
48	0,048	0,093	0,220	0,088	0,150	0,424	0,166	0,303	0,609
100	0,113	0,201	0,269	0,175	0,285	0,320	0,275	0,477	0,360
136	0,119	0,225	0,139	0,201	0,342	0,298	0,342	0,564	0,449
200	0,134	0,264	0,111	0,209	0,406	0,229	0,324	0,667	0,491
Panel E. SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$									
48	0,194	0,667	0,956	0,233	0,719	0,990	0,355	0,835	1,000
100	0,249	0,867	1,000	0,300	0,885	0,999	0,435	0,925	1,000
136	0,178	0,663	0,983	0,257	0,707	0,998	0,461	0,788	1,000
200	0,154	0,289	0,990	0,241	0,390	0,990	0,455	0,613	1,000
Panel F. SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$									
48	0,038	0,068	0,166	0,068	0,110	0,276	0,120	0,235	0,434
100	0,072	0,081	0,082	0,118	0,096	0,113	0,210	0,227	0,170
136	0,098	0,090	0,027	0,144	0,142	0,072	0,259	0,285	0,211
200	0,105	0,100	0,027	0,183	0,185	0,056	0,294	0,365	0,214

*: Koyu renkle ifade edilen hücreler testin gücünün en yüksek değerini göstermektedir.

Tablo 13'te $m = 20$ alınarak HEGY-AIC, HEGY-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin güçlerinin karşılaştırılması sonucu elde edilen bulgulara göre analizde yer alan altı farklı hata terimi yapısı göz önünde bulundurulduğunda testin gücü anlamında sıfır frekans, yarıyillik frekans, yıllık frekans ve tüm T değerleri ($T = 100, 136, 200$) için en iyi sonuçların Bridge tahmin ediciden elde edildiği görülmektedir. Simülasyon sonucu

elde edilen bulgulara göre Bridge tahmin edicinin, tüm hata terimi yapıları için HEGY-AIC ve HEGY-BIC testlerinden çok daha iyi sonuçlar verdiği söylenebilmektedir. HEGY testi için sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde HEGY-BIC ile elde edilen sonuçların HEGY-AIC ile elde edilen sonuçlardan testin gücü anlamında daha üstün olduğu görülmektedir. Özellikle Panel A (Beyaz Gürültü Hataları), Panel B (MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$), Panel C (SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$) ve Panel E (SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$) için HEGY-BIC testi Bridge tahmin yöntemine yakın performans sergileyerek testin gücü anlamında tatmin edici sonuçlar vermiştir. Öte yandan Panel D'de (SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = 0,5$) ve Panel F'te (SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$) yer alan hata terimi yapıları için HEGY-AIC ve HEGY-BIC testlerinin Bridge tahmin ediciden testin gücü anlamında oldukça zayıf olduğu ifade edilebilmektedir.

Tablo 13

Bridge Tahmin Edici ve HEGY Testinin Güçlerinin Karşılaştırılması (m=20)

T	π_1			π_2			π_3 ve π_4		
	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge	HEGY-AIC	HEGY-BIC	Bridge
Panel A. Beyaz Gürültü Hataları									
48	0,222	0,758	0,995	0,278	0,776	0,998	0,419	0,860	1,000
100	0,418	0,857	1,000	0,528	0,961	0,999	0,716	0,996	1,000
136	0,458	0,776	0,989	0,603	0,932	1,000	0,818	0,998	1,000
200	0,452	0,717	0,991	0,655	0,922	1,000	0,850	0,997	1,000
Panel B. MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$									
48	0,093	0,357	0,935	0,397	0,807	1,000	0,299	0,740	1,000
100	0,338	0,763	0,990	0,754	0,998	1,000	0,681	0,991	1,000
136	0,400	0,701	0,842	0,825	1,000	1,000	0,797	0,994	1,000
200	0,395	0,594	0,868	0,842	0,999	1,000	0,830	0,997	1,000
Panel C. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$									
48	0,155	0,647	1,000	0,262	0,732	1,000	0,558	0,876	1,000
100	0,580	0,985	1,000	0,708	0,996	1,000	0,891	0,999	1,000
136	0,728	0,997	1,000	0,832	1,000	1,000	0,952	1,000	1,000
200	0,744	0,999	1,000	0,846	1,000	1,000	0,953	1,000	1,000
Panel D. SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = 0,5$									
48	0,167	0,563	0,917	0,203	0,653	0,981	0,339	0,829	0,998
100	0,193	0,317	0,963	0,320	0,499	0,973	0,528	0,841	0,975
136	0,257	0,405	0,761	0,388	0,567	0,980	0,626	0,868	0,989
200	0,277	0,579	0,698	0,455	0,760	0,945	0,681	0,932	0,985
Panel E. SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$									
48	0,185	0,677	0,999	0,264	0,723	1,000	0,479	0,853	1,000
100	0,530	0,990	1,000	0,622	0,995	1,000	0,782	0,996	1,000
136	0,490	0,976	1,000	0,638	0,977	1,000	0,864	0,994	1,000
200	0,419	0,802	1,000	0,632	0,888	1,000	0,873	0,991	1,000
Panel F. SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$									
48	0,160	0,596	0,889	0,186	0,635	0,961	0,274	0,752	0,996
100	0,126	0,133	0,796	0,219	0,254	0,822	0,381	0,563	0,836
136	0,162	0,128	0,445	0,272	0,224	0,767	0,473	0,478	0,835
200	0,213	0,225	0,245	0,363	0,414	0,581	0,614	0,694	0,765

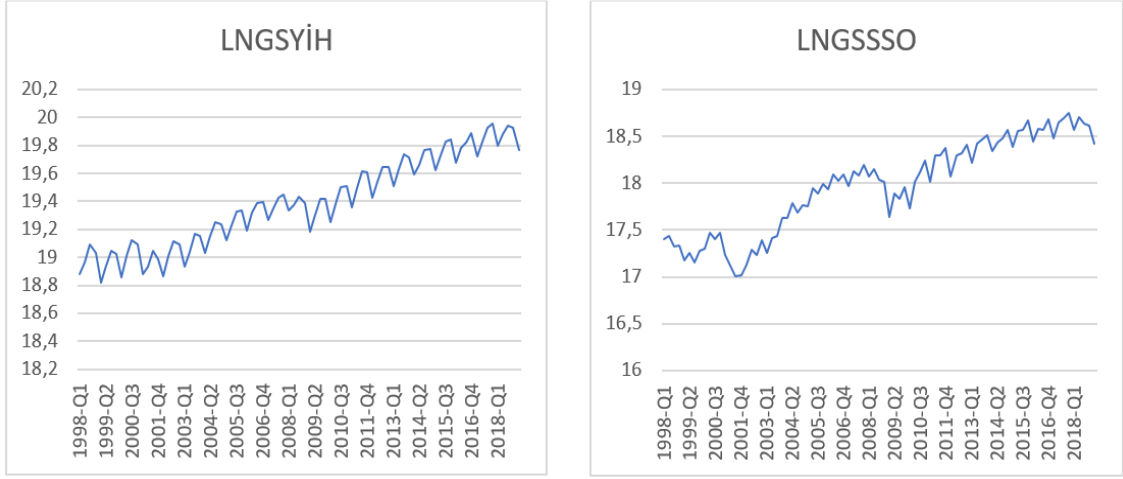
*: Koyu renkle ifade edilen hücreler testin gücünün en yüksek değerini göstermektedir.

Tablo 11, Tablo 12 ve Tablo 13'te yer alan $m = 5, 10$ ve 20 alınarak HEGY-AIC, HEGY-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin güçlerinin karşılaştırılması sonucu elde edilen bulguların genel olarak bir değerlendirmesinin yapılması gerekirse hemen hemen birbirine benzer sonuçların elde edildiği söylenebilmektedir. Her üç tabloda yer alan sonuçlara göre ($m = 5, 10$ ve 20 olması durumu) Bridge tahmin edici testin gücü bakımından HEGY testine önemli derecede üstünlük sağlamıştır. Özellikle $m = 20$ olması durumunda tüm hata terimi yapıları için; $m = 5$ ve 10 alınması durumunda ise Panel A (Beyaz Gürültü Hataları), Panel B (MA(1) Hataları: $\theta = -0,8; \Omega = 0$), Panel C (SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = -0,5$) ve Panel E (SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$) hata terimi yapıları için Bridge tahmin edicinin oldukça iyi sonuçlar verdiği görülmektedir. Bu durumda Bridge tahmin edicinin, frekans bazında mevsimsel birim köke karar verme anlamında HEGY testine iyi bir alternatif olduğu ifade edilebilmektedir. Öte yandan $m = 5$ ve 10 olması durumunda Panel D'de (SMA(1) Hataları: $\theta = 0; \Omega = 0,5$) ve Panel F'te (SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$) yer alan hata terimi yapıları için yöntemlerden herhangi birinin diğerine tam olarak üstünlük sağlayamadığı görülmektedir.

4.5. Ekonometrik Bir Uygulama

Tez çalışması kapsamında, yapılan simülasyon çalışmasına ek olarak gerçek mevsimsel veri setleri kullanılarak simülasyondan elde edilen sonuçların desteklenmesi amaçlanmaktadır. Buna ilaveten gerçek bir veri seti için Bridge tahminlerinin nasıl elde edildiğinin gösterilmesi de önemlidir. Bu nedenle 1998:1-2019:1 dönemine ait çeyreklik Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) ve Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu (GSSSO) verileri kullanılmıştır. Kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden (TCMB-EVDS, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>) alınmıştır. Uygulamada kullanılan her iki veri seti de mevsimsellikten arındırılmamıştır. Ayrıca Bölüm 3.5'te de belirtildiği üzere üstel bir yapı sergileyen her iki seriyi de doğrusal hale getirmek amacıyla logaritmaları alınmıştır.

Şekil 7'de yer alan LNGSYİH ve LNGSSO, sırasıyla logaritması alınmış ve mevsimsellikten arındırılmamış Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu serilerini ifade etmektedir. Verilen dönem için her iki serinin grafikleri incelendiğinde yukarı yönde trend olduğu görülmekte bu da serilerin durağan olmadığına başka bir deyişle birim kök içerebileceğine işaret etmektedir. Buna ilaveten serilerdeki mevsimsellik dikkate değer düzeydedir.



Şekil 7. Logaritmik ve Mevsimsellikten arındırılmamış Makroiktisadi Serilerin Grafikleri

Yapılan analizde LNGSYİH ve LNGSSO serilerinin frekans bazında içerdikleri mevsimsel birim kökleri tespit edebilmek amacıyla HEGY testi ile Bridge tahmin ediciden elde edilen bulgular karşılaştırılmıştır.

Uygulanan HEGY testinde sadece sabit terim (Model 1),

$$Y_{4t} = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{i=1}^{11} \beta_i Y_{4,t-i} + \varepsilon_t \quad (4.26)$$

sabit terim ve mevsimsel kukla (Model 2),

$$Y_{4t} = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{11} \beta_i Y_{4,t-i} + \varepsilon_t \quad (4.27)$$

sabit terim, trend ve mevsimsel kukla (Model 3),

$$Y_{4t} = \alpha_0 + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j D_{jt} + \delta t + \sum_{i=1}^{11} \beta_i Y_{4,t-i} + \varepsilon_t \quad (4.28)$$

içeren modeller kullanılmıştır. Kullanılan bu modellerde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerine de yer verilmiş, uygulama aşamasında HEGY testinde maksimum gecikme uzunluğu, Castro ve diğerleri'nin (2014) çalışmasında belirtildiği gibi eşitlik (3.32)'de $l = 12$ alınarak hesaplanmış ve 11 olarak bulunmuştur. Uygun gecikme uzunluğu HEGY testi için bölüm 2.3.2 ve bölüm 2.3.3'te sözü geçen Akaike ve Bayesyen Bilgi Kriterleri

(AIC ve BIC) kullanılarak belirlenmiştir.

Bridge tahmin edici ile serilerin mevsimsel birim köklerinin belirlenmesi ve birim köklerin frekans dönemlerinin saptanması amacıyla kullanılan modele tüm deterministik bileşenler dahil edilmiştir. Ayrıca bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri de modele eklenmiş ve gecikme uzunluğu, eşitlik (3.32) ile hesaplanarak 11 alınmıştır. Model (4.28)' in sabit terim, trend ve mevsimsel kukla deterministik bileşenleri de dahil olmak üzere tüm parametreleri $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4)'$ ve $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)'$ kullanılarak cezalandırılmış ve hata kareleri toplamını minimize eden Bridge tahmin edici

$$\hat{\beta}^{bridge}(\lambda, \gamma) = \underset{\lambda, \gamma}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum (Y_{4t} - \pi_1 Y_{1,t-1} - \pi_2 Y_{2,t-1} - \pi_3 Y_{3,t-2} - \pi_4 Y_{3,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 D_{1t} - \alpha_2 D_{2t} - \alpha_3 D_{3t} - \delta t - \beta_1 Y_{4,t-1} - \dots - \beta_{11} Y_{4,t-11})^2 + \lambda_1 \sum_{j=1}^4 |\pi_j|^{\gamma_1} + \lambda_2 \sum_{j=0}^3 |\alpha_j|^{\gamma_2} + \lambda_3 |\delta|^{\gamma_3} + \lambda_4 \sum_{i=1}^{11} |\beta_i|^{\gamma_4} \right\} \quad (4.29)$$

olarak verilmiştir. (4.29)'daki Bridge tahminleri hesaplanırken LQA algoritması kullanılmıştır. Bridge tahmin edicide uyarlama parametresi ve katı eşik parametresinin seçiminde daha önceden de sözü edildiği gibi MBIC kriterini birlikte minimum yapan C_1 ve Λ değerleri kullanılmıştır. Bu amaçla $\Lambda = \{0,1; 1; 10; 100\}$ alınarak modeldeki tüm bileşenler için ortak uyarlama parametresi belirlenmiş ve $C_1 = \{1:2:35\}$ olarak alınmıştır. $m = 1, 2$ için $\hat{\pi}_m > -c_1/n$ ise $\hat{\pi}_m = 0$; $m = 3, 4$ için $|\hat{\pi}_m| \leq c_1/n$ ise $\hat{\pi}_m = 0$; $|\hat{\alpha}_j| \leq c_1/\sqrt{n}$ ise $\hat{\alpha}_j = 0$; $|\hat{\delta}| \leq c_1/\sqrt{n^3}$ ise $\hat{\delta} = 0$ ve $|\hat{\beta}_j| \leq c_1/\sqrt{n}$ ise $\hat{\beta}_j = 0$ olarak alınmıştır. Burada katı eşik operatörü Caner ve Knight (2013) tarafından önerildiği şekliyle uygulanmıştır. Eşitlik (4.29)'da π_m , $m = 1, \dots, 4$ terimini cezalandırmak için $\gamma_1 = \frac{1}{4}$; α_0 (sabit terim) ve α_j , $j = 1, \dots, 3$ (mevsimsel kukla) terimlerini cezalandırmak için $\gamma_2 = \frac{1}{2}$; δ (trend) terimini cezalandırmak için $\gamma_3 = \frac{1}{3}$ ve β_i , $i = 1, \dots, 11$ (bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri) terimini cezalandırmak için ise $\gamma_4 = \frac{1}{2}$ alınmıştır. Bridge tahmin edici kullanılarak elde edilen modelin tahmini sonucunda tek seferde gecikme uzunluğu, modelde kalan deterministik bileşenler, hangi frekanslarda birim kök olduğu ve hangi frekanslarda birim kök olmadığı belirlenmiştir.

LNGSSSO ve LNGSYİH serileri için R programı kullanılarak elde edilen $\theta = 0, \frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \frac{3}{4}$ frekanslarındaki HEGY birim kök testi sonuçları ve MATLAB programı

kullanılarak elde edilen Bridge tahmin edici sonuçları sırasıyla Tablo 14 ve Tablo 15’te verilmiştir.

Tablo 14’te sıfır frekans, yarıyıllık frekans ve yıllık frekans için mevsimsel birim kök olup olmadığını belirlemek amacıyla LNGSSSO verisi üzerine AIC ve BIC yöntemleri kullanılarak uygulanan HEGY testi sonuçları ile Bridge tahmin edicinin kullanılmasından elde edilen sonuçlar yer almaktadır. LNGSSSO verisi için HEGY-AIC testinden elde edilen sonuçlar incelendiğinde sadece sabit terimli modelde gecikme uzunluğunun 7 olarak belirlendiği ve tüm frekanslarda birim kökün var olduğu görülmektedir. Aynı veri için sabit terim ve kukla değişkenlerinden oluşan model incelendiğinde sadece sabit terim içeren modelde olduğu gibi gecikme uzunluğunun 7 olarak belirlendiği ve her üç frekansta da birim kökün var olduğu görülmektedir. Sabit terim, kukla değişkenler ve trend içeren model göz önünde bulundurulduğunda ise gecikme uzunluğunun 5 olarak belirlendiğini; yarıyıllık ve çeyrek yıllık frekansta birim kökün mevcut olduğunu ancak sıfır frekansta birim kökün var olmadığını ($t = -3,1914$, p -değeri $<0,05$) söylemek mümkündür.

BIC kullanılarak uygulanan HEGY testi sonuçlarına göre LNGSSSO verisi için sadece sabit terim içeren modelde gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiş ve tüm frekanslarda birim kökün mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aynı veri için sabit terim ve kukla değişken; sabit terim, kukla değişken ve trend içeren modellerde gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Ayrıca sabit terim ve kukla değişken içeren modelde altı aylık frekansta birim kökün varlığı reddedilmiş ($t = -3,3508$, p -değeri $<0,01$), sıfır frekans ve çeyrek yıllık frekanslarda ise birim kök olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sabit terim, kukla değişken ve trend içeren model göz önünde bulundurulduğunda ise test sonucuna göre her üç frekansta da birim kökün olduğu görülmektedir.

Mevcut veri için Bridge tahminlerine bakıldığında ele alınan model için deterministik bileşen katsayı tahminlerinin ve gecikme uzunluğunun 0 olduğu görülmektedir. Ayrıca elde edilen bulgulara göre sıfır frekansta birim kök olduğu, yarıyıllık ve çeyrek yıllık frekansta birim kök olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 14

LNGSSSO için HEGY-AIC, HEGY-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular

Katsayı	HEGY-AIC			HEGY-BIC			Bridge
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 3
$\hat{\pi}_1$	-0,0043 (-0,8338) [0,5599]	-0,0040 (-0,8092) [0,6462]	-0,0584 (-3,1914) [0,0454]**	-0,0064 (-1,2995) [0,530]	-0,0060 (-1,2635) [1,000]	-0,0503 (-2,9911) [0,8502]	0
$\hat{\pi}_2$	-0,0189 (-0,4548) [0,3293]	-0,3159 (-1,8847) [0,1345]	-0,2945 (-2,0029) [0,3536]	-0,0183 (-0,448) [0,4118]	-0,4458 (-3,3508) [0,00005]*	-0,4101 (-3,2029) [0,8488]	-0,0937
$\hat{\pi}_3$	-0,0165	-0,0899	-0,1050	-0,0228	-0,1813	-0,1807	-0,0990
$\hat{\pi}_4$	-0,0615	-0,2196	-0,2154	-0,0970	-0,4647	-0,4062	-0,0995
$F: \pi_3$	0,239	1,8015	2,2959	0,623	11,7068	9,6728	-
$\cap \pi_4$	[0,8306]	[0,4816]	[0,8479]	[0,5424]	[0,5060]	[0,7601]	-
k	7	7	5	5	1	1	0
c	-	-	-	-	-	-	1
λ	-	-	-	-	-	-	0,1
$MBIC$	-	-	-	-	-	-	-3,6278

1. Parantez içindeki değerler t istatistiklerini; köşeli parantez içindekiler ise p değerlerini göstermektedir.

2. *: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıyı göstermektedir.

3. **: %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıyı göstermektedir.

Tablo 15'te sıfır frekans, yarıyılılık frekans ve yıllık frekans için mevsimsel birim kökün varlığını belirlemek amacıyla LNGSYİH verisi için uygulanan HEGY-AIC, HEGY-BIC testlerinden elde edilen sonuçlar ve Bridge tahmin edicinin kullanılmasından elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. LNGSYİH verisi için sonuçlar incelendiğinde ise AIC'ye göre yapılan HEGY testinde sabit terimli modelde gecikme uzunluğu 10 olarak belirlenmiş ve tüm frekanslarda mevsimsel birim kökün olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sabit terim ve kukla değişken içeren model için gecikme sayısı 2 olarak belirlenmiştir. Ayrıca bu model için sıfır frekans ve çeyrek yıllık frekanslarda birim kökün mevcut olduğu sonucuna ulaşılrken, altı aylık frekansta birim kökün olmadığı ($t = -2,7483$, p-değeri<0,01) sonucuna ulaşılmıştır. Sabit terim, kukla değişken ve trend içeren model göz önünde bulundurularak elde edilen sonuçlara göre gecikme uzunluğunun 1 olarak belirlendiği görülmektedir. Ayrıca bu modelde her üç frekans için de birim kökün mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

BIC'ye göre yapılan HEGY testi sonuçlarına göre sabit terim; sabit terim, kukla değişken ve trend içeren modellerde gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenirken, sabit terim ve kukla değişken içeren modelde gecikme uzunluğu 0 olarak belirlendiği görülmektedir. Sadece sabit terim; sabit terim, kukla değişken ve trend içeren modeller için elde edilen

sonuçlara göre tüm frekanslarda birim kökün var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aynı veri için sabit terim ve trend içeren modelde sıfır frekans ve yarıyıllık frekanslarda birim kök olduğunu söylemek mümkün iken çeyrek yıllık frekansta birim kökün olmadığı ($F = 31,0635$, p-değeri $<0,05$) ifade edilebilmektedir.

LNGSYİH verisi için Bridge tahminlerine bakıldığında ise tüm modeller için deterministik bileşen katsayı tahminlerinin ve gecikme uzunluğunun 0 olduğu söylenebilmektedir. Ayrıca ele alınan model için her üç frekans düzeyinde de birim kök olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 15

LNGSYİH için HEGY-AIC, HEGY-BIC Testleri ve Bridge Tahmin Edici Kullanımından Elde Edilen Bulgular

Katsayı	HEGY-AIC			HEGY-BIC			Bridge
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 3
$\hat{\pi}_1$	-0,0022 (-0,6262) [0,5743]	-0,0003 (-0,1091) [1,000]	-0,0509 (-2,797) [0,9407]	-0,0029 (-0,8655) [1,000]	0,0001 (0,038) [1,000]	-0,0509 (-2,797) [0,8278]	0
$\hat{\pi}_2$	0,0063 (0,1386) [0,418]	-0,3502 (-2,7483) [0,00034]*	-0,3972 (-3,5203) [0,9495]	-0,0411 (-0,9038) [0,9597]	-0,5553 (-5,4431) [0,1222]	-0,3972 (-3,5203) [0,8602]	0
$\hat{\pi}_3$	-0,0303	-0,4493	-0,3908	-0,0303	-0,4260	-0,3908	0
$\hat{\pi}_4$	-0,0193	-0,3604	-0,3323	-0,0258	-0,4702	-0,3323	0
$F: \pi_3$	0,9754	14,6223	12,2763	1,0912	31,0635	12,2763	-
$\cap \pi_4$	[0,4777]	[0,1194]	[0,3341]	[0,1607]	[0,0287]**	[0,5134]	-
k	10	2	1	1	0	1	0
c	-	-	-	-	-	-	5
λ	-	-	-	-	-	-	0,1
$MBIC$	-	-	-	-	-	-	-5,2864

1. Parantez içindeki değerler t istatistiklerini; köşeli parantez içindekiler ise p değerlerini göstermektedir.

2. *: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıyı göstermektedir.

3. **: %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıyı göstermektedir.

Tablo 14 ve 15'ten elde edilen bulgulara göre HEGY testinde AIC'nin gecikme uzunluğunu genelde yüksek, BIC'nin ise düşük seçtiği görülmektedir.

Elde edilen sonuçlar genel olarak incelenirse, HEGY test sonuçlarının kullanılan modele ve gecikme uzunluğuna göre farklılık gösterebildiği ifade edilebilmektedir. Bridge tahmin edicide gecikme uzunluğu, model seçimi ile köklerin belirlenmesi tek seferde yapılmakta ve bu nedenle tutarsız sonuçlar elde edilmemektedir. Ayrıca literatürde yer alan çalışmalarda (Özmen ve Şanlı, 2018) GSSSO verisi için ortaya konan

mevsimsel birim köklere ait bulgular incelendiğinde ele alınan tüm modeller için sıfır frekansta birim kök olduğu sonucuna ulaşılırken; yarıyıllık frekansta “sabit, kukla” ve “sabit, kukla, trend” içeren modellerde mevsimsel birim kök olduğu sonucuna ulaşılmış diğer modellerde ise mevsimsel birim kök olmadığına karar verilmiştir. Yıllık frekansta ise tüm modeller için birim kök olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlarla karşılaştırıldığında sıfır frekans ve yıllık frekans için elde edilen sonuçların aynı olduğu görülmektedir. Öte yandan literatürde HEGY testi yarıyıllık frekansta bazı modeller için mevsimsel birim kökün olduğuna bazıları için ise olmadığına karar vermektedir. Bridge tahmin edici ise tüm modeller için yarıyıllık frekansta mevsimsel birim kökün var olduğuna karar vermiştir. Buna göre HEGY testi, kullanılan modele göre farklılık gösterirken; Bridge tahmin edicide bu durum söz konusu olmamaktadır. Bunun yanı sıra GSYİH verisinin mevsimsel birim köklerinin incelendiği çalışmalara (Kızılgöl, 2011; Şanlı, 2015) bakıldığında tüm modeller ve tüm frekanslar için seride mevsimsel birim kökün bulunduğu gösterilmiştir. Bu sonuçlar, tez çalışması kapsamında Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlarla aynı olduğundan mevsimsel birim kökün belirlenmesinde Bridge tahmin edicinin, HEGY testine alternatif olarak kullanılabileceği görülmektedir.

4.6. Sonuçlar

Tezin bu bölümünde mevsimsel birim kökün testi için Bridge tahmin edici tanımlanmış ve tanımlanan bu tahmin edici, gecikme uzunluğu AIC ve BIC’ye göre belirlenmiş HEGY testi ile karşılaştırılmıştır. Durağan ve durağan olmayan verileri üretmek için farklı veri üretim süreçleri kullanılmıştır. HEGY testi için t ve F istatistiklerine ait H_0 hipotezini reddetme yüzdeleri hesaplanmıştır. Benzer şekilde, aynı yüzdeler önerilen karar kriteri kullanılarak Bridge tahmin edici için de hesaplanmıştır. Bu yüzdeler sırasıyla durağan olmayan ve durağan seriler için anlamlılık düzeyine ve testin gücüne karşılık gelmektedir. del Barrio Castro, Osborn ve Taylor’un (2014) önerisi takip edilerek, kullanılan veri üretim süreci için anlamlılık düzeyi sonuçları $m = 0$ ve güçler ise $m = 5, 10, 20$ alınarak elde edilmiştir. Beyaz gürültü varsayımına ek olarak hata terimleri MA, SMA ve SAR formunda ifade edilerek altı farklı hata terimi yapısı ele alınmıştır. HEGY testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, AIC ve BIC kullanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu belirlendikten sonra Bridge tahmin edici uygun gecikme uzunluğunu kendisi belirlemektedir. Yapılan simülasyon deneyi sonucunda Bridge

tahmin edicinin tatmin edici sonuçlar verdiği görülmektedir. Ancak hata terimleri beyaz gürültü varsayımını sağlamadığında, her üç yöntemin de gerçekleşen anlamlılık düzeyleri açısından bazı bozulmalara sahip olduğu görülmektedir. Sonuçlar genel olarak HEGY testi için BIC'nin, AIC'den testin gücü anlamında daha üstün olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca Bridge tahmin edici güç olarak HEGY testinden daha iyi sonuçlar vermiştir. Bridge tahmin edici model seçimini ve birim kökün testini aynı anda yapabildiğinden, Bridge tahmin edicinin HEGY testinden daha kullanışlı olduğu ifade edilebilmektedir.

Sonraki aşamada, tanımlanan Bridge tahmin edici ve HEGY-AIC ve HEGY-BIC yöntemleri gerçek bir veri setiyle karşılaştırılmıştır. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu verileri kullanılarak yapılan uygulamada, HEGY testinde gecikme uzunluğu AIC ve BIC kullanılarak belirlenmiştir. HEGY testinde sadece sabit terim; sabit terim ve mevsimsel kukla; sabit terim, trend ve mevsimsel kukla içeren modeller kullanılırken, Bridge için gecikme uzunluğu 11 alınarak modele tüm deterministik bileşenler dahil edilmiştir. Modelin tahmini sonucunda tek seferde gecikme uzunluğu, modelde kalan deterministik bileşenler ve hangi frekanslarda birim kök olduğu belirlenmiştir. HEGY testinde AIC'nin gecikme uzunluğunu genelde yüksek, BIC'nin ise düşük seçtiği görülmektedir. LNGSYİH verisi için AIC'ye göre yapılan HEGY testinde sabit terim ve kukla değişken içeren modelde yarıyıllık frekansta mevsimsel birim kökün varlığı reddedilmiştir. Diğer tüm modellerde ve frekanslarda birim kökün mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. BIC'ye göre yapılan HEGY testindeyse hem sabit terim hem kukla içeren modelde çeyrek yıllık frekansta birim kökün varlığı reddedilmiştir. Aynı seride Bridge tahminlerine bakıldığında deterministik bileşen katsayı tahminlerinin ve gecikme uzunluğunun 0 olduğu görülmüş ayrıca tüm frekanslarda birim kök olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LNGSSSO verisi için AIC'ye göre yapılan HEGY testinde sabit terim, kukla değişken ve trend içeren modelde uzun dönem (sıfır frekans) frekansta birim kök olmadığı ifade edilebilmektedir. Diğer tüm modellerde ve tüm frekanslarda birim kökün mevcut olduğu görülmektedir. LNGSSSO verisi için BIC'ye göre yapılan HEGY testinde ise sabit terim ve kukla değişken içeren modelde yarıyıllık frekansta birim kökün olmadığı sonucuna ulaşılırken; geriye kalan tüm modellerde ve tüm frekanslarda birim kökün mevcut olduğuna karar verilmiştir. Bu seride Bridge tahminleri incelendiğinde deterministik bileşen katsayı tahminlerinin ve gecikme uzunluğunun 0 olduğu görülmüş; her üç model için de sıfır frekansta birim kökün bulunduğu, diğer frekanslarda ise birim kökün bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bridge tahmin edici gecikme uzunluğu, model

seçimi ile köklerin belirlenmesi işlemlerini tek seferde yapmakta ve dolayısıyla tutarsız sonuçlar elde edilmemektedir. Bu nedenle mevsimsel birim kökün belirlenmesinde Bridge tahmin edicinin, HEGY testine alternatif olarak kullanılabilceği görülmektedir.



BÖLÜM V

SONUÇ VE ÖNERİLER

5.1. Sonuçlar ve Öneriler

Bu çalışmada ekonometride yer alan iki farklı problem üzerinde durulmuştur. Bu problemlerden ilkinde literatürde sıklıkla karşılaşılan çoklu birim kök kavramı ele alınmıştır. Bilindiği üzere son yıllarda değişken seçimi için ceza terimi içeren pek çok yöntem önerilmiştir. Bu yöntemlerden bir tanesi olan Bridge tahmin edicinin kullanım alanları incelendiğinde, bu tahmin edicinin model seçimini ve parametre tahminini kahin özelliği sayesinde eş anlı olarak doğru bir şekilde yapabiliyor olması sebebiyle birim kökün testinde de doğru sonuçlar verebildiği görülmektedir. Bundan yola çıkılarak çalışmanın bu bölümünde, bir zaman serisinin birden fazla birim kök içermesi durumunda kullanılan Dickey-Pantula (DP) testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. İlk olarak DP birim kök testi için Bridge tahmin edici tanımlanmıştır. Tanımlanan Bridge tahmin edici ile DP birim kök testi veri üretim süreci gerçekte durağanken veya bir ya da birden fazla birim kök içeriyorken tahmin edilen bütünleşme sıralarına göre karşılaştırılmıştır. Hataların beyaz gürültü varsayımına ek olarak MA ve AR formunda olmasına da olanak tanınmıştır. DP testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, AIC ve BIC kullanılmıştır. Yanlış model seçim yüzdeleri kritik değerler ve katı eşik değerleri kullanılarak belirlenmiş, DP için kritik değerler ve Bridge tahmin edici için eşik değerleri elde edilmiştir. DP test istatistikleri için kritik değerleri elde etmek amacıyla $t_{3,n}^*(3)$, $t_{2,n}^*(3)$ ve $t_{1,n}^*(3)$ için sırasıyla $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ ($d = 3$), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ ($d = 2$) ve $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ ($d = 1$) kökleri kullanılmıştır. Bridge tahmin edici için $c_{1(i);0,05}$ ($i = 1,2,3$) katı eşik değerlerinin belirlenmesinde aynı veri üretim süreci kullanılmıştır. $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ ($d = 3$), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ ($d = 2$) ve $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ ($d = 1$) kökleri için yanlış model seçim oranı %5 olacak şekilde katı eşik değerleri üretilmiştir. Anlamlılık düzeyi ve anlamlılık düzeyine göre düzeltilmiş güçleri elde etmek için farklı kökler kullanılmıştır. Daha sonra beyaz gürültü, AR ve MA hata terimi yapıları için Bridge tahmin edici, Dickey-Pantula-AIC ve Dickey Pantula-BIC testlerinden elde edilen bütünleşme sıraları tahminlerine yer verilmiştir.

Yapılan simülasyon çalışması sonuçlarına göre Bridge tahmin ediciden elde

edilen sonuçlar beyaz gürültü, AR(1) ve MA(1) süreçleri için karşılaştırıldığında, MA(1) hataları için serinin bütünleşme sırasını belirleme konusunda elde edilen sonuçların daha iyi olduğu görülmektedir. Beyaz gürültü ve AR(1) hataları için sonuçlar incelendiğinde gerçekte birim kök sayısı 1 ve 0 iken Bridge tahmin edicinin genel olarak kökleri sırasıyla 2 ve 1 olarak tahmin ettiği görülmektedir. Buna göre, Bridge tahmin edicinin bazı durumlarda birim kökleri gerçek değerlerinden daha fazla sayıda tahmin ettiği ifade edilebilmektedir. Ele alınan kökler için doğru model seçimi yüzdeleri incelendiğinde Bridge tahmin edici beyaz gürültü ve AR(1) hataları söz konusu iken 15 farklı kök setinden 8'inde, MA(1) süreci göz önünde bulundurulduğunda ise 15 farklı kök setinden 10'unda bütünleşme sırasını DP-AIC ve DP-BIC'den daha yüksek olasılıkla doğru tahmin ettiği görülmüştür. MA(1) hataları için elde edilen sonuçlar Bridge tahmin edicinin birim kök sayısının tahmininde oldukça başarılı olduğunu kanıtlamaktadır. Bridge tahmin edici özellikle modelde 1 birim kök olması durumunda doğru modelin seçimi konusunda oldukça başarılı sonuçlar vermiştir. Ayrıca Bridge tahmin edici köklerin 1,0; 0,7; 0,7 olması durumunda da MA(1) sürecinde, beyaz gürültü ve AR(1) süreciyle karşılaştırıldığında birim kök sayısını daha yüksek bir olasılıkla doğru tahmin etmiştir. Bunun yanısıra MA(1) hata yapısı söz konusu iken modelde 2 birim kök olması ve birim kök olmaması durumlarında da Bridge tahmin edicinin başarılı sonuçlar verdiği görülmektedir. Kökler (0,7; 0,5; 0,5) ve (0,5; 0,5; 0,5) iken Bridge tahmin edici %100 olasılıkla serinin bütünleşme derecesini doğru olarak belirlemiştir. Tüm hata yapıları göz önünde bulundurulduğunda hem AIC'ye hem de BIC'ye dayanan Dickey-Pantula testinin bütünleşme sırasının tahmininde oldukça iyi sonuçlar verdiği gözlemlenirken, DP-BIC yönteminin beyaz gürültü hataları başta olmak üzere tüm hata yapıları için DP-AIC'den az da olsa daha üstün olduğu ifade edilebilmektedir.

Ayrıca gerçek veriler kullanılarak, ekonometrik bir uygulama ile de sonuçlar desteklenmiştir. Bu amaçla Bridge tahmin edici için $\gamma = \left(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right)'$ ve $\Lambda = \{0,001; 0,01; 0,1; 1; 10; 100\}$ olarak alınmıştır. c_1 katı eşik değeri kümesi $C_1 = (1: 1: 35)$ olarak alınmış ve maksimum gecikme uzunluğu $l = 12$ alınarak (3.32) formülü ile hesaplanmıştır. Bridge tahmin edici, maksimum gecikme uzunluğu belirlendikten sonra uygun gecikme uzunluğunu kendisi belirlemektedir. DP testi için gecikme uzunluğunun seçiminde AIC ve BIC kullanılmıştır. Dickey-Pantula test istatistikleri $t_{3,n}^*(3)$, $t_{2,n}^*(3)$ ve $t_{1,n}^*(3)$ için sırasıyla $m_1 = m_2 = m_3 = 1$ ($d = 3$), $m_1 = m_2 = 1, m_3 = 0$ ($d = 2$) ve $m_1 = 1, m_2 = m_3 = 0$ ($d = 1$) kökleri kullanılarak elde edilen

kritik değerler Dickey-Pantula testinde $\hat{t}_{n,\alpha}$ yerine kullanılmıştır.

Bütünleşme sırasını belirlemek amacıyla logaritması alınmış M2 ve TEFE verileri üzerine uygulanan DP-AIC, DP-BIC testlerinden ve Bridge tahmin edicinin kullanılmasından elde edilen sonuçlara göre gecikme uzunluğunun 0 ve serilerin bütünleşme derecesinin $I(2)$ olduğu görülmektedir. Yine logaritmik formdaki TÜFE verisi üzerine DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlara göre hem AIC'nin hem de BIC'nin gecikme uzunluğunu 0 olarak belirlediği ve serinin bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak bulduğu görülmektedir. TÜFE verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlar incelendiğinde gecikme uzunluğunun 3 olarak bulunduğu görülmektedir. Ayrıca elde edilen sonuçlara göre Bridge tahmin edici TÜFE verisi için bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak bulmuştur. Logaritması alınmış KBGSYİH verisi için DP-AIC, DP-BIC testleri ve Bridge tahmin edicinin uygulanmasıyla elde edilen sonuçlara göre DP-AIC testinin gecikme uzunluğunu 7, DP-BIC'nin ise gecikme uzunluğunu 2 olarak belirlediği görülmektedir. Hem AIC hem de BIC uygulanarak yapılan DP testi sonuçlarına göre serinin bütünleşme sırasının $I(2)$ olduğuna karar verilmiştir. KBGSYİH verisi için Bridge tahmin ediciden elde edilen sonuçlara göre gecikme uzunluğu 0 olarak belirlenmiştir. Ayrıca Bridge tahmin edici KBGSYİH verisi için bütünleşme sırasını $I(1)$ olarak bulmuştur.

Literatürde M2 para arzı, TEFE ve TÜFE verileri ile ilgili yapılan çalışmalar incelendiğinde analizden elde edilen bulguların literatürle uyumlu olduğunu göstermektedir. Ancak KBGSYİH verisi literatürdeki çalışmalar incelendiğinde serinin bütünleşme derecesinin $I(1)$ olduğu görülmektedir. Bu seri için bulgular incelendiğinde DP-AIC ve DP-BIC'nin daha önceki çalışmaların aksine serinin bütünleşme sırasını $I(2)$ olarak belirlediği; Bridge tahmin edicinin ise literatürle uyumlu olacak şekilde serinin bütünleşme sırasını $I(1)$ olarak belirlediği ifade edilebilmektedir.

Takip eden çalışmalarda seride birden fazla birim kök mevcut iken Bridge tahmin edicinin asimptotik dağılımlarının incelenmesi planlanmaktadır.

İncelenen ikinci problemde mevsimsel birim kökler üzerinde durulmuştur. Mevsimsel birim kökün testinde serinin hangi frekansta birim kök içerip hangi frekansta içermediğini tespit etmede kullanılan HEGY testi ele alınmış ve HEGY testine alternatif olarak Bridge tahmin edicinin kullanılması önerilmiştir. Bundan yola çıkılarak HEGY testi göz önüne alınarak oluşturulan mevsimsel model için Bridge tahmin edici tanımlanmış ve tanımlanan bu tahmin edici HEGY testi ile karşılaştırılmıştır. Durağan ve

durağan olmayan verileri üretmek için farklı veri üretim süreçleri kullanılmıştır. Beyaz gürültü varsayımına ek olarak hata terimleri MA, SMA ve SAR formunda da ifade edilmiştir. HEGY testi için gecikme uzunluğunun seçiminde, AIC ve BIC kullanılmıştır. Durağan olmayan ve durağan serilerde anlamlılık düzeyi ve testin gücü için HEGY testinde t ve F istatistiklerine ait H_0 hipotezini reddetme yüzdeleri hesaplanmıştır. Benzer yüzdeler önerilen karar kriteri kullanılarak Bridge tahmin edici için de hesaplanmıştır. Gerçekleşen anlamlılık düzeyine göre sonuçlar incelendiğinde, hem HEGY testi için hem de Bridge tahmin edici için bazı istenmeyen sonuçların olduğu görülmektedir. Sıfır frekans için sonuçlar değerlendirildiğinde tüm hata terimi yapıları için değerlerin $\alpha = 0,05$ 'ten önemli düzeyde sapmadığı görüldüğünden bu frekans için anlamlılık düzeyindeki bozulmalar göz ardı edilebilmektedir. Öte yandan diğer frekanslara bakıldığında bozulmaların ihmal edilemeyecek düzeyde olduğu söylenebilmektedir. Özellikle hata terimleri MA ve SMA iken tüm frekanslar için anlamlılık düzeyindeki bozulmalar oldukça yüksektir. Farklı frekanslar ve farklı T değerleri için anlamlılık düzeyi sonuçları genel olarak incelendiğinde, en yüksek bozulmanın Bridge tahmin edicide; en az bozulmanın ise HEGY-AIC testinde olduğu söylenebilmektedir. Hatalar için beyaz gürültü varsayımının sağlanması durumunda sıfır frekans, yarıyıllık frekans ve yıllık frekans için anlamlılık düzeyi bazındaki en tatmin edici sonuçların HEGY-BIC testinden elde edildiği gözlemlenirken; MA, SMA ve SAR formunda ifade edilen hata terimi yapıları incelendiğinde ise her üç frekans için de en iyi sonuçların genel olarak HEGY-AIC testinden elde edildiği görülmektedir. Testin gücü bakımından sonuçlar incelendiğinde Bridge tahmin edicinin HEGY testinden çok daha üstün olduğu düşünülmektedir. $m = 5$ ve 10 alınarak yöntemlerin güçlerinin karşılaştırılması sonucu elde edilen bulgulara göre Panel A (Beyaz Gürültü Hataları), Panel B (MA(1) Hataları: $\theta = -0,8$; $\Omega = 0$), Panel C (SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = -0,5$) ve Panel E (SAR(1) Hataları: $\phi = -0,5$) hata terimi yapıları için Bridge tahmin edicinin oldukça iyi sonuçlar verdiği görülürken; $m = 20$ için elde edilen bulgulara göre tüm hata yapıları için Bridge tahmin edici önemli düzeyde üstünlük sağlamıştır. Ayrıca genel olarak, T değeri arttıkça Bridge tahminlerinin gücünün arttığı da görülmektedir. HEGY test sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde BIC'nin, AIC'den daha iyi sonuçlar verdiği söylenebilmektedir. Öte yandan $m = 5$ ve 10 olarak alınması durumunda Panel D (SMA(1) Hataları: $\theta = 0$; $\Omega = 0,5$) ve Panel F (SAR(1) Hataları: $\phi = 0,5$) yapıları için herhangi bir yöntem diğerlerine üstünlük sağlayamamıştır.

Son olarak tanımlanan Bridge tahmin edici ve HEGY-AIC ve HEGY-BIC yöntemleri gerçek bir veri setiyle karşılaştırılarak simülasyon sonucundan elde edilen bulgular desteklenmiştir. Uygulamada Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Gayri Safi Sabit Sermaye oluşumu verileri kullanılmıştır. HEGY testinde gecikme uzunluğu belirlenirken AIC ve BIC'den faydalanılmıştır. HEGY testinde sadece sabit terim; sabit terim ve mevsimsel kukla; sabit terim, trend ve mevsimsel kukla içeren modeller kullanılırken, Bridge için modele tüm deterministik bileşenler dahil edilmiştir. Modelin tahmin edilmesiyle tek seferde gecikme uzunluğuna, modelde kalan deterministik bileşenlere ve frekans bazında birim köklere karar verilmiştir. Gecikme uzunluğunun, AIC kullanılarak uygulanan HEGY testinde genelde yüksek, BIC kullanılarak uygulanan HEGY testinde ise genel olarak düşük seçildiği görülmektedir. AIC'ye göre yapılan HEGY testinde LNGSYİH verisi için sabit terim ve kukla değişkenli modelde yarıyıllık frekansta mevsimsel birim kök olmadığı sonucuna ulaşılrken, diğer tüm modellerde ve frekanslarda mevsimsel birim kökün mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. HEGY(AIC) testinde LNGSSSO verisi için sonuçlar incelendiğinde sabit terim, kukla değişken ve trend içeren modelde sıfır frekansta birim kök olmadığı sonucuna ulaşılrken, diğer tüm modellerde ve frekanslarda mevsimsel birim kökün mevcut olduğu ifade edilebilmektedir. BIC'ye göre yapılan HEGY testindeyse LNGSYİH verisi için hem sabit terim hem kukla içeren modelde çeyrek yıllık frekansta birim kökün varlığı reddedilmiş diğer iki modelde ve tüm frekanslarda birim kökün var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Öte yandan aynı testte LNGSSSO verisi için hem sabit terim hem kukla içeren modelde yarıyıllık frekansta birim kökün olmadığı, diğer modeller ve frekanslarda ise birim kökün olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LNGSYİH için Bridge tahminlerine bakıldığında deterministik bileşen katsayı tahminlerinin ve gecikme uzunluğunun 0 olduğu görülmüş ayrıca tüm frekanslarda birim kökün mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LNGSSSO verisi için Bridge tahminleri incelendiğinde ise deterministik bileşen katsayı tahminlerinin ve gecikme uzunluğunun 0 olduğu görülmektedir. Ayrıca sıfır frekansta birim kökün var olduğu, diğer frekanslarda birim kökün bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Daha önceden de pek çok kez belirtildiği gibi Bridge tahmin edici, model seçimi ile frekans düzeyinde mevsimsel birim köklerin belirlenmesi işlemlerini tek seferde yapabilmektedir. Ayrıca literatürde yer alan hem GSSSO hem de GSYİH verilerinin mevsimsel birim köklerinin incelendiği çalışmalarda elde edilen bulguların tez çalışması kapsamında Bridge tahmin ediciden elde edilen bulgularla benzer olduğu görülmektedir.

Bridge tahmin edicinin bu avantajları düşünülürde gerek elde edilen simülasyon sonuçlarına göre gerekse de gerçek veriler kullanılarak yapılan uygulama neticesine göre bu çalışmada, frekans bazında mevsimsel birim köke karar verilirken Bridge tahmin yönteminin, HEGY testine alternatif olarak kullanılması önerilmektedir. Gelecek çalışmalarda mevsimsel birim kök için Bridge tahmin edicinin limit dağılımının incelenmesi planlanmaktadır.

KAYNAKÇA

- Akaike, H. (1974). A newlook at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716–723.
- Akdi, Y., Metin Özcan, K., & Yalçın, Y. (2003). Robustness of unit root tests when the series are $I(2)$. *METU Studies in Development*, 30, 19-34.
- Arslan, O. (2016). Penalized MM regression estimation with l_γ penalty: a robust version of bridge regression. *Statistics- A Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 50(6), 1236-1260.
- Ayvaz Kızılgöl, Ö. (2011). Mevsimsel eşbütünleşme testi: Türkiye'nin makroekonomik verileriyle bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25(2), 13-25.
- Balaylar, N. A., & Abuk Duygulu, A. (2004). Türkiye'de para ikamesi olgusu ve para talebinin istikrarı. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 33-55.
- Beaulieu, J. J., & Miron, J. A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics*, 55, 305-328.
- Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1970). *Time series analysis: Forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day.
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman serileri analizi*. Ankara: Ekin Yayınevi.
- Breiman, B. L. (1996). Heuristics of instability and stabilization in model selection. *The Annals of Statistics*, 24(6), 2350-2383
- Burrige, P., & Taylor, A. M. R. (2004). Bootstrapping the HEGY seasonal unit root tests. *Journal of Econometrics*, 123(1), 67-87.
- Caner, M. (1998). A locally optimal seasonal unit root test. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 349-356.
- Caner, M. (2009). LASSO-type GMM estimator. *Econometric Theory*, 25, 1-21.
- Caner, M. (2011). Selecting the correct number of factors in approximate factor models: The large panel case with Bridge estimators. Mimeo, North Carolina State University.
- Caner, M., & Knight, K. (2013). An alternative to unit root tests: Bridge estimators differentiate between nonstationary versus stationary models and select optimal lag. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 143(4), 691-715.

- Chand, S. (2012). On tuning parameter selection of LASSO-type methods - a Monte Carlo study. *In IBCAST 2012: Proceedings of the 9th International Bhurban Conference on Applied Sciences & Technology*, 120–129.
- Charemza, W. W., & Deadman, D. F. (1997). *New directions in econometric practice: General to specific modelling, cointegration and vector autoregression* (2nd ed.). Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Chatterjee, A., & Lahiri, S. N. (2011). Bootstrapping LASSO estimators. *Journal of the American Statistical Association*, 106(494), 608-625.
- Craven, P., and Wahba, G. (1979). Smoothing Noisy Data With Spline Functions. *Numerische Mathematik*, 31, 377-403.
- Çağlayan, E. (2003). Yaşam boyu sürekli gelir hipotezi'nde mevsimsellik. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18(1), 409-422.
- Çoban, O., & Özcan, C. C. (2013). Türkiye'de turizm gelirleri-ekonomik büyüme ilişkisi: Nedensellik analizi (1963-2010). *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 243-261.
- del Barrio Castro, T., Osborn, D. R., & Taylor, A. M. R. (2012). On augmented HEGY tests for seasonal unit roots. *Econometric Theory*, 28(5), 1121-1143.
- del Barrio Castro, T., Osborn, D. R., & Taylor, A. M. R. (2014). The performance of lag selection and detrending methods for HEGY seasonal unit root tests. *Econometric Reviews*, 0(0), 1-47.
- Diaz-Emparanza, I., & Lopez-de-Lacalle, J. (2006). Testing for unit roots in seasonal time series with R: The uroot package. <https://www.jalobe.com/doc/uroot.pdf>, Erişim Tarihi: 02.03.2017.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dickey, D. A., Hasza, D. P., & Fuller, W. A. (1984). Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, 79, 355-367.
- Dickey, D. A., & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4), 455-461.
- Donoho, D. L., & Johnstone, I. M. (1995). Adapting to unknown smoothness via wavelet shrinkage. *Journal of the American Statistical Association*, 90(432), 1200-1224

- Dossal, C., Kachour, M., Fadili, J., Peyre, G., & Chesneau, C. (2013). The degrees of freedom of the LASSO for general design matrix. *Statistica Sinica*, 23, 809–828.
- Efron, B. B., Hastie, T., Johnstone, I., & Tibshirani, R. (2004). Least angle regression. *The Annals of Statistics*, 32(2), 407–499.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813–836.
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series* (2nd ed.). NJ, USA: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Erdoğan, S., & Beşballı, S. G. (2009). Türkiye’de banka kredileri kanalının işleyişi üzerine ampirik bir analiz. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11 (1), 28-41.
- Erdoğan, S., & Yıldırım, D. Ç. (2009). Türkiye’de faiz kanalı ile parasal aktarım mekanizması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(2), 57-72.
- Erdoğan, S., & Yıldırım, D. Ç. (2009). Türkiye’de eğitim – iktisadi büyüme ilişkisi üzerine ekonometrik bir inceleme. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 4(2), 11-22.
- Fan, J., & Li, R. (2001). Variable selection via nonconcave penalized likelihood and its oracle properties. *Journal of the American Statistical Association*, 96(456), 1348-1360.
- Frank, I. E., & Friedman, J. H. (1993). A Statistical view of some chemometrics regression tools. *Technometrics*, 35(2), 109-135.
- Franses, P. H., & Koehler, A. B. (1998). A model selection strategy for time series with increasing seasonal variation. *International Journal of Forecasting*, 14, 405-414.
- Franses, P. H., & Vogelsang, T. J. (1998). On seasonal cycles, unit roots, and mean shifts. *Review of Economics and Statistics*, 80, 231-240.
- Friedman, J. H., Hastie, T., Hofling, H., & Tibshirani, R. (2007). Pathwise coordinate optimization. *The Annals of Applied Statistics*, 1, 302–332.
- Fu, W. J. (1998). Penalized regression: The Bridge versus the LASSO, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(3), 397-416.
- Fu, W., & Knight, K. (2000). Asymptotics for LASSO-type estimators. *The Annals of Statistics*, 28(5), 1356-1378.
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to statistical time series*, New York: John Wiley.

- Ghysels, E., Lee, H. S., & Noh, J. (1994). Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of Econometrics*, 62, 415-442.
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.
- Gujarati, D. (2006). *Temel ekonometri* (4th ed.). İstanbul: Literatür.
- Güler, H., & Koşar, Ç. (2019). *Mevsimsel birim kök testi için Bridge tahmin edici*. (BAP Sonuç Rap. No. İİBF2012BAP4). Adana: Çukurova Üniversitesi BAP Komisyonu.
- Hall, A. R. (1994). Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 461-470.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. NJ, USA: John Wiley & Sons.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J., & Newbold, P. (2002). Seasonal unit root tests with seasonal mean shifts. *Economics Letters*, 76, 295-302.
- Hastie, T., & Tibshirani, R. (2009). Cross-validation and bootstrap. SLDM III.
- Hastie, T., Tibshirani, R., & Friedman, J. (2001). *The elements of statistical learning* (2nd ed.). New York: Springer-Verlag USA., 2001.
- Hazsa, D. P., & Fuller, W. A. (1979). Estimation for autoregressive processes with unit roots. *The Annals of Statistics*, 7(5), 1106-1120.
- Hoerl, A. E., & Kennard, R. W. (1970). Ridge regression: Biased estimation for nonorthogonal problems. *Technometrics*, 12(1), 55-67.
- Huang, B. J., Horowitz, J. L., & Ma, S. (2008). Asymptotic properties of Bridge estimators in sparse high-dimensional regression models. *The Annals of Statistics*, 36(2), 587-613.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Kirkland, L. - A., Kanfer, F., & Millard, S. (2015). LASSO tuning parameter selection. Proceedings of the 57th Annual Conference of SASA, 49 – 56.
- Klimaszewski, J., & Korzen, M. (2016). Optimization of l^p -regularized linear models via coordinate descent. *Schedae Informaticae*, 25, 61-72.
- Knight, K., & Fu, W. (2000). Asymptotics for LASSO-type estimators. *The Annals of Statistics*, 28(5), 1356-1378.
- Korkmaz, Ö., & Develi, A. (2012). Türkiye’de birincil enerji kullanımı, üretimi ve gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) arasındaki ilişki. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve*

İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 27(2), 1-25.

- Koutsoyiannis, A. (1989). *Ekonometri kuramı*. Ankara: Verso.
- Li, B., & Yu, Q. (2009). Robust and sparse Bridge regression. *Statistics and Its Interface*, 2, 481–491.
- Mallows, C. L. (1973). Some comments on C_p . *Technometrics* 12, 661-675.
- Mathematics Stack Exchange (2016, July 9). Local quadratic approximation. Message posted to <https://math.stackexchange.com/questions/1788079/local-quadratic-approximation>
- Mazumder, R., Friedman, J. H., & Hastie, T. (2011). SparseNet: Coordinate descent with nonconvex penalties. *J Am Stat Assoc.*, 106(495), 1125-1138.
- Mert, M., & Demir, F. (2014). Mevsimsel eşbütünlük ve mevsimsel hata düzeltme modeli: İthalat - ihracat verileri üzerine bir uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(4), 11-24.
- Muniz, G., & Kibria, B. M. G. (2009). On some ridge regression estimators: An empirical comparison. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 38(3), 621-630.
- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data dependent methods for selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268–281.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Osborn, D. R. (1990). A survey of seasonality in UK macroeconomic variables. *International Journal of Forecasting*, 6, 327-336.
- Osborne, M., Presnell, B., & Turlach, B. (2000). A new approach to variable selection in least squares problems. *IMA Journal of Numerical Analysis*, 20, 389-404.
- Otero, J., Smith, J., & Giuliatti, M. (2005). Testing for seasonal unit roots in heterogeneous panels. *Economics Letters*, 86, 229-235.
- Özmen, M., & Şanlı, S. (2018). Seasonal error correction models for macroeconomic variables: The case of Turkish economy. *International European Journal of Managerial Research Dergisi (EUJMR)*, 2(3), 23-42.
- Park, C., & Yoon, Y. J. (2011). Bridge regression: Adaptivity and group selection, *Journal of Statistical Planning and Inference*, 141, 143-701.
- Phillips, P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55, 277-301.

- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Rao, C. R., & Toutenburg, H. (1999). Linear models: Least square and alternatives (2nd ed.). New York: Springer.
- Rodriguez, P. M. M., & Taylor, A. M. R. (2004). Alternative estimators and unit root tests for seasonal autoregressive processes. *Journal of Econometrics*, 120, 35-73.
- Rodrigues, P. MM., and Taylor A. M. R. (2007). Efficient tests of the seasonal unit root hypothesis. *Journal of Econometrics* 141, 548-573.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Ann. Statist.* 6(2), 461-464.
- Shao, J. (1997). An asymptotic theory for linear model selection. *Statistica Sinica*, 7(2), 221-204.
- Shi, P., & Tsai, C. L. (2002). Regression model selection - a residual likelihood approach. *J. R. Statist. Soc. B*, 64(2), 237-252.
- Smith, J., & Otero, J. (1997). Structural breaks and seasonal integration. *Economics Letters*, 56(1), 13-19.
- Şanlı, S. (2015). The econometric analysis of seasonal time series: Applications on some macroeconomic variables. Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi, Adana.
- Tarı, R., & Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi*, 16(2), 95-105.
- Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the LASSO. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 58(1), 267-288.
- Tibshirani, B. R. J., & Tibshirani, R. (2009). A bias correction for the minimum error rate in cross-validation. *The Annals of Applied Statistics*, 3(2), 822-829.
- Tibshirani, R. J., & Taylor, J. (2012). Degrees of freedom in LASSO problems. *The Annals of Statistics*, 40(2), 1198-1232.
- Tuaç, Y., & Arslan, O. (2017). Variable selection in restricted linear regression models. <https://arxiv.org/ftp/arxiv/papers/1710/1710.04105.pdf>, Erişim Tarihi:17.07.2017
- Türe, H., & Akdi, Y. (2005). Mevsimsel kointegrasyon: Türkiye verilerine bir uygulama. 7. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, İstanbul Üniversitesi.
- Uçar, N., & Güler, H. (2010). Testing stochastic income convergence in seasonal heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 27, 422-431.
- Wang, H., & Leng, C. (2007). Unified LASSO estimation via least squares approximation. *Journal of the American Statistical Association*, 102, 1039-1048.
- Wang, H., & Leng, C. (2008). A note on adaptive group LASSO. *Computational Statistics*

and *Data Analysis*, 52, 5277-5286

- Wang, H., Li, R., & Leng, C. (2009). Shrinkage tuning parameter selection with a diverging number of parameters. *Journal of the American Statistical Association*, 71(3), 671-683.
- Wang, H., Li, G. & Tsai, C. (2007a) Regression coefficient and autoregressive order shrinkage and selection via the LASSO. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 69, 63–78.
- Wang, B. H., Li, R., & Tsai, C. L. (2007b). Tuning parameter selectors for the smoothly clipped absolute deviation method. *Biometrika*, 94 (3), s. 553–568
- Wu, B. T. T., & Lange, K. (2008). Coordinate descent algorithms for LASSO penalized regression. *Annals of Applied Statistics*, 2(1), 224–244.
- Yalçın, Y. (2001). Zaman serilerinde birim köklerin incelenmesi. Yüksek Lisans Tezi, Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Yu, Y., & Feng, Y. (2014). Modified cross-validation for penalized high-dimensional linear regression models. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 23(4), 1009-1027.
- Yumuşak, İ. G., & Yıldırım, D. Ç. (2009). Sağlık harcamaları iktisadi büyüme ilişkisi üzerine ekonometrik bir inceleme. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 4(1), 57-70.
- Zhou, Q. (2014). Monte Carlo simulation for LASSO-type problems by estimator augmentation. *Journal of the American Statistical Association*, 109(508), 1495-1516.
- Zou, H. (2006). The Adaptive LASSO and its oracle properties. *Journal of the American Statistical Association*, 101(476), 1418-1429.
- Zou, H., & Hastie, T. (2005). Regularization and variable selection via the elastic net. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 67(2), 301-320.
- Zou, B. H., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2007). On the “degrees of freedom” of the LASSO. *The Annals of Statistics*, 35(5), 2173–2192.
- Zou, B. Y., & Li, R. (2008). One step sparse estimates in noncave penalized likelihood models. *The Annals of Statistics*, 36(4), 1509-1533.

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

İsim-Soyisim : Çiğdem KOŞAR TAŞ
Doğum Tarihi : 21.09.1987
Doğum Yeri : SEYHAN / ADANA
Medeni Hal : Evli
Adres : Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi, I. Blok, Ekonometri Bölümü, No: 325,
01330, Sarıçam, Adana.
Email Adresi : ckosar@cu.edu.tr
Telefon : (0322) 3387254-6179

EĞİTİM BİLGİLERİ

2013-2019 (Doktora) : Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü,
Ekonometri Anabilim Dalı, Adana
2010-2013 (Yüksek Lisans) : Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü,
Ekonometri Anabilim Dalı, Adana
2006-2010 (Lisans) : Çukurova Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi,
Matematik Bölümü, Adana
2002-2005 (Lise) : Adana Ticaret Odası Anadolu Lisesi, Adana

İŞ DENEYİMİ

2012- Devam ediyor : Araştırma Görevlisi, Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve
İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Adana.