KROM ÜRETİM MİKTARI VE FİYATININ PANEL VERİ KULLANILARAK MODELLENMESİ

MODELLING OF CHROME PRICE AND PRODUCTION AMOUNT USING PANEL DATA

SEMİHA BABADAĞLI

TEZ DANIŞMANI

PROF. DR. CEM KADILAR

Hacettepe Üniversitesi

Lisansüstü Egitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin

İstatistik Anabilim Dalı için Öngördüğü

YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak hazırlanmıştır.

2019

SEMİHA BABADAĞLI'NIN hazırladığı "Krom Üretim Miktarı ve Fiyatının Panel Veri Kullanılarak Modellenmesi" adlı bu çalışma aşağıdaki jüri tarafından **İSTATİSTİK ANABİLİM DALI**'nda **YÜKSEK LİSANS TEZİ** olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. HÜSEYİN TATLIDİL

Başkan .....

Prof. Dr. CEM KADILAR

Danışman .....

Prof. Dr. M. AKİF BAKIR

Üye .....

Doç. Dr. SEMRA TÜRKAN

Üye .....

Dr. Öğr. Üyesi ESRA POLAT

Üye .....

Bu tez Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tarafından **YÜKSEK LİSANS TEZİ** olarak ..... / ..... /..... tarihinde onaylanmıştır.

Prof. Dr. Menemşe GÜMÜŞDERELİOĞLU

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

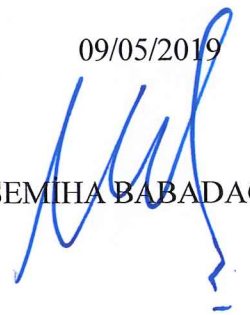
ETİK

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, tez yazım kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasında,

- tez içindeki bütün bilgi ve belgeleri akademik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- görsel, işitsel ve yazılı tüm bilgi ve sonuçları bilimsel ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- başkalarının eserlerinden yararlanılması durumunda ilgili eserlere bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunduğumu,
- atıfta bulunduğum eserlerin tümünü kaynak olarak gösterdiğimi,
- kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- ve bu tezin herhangi bir bölümünü bu üniversite veya başka bir üniversitede başka bir tez çalışması olarak sunmadığımı

beyan ederim.

09/05/2019



SEMİHA BABADAĞLI

YAYINLANMA FİKRİ MÜLKİYET HAKKLARI BEYANI

Enstitü tarafından onaylanan lisansüstü tezimin/raporumun tamamını veya herhangi bir kısmını, basılı (kağıt) ve elektronik formatta arşivleme ve aşağıda verilen koşullarla kullanıma açma iznini Hacettepe üniversitesine verdiğimi bildiririm. Bu izinle Üniversiteye verilen kullanım hakları dışındaki tüm fikri mülkiyet haklarım bende kalacak, tezimin tamamının ya da bir bölümünün gelecekteki çalışmalarda (makale, kitap, lisans ve patent vb.) kullanım hakları bana ait olacaktır.

Tezin kendi orijinal çalışmam olduğunu, başkalarının haklarını ihlal etmediğimi ve tezimin tek yetkili sahibi olduğumu beyan ve taahhüt ederim. Tezimde yer alan telif hakkı bulunan ve sahiplerinden yazılı izin alınarak kullanması zorunlu metinlerin yazılı izin alarak kullandığımı ve istenildiğinde suretlerini Üniversiteye teslim etmeyi taahhüt ederim.

Yükseköğretim Kurulu tarafından yayınlanan "**Lisansüstü Tezlerin Elektronik Ortamda Toplanması, Düzenlenmesi ve Erişime Açılmasına İlişkin Yönerge**" kapsamında tezim aşağıda belirtilen koşullar haricince YÖK Ulusal Tez Merkezi / H. Ü. Kütüphaneleri Açık Erişim Sisteminde erişime açılır.

- ☐ Enstitü / Fakülte yönetim kurulu kararı ile tezimin erişime açılması mezuniyet tarihimden itibaren 2 yıl ertelenmiştir.
- ☐ Enstitü / Fakülte yönetim kurulu gerekçeli kararı ile tezimin erişime açılması mezuniyet tarihimden itibaren .... ay ertelenmiştir.
- ☐ Tezim ile ilgili gizlilik kararı verilmiştir.

09/05/2019

(İmza)

SEMİHA BABADAĞLI

ÖZET

KROM ÜRETİM MİKTARI VE FİYATININ PANEL VERİ KULLANILARAK MODELLENMESİ

Semiha BABADAĞLI

Yüksek Lisans, İstatistik Bölümü

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Cem KADILAR

Nisan 2019, 78 sayfa

Bu tez çalışması kapsamında krom madenine ait bilgiler verilerek, Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğünden elde edilen verilerin yardımı ile madenin ocak başı satış fiyatını, ocak başı satış miktarını ve tahahkuk eden devlet hakkını etkileyen faktörler incelenmiştir. Stata-12 programı ile Panel Veri Analizi uygulaması yapılmıştır. Öncelikle, değişkenler arasında yatay kesit bağımsızlığı olup olmadığı incelenmiştir. Yatay kesit bağımlılığı bulunan verilere ikinci nesil birim kök testlerinden olan Pesaran birim kök testi uygulanmıştır. Modellerde birim ve zaman etkisi de araştırılmıştır. Birim ve zaman etkisi mevcut olan modellere Hausman Testi uygulanarak, sabit etkili model mi, rassal etkili model mi kullanılmalıdır sorusunun cevabı araştırılmıştır. Hausman test istatistiğinin sonucuna göre sabit etkili modelin uygulanmasına karar verilerek, varsayımların test edilmesine geçilmiştir. Değişen varyanslılık sorunu Wald testi ile; otokorelasyon sorunu Bhargava-Franzini-Narendranathan, Durbın,Watson Testi ve Baltagı,Wu Testi ile sınanmıştır. Modellerde degişen varyanslılık ve otokorelasyon sorunları tespit edilmesi üzere Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi kullanılarak modellerdeki katsayıların tahmini yapılmıştır. Seriler birbirleriyle ilşkili olmasına rağmen korelasyon matrisinde çoklu bağlantı sorununun olmadığı görülmüştür. 2005 ve 2015 yılları arasındaki verilere uygulanan panel veri analizine göre istatistiki açıdan ortalama dolar kurunun ocak başı satış fiyatı ve tahakkuk eden devlet hakkı bedelinin de ocak başı satış miktarı üzerinde etkili olduğu ve de negatif doğrultuda bir etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Aynı zamanda, stok miktarının da ocak başı satış fiyatı üzerinde negatif ve anlamlı etkisinin olduğu

görülmüştür.. Ayrıca, tüvenan üretim miktarı ve ocak başı satış fiyatı da ocak başı satış miktarı üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahiptir.

Anahtar Kelimeler: Panel Veri Analizi, Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi, Birim Kök Testleri, Pesaran Yatay Kesit Bağımsızlık Testi, F testi, En Çok Olabilirlik Oran (LR) Testi, Hausman Testi, Wald Testi, Bhargava, Franzini, Narendranathan Düzeltilmiş Durbın, Watson Testi, Baltagı, Wu Testi, Stata, Krom

ABSTRACT

MODELING OF CHROME PRICE AND PRODUCTION AMOUNT USING PANEL DATA

Semiha BABADAĞLI

Master's Degree, Department of Statistics

Supervisor: Prof. Dr. Cem KADILAR

April 2019, 78 pages

Within the scope of the thesis, by providing the information about the chrome mine, the factors affecting the quarry sales price, quarry sales amount and the right of government have been examined thanks to the data obtained the General Directorate of Mining and Petroleum Affairs. Panel Data Analysis is performed with Stata-12 program. First, it is investigated whether there is a cross-section independence between variables. After finding the cross-section dependence between variables, the Pesaran Unit Root Test, one of the second generation unit root tests, is performed. The effects of the unit and time are also investigated. The models, having the effects of unit and time, are investigated by applying Hausman Test and it is examined whether the fixed effect model or the random effect model should be used. According to the Hausman test statistic, it is decided to use the fixed effect model and then the assumptions are tested. Heteroscedasticity problem is tested by the Wald test and the problem of autocorrelation is tested by the Bhargava-Franzini-Narendranathan Durbin-Watson Test and Baltagi-Wu Test. The parameters of the models are obtained by using the Arellano-Froot-Rogers Estimator as there are heteroscedasticity and autocorrelation problems in the model. In addition, multi-collinearity problem is also investigated and it is found that there is no multi-colinearity in the models despite series are related. Finally, according to the results of the panel data analysis, performed to the data between 2005 and 2015, it is determined that the impacts of average dollar exchange rate

on quarry sales price, the prices of the right of government on the sales volume are significant and negative; besides, the stock amount has a remarkable and negative impact on the quarry sales price; whereas, the production quantity and the quarry sales price have a remarkable and positive effect on the quarry sales quantity.

Keywords: Panel Data Analysis, Arellano-Froot-Rogers Estimator, Unit Root Tests, Pesaran Cross Section Independence Test, F Test, Maximum Likelihood Ratio (LR) Test, Hausman Test, Wald Test, Bhargava-Franzini-Narendranathan Modified Durbin-Watson Test, Baltagi-Wu Test, Stata, Chrome

İÇİNDEKİLER

ABSTRACT iii

ŞEKİLLER vii

TABLOLAR viii

SİMGELER VE KISALTMALAR ix

1.GİRİŞ 1

2. PANEL VERİ ANALİZİ 6

2.1. Panel Veri Analizinin Avantajları 6

2.2. Panel Veri Analizi Modelleri 7

2.2.1. Klasik Panel Regresyon Modeli 8

2.2.2. Sabit Etkili Regresyon Modeli 9

2.2.3. Rassal Etkili Regresyon Modeli 9

2.3. Panel Veri Analizinde Birim Kök Testleri – Durağanlık 10

2.3.1. Birinci Nesil Birim Kök Testleri 11

2.3.2. İkinci Nesil Birim Kök Testleri 17

2.4. Panel Veri Analizinde Yatay Kesit Bağımsızlığı 18

2.5. Çoklu Doğrusal Bağlantı 19

2.6. Panel Veri Analizinde Birim Etkisi ve Zaman Etkisinin Araştırılması 20

2.6.1. F Testi 20

2.6.2. LR Testi 21

2.7. Panel Veri Analizinde Model Seçimi için Hausman Testi 22

2.8. Panel Veri Modellerinde Varsayımlar 22

2.8.1. Değişen Varyanslılık Sorunu 23

2.8.2. Panel Veri Analizinde Otokorelasyon Sorunu 25

2.9. Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi 28

3. TÜRKİYE'DE KROM MADENCİLİĞİNE AİT BİLGİLER VE PANEL VERİ ANALİZİ İLE İNCELENMESİ 29

3.1. Türkiye'de Krom Ocaklarının İşletilmesi 29

3.2. Türkiye'de Krom Madeni Ocağı Sayıları 30

3.3. Maden Ocaklarından Elde Edilen Gelirler 31
3.4. Değişkenler 32
3.5.Stata-12 ile Panel Veri Uygulaması 36
3.5.1.Model Kurulumu 36
3.5.2.Yatay Kesit Bağımsızlığı 37
3.5.3.Durağanlığın Araştırılması - Birim Kök Testleri 38
3.5.4.Çoklu Doğrusal Bağlantı 39
3.5.5.Model Seçimi 40
3.5.6. Hausman Testi 43
3.5.7. Değişen Varyanslılık Sorununun İncelenmesi 44
3.5.8. Otokorelasyon Sorununun İncelenmesi 45
3.5.9. Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi 46
4. SONUÇ 51
KAYNAKLAR 54
EK-1 : SATIŞ BİLGİ FORMU ÖRNEĞİ 57
EK-2: STATA-12 PROGRAMI VE PANEL VERİ UYGULAMASI 58
EK-3: TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU 77
ÖZGEÇMİŞ 78

ŞEKİLLER

Şekil 1: 2004-2015 Yılları Arası Ruhsat Sayıları 31
Şekil 2: 2005-2015 Yılları Arası Ortalama Tüvenan Üretim Değerleri 32
Şekil 3: 2005-2015 Yılları Arasında Ortalama Stok Değerleri 32
Şekil 4: 2005-2015yılları Arası Ortalama Ocak Başı Satış Mikataı 33
Şekil5: 2005-2015 Yılları Arasında Ortalama Devlet Hakkı Bedelleri 34
Şekil 6: 2005-2015 Yılları Arasında Ortalama Dolar Kuru Değerleri 34
Şekil 7:2005-2015 Yılları Arasında Ortalama Ocak Başı Satış Fiyatları 35

TABLOLAR

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımsızlığı Test Sonuçları 38
Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları 38
Tablo 3: Model-1 İçin Bağımsız Değişkenler Korelasyon Matrisi 39
Tablo 4: Model-2 İçin Bağımsız Değişkenler Korelasyon Matrisi 39
Tablo 5: Model-3 İçin Bağımsız Değişkenler Korelasyon Matrisi 40
Tablo 6: F Testi Sonuçları 40
Tablo 7: Olabilirlik Oran Testi Sonuçları 41
Tablo 8: Zaman Etkisi Test Sonuçları 42
Tablo 9: Birim Ve Zaman Etkisi Test Sonuçları 43
Tablo 10: Model-1 İçin Hausman Test İstatistiği 43
Tablo 11: Model-2 İçin Hausman Test İstatistiği 43
Tablo 12: Model-3 İçin Hausman Test İstatistiği 43
Tablo 13: Model-1 İçin Değişen Varyanslılık Sorunu Tespiti 44
Tablo 14: Model-2 İçin Değişen Varyanslılık Sorunu Tespiti 44
Tablo 15: Model-3 İçin Değişen Varyanslılık Sorunu Tespiti 45
Tablo 16: Model-1 İçin Otokorelasyon Sorunu Tespiti 45
Tablo 17: Model-2 İçin Otokrelasyon Sorunu Tespiti 46
Tablo 18: Model-3 İçin Otokorelasyon Sorunu Tespiti 46
Tablo 19: Model-1 İçin Arellano-Froot-Rogers Tahminleri 47
Tablo 20: Model-1 İçin Anlamlılık Testi Sonucu 47
Tablo 21: Düzeltilmiş Model-1 İçin Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-2 47
Tablo 22: Düzeltilmiş Model-1 İçin Anlamlık Testi Sonucu 48
Tablo 23: Model-2 İçin Arellano-Froot-Rogers Tahminleri 48
Tablo 24: Model-2 İçin Anlamlılık Testi Sonucu 49
Tablo 25: Düzeltilmiş Model-2 İçin Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-2 49
Tablo 26: Düzeltilmiş Model-2 İçin Anlamlılık Testi Sonucu 49
Tablo 27: Model-3 İçin Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-1 50
Tablo 28: Model-3 İçin Anlamlılık Testi Sonucu 50

SİMGELER VE KISALTMALAR

Kısaltmalar

ADF:	Augmented Dickey Fuller "Geliştirilmiş Dickey-Fuller
CADF:	Cross Sectionally. Augmented Dickey FullerYatay Kesit Geliştirilmiş Dickey-Fuller
DF:	Dickey-Fuller
DK:	Dolar kuru
EKK:	En Küçük Kareler
TEKK:	Toplanmış En Küçük Kareler
LR:	Olabilirlik Oran
MBYBS:	Maden Bilgi Sistemi
OSF:	Ocak başı satış fiyatı
OSM:	Ocak başı satış miktarı
SCLNO:	Genel Müdürlükçe verilen bu numara maden ocağının kimlik numarasıdır.
STK:	Stok miktarı
TEDH:	Tahakkuk eden devlet hakkı
TUV:	Tüvenan üretim
LM:	Lagrange Çarpanı
LBI:	Yerel En İyi Değişmez Testi

1.GİRİŞ

Çelik, alyaj (demir alaşımları), kimya ve refrakter sanayilerinde farklı oranlarda ve şekillerde kullanılan metalik bir element olan krom madeni, aşınmaya ve ısıya dayanıklı, kolay kırılabilen, iyi cilalanabilen, paslanmaz özelliği olan bir mineraldir. Bu özellikleri krom madenini sanayinin temel taşlarından biri haline getirmektedir. Krom madeni, kullanım alanlarına göre endüstride farklı şekillerde değerlendirilir.

Özellikle metal sanayide, krom cevherinin en önemli kullanım alanı ferro krom imalatıdır. Ferro krom, paslanmaz çelik üretiminde, ağır silah sanayide kullanılan mühim bir maddedir. Krom madeni çelik karışımına dahil edildiğinde, çeliğin mukavvemetini artırarak kırılmalara ve darbelere karşı mukavemet sağlar, aşınma ve paslanmadan korur. Bu özelliklerinden dolayı, krom madeninin çeşitli alaşımları ağır silah yapımında, deniz altı, uçak imalatı gibi alanlarda kullanılır.

Krom madeninden elde edilen kuvvetli alaşımlar yüksek sıcaklılara dirençli, yüksek verimli türbin motorlarının imalathında kullanılmaktadır. Son yıllarda, metal sanayisinde kullanılan krom madenin (krom demir alaşımları ve krom metalinin) yaklaşık %95'i ferro krom üretiminde kullanılmaktadır.

Dünyada da krom madenin bu özelliklerinden dolayı yüksek karbonlu ferro krom tüketiminde bir artış gözlenmektedir. Sanayi gelişimi yüksek düzeyde olan ülkelerin ihtiyacını karşılayabilmek adına oksitlenmeye karşı dayanıklı çelik üretiminin yıllık %3-3,5 oranında artacağı öngörülmektedir. Dolayısıyla, sanayisi gelişmiş ülkelerde de ferro krom talebinin aynı hızla artması beklenmektedir. Ferro krom kullanımı günden güne daha etkili olmakta ve bu, ferrokrom tüketiminin paslanmaz çelik üretiminden daha yavaş artmasına yol açmaktadır. Çünkü, çelik imalatı teknolojisindeki ilerlemeler cürufa karışarak ve oksitlenerek krom zayiatını düşürmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde, paslanmaz çelik için ferro kroma rağbet, 1980'li yılların ortasından bu güne yılda yüzde 3,5 oranında bir artış göstermiştir.

Sanayisi gelişmiş ülkeler içerisinde en büyük krom madeni kullanıcısı Amerika Birleşik Devleti'dir. Uzay sanayisinde lider olması sebebiyle batıda %55-60 oranında krom metali tüketmektedir. Uzay sanayisindeki gelişmelerle beraber, bu alanda kullanılan kaliteli alaşımlarda krom metalindeki tüketimin de aynı oranda artması beklenmektedir. Bununla

birlikte, geleneksel nikel bazlı süper alaşımların yerine, seramik ve kompozit malzemeler uzay endüstrisinde kullanılmaktadır. Bu yüzden, krom metali kullanımında muhtemel büyüme alanı uzay endüstrisi dahilinde değildir. Öte yandan, krom alaşımlarında, alaşımın özelliklerini değiştirmeden kullanılan krom miktarını düşürmeye yönelik çalışmalar yapılmakta ve krom bazlı malzemelerin yeniden kullanımı için yöntemler geliştirilmektedir.

Genellikle krom kimyasalları, kimyasal nitelikteki krom cevherinden direkt olarak edinilen sodyum bikromattan imal edilir. En çok tercih edilen krom kimyasalları, sodyum bikromat, kromik anhidrit ve krom oksittir. Kurşun kromat, bazik krom sülfat, sodyum kromat, potasyum bikromat, potasyum çinko kromat ve amonyum bikromat, ticari amaçla imal edilen diğer ikincil bileşiklerdir.

Antioksidan özelliklerinden dolayı krom kimyasalları, genellikle taşıtların yapımında ; kimya endüstrisinde de sodyum bikromat, kromik asit ve boya hammaddesi imalatında kullanılmaktadır. Metal kaplama, deri tabaklama, konserve kutulama, boya maddeleri (pigment), katalizör, seramikler, boyalar, parlatma malzemeleri, su arıtma, sondaj çamuru gibi birçok alanda krom kimyasalları kullanılır. Çelik imalatında yüksek fırınlarda genellikle refrakter nitelikteki krom madeni tercih edilmektedir. Son yıllarda yüksek fırın metoduyla çelik imalatındaki düşüşten dolayı, magnezyum karbon (Mg-Carbon) refrakterleri, magnezyum-krom refrakterlerinin yerini almıştır. [1].

Türkiye, dünyadaki krom rezervine sahip ülkeler arasında önemli bir yere sahiptir. Türkiye, 1860 yılından itibaren Dünya krom madenciliğinde lider rol oynamıştır. Ancak son yıllarda, ülke içinde ve dışında gerçekleşen teknik ve sosyo-ekonomik süreçlerin bir sonucu olarak, Güney Afrika, Kazakistan ve Hindistan'ın madenleri, dünya krom pazarındaki payını dördüncü sıraya indirmiştir. Sermaye, bilgi, teknik eksiklik içerisinde madenciliğin ve buna bağlı olarak krom madenciliğinin maliyetleri artmıştır. Verimlilik az, malzeme tüketimi ve maden kaybı fazla olmuştur. Rezervler tespit edilmemiştir. Sevkiyat problemi çözülemediğinden, uzak bölgelerdeki madenlerle kimse ilgilenmemiştir. Yüksek kaliteli Türk kromlarına rağmen, imalat, taşıma ve yükleme sistemlerindeki yetersizlikler nedeniyle müşteriler ve alıcı pazarlar, kromu başka yerlerde aramışlardır ve Rodezya'da, Filipinler'de, Küba'da ve daha birçok yerde keşfetmişlerdir.

Türkiye'de yer altından çıkarılan krom madenin tamamına yakın bölümü yurt dışına satılmaktadır. Tüvenan (madenin ocaktan çıkarılmış hali) halde ya da zenginleşme

işlemine tabi tutularak satılan krom madeni, madencilik sektöründe döviz geliri sağlayan önemli maden kaynaklarından biridir. Son yıllarda, krom madenin Türkiye'de kullanım alanı artmıştır. Zenginleştime işlemlerine tabii tutularak cevherin tenör oranı artırılarak piyasada satışı artmıştır. Tüvanan madenin iç piyasada artan tüketiminin yanı sıra önemli miktarda refrakter ve zenginleştirilmiş krom madeni satışı da yapılmaktadır.

Öte yandan, ülkemizin Alpin tipi olarak bilinen krom yataklarının düzensizliği nedeniyle, yıllık imalata oranla bilinen rezervler yetersizdir. Yerli endüstrinin ham maddesini güvende tutmak ve dış talepteki artışı karşılamak için, bilinen yatakların rezervlerini geliştirirken, yeni cevher potansiyelleri keşfetmek gayesiyle yeni sahaların aranması oldukça önemlidir. Krom zonları geneli itibariyle mercek, bant veya düzensiz şekilli kütleler meydana getirmektedir.

Türkiye'deki krom yatakları, açık bir dağılım düzeni göstermez; ancak ülke çapında ultrabazik kayaçlar içinde yayılmıştır. Türkiye'de tek olarak veya grup halinde 800 civarında krom yatağı ve krom madeni oluşumu bilinmektedir. Krom yataklarının dağılımı Türkiye'de 6 bölgede sayılabilmektedir. Bunlar önemlerine göre şöyle sıralanabilir:

1) Guleman (Elazığ) yöresi,
2) Fethiye,Denizli bölgesi ,
3) Bursa, Kütahya-Eskişehir bölgesi,
4) Mersin, Karsantı-Pınarbaşı bölgesi,
5) Erzincan, Kopdağ bölgesi,
6) İskenderun, Kahramanmaraş bölgesi .

Alpin tipi krom yataklarında krom cevherini meydana getiren kromit kristalleri genellikle krom bakımından yüksek ve demir açısından düşüktür. Bu nitelikteki kromit kristallerinin toplamının oluşturduğu som cevherler, çoğunlukla metal endüstrisinde kullanılmaktadır. Tenör oranı yüksek olan som cevherler, Türkiye'nin şu ana değin toplam krom cevheri imalatının kayda değer bir kısmını oluşturmuştur. Bilinen tenor oranı yüksek krom cevheri rezervlerinin azalmasından, tenör oranı yüksek yeni yataklar bulmanın zor olmasından ve piyasanın uygun olmasından dolayı, tenör oranı düşük ve kolay çalıştırılabilecek krom yataklarının çalıştırılması gittikçe artmaktadır. Önceden doğada çıkarılan % 45 oranındaki Cr_2O_3 tenöründen düşük krom cevherinin işletilememesine rağmen, bugün pazar koşullarının uygun olmasından dolayı % 9 oranında Cr_2O_3 tenörlü

kromititler işletilebilmektedir. Zenginleştirme tesislerinde işlem görmesinin ardından düşük tenörlü krom cevherleri piyasada satışa çıkarılabilmektedir

Türkiye krom cevheri üretimi miktar olarak yıllar itibariyle dalgalanmalar göstermektedir. Türkiye'nin köklü krom madenciliği kuruluşlarından olan Eti Krom, Eti Elektromet ve Türk Maadin gerçekleştirdikleri yenileme ve iyileştirme faaliyetleri ile yurtiçi ve yurtdışında dikey entegrasyon sağlayarak madencilik sektöründeki bu olumsuz olaylara daha çok karışmamışlardır.

Bununla birlikte, döküm kumu ve kimya kalitesinde krom cevheri bazında Türkiye ithalatçı ülke durumundadır. Türkiye'de ferrokrom üretimi vardır yine de ferrokrom ithal edilmektedir. Türkiye'de krom-ferrokrom-paslanmaz çelik düzeni oluşturulamamıştır ve krom alaşımlı çelik imalatı yeterli olmamıştır. Bu yüzden paslanmaz çelik ile birlikte nitelikli ve takım çeliklerinin de kısmi olarak ithalatı yapılmaktadır. Bu koşullar sonucunda, Türkiye'nin krom madenciliğinin hangi bağlamda gelişen pazar şartlarına ayak uyduramadığı tartışılmakta ve çözüm olarak yenilik, iş birliği, güçlendirme, birleştirme kavramları öne çıkmaktadır [2].

Türkiye'de maden ocakları 3213 sayılı Maden Kanuna tabii olarak işletilmektir. Bu kanun hükümleri gereğince maden ocaklarının işletilme hakkı gerçek ve tüzel kişilere verilmektedir. Bu gerçek ve tüzel kişiler her yıl gerçekleştirmiş oldukları faaliyetleri, Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü'ne faaliyet formları ile beyan etmekle yükümlüdürler. Bu formlar, maden ocağından çıkarılan maden miktarı (tüvenan üretim), satışı gerçekleştirilen maden miktarı, madenin birim satış fiyatı, madenin stok miktarı, satış sonucu oluşan devlet hakkı bedeli gibi bilgileri içermektedir.

Yukarıda bahsi geçen bilgiler kayıt altına alınarak madenlere ait veri tabanı oluşturulmaktadır. Çalışmamızda, krom madenine ait 2005 ve 2015 yılları arasındaki verileri kapsamaktadır. Değişkenlerimiz; ocak başı miktarı, ocak başı satış fiyatı, tahakkuk eden devlet hakkı, stok miktarı, ocak başı satış fiyatı ve yıllar itibariyle ortalama dolar kurlarından oluşmaktadır.

Krom madeni fiyat - üretim istikrarı sağlanamamış önemli bir metalik madendir. Literatürde, daha önce maden fiyatlandırılması ya da üretimine dair herhangi bir istatistiki

bir çalışma yapılmamıştır. Bu tez kapsamında da 2005-2015 yılları arasında oluşan fiyat, üretim ve de devlet hakkı bedeline olan etkileri araştırmak hedeflenmiştir.

Üretim miktarı, satış fiyatı, devlet hakkına etkileri araştırabilmek için üç model kurulmuştur. İlk modelde, ocak başı satış fiyatına; üretim miktarı, stok miktarı, satış miktarı ve ortlama dolar kurunun etkisi araştırılmıştır. İkinci modelde, tahakkuk eden devlet hakkı bedeline; üretim miktarı, stok miktarı, satış miktarı, dolar kuru, satış fiyatı etkileri araştırılmıştır. Son olarak da üçüncü modelde, üretim miktarına; satış miktarı, ortalama dolar kuru, satış fiyatı, stok miktarının etkileri araştırılmıştır. Bu kurulan üç model, Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi kullanılarak analiz edilmiştir.

2. PANEL VERİ ANALİZİ

Panel veri anlizi, zaman boyutu ve de yatay kesit boyutuna sahip verilerden oluşan ayrıca değişkenler arasındaki ilişkilerin yorumlanabilmesini sağlayan bir araştırma yöntemidir. Bu araştırma yönteminde, zaman verileri ile yatay kesit verileri bir araya getirilerek zaman boyutuna ve de yatay kesit boyutuna sahip veri seti meydana getirilmektedir. Bu veri tipi "Longitudinal (boylamsal) veri" olarak da ifade edilmektedir.

Sadece zaman serisi analizi uygulamanın yeterli olmadığı ya da sadece yatay kesit verileriyle çalışmanın yetersiz kaldığı hallerde panel veri, her iki veri türünün birlikte ele alınmasına olanak sağlamaktadır. Panel veri ile öngörülen formlarda kullanılan "birim" sözcüğü kişi, şirket, hane halkı, bölüm, bölge, ülkeyi, vb. tasvir etmektedir. Bu bağlamda değerlendirildiğinde, panel veri ifadesi, belirli bir zaman dönemi süresince yatay kesit gözlemlerinin birleştirilmesi demektir. Panel veri için, sadece yatay kesit değil aynı zamanda zamana göre değişen ve dolayısıyla birçok birimi ve çoklu gözlem periyodunu simültane olarak içinde barındıran veri türü olarak da ifade edilebilmektedir [3]. Bu veri tiplerinde, her bir yatay kesit için panel veri setinin zaman serisinin eşit uzunlukta olması haline dengeli panel; yatay kesitlere göre zaman serisi uzunluklarının değişmesi haline ise dengesiz panel denmektedir [4].

2.1. Panel Veri Analizinin Avantajları

Panel veri, homojen olmayan veri yapılarını kontrol edebilme olanağı sunar. Homojen olmayan veri yapılarında zaman serisi ve yatay kesit çalışmalarının, sapmalı (biased) sonuçlar çıkması riski vardır. Bu doğrultuda;

1. Panel verileri, en az iki boyut içerir: Enine kesitsel boyut ve zaman serisi boyutu. Yalnızca yatay kesit ya da yalnızca zaman serisi verilerini kullanmaktan daha fazla veri kullanılmasına olanak tanır. Bu şekilde elde edilen tahminlerde serbestlik derecesi artarak, daha etkili öngörü sonuçlarına ulaşılabilir.
2. Panel verileri daha aydınlatıcı verilerdir, daha yüksek oranda değişkenlik içerir, değişkenler arasında eşdoğrusallık daha azdır, serbestlik derecesi daha fazladır.
3. Zaman serisi çalışmalarında çoklu bağlantı sorunuyla karşılaşma riski fazladır. Ancak, panel veri analizinde daha yüksek miktarda serbestlik derecesi ve daha fazla değişkenlik içerdiği için çoklu doğrusallık problemiyle karşılaşma riski daha azdır.

4. Panel verileri, yatay kesit verilerinden ve zaman serisi verilerinden saptanamayan etkenleri daha iyi tanımlayabilir.
5. Panel veri modelleri, regresyon ve zaman serisi analizinden daha kompleks modelleri yaratmamıza ve sınamamıza olanak sağlar.
6. Makro seviyede sağlanan değişkenlere nispeten, bireyler, işletmeler ve hane halklarından benzer biçimde sağlanan mikro panel verileri daha kesin olabilmektedir.
7. Model parametrelerini daha doğru tahmin etmemizi sağlar.
8. Panel veri analizi yalnızca denetlenebilen etkilerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini göz önüne almakla kalmaz, aynı zamanda denetlenemeyen veya ölçülemeyen etkilerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini de gözlemler.
9. Heterojenlik, zaman serisi ve yatay kesit analizlerinde denetlenemediğinden sonuçlar sapabilmektedir. Bireysel heterojenlik, panel veri analizinde denetlenebilmektedir [5].

2.2. Panel Veri Analizi Modelleri

N sayıda birim ve T sayıda gözlemden meydana gelen, k adet açıklayıcı değişkenin genel doğrusal panel veri modeli, i=1,2,3,4....., N ve t=1,2,3,4.....,T olmak üzere

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \cdots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \qquad (2.1)$$

şeklindedir. Burada, Y_{it}, bağımlı değişken; X_k, bağımsız değişken; β_k, eğim parametresi ve u_{it}, hata kavramıdır. i göstergesi birimleri, t göstergesi ise zamanı temsil etmektedir. Y_{it} değişkeni, birimden birime ve bir zaman döneminden bir sonraki zaman dönemine değişik değerler alan bağımlı değişkeni temsil etmektedir. Kesit boyutu için i, zaman dönemi t olmak üzere iki alt indis kullanılmaktadır.

Panel verilerin modellenmesinde, katsayıların birim ve/veya zamana göre değer almasına dayanan türlü modeller bulunur. Panel veriler için uygulanan regresyon modelleri: Klasik, Sabit Etkili (Fixed Effect) ve Rassal Etkili (Random Effect) modellerdir [6].

Sabit parametrenin ve eğim parametresinin birimlere ve zamana göre stabil olduğu modeller, klasik panel veri modellerdir. Klasik panel regresyon modeli, aynı zamanda birim ve zaman etkilerinin homojen olduğu, etkin ve tutarlı tahminler veren Toplanmış (Pooled) En Küçük Kareler (TEKK) yöntemidir. "Sabit Parametreli Modeller", modelde eğim

göstergesinin sabit olduğu durumda, sabit katsayının birimlere ve/veya zamana göre farklılık gösterdiği modellerdir.

Bu modellerden eğim parametresi stabil, sabit prametresi kararsız olan modeller, panel veri analizinde sıklıkla kullanılan modellerdir. Bu tür modelleri kullanmak, birimler ve zamandan kaynaklanan değişiklikleri belirtmenin en kolay yoludur. Sabit katsayısı kararsız olan modeller, birçok nedenden dolayı dışlanan değişkenlerin, (gözlenemeyen) etkilerin sabit kavramı ya da hata kavramı ile belirtilmesine göre Sabit Etkili Model ve Rassal Etkili Model olarak adlandırılmaktadır. Bu modellerin her ikisinin de hata kavramlarının tüm zaman dönemi ve tüm birimler için bağımsız ve sıfır ortalamalı, σ^2 sabit varyanslı normal dağıldığı farz edilmektedir.

Buna ek olarak, modelle ilgili tahminde bulunulurken modelin sabit terimi, eğim katsayıları ve hata terimi ile ilgili birçok hipotez öne sürülmektedir. Bunlarla ilişkili öne sürülen hipotezlere göre beş farklı modelden bahsedilebilebilir.

Bu modeller aşağıda ifade edilmiştir.

1. Sabit ve eğim katsayıları birimlere ve zamana göre değişmez. Hata terimi, zaman ve birimlere göre ortaya çıkan değişiklikleri yansıtabilir.
2. Eğim parametreleri sabit olduğu sırada, sabit terim birimlere göre farklılık gösterebilir, fakat zamana göre stabil kalabilir.
3. Eğim parametreleri sabit olduğu sırada, sabit terim birimlere ve zamana göre değişebilir.
4. Sabit ve de eğim katsayıları birimlere göre değişkenlik gösterebilir.
5. Tüm katsayılar zamana ve de birimlere göre değişkenlik gösterebilir [7].

2.2.1. Klasik Panel Regresyon Modeli

Sabit terimin ve eğim parametresinin zaman serisi boyunca ve de yatay kesitler arasında sabit olduğu; hata kavramının zaman ve yatay kesitler boyunca gerçekleşen değişimleri içerdiği varsayılmaktadır. Bütün birimlerdeki verilerinin derlendiği ve bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenler üzerindeki etkilerinin incelendiği bu model, Toplanmış En Küçük Kareler (TEKK) modeli ya da klasik panel regresyon modeli olarak tanımlanmaktadır. Toplanmış en küçük kareler modeli

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i=1,2,3,4\ldots\ldots, N \text{ ve } t=1,2,3,4\ldots\ldots,T \qquad (2.2)$$

şeklinde ifade edilir. Burada, i, yatay kesit birimi; t, zamanı; β_0, sabit terimi; $\boldsymbol{\beta}$, (Kx1) boyutlu eğim parametreleri vektörünü; $\mathbf{X}_{it}$, (NTxK) boyutlu bağımsız değişkenler matrisini; $\mathbf{Y}_{it}$, (NTx1) boyutlu bağımlı değişkenler yöneyini; $\mathbf{u}_{it}$ ise (NTx1) boyutunda hata terimleri yöneyini temsil etmektedir. Bu çeşit bir modelde, sıfır ortalama ve sabit varyansla hata teriminin normal yayıldığı varsayılır. Bununla beraber, her bir yatay kesit birim için incelemeler arasında bağlantı olmaması ve birim ve zamana karşı hataların varyansının da sabit olması beklenmektedir [8].

2.2.2. Sabit Etkili Regresyon Modeli

Gözlemlenemeyen birim etkisinin her bir yatay kesit gözlem için öngörülen bir parametre olarak davranması durumunda sabit etkiden bahsetmek mümkündür. Sabit etkili regresyon modeli, i=1,2,3,4....., N ve t=1,2,3,4.....,T olmak üzere

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \qquad (2.3)$$

biçimindedir. Burada, eğim katsayıları tüm yatay kesit birimleri için aynı ($\beta_i = \beta$) olmasına rağmen, sabit katsayı birim etki barındırmasından dolayı birimden birime değişkenlik göstermektedir. Bu demek oluyor ki, birimler arasındaki farklılıklar sabit terimdeki farklılıklarla gösterilmektedir. Bu modelde, sabit terimin birimden birime değiştiği eğim katsayılarının zaman ve birime göre stabil olduğu farz edilmektedir.

Sonuç olarak,

$Y_{it} = \beta_{0t} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it}$ modeli, sabit terimin birimden birime göre stabil, eğim katsayılarının ise zaman ve birime göre stabil olduğu model,

$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it}$ modeli ise sabit terimin birimden birime ve zaman birimine göre değişen olduğu model olmaktadır.

2.2.3. Rassal Etkili Regresyon Modeli

Rassal etkili modelde, hata teriminin bir parçası olarak birimlere veya birimlere ve zamana göre ortaya çıkan farklılıklar modele eklenebilmektedir. Rassal etkili modelde birim etkisi, stabil olmadığı için sabit katsayı içerisinde değil, rasgele olduğundan dolayı hata payı içerisinde yer alır ve

$v_{it} = u_{it} + \mu_i$

şeklinde ifade edilir. (Birim etkisi içeren rassal etkili model)

Burada,

u_{it}: Panel Regresyon Modelin hata terimini

μ_i: Birim Hata : (Bireysel "spesifik" hata) bireysel değişiklikleri ve zamanı sabitleştirerek bireyler arasındaki farklılaşmayı ortaya koyar. Diğer bir deyişle, μ_i, i'inci yatay kesit birimin sabitini ifade etmektedir.

Bu durumda, rassal etkili regresyon modeli,

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} X_{kit} + v_{it} \qquad (2.4)$$

biçiminde ifade edilir [9].

Rassal etkili modelde varsayımlar:

1) Rasgele değişkenlerin, μ_i ve u_{it}, her i ve t için aralarında ilişki yoktur. $[E(\mu_i, u_{it}) = 0]$.

2) μ_i ve u_{it}'nin ortalamaları sıfırdır $[E(\mu_i) = 0$ ve $E(u_{it}) = 0]$.

3) u_{it}'nin varyansı $E(u_{it}\ u_{i't'}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = i'\ t = t' \\ 0, & \text{diğer durumlar için} \end{cases}$

4) μ_i'nin varyansı $E(\mu_i, \mu_{ii'}) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & i = i' \\ 0, & \text{diğer durumlar için} \end{cases}$

5) u_{it} Normal dağılmaktadır, $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$.

6) μ_i Normal dağılmaktadır, $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ [10].

2.3. Panel Veri Analizinde Birim Kök Testleri – Durağanlık

Ortalaması ve standart hatası zamanla sabitleşen ve iki zaman dilimi arasındaki ortak varyansı bu müşterek varyansın hesap edildiği sürece değil de sadece iki periyod arasındaki mesafeye dayandığı istatistiksel bir sürece "durağan" adı verilmektedir. Diğer bir deyişle, ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman boyunca sabit kalan bir zaman serisi, bu serinin birim kök sorunu olmaz ve bu durağan bir seri olarak temsil edilmektedir. Durağan olmayan bir seri ile çalışıldığında, sahte ilişkilere (spurious relation) sebep olan modellerle karşılaşılmaktadır [11].

Durağanlık testleri neticesinde, bir zaman serisinin durağan olmadığı neticesine ulaşılması durumunda, durağanlığı edinebilmek için seriler üzerinde fark alma veya trendden arındırma işlemleri gerçekleştirilmektedir. Diğer incelemelerde olduğu gibi panel veri modellerinde de öncelikle verilerin durağanlığının denetlenmesi gerekmektedir.

2.3.1. Birinci Nesil Birim Kök Testleri

Birimler arası ilişkinin olmadığı durumlarda tercih edilen Dickey Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi yaklaşımı üzerine şekillenmiş testlerdir.

2.3.1.1. Levın-Lin-Chu Panel Birim Kök Testi

Levin-Lin-Chu [12] Testi, birim sabitleri ve zaman trendlerini göz önüne alarak birim kök varlığını hesaplayan bir testtir. Bu testte birimler arası hata varyansı ve daha üst sıradan seri korelasyonun bağımsız farklılaşmasına müsaade edilmiştir. Levin, Lin ve Chu [12] tarafından oluşturulan bu test birinci dereceden kısmi otokorelasyonu elinde tuttuğu, ancak hata sürecindeki bütün diğer katsayıların birimler arasında bağımsız olarak farklılaşmalarına müsaade ettiği farz ettikleri çalışmalarını üç farklı model üzerine oluşturmuşlardır. Bunu yerine getirmek için ise stokastik bir y_{it} serisini dikkate alarak aşağıdaki modeller oluşturulmuştur.

$$\text{Model} - 1: \Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{Model} - 2: \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \rho y_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{Model} - 3: \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t + \rho y_{it-1} + u_{it}$$

Bu modeller sırasıyla sabitsiz, sabitli, sabitli ve deterministik trendli modelleri temsil etmektedir. Levin, Lin ve Chu [12] panel birim kök testinde temel teori, ikinci model göz önüne alınarak genelleme yapılırsa;

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL}\, \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi}\, d_{mt} + u_{it} \qquad m = 1,2,3$$

eşitliği elde edilir. Burada,

$$u_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} u_{it-j} + \varepsilon_{it} \qquad i=1,\ldots,N \text{ ve } t=1,\ldots,T$$

hata süreci, bireyler arasında serbest bir biçimde yayılmıştır ve her bir birim için durağan tekrarlı bir ARMA sürecini izlemektedir.

Burada, d_m ile deterministik değişkenlerin vektörünü ifade ederken , α_{mi} m=1,2,3 için katsayılar vektörünü ifade etmektedir. L=L(1,2,3.....p_i) denklemde L optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Hipotez;

$$H_0 = \rho_i = \rho = 1 \text{ (Seride genel birim kök vardır)}$$
$$H_1 = \rho_i = \rho < 1 \text{ (Seride genel birim kök yoktur)}$$

biçiminde kurulur. Levin-Lin-Chu panel birim kök testinde; standart sapma, uzun devre standart sapmanın kısa devre standart sapmaya oranı ile hesaplanmaktadır. Hesaplanan standart sapmalar revize edilmiş t istatistiğinin ölçümlenmesinde kullanılmaktadır. Revize edilmiş t istatistiğine ait formülasyon

$$t_\rho^* = \frac{t_{\rho=0} - N\tilde{T}\tilde{S}_N\sigma_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}\,RSE\,(\hat{\rho})u_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\,\tilde{T}}^*} \qquad (2.5)$$

biçiminde olmaktadır. $u_{m\tilde{T}}^*$, $\sigma_{m\tilde{T}}^*$, Monte Carlo simülasyonundan edinilen ve Levin ve Lin [12] makalelerinde tablo haline getirilen ortalama ve standart sapma revizyon kavramlarıdır. Burada,

RSE ($\hat{\rho}$), $\hat{\rho}$' nın standart hatasını ifade etmektedir ve

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{\hat{\sigma}_{yi}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}}$$

olmaktadır. Burada, $\hat{\sigma}_{yi}$ bireysel i için uzun devre varyansın öngörücüsüdür.

$$\tilde{T} = T - \left[\frac{\sum_i \rho_i}{N}\right] - 1$$

(2.5) eşitliğindeki t test istatistiği, Levin, Lin ve Chu [13] tablo değeri ile kıyaslanmakta ve H_0 teorisi red edilirse serinin birim kök barındırmadığı ve durağan olduğu kararlaştırılır[14]. Levin-Lin-Chu Testi sadece dengeli panellere uygulanabilen t testi temelli bir testtir. Levin-Lin-Chu Testi, 10-250 gözlem sayısı aralığında 25-250 zaman birimi aralığı için uygulanabilen bir testtir [15].

2.3.1.2. Harris-Tzavalis Panel Birim Kök Testi

Otokorelasyon sorunu olmayan, T zaman serisi boyutu sabit ve N kesit verisi boyutu (T, N$\rightarrow \infty$) sonsuza giden modellerde kullanılan bir birim kök testidir. Bu birim kök testinde üç farklı model ile serinin durağanlığı araştırılır. Bu modeller,

$Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + u_{it}$ (Deterministik trend ve sabit terimin olmadığı süreç)

$Y_{it} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + u_{it}$ (Sabit terim var ama deterministik trendi olmayan süreç)

$Y_{it} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \beta_i\, t + u_{it}$ (Sabit terimin ve determinsitik trendin olduğu süreç) olmaktadır. Burada, ρ, otoregresyon parametresi olup

$H_0 : \rho = 1$ (Seri durağan değildir)

$H_1 : \rho < 1$ (Seri durağandır)

hipotezi kurulmaktadır. Burada,

$\hat{\rho} = \left[\sum_{i=1}^{N} Y'_{i,-1} Q_T \; Y_{i,-1}\right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N} Y'_{i,-1} Q_T \, u_i\right] + 1$

$Y'_{i,-1} = (Y_{i0} \ldots, Y_{iT-1})$

$u_i = (u_{i1}, \ldots u_{iT})$

$Q_T = I_T$ (Toplanmış enküçük kareler tahmin edicisi)

$Q_T = M_T = \left(I_T - \left(\frac{1}{T}\right) e_T e'_T\right)$ (Göstermelik değişkenli EKK tahmin edicisi)

$Q_T = I_T = -(Z'_T Z_T)^{-1} Z'_T$ (Göstermelik değişkenli ve deterministik trendli EKK tahmin edicisi)

$Z_T : (e_T, \tau_T)$, $\tau'_T = (1,2, \ldots T)$

e_T: T uzunluğunda birim sütun vektörü ifade etmektedir.

I_T: (T*T) boyutlu birim matrisi

ifade etmektedir.

T zaman boyutu sabit ve N birim boyutu sonsuza yaklaştığı durumlarda için yapılan test istatistiği asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir. Hata terimi u_{it} ~iid $N(0, \sigma_u^2)$ dir. Y_{it} ile u_{it}'nin arasında korelasyon olmadığı varsayılır. Üç farklı model için hesaplanan test istatistikleri ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

Test İstatitiği : $\sqrt{N}(\hat{\rho} - 1 - B_m) \Rightarrow N(0, C_m)$,

Model-1: $B_1 = 0, C_1 = 2/T(T-1)$,

Model-2: $B_2 = -3/(T+1), C_2 = 3(17T^2 - 20T + 17)/5(T-1)(T+1)^3,$

Model-3: $B_3 = -7{,}5/(T+2), C_3 = 15(193T^2 - 728T + 1147)/112(T-2)(T+2)^3$

biçimindedir.

2.3.1.3. Breitung Panel Birim Kök Testi

Bu birim kök testinde kullanılan model

$$Y_{it} = u_i + \beta_{it}t + X_{it}, \qquad t=1\ldots T$$

$$X_{it} = \sum_{k=1}^{\rho+1} \alpha_{ik}, X_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

biçiminde tanımlanan otoregresyon sürecine sahiptir. Buradaki sıfır hipotezi

$$H_0: \rho_i = \sum_{k=1}^{\rho+1} \alpha_{ik} - 1 = 0, \qquad i = 1, \ldots, N$$

biçiminde kurulur.

Breitung testi iki adımda gerçekleştirilir. İlk adımda, ΔY_{it} ve $Y_{i,t-1}$'in $\Delta Y_{i,t-1}, \ldots, \Delta Y_{i,t-p}$ gecikmeli fark serileriyle tahmin edildiği deterministik trend terimi olmayan regresyon modellerinin Hata terimlerini elde ederiz (u_{it} ve $w_{i,t-1}$).

Seride oluşabilecek değişen varyanslılık durumunu gidermek için de elde edilen hatalar standart hale getirilir. Standartlaştırma işlemi

$$\tilde{u}_{it} = u_{it}/\sigma_i$$

$$\tilde{w}_{it} = w_{it}/\sigma_i$$

şeklinde yapılmaktadır. Bu standartlaştırma işleminden elde edilen hata serisi

$$\tilde{u}_{it} = \rho(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i0}) + \beta t + v_{it}$$

biçiminde ifade edilebilir. Bu modelde

H_0: ρ=1 (Seride birim kök vardır)

H_1: ρ<1 (Seride birim kök yoktur)

sıfır hipotezinin testi için kullanılacak test istatistiği

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i0})\tilde{u}_{it}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i0})^2}}$$

biçimindedir. λ test istatistiği, asimptotik olarak, yani $T\longrightarrow\infty$ ve $N\longrightarrow\infty$ giderken, normal dağılıma yakınsar.

2.3.1.4. Im-Pesaran-Shin Panel Birim Kök Testi

Im-Pesaran-Shin Panel Birim Kök Testi, zaman serilerine ayrı ayrı tüm birimler için birim kök testi uygulamaktadır. Im-Pesaran-Shin panel birim kök test istatistiği tüm ferdî zaman serileri için ADF istatistiğinin ortalamasıdır. Testin hipotezi

H_0: $\rho_i = 0$ (Bütün i birim için panel birim kök vardır.)
H_0: $\rho_i < 0$ (Seri durağandır.)

biçiminde kurulmaktadır. $T\longrightarrow\infty$ ve $N\longrightarrow\infty$ giderken, test istatistiği

$$t_{ips} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - \frac{1\sum_{i=1}^{N} E[t_{iT}/\rho_i = 0]}{N})}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Var[t_{iT}/\rho_i]}} \sim N(0,1)$$

formülü ile hesaplanır. Burada, $E[t_{iT}/\rho_i = 0]$ ve $Var[t_{iT}/\rho_i]$, T_i ve ρ_i'nin değişik değerleri için simülasyon yoluyla ölçümlenen ortalama ve varyans değerleridir. Ayrıca, bu test istatistiği,

$\bar{t} = 1/N \sum_{i=1}^{N} t_{iT}$
olup ,

$$\bar{Z} = \frac{\sqrt{N}}{\sqrt{Var(\bar{t})}}[\bar{t} - E(\bar{t})]$$

ile standart normal dağılım göstermektedir.

2.3.1.5. Hadri Panel Birim Kök Testi

Hadri [16] panel birim kök testi Lagrange Çarpanını (LM) temel alan ve hata terimini hesaba katan bir testtir. Bu testte her bir i için serilerin belirleyici bir trend çevresinde durağan olduğu sıfır teorisine karşı, alternatif teorisinde bir birim kökünün olduğu

belirtilmiştir. Bu değişiklikten dolayı, Hadri [16] testi teorileri diğer testlerden sıyrılmaktadır. Bu açısıyla zaman serisi anlamında oluşturulan Hadri panel birim kök testinde sabit etkilerle trendsiz ve sabit etkili trendli olmak üzere iki model belirtilmektedir [17].

Hadri birim kök testi yalnızca kararlı panel verilerde uygulanabilen birim kök testidir. Hadri testi hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımına dayanmaktadır. Hadri birim kök testi, T (zaman boyutu)'nin büyük olduğu durumlarda daha iyi sonuçlar vermektedir. Bu birim kök testinde uygulanan modeller

$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it}$ (Sabit etkili ve trendsiz), (2.6)

$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it}$ (Sabit etkili ve trendli) (2.7)

biçimindedir. Burada,

r_{it} : Rasgele yürüyüş süreciyle $r_{it} = r_{it-1} + u_{it}$ biçiminde modellenir. Rasgele yürüyüş sürecindeki hata terimi u_{it}, 0 ortalama ve σ_u^2 varyansla normal dağılır ve r_{it} ile ilişkisizdir. Aynı zamanda,

$$y_{it} = r_{i0} + \sum_{t=1}^{t} u_{it}$$

olarak da yazılabilmektedir. Burada r_{i0}, başlangıç değeri olmak üzere

$r_{i1} = r_{i0} + u_{i1}$

$r_{i2} = r_{i1} + u_{i2}$

$r_{i2} = r_{i0} + u_{i1} + u_{i2}$

$y_{it} = r_{i0} + \sum_{t=1}^{t} u_{it}$

yazılabilmektedir. Bu ifade, Hadri [17] testi için tanımlanan (2.6) ve (2.7) modellerinde yerine yazılırsa $e_{it} = \sum_{t=1}^{t} u_{it} + \varepsilon_{it}$ olmak üzere ilgili modeller

$y_{it} = r_{i0} + \sum_{t=1}^{t} u_{it} + \varepsilon_{it}$, (2.8)

$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + \sum_{t=1}^{t} u_{it} + \varepsilon_{it}$ (2.9)

şeklinde düzenlenir ve buradan (2.8) ve (2.9) modelleri

$y_{it} = r_{i0} + e_{it}$, (2.10)

$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + e_{it}$ (2.11)

biçiminde yazılır.

Eğer $\sigma_u^2 = 0$ ise, (2.10) ve (2.11) modellerindeki e_{it} hata serisi durağandır; $\sigma_u^2 \neq 0$ durumunda ise e_{it} serisi durağan değildir. Bu durumda, Hadri [17] panel birim kök testinde hipotezler, $\lambda = \frac{\sigma_u^2(u'_{it}\text{ nin hata varyansı})}{\sigma_\varepsilon^2(\varepsilon'_{it}\text{nin hata varyansı})}$ hata varyanslarının oranı olmak üzere

$H_0 : \lambda = 1$

$H_1 : \lambda > 0$

şeklinde kurulmaktadır. Burada, Lagrange Çarpanı Test İstatistiği

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{\frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T} S_{it}^2}{\widehat{\sigma}_\varepsilon^2}$$

biçiminde hesaplanmaktadır. $S_{it} = \sum_{j=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{ij}$ ve $\widehat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT'}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_{it}^2$ olmaktadır. Eğer trend, modelde var ise $T' = T - 2$'dir. Aksi takdirde, $T' = T - 1$'dir. Bu bilgiler doğrultusunda, birim kök testi

$$Z = \frac{\sqrt{N}}{\sigma}(\widehat{LM} - \mu)$$

biçiminde yapılmaktadır. Buradaki μ ve σ değerleri simülasyon çalışması sonucunda $\mu = 1/15$ ve $\sigma = 11/6300$ olarak bulunmuştur. Eğer modelde trend varsa, $\mu = 1/6$ ve $\sigma = 1/45$ değerlerini almaktadır.

2.3.2. İkinci Nesil Birim Kök Testleri

Kesit birimleri arasında korelasyon olması halinde açığa çıkan, sonlu örneklem özelliklerindeki sapmayı ortadan kaldırmak için oluşturulmuş testlerdir. Bu testler yardımıyla kesit birimleri arasındaki korelasyon, faktör modeli genelleştirilmiş en küçük kareler aracılığıyla oluşturulan modellerle ortadan kaldırılmaya çalışılır. İkinci nesil panel birim kök testleri aracılığıyla, birimler arası bağlılık göz önüne alınarak durağanlık incelenir. Bu yüzden, panel birim kök analizine geçmeden önce yatay kesit bağımsızlığının incelenmesi gerekmektedir.

2.3.2.1. Pesaran Panel Birim Kök Testi

Heterojen panellerde kesit bağımlılığı bulunan birim kökler için t testi gerçekleştirir. Paneldeki her bir birimin t isatistikleri bireysel DF ya da ADF'ye dayanmaktadır. Sıfır hipotezi serilerin durağan olmaması üzerine kurulmuştur. Yatay kesit bağımlılığını ortadan kaldırmak için standart DF ya da ADF regresyonları farkı alınmış yatay kesit ortalamaları ve serilerin birinci farkları alınarak desteklenmiştir. Yatay kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller (CADF) testi boyut bozulmalarını önlemeye, özellikle de doğrusal trendi ve hatalar arasındaki korelasyonu önleyen bir testtir. Test işlemi, paneli oluşturan zaman serilerinin ortak bir ögelerinin oldukları düşüncesine dayanmaktadır [18].

CADF regresyon modeli

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \acute{p}_i y_{it-1} + d_0 \bar{Y}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{Y}_t + \mu_{it}$$

şeklinde tanımlanabilmektedir. Burada, $\bar{Y}_t$ tüm N gözlemlerinin zaman t'ye göre ortalamasını ifade etmektedir. Birimler arası korelasyon, bir faktör yapısı aracılığıyla gecikmeli yatay kesit ortalamaları ve birinci farklarının var olması ile hesaba katılmaktadır. Hata kavramında veya faktörde otokorelasyon olması halinde, regresyon tek değişkenli durumunda $\bar{Y}_t$'nin gecikmeli birinci farklarının eklenmesi ile

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \acute{p}_i y_{it-1} + d_0 \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} d_{j+1} \Delta \bar{Y}_{t-j} + \sum_{k=1}^{p} c_k \Delta \bar{Y}_{i,t-k} + \mu_{it}$$

biçiminde genişletilebilmektedir. Genişletme derecesi, bir bilgi ölçütü ile seçilebilmektedir [19].

2.4. Panel Veri Analizinde Yatay Kesit Bağımsızlığı

Yatay kesit bağımsızlığı analizi, panel veri analizinde serilere herhangi bir şok uygulandığında, söz konusu şokun panel verilerde tüm yatay kesit birimleri aynı derecede etkileyip etkilemediğinin analizidir. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığı (YKB) olduğu hallerde, bu hâl göz önüne alınmaksızın analiz yapılması edinilecek sonuçları büyük oranda etkilemektedir. Bu yüzden, analize yapılmadan önce serilerde YKB'nın olup olmadığı test edilmelidir. YKB'nın uygulanacak birim kök testleri seçilirken dikkate alınması elde edilen analiz sonuçlarını sapmasız ve tutarlı yapacaktır [20].

Seriler arasında YKB'nin varlığı; zaman boyutunun yatay kesit boyutundan küçük olması durumunda ise (T < N); Pesaran $CDLM_2$ testiyle, zaman boyutunun yatay kesit boyutuna eşit olması durumunda (T = N); Pesaran $CDLM_1$ testiyle, zaman boyutunun yatay kesit boyutundan büyük olması durumunda (T > N); Berusch-Pagan CDLM testiyle denetlenmektedir [21].

2.4.1. Pesaran $CDLM_2$ Testi

Pesaran Testi, sadece sabit değil aynı zamanda rassal etkili modellerde yatay kesitin zaman boyutundan büyük olduğu durumlarda kullanılabilecek CDLM olarak adlandırılan test istatistiği

$$CDLM_2 = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{p}_{ij}\right)} \sim N(0,1) \qquad (2.12)$$

kullanılarak yapılmaktadır. Bu test istatistiği, asimptotik olarak standart normal biçimde dağılmaktadır.

Pesaran Testi'nin hipotezleri

H_0: Yatay kesit bağımlılığı mevcut değildir
H_1: Yatay kesit bağımlılığı mevcuttur

biçimindedir. Test neticesinde edinilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olması durumunda, %5 yanılma seviyesinde, H_0 teorisi kabul edilmez ve paneli meydana getiren birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu kararlaştırılır [22.]

2.5. Çoklu Doğrusal Bağlantı

Bağımsız değişkenler arasında bağ, çoğu regresyon analizi uygulamalarında vardır. Bazen bağımsız değişkenler arasında çok güçlü doğrusal bağ vardır ve böyle hallerde, regresyon modeli aracılığıyla ortaya atılacak yorumlar, yanlış modellemelere ve hatalara neden olur. Çoklu regresyon denkleminin yorumu, bağımsız değişkenlerin güçlü bir biçimde bağlantılı olmaması hipotezini temel almaktadır. Bu hipotezin bozulması, bağımsız değişkenler arasında bir ya da daha çok doğrusal bağıntının olması anlamına gelir ve bu da çoklu bağlantı (multi-collinearity) problemini açığa çıkar.

Bağımsız değişkenlerin arasında yüksek oranda korelasyon olması Çoklu doğrusal bağlantı ile ifade edilir. Birden çok bağımsız değişken barındıran çoğu regresyon modelinde açığa çıkabilecek bir sorundur. Bağımsız değişkenler arasındaki güçlü bağdan ötürü çoklu doğrusal bağlantı olması halinde öngörüler tarafsız olsa dahi sonuçlara güven duyulmaz, yani bağımsız değişkenlerle en iyi öngörü değerleri sağlansa bile regresyon parametreleri ve R^2 değerleri doğru bir biçimde tahlil edilemez.

Benzer şekilde, çoklu doğrusal bağlantı varlığında, model yüksek R^2'ye sahiptir ve F testine göre modelin bütünü anlamlı iken modelin katsayıları istatistiksel olarak anlamsız olur. Tam çoklu doğrusal bağlantı sorunu, belirlenemeyen katsayılara ve tanımlanamayan standart hatalara sebep olurken, çoklu bağlantı büyük güven aralıklarına sebep olur ve bu nedenle t testi sonuçlarına güvenilemez.

2.6. Panel Veri Analizinde Birim Etkisi ve Zaman Etkisinin Araştırılması

Panel veri birçok birimin birleşmesiyle meydana gelmektedir. Birimlerin niteliklerini ortaya koyan değişkenlere birim etkisi ismi verilmektedir. Birim etkisi zamana nazaran sabit bir değişkendir. Panel veride birimlerin yanında zaman boyutu da yer almaktadır ve her zaman diliminin kendine has nitelikleri de bulunabilmektedir. Bu zaman niteliklerini ortaya koyan değişken 'zaman etkisi' ismini almaktadır. Zaman etkisi, zamana göre farklılık gösteren ve birimlere göre stabil olan bir değişkendir. Birim etkisinin test edilebilmesi için; F testi, Olabilirlik Oran Testi, zaman etkisinin test edilebilmesi için ise yine Olabilirlik Oran Testi kullanılabilmektedir. Bu test sonuçlarına göre modelin klasik panel regresyon modeli, sabit etkili regresyon modeli, rassal etkili regresyon modeli olup olmadığına karar verilebilmektedir [23].

2.6.1. F Testi

Klasik modelin geçerli olup olmadığını sınamak için bu test kullanılmaktadır. Genel kapsamda bu testte, verinin birimden birime farklılaşıp farklılaşmadığı sınanmaktadır. Veri birimlere göre değişmiyorsa klasik model elverişlidir. Bu niyetle, kısıtlı ve kısıtsız olmak üzere iki çeşit model kullanılır. Kısıtsız modelde, değişkenlerin verileri birimlere göre değerlenir; kısıtlı modelde, birim farklılıkların anlamlı olmadığı varsayılmaktadır. Burada,

Kısıtlı model: $Y = X\beta + u$

Kısıtsız model: $Y_i = X_i\beta_i + u_i$

biçiminde olmaktadır. Bilindiği gibi, F testinde kurulan hipotez

$H_1: u_i \neq 0$

$H_0: u_i = 0$

biçimindedir. Burada, sıfır hipotezi birim etkisinin olmadığını ifade etmektedir. Test sonucu H_0 reddedilirse, birimler arası etkinin olduğuna karar verilir.

Test istatistiği,

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{\frac{URSS}{N(T-1)} - K}$$

şeklindedir. Burada,

RRSS: Kısıtlı artık kareler toplamı

URSS: Kısıtsız artık kareler toplamını

ifade etmektedir. H_0 hipotezini test etmek için, $[(N-1), N(T-1) - K]$ serbestlik dereceli F tablosundan faydalanılmaktadır.

2.6.2. LR Testi

Klasik ve sabit etkili modeller LR testi ile karşılaştırılırken F testinde olduğu gibi, H_0 hipotezi iki modelin hatalarının kareleri toplamı arasında fark olmadığını, H_1 hipotezi ise iki modelin hatalarının kareleri toplamı arasında fark olduğunu ifade etmektedir. Olabilirlik fonksiyonu değerleri kullanılarak hesaplanan LR test istatistiği,

$$\begin{aligned} LR &= -\log\frac{l(H_0)}{l(H_1)} \\ &= -2[\log l(H_0) - \log l(H_1)] \\ &= 2[L(H_1) - L(H_0)] \end{aligned}$$

biçiminde hesaplanmaktadır. Burada, olabilirlik fonksiyonu "l" ile, olabilirlik fonksiyonun logaritması ise "L" ile gösterilmiştir. H_1 hipotezinin kısıtsız olabilirlik fonksiyonunu ve H_0 hipotezinin ise kısıtlı olabilirlik fonksiyonunu içerdiğine dikkat edilmelidir. Sabit katsayılı ve sabit etkili panel regresyon modellerinin parametre sayıları arasındaki fark kısıt sayısıdır

ve bu sayı q ile ifade edilir. Bu nedenle, LR test istatistiğinin dağılımı, q serbestlik dereceli X^2 dağılımıdır.

2.7. Panel Veri Analizinde Model Seçimi için Hausman Testi

Hausman Testi, Sabit Etkili ve Rassal Etkili Modeller arasında birinin tercih edilmesi gerektiğinde, model tercihinin yapılmasında kullanılan bir testtir [24]. Sabit etkiler modeli, panel veri analizi içerisinde sıkça tercih edilen ve istatistiksel nitelikleri bakımında istenilen özellikleri barındıran bir modeldir. Fakat rassal etkiler modelinin sabit etkiler modeline nispeten daha etkili neticeler vermesi durumunda, rassal etkiler modeli tercih edilmelidir. Bu yüzden, her ikisi de istikrarlı olan ancak farklı düzeyde etkin olan iki model arasından hangisinin daha etkili olduğunu belirlemek lazım olabilir. Bu etkinlik testi, başka bir deyişle rassal etkiler panel veri modeli ile sabit etkiler panel veri modeli arasında tercih yapılması için k serbestlik seviyeli ki-kare yayılmasına uygun Hausman testi literatürde tercih edilmektedir [25].

$H_0 = E(\alpha_i|x_i) = 0)$ (α_i ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yok) (Rassal Etkili Regresyon Modeli)
$H_1 = E(\alpha_i|x_i) \neq 0$ (α_i ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon var) (Sabit Etkili Regresyon Modeli)

biçiminde hipotez kurulur.

Hausman test istatistiğinde amaç, Sabit Etkili Regresyon Modelinde katsayı tahminleri ile Rassal Etkili Regresyon Modelinin katsayı tahminleri arasındaki farkın istatistiksel bağlamda önemli olup olmadığını incelemektir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda rassal etkili modelin hata terimi elemanlarının bağımsız değişkenler ile bağlantılı olmadığı belirlenebilecektir. Bu pozisyonda, sabit etkili model kullanılacaktır.

2.8. Panel Veri Modellerinde Varsayımlar

Panel veri analizinde sahte ilişkilere sebep olmamak için değişen varyanslılık ve otokorelasyon sorunlarının incelenmesi gerekmektedir. Değişen varyanslılık ya da otokorelasyon sorunun olması durumunda sağlam standart hatalar üreten modeller kullanılmalıdır.

2.8.1. Değişen Varyanslılık Sorunu

Panel veri modelleri ile ilgili varsayımlar birimler arasındaki hata terimlerine ait varyansların aynı yani sabit olduğu yönündeydi. Ancak uygulamanın içerisindeki birçok panel çalışması değişik yapılarda yatay kesit birimleri barındırmaktadır. Değişen varyanslılık problemi dikkate alınmayarak modelin öngörülmesi regeresyon katsayılarının tahminlerinin tutarlı olmamasına sebep olacaktır. Ayrıca, bu tahmin edicilerin standart hatalarında da sapma olacaktır. Değişen varyanslılık probleminin var olması durumunda bunların revize edilmesi için sağlam standart hatalar üretilmelidir [26].

2.8.1.1.Rassal Etkili Modellerde Değişen Varyanslılık Sorunu (Levene-Brown-Forsythe Testi)

Rassal etkili modelde değişen varyanslılık sorunu, bir veya her iki hata elemanlarının varyansının panel birimler için değişiyor olmasından kaynaklanmaktadır. Varyansların eşit olup olmadığını test etmek için üretilen geleneksel F testleri, Gauss dağılımını temel almaktadır. Levene [27], sağlam değişen varyanslılık testini normal dağılım varsayımının oluşmadığı hallerde de tavsiye etmiştir. Levene'nin test istatistiğindeki averaj yerine karşıt incelemelere karşı da dayanıklı bir yapı sunan kesilmiş averajı temel alan alternatif öngörücüler Brown ve Fortsythe [28] tarafından tavsiye edilmiştir. Levene Testi için kullanılan test istatistiği

$$W_0 = \frac{\sum_i n_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2/(g-1)}{\sum_i \sum_j (Z_{ij} - \bar{Z})^2 / \sum_i (n_i - 1)}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada,

X_{ij}: i'inci gruptaki X'in j'inci gözlemi olmak üzere $Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i|$'dir

n_i: Gözlem sayısı

g_i: Birim gözlem sayısı

olmaktadır.

Brown ve Forsythe test istatistiğinin (W_{50}) değerinin hesaplamak için, $\bar{X}_i$ yerine X_{ij} 'nin i'inci birim medyanı; (W_{10}) değerinin hesaplanabilmesi için $\bar{X}_i$ yerine X_{ij} 'nin i'inci birimin %10 kesilmiş ortalaması vardır. W'nin kritik değerleri, g-1 ve $\sum_i (n_i - 1)$ serbestlik dereceleri ile Snedecor F tablosundan elde edilmektedir.

2.8.1.2. Klasik Panel Regresyon Modellerinde Değişen Varyanslılık Sorununun White Testi ile Sınanması

White Testi, değişen varyanslılık sorununu hata serisinin karesini bağımlı değişken, bağımsız değişkenlerin karelerini ve çapraz çarpımlarını ise bağımsız değişkenler olarak kurduğu modelde sınamaktadır. Bu testte,

H_0: Değişen varyanslılık sorunu yoktur.

şeklindeki sıfır hipotezi Lagrange çarpanı terimini içeren test istatistiği ile sınanır ve bu test istatistiği χ^2 dağılımına sahiptir [29].

2.8.1.3. Sabit Etkili Modellerde Değişen Varyanslılık Sorununun Wald Testi ile İncelenmesi

Birimlere göre değişen varyanslılığın belirlenmesi için düzeltilmiş Wald testi uygulanmaktadır. Bilindiği üzere standart LM, LR ve Wald testleri, ekonometrik analizlerde yalnızca hataların normal yayıldığı hipotezi altında uygulanabilmektedir. Fakat düzeltilmiş Wald testi normal dağılım hipotezinin sağlanmadığı durumlarda da uygulanabilmektedir. Burada, sıfır hipotezi

$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ (Varyanslar, birimlere göre sabit varyanslıdır.)

biçiminde oluşturulmaktadır. Düzeltilmiş Wald İstatistiği,

$$W = \sum_{i=1}^{N} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma^2)^2}{V_i}$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Burada, $\hat{\sigma}_i^2$, i'inci yatay kesit birimin hata varyansının tahmin edicisidir ve $\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T_i}\sum_{t=1}^{T_i} v_{it}^2$ olmaktadır. Ayrıca V_i değeri

$$V_i = \frac{(T_i - 1)}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (v_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada, $\hat{\sigma}_i^2$,i'inci birimin hata varyansının tahmin edicisidir. W istatistiği, N serbestlik derecesi ve χ^2dağılımı ile bağdaşmaktadır.

2.8.2. Panel Veri Analizinde Otokorelasyon Sorunu

Otokorelasyon, serilerin geçmiş ve ilerideki değerlerinin birbiri ile korelasyon içinde olması durumudur. Panel veri modellerinde otokeralasyon olması, standart hatalarda ve öngörü sonuçlarında tutarsızlığa sebep olmaktadır. Modelde otokeralasyon sorunun olup olmadığını belirlemek amacıyla; hata serisinde otokorelasyon yoktur sıfır hipotezi kurularak test edilir. Tahmin edilmek istenen modelde otokorelasyon sorunu tespit edilmeden yapılan tahminler yanlı olabilir. Bu nedenle, modeli yorumlamadan önce otokorelasyon sorunu olup olmadığı incelenerek sağlam tahmin edicilerle panel veri analizi sonucu yorumlanmalıdır [30].

2.8.2.1. Sabit ve Rassal Etkili Regresyon Modellerinde Otokorelasyon Sorunun Bhargava-Franzini-Narendranathan Düzeltilmiş Durbın, Watson Testi ve Baltagı Wu LBI Testi ile Sınanması

Rassal ve sabit etkili modellerde, korelasyon, hata elemanını meydana getiren büyüklülüklerde oldukça sık karşılaşılan bir sorundur. Öngörü prosedüründen sonra rassal etkili modelin otokorelasyon durumu test edilmelidir. Otokorelasyon olması halinde öngörücüler etkinliğini kaybetmekte ve standart hatalar sapmasızlık niteliğini yitirmektedir. Hata teriminde otokorelasyonu sınamak için Bhargava, Franzını ve Narendranatthan [31] Düzeltilmiş Durbın, Watson testi ile Baltagı ve Wu [32] 'nun tavsiye ettiği Yerel En İyi Değişmez (LBI) testleri tercih edilmektedir. Bu testler, dengesiz panel veri modelleri için de uygulanabilmektedir [33]. Bu testler için ilgili model, ilk olarak AR(1) hataları kullanılıp sabit etkili model hipotezi ile öngörülmektedir [34].

- **Baltagi-Wu Yerel En İyi Değişmez Testi**

Bu testte,

$H_0: \rho = 0$ (Otokorelasyon yok)

$H_1: \rho < 1$ (Otokorelasyon var)

hipotez biçiminde kurulmaktadır. Panel veri modeli,

$$Y_{it} = X_{it}\beta + v_{it},$$

$$v_{it} = u_{it} + \mu_{it}$$

şeklinde iken; sabit etkili model düşünüldüğünde, bu eşitlik matris notasyonu ile

$$Y = X\beta + \text{diag}(\iota_{N_i})\mu + u \qquad (2.13)$$

biçiminde yazılabilmektedir. Burada ι_{N_i}: N boyutunun her bir birim için vektörü ifade etmektedir.

$u_{it} = \rho u_{it-1} + \varepsilon_{it}$

olmak üzere

$\sum_u(p) = E(uu') = \sigma_\varepsilon^2 \text{diag}(U_i) = \sigma_\varepsilon^2 \Omega_u(p),$

eşitliği yazılabilmektedir. Boyut N'in ortogonal matrisi O_{N_i} olmak üzere,
$O_{N_1} = (\iota_{N_1}/\sqrt{N_i}B_i)$

biçimindedir. Burada, $B_i'\iota_{N1} = 0, B_i'B_i = I_{N_{i-1}}, B_i'B_i = I_{N_{i-1}} - \bar{J}_{N_i}$ olmaktadır. Bu özellikleri sağlayan $N_i(N_i - 1)$ boyutlu bir matristir ve $\bar{J}_{N_i} = J_{N_i}/N_i$.'dir. (2.13) modelinin her iki tarafı $\text{diag}(B_i')$ ile çarpılırsa

$\text{diag}(B_i')Y = \text{diag}(B_i')Xb + \text{diag}(B_i')u$

edinilmektedir. Birim etkisi $B_i'1_{N_i} = 0$ olması sebebiyle modelde yer almaz. Model,

$$\tilde{Y} = \tilde{X}\beta + \tilde{u} \qquad (2.14)$$

biçiminde olmaktadır. Burada, $\tilde{Y} = \text{diag}(B_i')Y$, $\tilde{X} = \text{diag}(B_i')X$, $\tilde{u} = \text{diag}(B_i')u$ olmaktadır. Yapılan işlemler grup içi dönüşümü, (2.14) modeli ise grup içi tahmin ediciyi gösterir.

LBI testi için

$$d = \frac{z'A_0z}{z'z}$$

şeklindedir. Burada,

$$A_0\left\{\frac{\partial\Omega_u^{-1}(p)}{\partial p}\right\}\Big|_{p=0} = -\left\{\frac{\partial\Omega_u(p)}{\partial p}\right\}\Big|_{p=0}, z = \bar{P}_{\tilde{x}}\tilde{Y}$$

olmaktadır.

- **Bhargava-Franzini-Narendranathan Durbin-Watson Test İstatisiği**

Bhargava, Franzini ve Narendranathan [35] düzeltilmiş Durbın,Watson test istatistiğinde hipotez

H_0: $\rho = 0$ (Otokorelasyon yok)

H_1: $|\rho| < 1$ (Otokorelasyon var)

şeklinde kurulmaktadır. Burada,

$$d = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{n_i}\left[\tilde{z}_{i,t_{i,j}} - \bar{z}_{i,t_{j-1}} I(t_{i,j} - t_{i,j-1} = 1)\right]^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{n_i}\tilde{z}_{i,t_{i,j}}^2}$$

olmaktadır. Ayrıca, $\tilde{Y}=\tilde{X}\beta + \tilde{\mu}$ modelinde toplanmış en küçük kareler yöntemiyle $\tilde{\beta}$ tahmini, $\tilde{z} = \text{diag}(B_i B_i')(Y - X\tilde{\beta})$ formülüyle elde edilir. I $(t_{i,j} - t_{i,j-1} = 1)$ ise, parantez içindeki önerme doğru olduğunda 1, aksi halde 0 değerini alan bir işaret fonksiyonudur.

Bhargava-Franzini-Narendranathan Durbın, Watson Testi ve Baltagı-Wu LBI Testi sonuçları yaklaşık olarak 2 olduğunda hata terimlerinde otokorelasyon sorunu yoktur sonucuna varılır [36].

2.8.2.2. Klasik Panel Regresyon Modelinde Otokorelasyon Sorunu Tespiti için Wooldridge Testi

İlk farklar regresyon modelinden sağlanan hatalar, Wooldridge [37] Testinde kullanılmaktadır. İlk fark alma, birim etkisiyle beraber sabit ve zaman değişkenini de modelden çıkarmaktadır. Klasik panel regresyon modelinin birinci farkları

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = (X_{it} - X_{it-1})\beta + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (2.15)$$

$$\Delta Y_{it} = \Delta X_{it}\beta + \Delta u_{it} \quad (2.16)$$

$$\Delta \mu_{it} = e_{it} \quad (2.17)$$

biçiminde yazılabilmektedir. (2.15) numaralı denklemde, birinci farklar regresyon modeli tahmin edilmektedir. Bu tahmin sonucundan elde edilen hata serisi e_{it}, rötarlı değerleri ile regresyon yapılmaktadır. Wooldridge [38], u_{it} serisinde birinci dereceden otokorelasyonlu değil ise, cor $(e_{it}\ e_{it-1})$ = -0.5'tir. Hata serisine ait regresyon denklemi kullanılarak hesaplanan gecikmeli hata serisinin parametrelerinin -0,5'ten farklı olup

olmaması F ya da Wald Testi kullanılarak sınanmaktadır. Eğer test istatistiği sonucunda parametre, 0,5'ten farklı bulunursa μ_{it} birinci dereceden otokorelasyonludur denir [39].

2.9. Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi

Sırasıyla 1987, 1989 ve 1993 yıllarında yapılmış olan Arellano, Froot ve Rogers'ın çalışmaları sonucunda [40] bir modelde değişen varyanslılık ve otokorelasyonun birlikte olması durumunda parametre tahminlerini değiştirmeyen sağlam standart hata tahminleri elde etmeye olanak tanıyan bir tahmin edici elde edilmiştir [41]. Bu metot, dinamik modellerin tahmin edilmesinde yaygın olarak uygulanmaktadır. Çünkü uygulama açısından kolaydır ve tahmin için lazım olan araç değişkenlere yönelik nispeten basit teorilere dayanmaktadır [42].

Bu varyans tahmin edicisi,

$$\mathrm{Var}(\widehat{B}) = \frac{N-1}{N-k}\frac{M}{M-1}(X'X)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{N} X_i'\,\hat{u}_i\hat{u}_i'X_i\right)(X'X)^{-1}$$

şeklinde elde edilmiştir. Burada M, küme sayısı; N, kümelerdeki birim sayısı ve $\hat{u}_i$, j'inci kümedeki i'inci hata değeridir.

3. TÜRKİYE'DE KROM MADENCİLİĞİNE AİT BİLGİLER VE PANEL VERİ ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

Bu bölümde, ele alınan serilerin Türkiye'deki durumu ile ilgili bilgiler verildikten sonra bu seriler arasında panel veri analizi yapılarak seriler arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. Krom madenin Türkiye'de belirli bir fiyat tabanından işlem görmediği tespit edilmiştir. Oluşan bu fiyat istikrarsızlığı ve devamında oluşan üretim istikrarsızlığına etkiler araştırılmak istenilmiştir. Krom madeni yurt dışından alıcı bulan, önemli bir metalik madendir. Krom madenin yurt dışından alıcı buluyor olması dolar kurunun satış fiyatı üzerinde etkilerinin araştırılması gereğini ortaya çıkarmıştır. Maden işletmelerinin krom madenini talebe göre belirli dönmelerde satışa sunması ya da stoklaması da fiyatlara etki eden önemli bir unsur olarak görülmektedir.

Krom madeni, gelişen teknoloji ile beraber zenginleştirme işlemine tabii tutularak satışa konu olmaya başlamıştır. Düşük tenörlü (içerdiği metal miktarının düşük olması) krom madeni dahi zenginleştirme işlemine tabii tutularak, daha yüksek tenörlü hale getirilmeye başlanmıştır. Bu zenginleştirme süreci de dolar kurunun artmasıyla birlikte maliyetli hale gelmiştir.

Bu zenginleştirme işlemine tabii tutularak satışa konu olan krom madeni yıl sonu itibariyle Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü'ne beyan edilirken, maden işletmelerince zenginleştirme işlemi sürecinde oluşan maliyet piyasa fiyatından düşülerek ocak başı satış fiyatını beyan ederler. Bu beyanların doğruluğu da Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü mali uzmanlarınca denetlenerek kontrol edilir. Bu denetimler belirli aralıklarla gerçekleşir. Beyanları doğru bulunmayan maden işletmelerinin bilgileri ise mahallinde gerçekleşen tetkikler sonucu düzeltilir.

Yukarıda bahsi geçen problemler doğrultuşunda, krom madenin ocak başı satış fiyatı, üretim miktarı ve satış sonucu oluşan tahakkuk eden devlet hakkı bedeline etkiler incelenmek istenmiştir.

3.1. Türkiye'de Krom Ocaklarının İşletilmesi

Türkiye'de madencilik sektörü 3213 Sayılı Maden Kanuna tabi tutularak işletilmektedir. Bu kanun hükümleri gereği Türkiye'deki maden ocaklarının sadece işletilme hakkı kişilere verilmektedir. Madenler, Türkiye Cumhuriyetine aittir. Bu kanun 4. maddesi

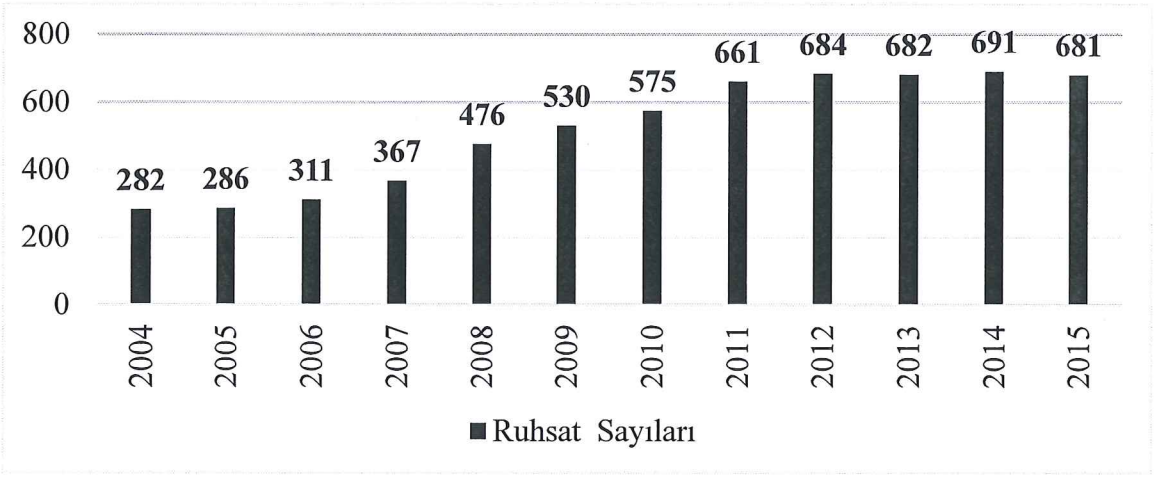
"Maden Ocakları, Devletin hüküm ve tasarrufu altında olup, işletilmesi hakkı gerçek ve tüzel kişilere verilmektedir. Madenler, Devletin hüküm ve tasarrufu altında olup, içinde bulundukları arzın mülkiyetine tabi değildir." şeklindedir.

Maden Kanunu 6. Maddesinde de "Maden hakları, medeni hakları kullanmaya ehil T.C. vatandaşlarına, madencilik yapabileceği statüsünde yazılı, yürürlükteki kanunlara göre kurulmuş tüzel kişiliğe sahip şirketlere, bu hususta yetkisi bulunan kamu iktisadi teşebbüsleri ile müesseseleri, bağlı ortaklıkları ve iştirakleri ile diğer kamu kurum, kuruluş ve idarelerine verilir. Maden hakları gerçek veya tüzel tek kişi adına verilir." [43]. Kanunda bu koşulları sağlayan kişilere maden ocağı ruhsat hakkı verilir. Maden ocağını işletmeye hak kazananlara maden ruhsatı verilir. Bu maden ruhsatı maden ocağının kimliğini ifade etmektedir. Bu ruhsat numaraları Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı, Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü'nce verilmektedir.

Ruhsat sahipleri her yıl faaliyetlerini satış bilgi formları ile Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı, Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü'ne bildirirler. İşletme Faaliyet raporlarında yıl içinde gerçekleştirmiş oldukları üretim, satış miktarları, stok miktarları gibi bilgiler yer almaktadır. Bu bilgilerin Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü tarafından daha sonra beyanların doğruluğunu kontrol edebilmek için Maden Bilgi Sistemleri (MBYBS) ile kayıt altına alınır. MBYBS'deki bilgiler Oracle Veri tabanına aktarılarak madencilik faaliyetlerine ilişkin istatistiki bilgiler raporlanır.

3.2. Türkiye'de Krom Madeni Ocağı Sayıları

Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı maden ruhsatlarına ait bilgileri 2004 yılı itibariyle kayıt altına almaya başlamıştır. 2004 yılı itibariyle Türkiye'de işletilen krom maden ocağı sayısı yıllar itibariyle Şekil 1'de gösterilmiştir. 2004-2015 yılları arasında ruhsat işletmesi aralıksız devam eden 153 adet krom maden ocağı bulunmaktadır. Çalışmamızda dolar kuru da bağımsız değişkenler arasında yer alacağı için ortalama dolar kuru önem arz etmektedir.



Şekil 1: 2004-2015 yılları arası ruhsat sayıları

3.3. Maden Ocaklarından Elde Edilen Gelirler

Maden istihracı ile elde edilecek kazançtan devletin payına düşen bölüm, devlet hakkıdır. Devlet hakkı, maden ocağından çıkarılan tüvenan cevherin ocak başındaki bedelinden tahsil edilir. Ocak başı satış bedeli, ocaktan çıkarılan cevherin hammadde olarak işlenmesi veya satışının yapılması durumunda, aynı piyasa ortamında cevherin kuruluşlardaki tüvenan halde ocak başında satılmasında verilen fiyattır. Devlet hakkı bedelleri her yıl nisan ayının sonunda Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü'ne teslim edilen işletme faaliyet raporlarında hesaplanmaktadır. Bu hesaplanan devlet hakkı bedeli

Devlet Hakkı = Satış Miktarı * Ocak başı Satış Fiyatı * %2

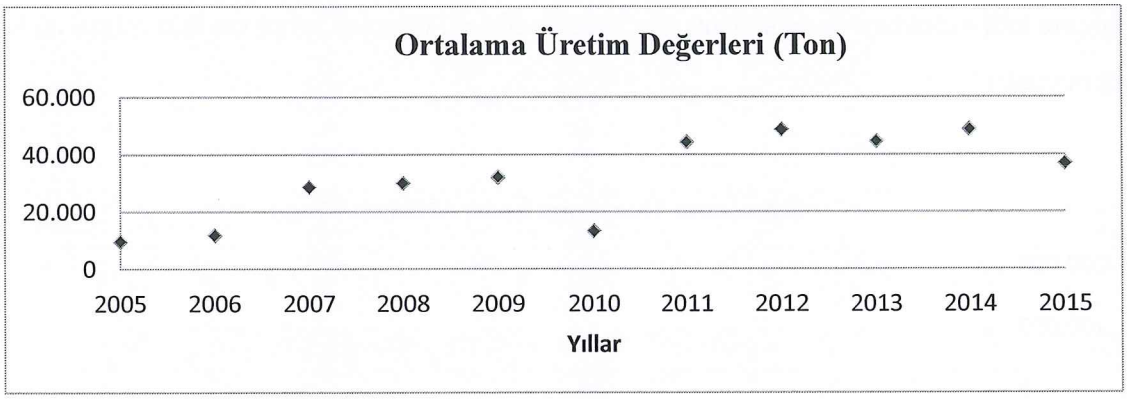
biçimindedir (Krom madenine ait hesaplamayı ifade eder). Eğer maden ocağında o yıl satış gerçeklememiş ise devlet hakkı ruhsat harcı üzerinden hesaplanmaktadır. Bu bedel, Türkiye Cumhuriyeti hazinesine aktarılmaktadır. Bu çalışmada, hazineye aktarılan bu bedelin ilgili bağımsız değişkenler ile ilişkisini inceleyeceğiz.

Maden ocağındaki yıllık işletme aktivitelerine yönelik satış miktarı, üretim miktarı, stok miktarı gibi bilgiler ile toplam satıştan kazanılan temettüyü ve gerçekleşen devlet hakkı gibi finansal hali gösteren ve şekilsel yönetmelikle kararlaştırılan belge, satış bilgi formudur. EK-1'de satış bilgi formu örneği verilmektedir. Maden ocağı sahipleri, her yıl nisan ayının sonuna kadar bir önceki yılda gerçekleştirmiş oldukları işletme aktivitesine ilişkin teknik belgeleri ve satış bilgi formunu Genel Müdürlüğe vermekle yükümlüdür.

3.4. Değişkenler

- **Tüvenan Üretim Değerleri**

Üretim değerleri her yıl ruhsat sabinin sahip olduğu krom ocağından çıkarmış olduğu tüvenan krom cevheri miktarını ifade etmektedir. Şekil 2'de yıllar itibariyle maden ocaklarından işletilmek üzere çıkarılmış krom miktarının ortalama değerleri yer almaktadır.

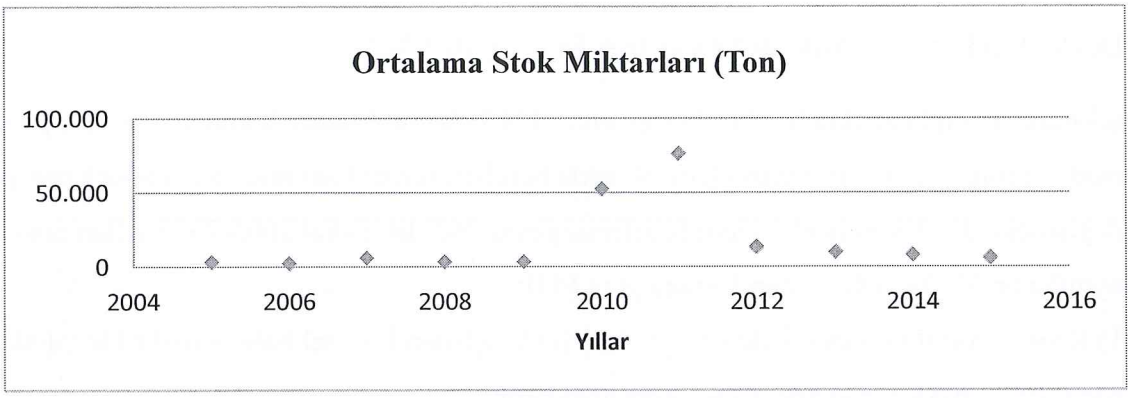


Şekil 2: 2005-2015 yılları arası ortalama tüvenan üretim değerleri

Üretim değerleri, 2005 ve 2010 yıllarında düşük seviyede gerçekleşmiştir. Şekil 2 incelendiğinde yıllar itibariyle üretim değerlerinde dalgalanmaların olduğu görülmektedir.

- **Stok Miktarı**

Krom üreticilerinin maden ocağından çıkarmış oldukları ve de beyan edilen yıl içerisinde de herhangi bir işleme tabi tutulmaksızın, ruhsat sahası içerisinde biriktirdikleri krom madeni miktarını ifade etmektedir. Stok miktarı işletmenin faaliyet gösterdiği geçmiş yıllardan devrederek tutulur. Örneğin, 2010 yılındaki stok miktarı 2009 yılındaki toplam üretim ve stok miktarından satış miktarı çıkarılarak bulunmaktadır.

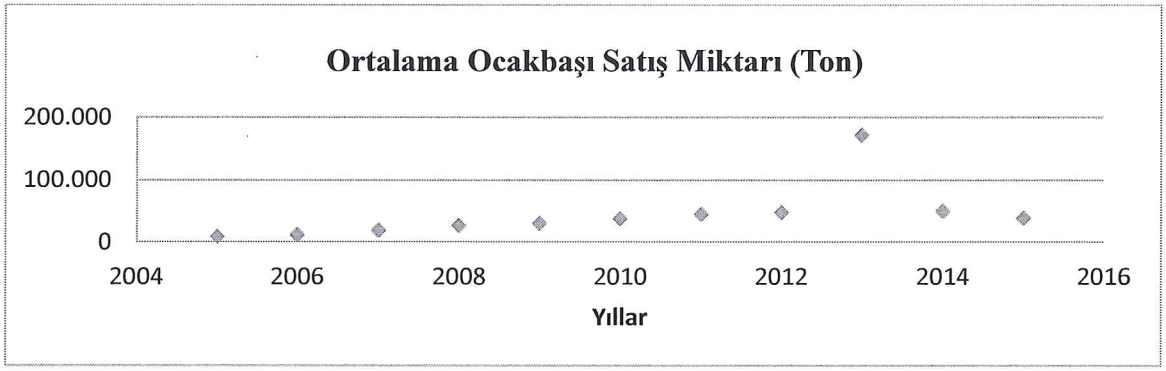


Şekil 3: 2005-2015 yılları arasında ortalama stok değerleri

Yıllar itibariyle ortalama stok değerleri verilen Şekil 3 incelendiğinde, stok değerlerin 2010 ve 2011 yıllarında yüksek seviyelerde olduğu görülmekte, yani 2010 ve 2011 yıllarında krom madenin diğer yıllara oranla daha az işletildiği görülmektedir.

- **Ocak başı Satış Miktarı**

Krom üreticilerinin maden ocağından çıkarmış oldukları belirtilen yıl içerisinde işleme tabi tuttukları ya da satışını gerçekleştirdikleri, tüvenan krom cevheri miktarını ifade etmektedir.



Şekil 4: 2005-2015yılları arası ortalama ocak başı satış mikatarı

Yıllar itibariyle Şekil 4'te verilen ortalama ocak başı satış miktarları incelendiğinde ocak başı satış miktarlarının 2013 yılında en yüksek seviyede olduğu görülmektedir.

- **Tahakkuk Eden Devlet Hakkı**

Tahakkuk eden devlet hakkı ruhsat sahiplerinin 2005-2015 yılları arasında uygulanan 3213 Sayılı maden kanunun 14. maddesine göre [43] Türkiye Cumhuriyeti hazinesine yaptığı faaliyetler karşılığında ödemesi gereken bedeli ifade etmektedir. Bu bedel;

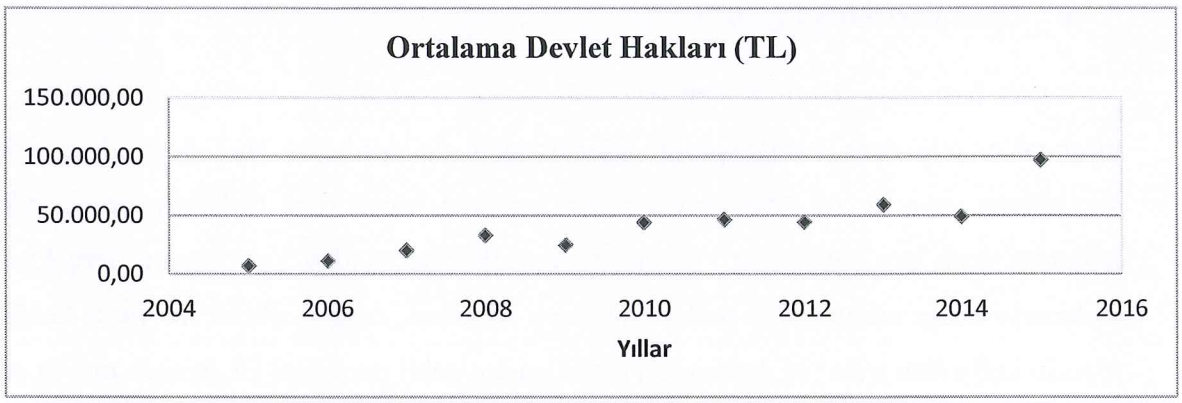
Devlet Hakkı = Satış Miktarı * Ocak başı Satış Fiyatı * %2

şeklinde hesaplanmaktadır. Bu hesaplama, 3213 Sayılı Maden kanuna göre [43] farklı maden grupları için farklı yüzdelerle olmakla beraber, ruhsat kanunun bazı maddelerine göre değişmektedir. Krom madeni için belirlenmiş oran %2'dir. Fakat 2005-2015 yılları arasında uygulanan 3213 sayılı maden kanuna göre [43];

1) Krom madenin yurt içinde entegre tesislerde işlenerek metal hale getirilir ide tahakkuk eden devlet hakkının yüzde 50'si alınmamaktadır.

2) Krom madeni yeraltından çıkarılarak, üretim yapılıyor ise ödenmesi gereken Devlet hakkının yüzde 50'si alınmamaktadır.

3) Üretim yapılan fakat sevkiyat ve satış gerçekleşmeyen maden işletmelerinde tahakkuk eden devlet hakkı oluşmamaktadır.

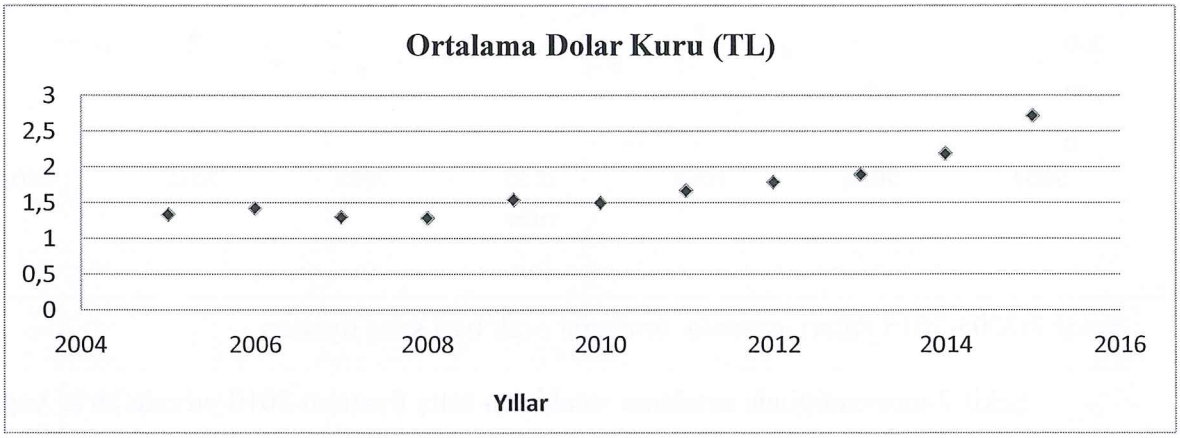


Şekil 5: 2005-2015 yılları arasında ortalama devlet hakkı bedelleri

Yıllar itibariyle tahakkuk eden ortalama devlet hakları tutarlarını veren Şekil 5 incelendiğinde, 2015 yılında devlet hakkı tutarının en yüksek seviyede olduğu görülmektedir.

- **Yıllar İtibariyle Ortalama Dolar Kuru**

Bütçe ve Mali Kontrolör Genel Müdürlüğü internet sitesinden elde edilen bir yıla ait ortalama dolar kuru değerleridir [44]. Bu çalışmada, dolar kuru değerlerinin incelenmesinin sebebi krom madeni ile olan ilişkisidir. Krom madeni dünya piyasasında dolar üzerinden fiyatlandırılmaktadır. Türkiye'de oluşan fiyatların dolar kurunu yakalayıp yakalayamadığı önemli bir husustur.



Şekil 6: 2005-2015 yılları arasında ortalama dolar kuru değerleri

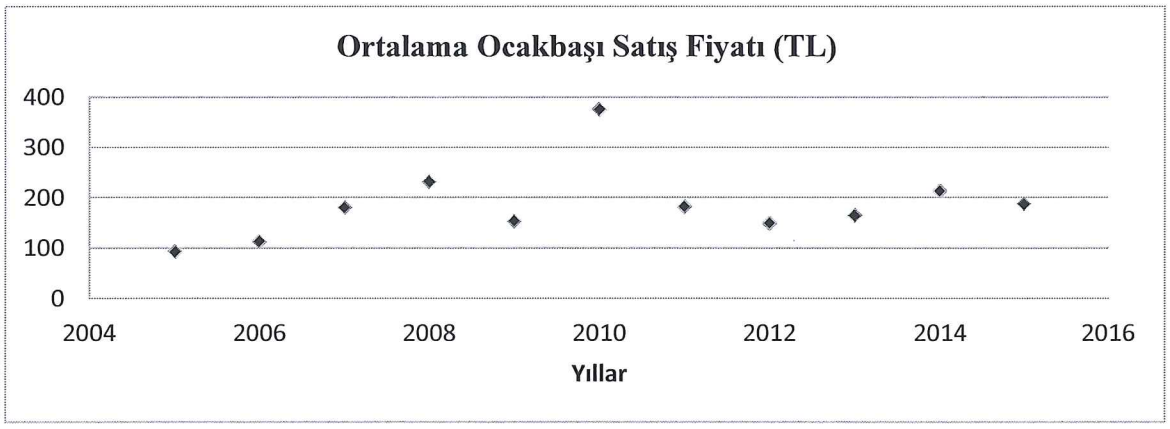
Yıllar itibariyle dolar kurunu veren Şekil 6 incelendiğinde, dolar kurunun diğer değişkenlere nispeten yıllar itibariyle artan bir eğilim gösterdiği görülmektedir.

- **Ocak Başı Satış Fiyatı**

Ocak başı satış fiyatı, maden ocağından çıkarılan madenin herhengi bir işleme tabi tutulmaksızın tüvenan (ham) fiyatıdır. Eğer tüvenan madene belirli bir değerlendirme işlemi yapıldıktan veya bir uç ürün aşamasından geçtikten sonra satış bedelinin ortaya çıktığı hallerde, ocak başı satış fiyatı, cevherin ocaktaki imalatından ilk satışının gerçekleştiği kademeye kadar ortaya çıkan maliyetler, sevk bedelleri, zenginleştirme ve varsa farklı bir sürecin kullanılan tesis ve donanımın amortismanı dahil masraflar çıkarılarak ortaya çıkan fiyattır.

Krom madenin fiyatlandırılmasındaki en önemli unsur tenör kalitesidir. Doğada hem düşük tenörlü hem de yüksek tenörlü krom madenleri bulunmaktadır. Yüksek tenörlü krom madenleri tüvenan (ham) olarak satışa sunulabilinirken, düşük tenörlü krom madeni, zenginleştirme işlemine tabi tutularak satışa sunulmaktadır.

Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğün'den alınan verilerde satışı gerçekleşen kromun tenör bilgisi tespit edilememiştir. Çalışmamızda kullanılan ocak başı satış fiyatı ise maden işletmelerinin yıl içersinde satmış oldukları tüvenan kromun ortalama satış fiyatıdır.



Şekil 7:2005-2015 yılları arasında ortalama ocak başı satış fiyatları

Şekil 7 incelendiğinde ortalama ocak başı satış fiyatının 2010 yılında zirve yaptığı diğer yıllarda ise dalgalanmalar olduğu yıllar itibariyle düzenli bir artışa sahip olmadığı sonucuna varılmaktadır.

3.5.Stata-12 ile Panel Veri Uygulaması

Krom Piyasasında, krom madenine ait fiyatlar dünya piyasasında dolar bazında işlem görmektedir. Bu sebeple ülkemizde fiyatlandırılan krom madenin dolarla ilişkisi araştırılacağı için 1$'ın ortalama kur fiyatları da çalışmaya dâhil edilmiştir. Uygulamada;

1) Ocak başı satış miktarına; üretim miktarının, stok miktarının, satış miktarının, dolar kurunun, ocak başı satış fiyatının etkilerini araştırmak,
2) Ocak başı satış fiyatına; üretim miktarının, stok miktarının, satış miktarının, dolar kurunun etkilerini araştırmak,
3) Tahakkuk eden devlet hakkı bedeline; ocak başı satış fiyatının, üretim miktarının, stok miktarının, satış miktarının ve de dolar kurunun etkilerini araştırmak,

istenilmiştir. Bu etkilerin analizinin yapılabilmesi için Stata-12 programı kullanılmış ve Birim: Sicil Numarası (sclno) Genel Müdürlükçe verilen bu numara maden ocağının kimlik numarasını oluşturmaktadır. Sclno birimi ifade etmektedir.

Dönem: 2005-2015 yılları arasını kapsamaktadır.

Tüvenan üretim miktarı serisi: tuv

Stok miktarı serisi: stk

Ocak başı satış miktarı serisi: osm

Ocak başı satış fiyatı serisi: osf

Tahakkuk eden devlet hakkı serisi: tedh

Dolar kuru serisi: dk

ele alınmıştır. Burada, tuv, stk, osm serilerinin birimi tondur ve osf, tedh, dk serilerinin birimi Türk Lirası'dır.

3.5.1.Model Kurulumu

Panel birim sınamasındaki ilk işlem, paneli meydana getiren yatay kesit birimlerinin birbirinden bağımsız olup olmadığıdır. Eğer birimler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testleri uygulanmalıdır. Ancak, bu işlemin yapılabilmesi için önce konu ile ilgili modeller kurulmalıdır. Krom piyasası ile ilgili bu modeller

Model-1:

$$osf_{it} = \beta_0 + \beta_1 tuv_{it} + \beta_2 stk_{it} + \beta_3 osm_{it} + \beta_4 dk_{it} + u_{it}$$

Burada,

Bağımlı değişken: Ocak başı satış fiyatı (osf) 1 ton krom madenin TL cinsinden satış fiyatını ifade etmektedir.

Bağımsız Değişkenler: Tüvenan üretim (tuv), stok miktarı (stk), ocak başı satış miktarı (osm), dolar kuru (dk)

Model-2:

$$tedh_{it} = \beta_0 + \beta_1 tuv_{it} + \beta_2 stk_{it} + \beta_3 osf_{it} + \beta_4 osm_{it} + \beta_5 dk_{it} + u_{it}$$

Burada,

Bağımlı değişken: Tahakkuk eden devlet hakkı (tedh) TL cinsinden oluşan bedeldir.

Bağımsız Değişkenler: Tüvenan üretim (tuv), stok miktarı (stk), ocak başı satış fiyatı (osf), ocak başı satış miktarı (osm), dolar kuru (dk)

Model-3:

$$osm_{it} = \beta_0 + \beta_1 tuv_{it} + \beta_2 stk_{it} + \beta_3 osf_{it} + dk_{it} + u_{it}$$

Burada,

Bağımlı değişken: Ocak başı satış miktarı (osm)

Bağımsız Değişkenler: Tüvenan üretim (tuv), stok miktarı (stk), ocak başı satış fiyatı (osf), dolar kuru (dk)

3.5.2.Yatay Kesit Bağımsızlığı

Modeller kurulduktan sonra hangi nesil birim kök testinin uygulanacağını belirlemek için yatay kesit bağımsızlığı araştırılmıştır. Yatay kesit bağımsızlığı Pesaran CDLM testi ile gözlenmiştir. Pesaran CDLM testi hem sabit etkili hem de rassal etkili modellere göre ayrı ayrı araştırılmıştır. Her iki modele göre de yatay kesit bağımlılığının olduğu kararlaştırılmıştır. Bu test için kurulan hipotez

H_0: Birimler arasında yatay kesit bağımlılığı yoktur

H_1: Birimler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır

biçimindedir. Test sonucu Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımsızlığı Test Sonuçları

Pesaran CDLM Testi Sonuçları	**Test İstatistiği**	**P Değeri**
Pesaran CDLM Testi Sonuçları (Sabit etkilere Göre)	10,607	0,0000
Pesaran CDLM Testi Sonuçları (Rassal etkilere Göre)	10,494	0,0000

TTablo 1'de verilen hem sabit etkili modelde hem de rassal etkili modelde Pesaran CDLM testi sonuçlarına göre H_0 teorisi kabul edilmemiştir ve seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu görülmüştür.

3.5.3.Durağanlığın Araştırılması - Birim Kök Testleri

Yatay kesit bağımlılığına müsaade eden ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran Testi uygulanmıştır. Pesaran Testi sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Bu testte hipotez

$H_0: \rho_i = 1$ (Tüm $i = 1, \ldots, M$ için) (Seri durağan değil)

$H_1: |\rho_i| < 1$ (bazı i'ler için) (Seri durağan)

biçiminde kurulmaktadır.

Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları

Durağanlık Analizi						
Değişken Adı	T istatistiği	%10	%5	%1	Z[t-bar]	P Değeri
stk	-2,547	-1,980	-2,040	-2,160	-9,464	0,000
tuv	-2,899	-1,980	-2,040	-2,160	-13,444	0,000
osm	-3,112	-1,980	-2,040	-2,160	-15,855	0,000
osf	-2,921	-1,980	-2,040	-2,160	-13,701	0,000
tedh	-3.057	-1,980	-2,040	-2,160	-15,241	0,000
dk	-2,721	1,980	-2,040	-2,160	-11,430	0,000

Tablo 2'de, Pesaran tarafından 2005 yılında yayınlanmış %10, %5, %1 yanılma düzeyinde tablo değerleri verilmiş olup t istatistik değerinin yanında yer almıştır [45]. Bulunan t testi değerlerinin hepsinde mutlak değer olarak tablo değerlerinden büyüktür. Bu nedenle, sıfır hipotezi reddedilir. Bu durumda, serilerin hepsi düzeyde durağan, yani I(0)'dır.

Böylece modeller,

Model-1: $osf_{it} = \beta_0 + \beta_1 tuv_{it} + \beta_2 stk_{it} + \beta_3 osm_{it} + \beta_4 dk_{it} + u_{it}$

Model-2: $tedh_{it} = \beta_0 + \beta_1 tuv_{it} + \beta_2 stk_{it} + \beta_3 osf_{it} + \beta_4 osm_{it} + \beta_5 dk_{it} + u_{it}$

Model-3: $Osm_{it} = \beta_0 + \beta_1 tuv_{it} + \beta_2 stk_{it} + \beta_3 osf_{it} + \beta_4 dk_{it} + u_{it}$

biçiminde uygulanacaktır.

3.5.4.Çoklu Doğrusal Bağlantı

Çoklu bağlantı, yani bağımsız değişkenler arasındaki yüksek ilişki, regresyon analizi varsayımlarına göre modelde olmaması gereken bir durumdur. Modellerde çoklu bağlantıya sebep olabilecek bir değişkenin olup olmadığının tespiti için değişik yöntemler kullanılmakla birlikte bu çalışmada korelasyon matrisi kullanarak değişkenler arasındaki ilişki durumu tespit edilecektir [46]. Her üç model için yapılan korelasyon değerleri sırasıyla Tablo 3, Tablo 4 ve Tablo 5'de verilmektedir.

Tablo 3: Model-1 için Bağımsız Değişkenler Korelasyon Matrisi

	osm	tuv	Stk	dk
osm	1,000			
tuv	-0,3901	1,000		
stk	-0,0066	-0,1060	1,000	
dk	0,2521	0,1021	0,0720	1,000

Tablo 3'te verilen ilişki değerleri incelendiğinde bağımsız değişkenler arasındaki ilşkinin zayıf olduğu görülmektedir. Bu nedenle, Model 1'de çoklu bağlantı sorunundan söz edilemez.

Tablo 4: Model-2 için Bağımsız Değişkenler Korelasyon Matrisi

	tuv	stk	Osf	osm	dk
tuv	1,000				
stk	-0,2418	1,000			
osf	0,1636	-0,1666	1,000		
osm	-0,4378	0,1481	-0,2909	1,000	
dk	0,1180	-0,0318	0,2221	-0,0220	1,000

Tablo 4'te korelasyon değerleri incelendiğinde, değişkenler arasındaki ilişkinin zayıf olduğu görülmektedir. Bu nedenle, Model 2'de çoklu bağlantı sorunu yoktur.

Tablo 5: Model-3 için Bağımsız Değişkenler Korelasyon Matrisi

	tuv	stk	Osf	dk
tuv	1,000			
stk	-0,0662	1,000		
osf	-0,2886	-0,0101	1,000	
dk	0,4044	-0,0065	0,0281	1,000

Tablo 5'te korelasyon değerleri incelendiğinde, değişkenlerin arasındaki ilişkinin zayıf olduğu görülmektedir. Bu durumda, Model 3'te çoklu bağlantı sorununun olmadığı söylenebilir.

3.5.5.Model Seçimi

Model seçimi aşamasında ilk olarak birim ve zaman etkilerinin geçerli olup olmadığı test edilecek, her ikisinin de geçerli olmaması durumunda klasik model uygulanacaktır. Birim ve/veya zaman etkilerinin geçerli olduğuna karar verilmesi durumunda Hausman testi ile bu etkilerin sabit ya da rastgele yapısı test edilecektir. Hausman testinde sıfır hipotezi, birim ve zaman etkileri rastgeledir biçiminde oluşturulurken, seçenek hipotez birim ve zaman etkileri sabittir biçiminde oluşturulmaktadır.

3.5.5.1. Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için F Testi

Bilindiği gibi, F Testinde hipotez

$H_O: u_i = 0$ (birim etkisi yoktur)

$H_1: u_i \neq 0$ (birim etkisi vardır)

biçiminde kurulmaktadır.

Tablo 6: F Testi Sonuçları

Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için F Testi		
Model 1 (osf tuv stk osm dk)	F(152, 1220)	1,69
	Prob>F	0,000
Model 2 (tedh tuv stk osf osm dk)	F(152,1220)	1,60
	Prob>F	0,000
Model 3 (osm osf tuv stk dk)	F(152,1220)	1,64
	Prob>F	0,000

F testi sonuçları Tablo 6'da verilmektedir. Bu sonuçlara göre birimler arasında etkinin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi her üç model için de kabul edilmemektedir. Dolayısıyla, kurulan modellerin hepsinde birim etkisi vardır. Sonuç olarak,

Model-1: Tablo 6'da yer alan değerlere 0,05 anlam düzeyinde göre $H_0: u_i = 0$ reddedilmektedir. Dolayısıyla, birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

Model-2: Tablo 6'da yer alan değerlere göre $H_0: u_i = 0$ reddedilmektedir. Dolayısıyla, birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

Model-3: Tablo 6'da yer alan değerlere göre $H_0: u_i = 0$ reddedilmektedir. Dolayısıyla, birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

3.5.5.2. Olabilirlik Oran (LR) Testi (Birim Etkisinin Varlığını Sınamak İçin)

LR Testinde hipotez

$H_0: \sigma_u = 0$ (birim etkisi yoktur)

$H_1: \sigma_u \neq 0$ (birim etkisi vardır)

biçiminde kurulmaktadır.

Tablo 7: Olabilirlik Oran Testi Sonuçları

Olabilirlik Oran (LR)Testi		
Model-1 (osf tuv stk osm dk)	χ^2	20,40
	P Değeri	0,000
Model-2 (tedh tuv stk dk osf osm)	χ^2	16,94
	P Değeri	0,000
Model-3 (osm osf tuv stk dk)	χ^2	17,98
	P Değeri	0,000

Tablo 7'de verilen LR test sonuçları değerlendirildiğinde Model-1 için yapılan olabilirlik oran testinin sonuçlarına göre $H_0: \sigma_u = 0$ reddedilmektedir. Bu nedenle, modelde birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Model-2 için yapılan olabilirlik oran testinin sonuçlarına göre $H_0: \sigma_u = 0$ reddedilmektedir. Dolayısıyla, modelde birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Benzer şekilde, Model-3 için yapılan olabilirlik oran testinin sonuçlarına göre birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Sonuç olarak, F Testinde olduğu gibi LR Testi sonuçlarına göre de her üç modelde de birim etkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

3.5.5.3. Olabilirlik Oran (LR) Testi (Zaman Etkisinin Varlığını Sınamak İçin)

Zaman etkisinin standart hatasının sıfıra eşit olduğu sıfır hipotezi LR Testi ile sınanmıştır. Bu testin hipotezi

H_0: $\sigma_\lambda = 0$ (Zaman etkisi yoktur)

H_1: $\sigma_\lambda = 0$ (Zaman etkisi vardır)

biçiminde verilmektedir.

Tablo 8: Zaman Etkisi Test Sonuçları

Olabilirlik Oran (LR) Testi (Zaman Etkisi)		
Model-1 (osf tuv stk osm dk)	χ^2	22,09
	P Değeri	0,000
Model-2 (tedh tuv stk osf osm dk)	χ^2	39,97
	P Değeri	0,000
Model-3 (osm osf tuv stk dk)	χ^2	3,56
	P Değeri	0,0296

Tablo 8'de yer alan LR Testi sonuçlarına göre H_0 hipotezi, kurulan üç model için de reddedilmektedir, yani tüm modellerde zaman etkisinin önemli olduğu anlaşılmaktadır. Sonuç olarak,

Model-1: Test sonucuna göre zaman etkisinin standart hatasının sıfıra eşit olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla, zaman etkisi mevcuttur.
Model-2: Test sonucuna göre zaman etkisinin standart hatasının sıfıra eşit olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla, zaman etkisi mevcuttur.
Model-3: Test sonucuna göre zaman etkisinin standart hatasının sıfıra eşit olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla, zaman etkisi mevcuttur.

Birim etkilerin araştırıldığı F testi ve LR testine göre, modellere klasik panel regresyon modelini uygulayamayız. F testi ve LR testlerine göre kurulan her üç modelde de birim etkisi vardır. Aynı zamanda, zaman etkisinin araştırıldığı LR testinin sonuçlarına göre de modellerde zaman etkisi de mevcuttur. Tablo 9 incelendiğinde, her üç model için de klasik panel modelinin kullanılamayacağı açıktır ama bu model dışında hangi modelin kullanılacağına Hausman Testi sonucuna göre karar verilecektir.

Tablo 9: Birim ve Zaman Etkisi Test Sonuçları

Modeller	F Testi	LR Testi (Birim etkisi)	LR Testi (Zaman etkisi)	Model
Model-1	Birim etkisi vardır.	Birim etkisi vardır.	Zaman etkisi vardır.	Rassal Etkili Model & Sabit Etkili Model
Model-2	Birim etkisi vardır.	Birim etkisi vardır.	Zaman etkisi vardır.	Rassal Etkili Model & Sabit Etkili Model
Model-3	Birim etkisi vardır.	Birim etkisi vardır.	Zaman etkisi vardır.	Rassal Etkili Model & Sabit Etkili Model

3.5.6. Hausman Testi

Zaman ve birim etkisi tespit edilen Model-1, Model-2 ve Model-3 için kullanılan Hausman testi sonuçları sırasıyla Tablo-10, Tablo-11 ve Tablo-12'de verilmiştir. Bu testin hipotezi

H_0: Rassal etkili model münasiptir
H_1: Sabit etkili model münasiptir

biçiminde kurulmaktadır.

Tablo 10: Model-1 için Hausman Test İstatistiği

Hausman Test İstatistiği	19,55
Olasılık Değeri	0,0006

Tablo 10'da verilen test sonucuna göre, 0,05 yanılma seviyesinde, ocak başı satış fiyatı için kurulan model sabit etkili model olmalıdır.

Tablo 11: Model-2 için Hausman Test İstatistiği

Hausman Test İstatistiği	14,37
Olasılık Değeri	0,0134

Tablo 11'de verilen test sonucuna göre, 0,05 yanılma düzeyinde, tahakkuk eden devlet hakkı bedeli için kurulan model sabit etkili model olmalıdır.

Tablo 12: Model-3 için Hausman Test İstatistiği

Hausman Test İstatistiği	13,87
Olasılık Değeri	0,0077

Tablo 12'de verilen test sonucuna göre, 0,05 yanılma düzeyinde, ocak başı satış miktarı için kurulan model sabit etkili model olmalıdır. Hausman Testi sonuçları uyarınca, her üç model için de sabit etkili model uygundur. Model belirlemek için uygulanan testler sonucu uygulanması gereken panel regresyon modelleri;

- Model-1 için sabit etkili model,
- Model-2 için sabit etkili model,
- Model-3 için sabit etkili model ,

şeklindedir.

3.5.7. Değişen Varyanslılık Sorununun İncelenmesi

Her üç model için de sabit etkili modelde kullanılan Wald test istatistiği uygulanılarak değişen varyanslılık sorunu incelenecektir. Hipotez her üç model için de

H_0: Değişen varyanslılık sorunu yoktur.
H_1: Değişen varyanslılık sorunu vardır.

biçimindedir.

Model-1:

Wald Testi sonucu, Tablo 13'de yer almaktadır. Test sonucuna göre, α=0,05 yanılma düzeyinde, H_0 reddedilmiştir, yani Model-1'de değişen varyanslılık sorunu vardır.

Tablo 13: Model-1 için Değişen Varyanslılık Sorunu Tespiti

Model-1 için Wald Testi	
χ^2 test istatistiği	770,83
P değeri	0,000

Model-2:

Wald Testi sonucu, Tablo 14'te yer almaktadır. Test sonucuna göre, α=0,05 yanılma düzeyinde, H_0 reddedilmiştir, yani Model-2'de değişen varyanslılık sorunu vardır.

Tablo 14: Model-2 için Değişen Varyanslılık Sorunu Tespiti

Model-2 için Wald Testi	
χ^2 test istatistiği	414,11
P değeri	0,000

Model-3:

Wald Testi sonucu Tablo 15'te yer almaktadır. Test sonucuna göre, α=0,05 yanılma düzeyinde, H_0 reddedilmiştir, yani Model-3'de değişen varyanslılık sorunu vardır.

Tablo 15: Model-3 için Değişen Varyanslılık Sorunu Tespiti

Model-3 için Wald Testi	
χ^2 test istatistiği	574,16
P değeri	0,000

3.5.8. Otokorelasyon Sorununun İncelenmesi

Model-1, Model-2 ve Model-3 sabit etkili modellerde otekorelasyon sorunu, Bhargava-Franzini-Narendranathan Düzeltilmiş Durbın, Watson Testi ve Baltagı, Wu Testi ile test edilecektir. Her üç model için de kurulan hipotez

H_0: Hata serisinde otokorelasyon yoktur
H_1: Hata serisinde otokorelasyon vardır
biçimindedir.

Model-1:

Model-1 için, Bhargava-Franzini-Narendranathan Düzeltilmiş Durbın, Watson Testi ve Baltagı, Wu Testi sonuçları Tablo 16'da verilmektedir. Tablo 16'daki test istatistiği değeri değerlendirildiğinde, olasılık değerinin 0,05'ten küçük olduğundan sabit etkili Model-1'de otokorelasyon sorunu olduğu sonucuna varılır.

Tablo 16: Model-1 için Otokorelasyon Sorunu Tespiti

Model-1 Otokorelasyon Test Sonuçları	
Bhargava Düzeltilmiş Durbın, Watson	1,74608
Baltagı,Wu LBI	1,95771
Bhargava-Franzini-Narendranathan,Durbın,Watson Testi P değeri	0,0138

Model-2:

Model-2 için, Bhargava-Franzini-Narendranathan Düzeltilmiş Durbın, Watson Testi ve Baltagı, Wu Testi sonuçları Tablo 17'de verilmektedir. Tablo 17'deki test istatistiği

değerleri sonucunda test istatistiği olasılık değeri 0,0008 < 0,05 yanılma düzeyinden küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilerek sabit etkili Model-2'de otokorelasyon sorunu olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 17: Model-2 için Otokrelasyon Sorunu Tespiti

Model-2 Otokorelasyon Test Sonuçları	
Bhargava Düzeltilmiş Durbın, Watson	1,908732
Baltagı, Wu LBI	2,1093637
Bhargava-Franzini-Narendranathan,Durbin-Watson Testi P değeri	0,0008

Model-3:

Model-3 için, Bhargava-Franzini-Narendranathan Düzeltilmiş Durbın, Watson Testi ve Baltagı, Wu Testi sonuçları Tablo 18'de verilmektedir. Test sonuçlarına göre, test istatistiği olasılık değeri 0,0032 < 0,05 yanılma düzeyinden küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilerek Model-3'te otokorelasyon sorunu olduğu sonucuna varılır.

Tablo 18: Model-3 için Otokorelasyon Sorunu Tespiti

Model-3 Otokorelasyon Test Sonuçları	
Bhargava et al. Düzeltilmiş Durbın, Watson	1,85632
Baltagı, Wu LBI	2,027927
Bhargava-Franzini-Narendranathan,Durbın, Watson Testi P değeri	0,0032

3.5.9. Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi

Model-1:

Model-1'deki parametre tahminleri, Arellano-Froot-Rogers tahmin edicisi kullanılarak bulunmuş ve bu tahminler Tablo 19'da verilmiştir.

Tablo 19: Model-1 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri

Model-1 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-1				
Osf	Katsayılar	Sağlam Std. Hata	T	P>|t|
Tuv	-0,0403831	0,0253763	-1,59	0,114
Stk	0,0012921	0,0331574	0,04	0,969
Dk	-3,085343	0,0470776	-6,55	0,000
Osm	0,2357608	0,0245153	9,62	0,000
Sabit	357,1912	19,97205	17,88	0,000

Tablo 19 incelendiği zaman mevzu bahis bağımsız değişkenlerden edinilen katsayıların işaretleri (pozitif- negatif) bağımlı değişken ile aralarındaki etkinin yönünü belirlemektedir. dk (dolar kuru) ve osm (ocak başı satış miktarı) değişkenlerinin olasılık değeri α=0,05'den küçük olduğu osf (ocak başı satış fiyatı) üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu ve dk değişkeni parametresinin negatif olduğundan osf üzerinde negatif yönlü bir etkiye sahiptir. Model yorumlandığında, dk serisindeki 1 birimlik artışın, osf serisinde 3,08 birimlik bir düşüşe neden olurken osm serisindeki 1 birimlik artışın ise osf serisine 0,23 birimlik artış olarak yansıdığı görülmektedir. Tablo 20'de verilen F Testi olasılık değeri değerlendirildiğinde modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu söylenir. Modelin R^2 değeri 0,1333'tür.

Tablo 20: Model-1 için Anlamlılık Testi Sonucu

F Test İstatistiği	P Değeri
46,26	0,0000

Modelden istatistiksel açıdan önemli olmayan değişkenleri çıkarıp modeli yeniden kurduğ umuzda

$osf_{it} = \beta_0 + \beta_1 osm_{\ it} + \beta_2 dk_{it} + u_{it}$ modeli elde edilir. Bu modele ait katsayı değerleri Tablo 21'de verilmiştir.

Tablo 21: Düzeltilmiş Model-1 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-2

Model-1 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-2				
Osf	Katsayı	Standart Hata	T değeri	P>ltl
Dk	3,075129	0,4682177	-6,57	0,0000
Osm	0,22134	0,0230377	9,61	0,0000
Sabit	349,6304	18,33461	19,07	0,0000

Düzeltilmiş model için Arellano-Froot-Rogers tahminlerini istatistiki açıdan yorumladığımız zaman mevzu bahis bağımsız değişkenlerden edinilen katsayıların işaretleri (pozitif-negatif) bağımlı değişken ile aralarındaki etkinin yönünü belirlemektedir. dk ve osm değişkenlerinin olasılık değeri α=0,05'den küçük olduğu için bu değişkenlerin osf değişkeni üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu anlaşılmaktadır. dk değişkeninin katsayısı negatif olduğundan osf üzerinde negatif yönlü bir etkiye sahiptir. dk serisindeki 1 birimlik artış osf serisinde 3,0751'lik bir düşüşe neden olurken osm serisindeki 1 birimlik artış ise osf serisinde 0,22'lik bir artışa sebep olmaktadır. Tablo 22'de verilen F Testi olasılık değeri değerlendirildiğinde model istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin R^2 değeri 0,1349'dur.

Tablo 22: Düzeltilmiş Model-1 için Anlamlık Testi Sonucu

F Test İstatistiği	**P Değeri**
90,48	0,0000

Sonuç olarak, ocak başı satış fiyatı serisi için kurulan model

$$osf_{it} = 349{,}64 + 0{,}22134\ osm_{\ it} - 3{,}075129\ dk_{it} + u_{it}$$

şeklinde bulunmuştur.

Model-2:

Model-2'deki parametre tahminleri, Arellano-Froot-Rogers tahmin edicisi kullanılarak bulunmuş ve bu tahminler Tablo 23'te verilmiştir

Tablo 23: Model-2 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri

Model-2 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-1				
tedh	Katsayı	Standart Hata	T değeri	P>ltl
tuv	-0,01008	0,0332487	0,30	0,762
stk	0,06919	0,0514495	1,34	0,181
dk	-2,2642	0,5931031	-3,82	0,000
osf	0,063511	0,0387142	1,64	0,103
osm	0,179935	0,331319	5,43	0,000
Sabit	496,2029	27,93485	17,76	0,000

Tablo 23'te verilen test sonuçları incelendiğinde, dolar kuru (dk) ve ocak başı satış miktarı (osm), tahakkuk eden devlet hakkı bedeli (tedh) üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir. osm ile tedh arasında pozitif yönlü bir etki mevcut iken dk ile tedh arasında negatif yönlü bir etki vardır. Tablo 24'te verilen F Testi olasılık değeri değerlendirildiğinde model anlamlıdır. Modelin R^2 değeri 0,0546'dır.

Tablo 24: Model-2 için Anlamlılık Testi Sonucu

F Test İstatistiği	P Değeri
17,92	0,000

Modelde istatistiksel açıdan önemli olmayan bağımsız değişkenleri modelden çıkarıp yeniden model kurularak Arellano-Froot–Rogers tahmin edicisi uygulandığında

$$\text{tedh}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{osm}_{it} + \beta_2 \text{dk}_{it} + u_{it}$$

modelindeki katsayılar Tablo 25'te olduğu gibi elde edilir.

Tablo 25:Düzeltilmiş Model-2 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-2

Model-2 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-2				
tedh	Katsayı	Standart Hata	t değeri	P>lzl
Dk	-2,4436	0,58711	-4,16	0,000
osm	0,1982	0,2870	6,91	0,000
Sabit	532,40	21,998	24,20	0,000

Analiz sonuçlarına göre model yorumlandığında osm serisindeki 1 birimlik artışın tedh serisinde 0,19 birimlik bir artış olarak etki ederken dk serisindeki 1 birimlik artışın ise tedh serisinde 2,44 birimlik bir düşüş olarak etki ettiği görülmektedir Tablo 26'da verilen F Testi olasılık değeri değerlendirildiğinde model istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin R^2 değeri 0,0502'dir.

Tablo 26: Düzeltilmiş Model-2 için Anlamlılık Testi Sonucu

F Test İstatisitiği	P Değeri
37,80	0,0000

Sonuç olarak, tahakkuk eden devlet hakkı bedeli serisi için kurulan model,

$$\text{tedh} = 532{,}40 + 0{,}1980\ \text{osm}_{it} - 2{,}444\text{dk}_{it} + u_{it}$$

biçiminde elde edilmiştir.

Model-3:

Model-3'teki parametre tahminleri, Arellano-Froot-Rogers tahmin edicisi kullanılarak bulunmuş ve bu tahminler Tablo 27'de verilmiştir.

Tablo 27: Model-3 için Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-1

Model-3 Arellano-Froot-Rogers Tahminleri-1				
osm	Katsayı	Standart Hata	t değeri	P>ltl
Tuv	0,3576	0,028052	12,75	0,000
osf	0,2520	0,02654	9,49	0,000
Stk	-0,0815	0,0348251	-2,34	0,020
Dk	-2,8841	0,51532	-5,60	0,000
Sabit	288,9478	22,466	12,86	0,000

Tablo 27'de elde edilen değerler incelendiğinde üretim miktarı (tuv) ve ocak başı satış fiyatı (osf) serileri ocak başı satış miktarı (osm) üzerinde anlamlı ve pozitif; stok miktarı (stk) ve dolar kuru (dk) serileri ise ocak başı satış miktarı (osm) üzerinde anlamlı ve negatif bir etkiye sahiptir. Model yorumlandığında, tuv serisindeki 1 birimlik artış osm serisinde 0,36 birimlik artış olarak, osf serisindeki 1 birimlik artış osm serisinde 0,25 birimlik artış olarak, stk serisindeki 1 birimlik artış osm serisinde 0,08 birimlik azalma olarak, dk serisindeki 1 birimlik artış ise osm serisinde 2,88 birimlik azalma olarak etki ettiği görülmektedir. Tablo 28'te verilen F testi incelendiğinde model istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Modelin R^2 değeri 0,2714'dür.

Tablo 28: Model-3 için Anlamlılık Testi Sonucu

F Test İstatistiği	**P Değeri**
132,20	0.000

Sonuç olarak, ocak başı satış miktarı serisi için kurulan model

$$osm = 288{,}94 + 0{,}357tuv_{it} - 0{,}0815stk_{it} + 0{,}2520osf_{it} 2{,}8841dk_{it} + u_{it},$$ 'dir.

4. SONUÇ

Çalışmamız krom madeni, değerinin altında fiyatlandırılmasına ilişkin sorunlardan yola çıkarak şekillenmiş olup yaptığımız analizler bu durumu destekler niteliktedir. Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğünden elde edilen krom madenine ait verilere panel veri analizi uygulanmıştır. Ocak başı satış fiyatının, tahakkuk eden devlet hakkının, ocak başı satış miktarının; diğer değişkenler ile ilişkisi üzerine modellemeler yapılmıştır. Bu modellere, sağlam tahmin edici olan Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi uygulanmıştır. 2005 yılından 2015 yılına kadar faaliyetlerine aralıksız olarak devam eden 153 firmanın verileri ile çalışılmıştır. Panel verimiz dengeli panel veridir. Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğünden, ruhsatların yıllık üretim miktarları, stok miktarları, tahakkuk eden devlet hakkı bedelleri, ocak başı satış fiyatları, ocak başı satış miktarlarına ait bilgiler alınmıştır. Bu bilgilere yıllık ortalama dolar kurları da eklenerek panel veri analizi uygulaması yapılmıştır. Modelde sahte ilişkilere sebep olmamak için bağımsız değişkenlerdeki çoklu bağlantı sorunu incelenmiştir. Panel verideki seriler birbirine bağlı hesaplamaları ifade etse de bağımsız değişkenlerden elde edilen korelasyon matrisinde modeli anlamsızlaştıracak korelasyon ilişkisine rastlanmamıştır. Kurduğumuz her üç model için de R^2 değerleri düşük çıkmıştır. Bu değerler, Model-1 için 0,1349, Model-2 için 0,0502 ve Model-3 için 0,2714 olarak bulunmuştur. Bulunan bu değerler modellerimizde çoklu doğrusal bağlantı problemi olmadığına işaret etmektedir.

İlk olarak ocak başı satış fiyatı üzerinde diğer değişkenlerin etkisi incelenmiştir. İstatistiki açıdan çalışmamızı değerlendirdiğimizde 2005-2015 yılları arasında dolar kuru ve ocak başı satış miktarının ocak başı satış fiyatı üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu bulunmuştur. Dolar kuru, ocak başı satış fiyatı üzerinde anlamlı ve negatif yönlü bir etkiye sahipken, ocak başı satış miktarı, ocak başı satış fiyatı üzerinde pozitif ve önemli bir etkiye sahiptir. Dolar kuru serisindeki 1 birimlik bir artış osf (ocak başı satış fiyatı) serisinde 3,0751 birimlik bir düşüşe neden olmaktadır. Ocak başı satış miktarı serisindeki 1 birimlik bir artış osf serisinde 0,22 birimlik bir artışa sebep olmaktadır. Model-1 için uygulanan bu analiz sonuçlarına göre istatistiki olarak dolar kurundaki artış krom madeni fiyatlarına olumsuz yansımaktadır. Türkiye'de krom madeni zenginleşme işlemine tabi tutularak satışı yapılmaktadır. Zengileştirilerek satılan krom madenin tüvenan olarak çıkarılmış haline göre daha yüksek fiyattan satılmaktadır. Çalışmamızda kullandığımız krom madeni fiyatları ise tüvenan madenin ocak başı satış fiyatını yansıtmaktadır. Bu durumda, Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü'ne bildirilen ocak başı satış fiyatları tüvenan maden üzerinden

hesaplanarak bildirildiği için dolar kurunun etkisi negatif yönlü bulunmuştur. Dolar kuru ile bu ters yönlü etkinin diğer bir sebebi ise geçmiş yıllarda Genel Müdürlüğe ruhsat sahipleri tarafından ocak başı satış fiyatlarının düşük fiyatta belirtilmiş olmasıdır. Üçüncü bir sebep olarak ise Türk Lirasının dolar kuru karşısında değer kaybetmesidir.

İkinci modelimizi, istatitiki açıdan değerlendirdiğimizde 2005-2015 yılları arasında ocak başı satış miktarı, dolar kuru, tahakkuk eden devlet hakkı bedeli üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir. Ocak başı satış fiyatı ve dolar kuru arasında ters yönlü bir ilişki tespit edildiği gibi tahakkuk eden devlet hakkı ve dolar kuru arasında da ters yönlü bir ilişki mevcuttur. Tahakkuk eden devlet hakkının, ocak başı satış fiyatı üzerinden hesaplanmasının doğal sonucu olarak dolar kuru, tahakkuk eden devlet hakkı bedeli üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Dolar kurundaki 1 birimlik artış tahakkuk eden devlet hakkı bedeli serisine 2,44 birimlik bir azalma olarak yansır. Türkiye hazinesine krom madeni satışı üzerinden giren para dolar kurundaki artışı yakalayamamaktadır.

2005-2015 yılları arasında tahakkuk eden devlet hakkı miktarı ile ocak başı satış miktarı üzerinde pozitif yönlü, anlamlı bir ilişki mevcuttur. Ocak başı satış miktarındaki 1 birimlik artış tahakkuk eden devlet hakkı bedeline 0,19 birimlik azalma olarak etki eder. Krom madeni satışı arttıkça hazineye aktarılan para doğal olarak artmaktadır.

Ocak başı satış miktarı üzerinde diğer değişkenlerin etkisi araştırıldığında üretim miktarının, ocak başı satış fiyatının, ocak başı satış miktarının etkilerinin anlamlı ve pozitif; dolar kurunun ve stok miktarının ise anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmüştür. Krom madenine olan talep, üretimi artırmaktadır ve doğal olarak bunun sonucunda satış miktarı da artmaktadır. Krom madenine ait talebin arttığı dönemler satış miktarı da artmaktadır. Dolayısıyla, bu dönemlerde, ocak başı satış fiyatının satış miktarı üzerinde pozitif yönlü etkisi olmaktadır. Stok miktarının ve de dolar kurunun artması satış miktarını olumsuz yönde etkilemektedir. Ruhsat sahipleri, krom madeni stoklayarak yurt dışında oluşan pazar fiyatına göre satışa sunmaktadır ve dolayısıyla stok miktarının arttığı dönemlerde satış miktarı azalmaktadır.

Özetle, krom madeni dünya piyasasında dolar üzerinden fiyatlandırılmaktadır. Ancak Türkiye'de, krom madeninin fiyatının dolar ile pozitif yönlü bir ilişkisi yoktur. Dolar kurunun artmasıyla Türk lirası değer kaybetmektedir. Yurt içindeki oluşan fiyat dünya piyasasını yakalayamamaktadır ve de Maden ve Petrol İşlerine bildirilen geçmiş yıllardaki fiyatların gerçeğinden daha düşük seviyelerde bildirilmesi de bu durumun sebepleri

arasında gösterilebilir. Dolayısıyla, satış fiyatı üzerinden hesaplanan tahakkuk eden devlet hakkı bedelleri de bundan etkilenmektedir. Krom madenine olan talep, üretimi artırmakta, bunun sonucu olarak üretimin artışıyla satış miktarı ocak başı satış fiyatları da artış göstermektedir. Stok miktarının da ocak başı satış miktarı üzerinde negatif bir etkiye sahip olması da Türkiye'de krom madenin ruhsat sahipleri tarafından stoklanarak, yurt dışından gelen talebe ve yurt dışı fiyatlarına göre satılmasından kaynaklandığı söylenebilir.

KAYNAKLAR

[1] http://www.mta.gov.tr/v3.0/bilgi-merkezi/krom (Şubat, 2019)

[2] http://www.maden.org.tr/resimler/ekler/354.pdf (Şubat, 2019)

[3] https://ahmetsedef.wordpress.com/tag/panel-veri-analizi/ (Şubat, 2019)

[4] ÇETİN M. ve ECEVİT E., Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi, Doğuş Üniversitesi Dergisi, Cilt 11, Sayı 2, ss 166-182, 2010

[5] BALTAGI, B. H., Econometric Analysis of Panel Data, Third edition, John Wiley & Sons Inc, England, 2005

[6] https://www.researchgate.net/publication/317595254_Pamuk_Arzini_Etkileyen_Faktorlerin Panel Veri ile Analizi 2000-2015 (Şubat, 2019)

[7] ÖZER M. ve BİÇERLİ K., Türkiye'de Kadın İşgücünün Panel Veri Analizi ile İncelenmesi, Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 1, Sayı 3, ss 0-71, 2003

[8] https://core.ac.uk/download/pdf/47254201.pdf (Şubat, 2019)

[9] KARPAT ÇATALBAŞ, G., ve YARAR, Ö., Türkiye'deki Bölgeler Arası İç Göçü Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi ile Belirlenmesi. Alphanumeric Journal, Cilt 3, Sayı 1, ss 99-117, 2015

[10] TATOĞLU F., Panel Veri Ekonometrisi, 2. Baskı, İstanbul, Beta Yayınları, 2013

[11] TETİK S., Türkiye'de Ekonomik Büyüme ile Enerji Harcamaları Arasındaki İlişki, Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2011

[12] LEVİN A.,LİN C.F.,SHANG C., and CHU C., Unit Root Tests in Panel Data:Asymptotic and Nite-Sample Properties, Journal of Econometrics, Volume 108, pp 1-24, 2001

[13] https://www.stata.com/manuals13/xtxtunitroot.pdf

[14] HLOUSKOVA J. ve WAGNER M., The Performance of Panel Unit Root and Stationary Tests, EUI Working Paper ECO. No.2005/5, European Universtity Institute, 2005

[15] AKAL M. ve DUCAN E., International Journal of Economic Studies, Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi, Cilt 3, Sayı 1, ss 63-80, 2017

[16] https://estima.com/ecourse/samples/PanelSampleChapter.pdf(Mart, 2009)

[17] TIRAŞLIOĞLU M., G-20 Ülkeleri için Gelir Yakınsama Analizinin Panel Birim Kök Testleri ile İncelenmesi, Yalova Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 6, Sayı 1, ss 1-16, 2013

[18] COSTANTINI M. and LUPI C., A Simple Panel-CADF Test for Unit Roots, Wien Institute for Advanced Studies, Vienna, 2011

[19] ALTINER A. ve BOZKURT E., Finansal Erişimin Belirleyicileri, Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 8, Sayı 16, ss 295-308, 2018

[20] YILDIRIM K., MERCAN M. ve KOSTAKOĞLU S., Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt 8, Sayı 3, ss 75-95, 2013

[21] Karabiyik, C., Dilber, I, Gelir Eşitsizliği ve Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları İlişkisi: Panel Veri Analizi, Journal of Yasar University, Cilt 11, Sayı 44, ss:316-325, 2016

[22] GÜRİŞ S., Stata ile Panel Veri Modelleri, 1. Baskı, Der Yayınları, 2015

[23] CENGİZ H. ve PÜSKÜL A., Hisse Senedi Getirileri ve Kârlılık Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul Endeksinde İşlem Gören İşletmelerin Analizi, Yalova Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 6, Sayı 12, ss 295-306, 2007

[24] DEMİRHAN A., Ankaların Sektörel Paylarındaki Değişimin Nitel Bağımlı Değişkenli Panel Veri Modeliyle Analizi, Yıldız Teknik Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt 20, Sayı 64, ss 78-94, 2009

[25] BAYRAKTUTAN Y. ve DEMİRTAŞ I., Gelişmekte Olan Ülkelerde Cari Açığı Belirleyicileri: Panel Veri Analizi, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 12, Sayı 22, ss 1-28, 2011

[26] GÖNÜLLÜ O. ve YILDIZ H., Current Debates in Finance & Econometrics, Ilojopeg Publication, Volume 19, London, 2018

[27] LEVENE, H., Robust Tests for Equality of Variances, In Contributions to Probability and Statistics: Stanford University Press, 1960

[28] BROWN, M. B., and A. B. FORSYTHE, Robust Tests for the Equality of Variances. Journal of the American Statistical Association, Volume 69, Issue 346, pp 364-367, 1974

[29] https://www.stata.com/manuals13/u.pdf (Mart ,2019)

[30] TATOĞLU F., Sermaye Piyasası'nda Riskin Sınırlı Bağımlı Değişkenli Panel Veri Modelleri ile Analizi, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2005

[31] BHARGAVA, A., FRANZINI, L., and NARENDRANATHAN, W., Serial Correlation and the Fixed Effects Model, The Review of Economic Studies, Volume 49, Issue 4, pp 533-549, 1982

[32] WERBEEK M., A Guide To Modern Econometrics, John&Wiley sons Ltd., Rotterdam, 2008

[33] https://www.stata.com/manuals13/xtxtregar.pdf

[34] ÖZDEMİR D., BUZDAĞLI Ö., EMSEN Ö. ve ÇELİK A., Geçiş Ekonomilerinde Üçüz Açık Hipotezinin Geçerliliği, International Conference on Eurasian Economies, 2014

[35] KESER H. ve ÇETİN I. Kara ile Çevrili Olmanın İhracat Üzerine Etkisi: Gelişmekte Olan Avrupa ve Orta Asya Ülkeleri Üzerine Bir Analiz, Ankara Üniverstisi SBF Dergisi, Cilt 71, Sayı 1, ss 199 – 230, 2016

[36] DÜCAN E. ve MELİKE A. P., Hisse Senedi Getirilerinde Değer Primi Etkisi, Çukurova Ünivertesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 26, Sayı 2, ss 189-204, 2017

[37] WOOLDRIDGE M. J., Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press, London, 2002

[38] MİLLO G. and CROİSSANT Y., Panel Data Econometrics with R, Jhon Wiley & Sons Ltd., London, 2019

[39] AKTAŞ M. ve TUNAHAN A., Katılım Bankacılığının Performansı Üzerinde Etkili Olan Finansal Oranlar, İşletme Araştırma Dergisi, Cilt 3, Sayı 11, ss 397-420, 2017

[40] https://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0128

[41] PARLAK Y. M., Makro Ekonomik ve Politik İstikrarsızlığın Ekonomik Performans Üzerine Etkisi: Latin Amerika Örneği, Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt19, Sayı 2, ss 1-11, 2015

[42] DÖKMEN G., Yolsuzlukların Vergi Gelirleri Üzerindeki Etkisi: Dinamik Panel Veri Analizi, Doğuş Üniversitesi Dergisi, Cilt 13, Sayı 1, ss 41-51, 2012

[43] 3213 Sayılı Maden Kanunu (1985), T. C. Resmi Gazete2019, 18785,04.06.1985

[44] http://www.bumko.gov.tr/TR,150/doviz-kurlari.html (Şubat, 2019)

[45] PESARAN H., A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, Cambridge University & USC, 2005

[46] https://www.statalist.org/forums/forum/general-stata-discussion/general/1314389-checking-for-multicollinearity-in-fe-model

EK-1 : SATIŞ BİLGİ FORMU ÖRNEĞİ

SATIŞ BİLGİ FORMU
ÖDEME DÖNEMİ
01 / 01 / ..... – 31 / 12 / .....

ERİŞİM NO : .....
RUHSAT NO : .....
RUHSATIN İLİ : .....
RUHSATIN GRUBU : .....
MADEN CİNSLERİ :.....
RUHSAT SAHİBİ : .....
İŞYERİ ADRESİA Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence* : .....
VERGİ DAİRESİ VE VERGİ NUMARASI : .....
T.C. KİMLİK NO
ÜRETİM MİKTARI (ton/m^3) : .....
SATIŞ MİKTARI (ton/m^3) : .....
STOK MİKTARI (ton/m^3) : .....
KULLANILAN SEVK FİŞİ ADEDİ : .....
DEVLET HAKKINA ESAS:
ORTALAMA OCAK BAŞI SATIŞ BEDELİ (YTL/ton-m^3)
OCAK BAŞI TOPLAM SATIŞ MİKTARI (ton-m^3) : .....
OCAK BAŞI TOPLAM SATIŞ TUTARI (YTL) : .....

DEVLET HAKKI

1. GRUP VE V. GRUP MADENLER

Ocak başı satış tutarı x %4 =.....x 0.04 =.....YTL

II. GRUP, III. GRUP VE IV. GRUP MADENLER

Ocak başı satış tutarı x %2 =.....x 0.02 =.....YTL

HAZİNE, DEVLET VE ORMAN ARAZİLERİNDE EK DEVLET HAKKI

Ödenecek ek devlet hakkı: Devlet Hakkı x 0.30 = ... YTL

Not: Bu bedel orman alanlarındaki 5 hektarlık alan içindeki faaliyetlerde Orman Genel Müdürlüğün hesabına yatırılır.

TOPLAM DEVLET HAKKI: =.....YTL

DEVLET HAKKININ DAĞITILMASI

1-ÖZEL İDARE PAYI = DEVLET HAKKI x %50 =.....YTL
2-HAZİNE PAYI = DEVLET HAKKI x %50 =.....YTL
TOPLAM =..... YTL

BELEDİYE PAYI

BELEDİYE PAYI = Ocak başı satış tutarı x 0.002 = ...YTL

BULUCULUK HAKKI

BULUCULUK = Ocak başı satış tutarı x 0.01 = ...YTL

RUHSAT SAHİBİ
Adı ve Soyadı :
Tel - Faks :

EK-2: STATA-12 PROGRAMI VE PANEL VERİ UYGULAMASI

```
. iis sclno
. tis yil
. xtset sclno yil
       panel variable:  sclno (strongly balanced)
        time variable:  yil, 2005 to 2015
                delta:  1 unit
. xtreg osf tuv  dk stk osm  tedh , fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1244                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2661                                        avg =      11.0
       overall = 0.1374                                        max =        11
                                                F(5,1525)          =     43.32
corr(u_i, Xb)  = 0.0867                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0406418   .0244883    -1.66   0.097    -.0886762    .0073925
          dk |  -3.000725   .4025371    -7.45   0.000     -3.79031   -2.211141
         stk |  -.0010904   .0329054    -0.03   0.974    -.0656351    .0634543
         osm |   .2290572   .0242723     9.44   0.000     .1814465    .2766678
        tedh |   .0343939   .0188237     1.83   0.068    -.0025291    .0713169
       _cons |   339.3446    21.1805    16.02   0.000     297.7986    380.8905
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  103.76545
     sigma_e |  263.65665
         rho |  .13411792   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1525) =     1.65                 Prob > F = 0.0000
```

Yatay Kesit Bağımsızlığı

```
. xtcsd, pesaran
Pesaran's test of cross sectional independence =    10.892, Pr = 0.0000
. xtreg osf tuv  dk stk   osm tedh  , re

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1230                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2889                                        avg =      11.0
       overall = 0.1401                                        max =        11

                                                Wald chi2(5)       =    261.80
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   -.015009   .0235722    -0.64   0.524    -.0612097    .0311916
          dk |   -2.84914   .4022817    -7.08   0.000    -3.637597   -2.060682
         stk |   .0022668    .030837     0.07   0.941    -.0581726    .0627062
         osm |   .2450401   .0230389    10.64   0.000     .1998847    .2901954
        tedh |    .048291   .0179634     2.69   0.007     .0130833    .0834987
       _cons |   312.1471   20.86725    14.96   0.000      271.248    353.0461
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  54.511153
     sigma_e |  263.65665
         rho |  .04099348   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
. xtcsd, pesaran
Pesaran's test of cross sectional independence =    10.915, Pr = 0.0000
```

Birim Kök Testleri

```
. pescadf  stk  if  sclno>1 &  sclno<70000, lags(0)
Pesaran's CADF test for stk
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (152,11)        Obs = 1520
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10      cv5       cv1    Z[t-bar]    P-value
   -2.547    -1.980    -2.040    -2.160    -9.464      0.000

. pescadf    tuv  if  sclno>1 &  sclno<70000, lags(0)

Pesaran's CADF test for tuv
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (152,11)        Obs = 1520
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10      cv5       cv1    Z[t-bar]    P-value
   -2.899    -1.980    -2.040    -2.160   -13.444      0.000

. pescadf  osm  if  sclno>1 &  sclno<70000, lags(0)

Pesaran's CADF test for osm
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (152,11)        Obs = 1520
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10      cv5       cv1    Z[t-bar]    P-value
   -3.112    -1.980    -2.040    -2.160   -15.855      0.000

. pescadf  osf   if  sclno>1 &  sclno<70000, lags(0)

Pesaran's CADF test for osf
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (152,11)        Obs = 1520
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10      cv5       cv1    Z[t-bar]    P-value
   -2.921    -1.980    -2.040    -2.160   -13.701      0.000

. pescadf   tedh  if  sclno>1 &  sclno<70000, lags(0)

Pesaran's CADF test for tedh
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (152,11)        Obs = 1520
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10      cv5       cv1    Z[t-bar]    P-value
   -3.057    -1.980    -2.040    -2.160   -15.241      0.000

. pescadf  dk  if  sclno>1 &  sclno<70000, lags(0)

Pesaran's CADF test for dk
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (152,11)        Obs = 1520
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10      cv5       cv1    Z[t-bar]    P-value
   -2.721    -1.980    -2.040    -2.160   -11.430      0.000

. pescadf   dk, lags(0) trend

Pesaran's CADF test for dk
```

```
Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated
Deterministics chosen: constant & trend

t-bar test, N,T = (153,11)        Obs = 1530
Augmented by 0 lags (average)

    t-bar      cv10       cv5        cv1    Z[t-bar]     P-value
   -2.565    -2.500     -2.570     -2.700    -3.514       0.000
```

Bağımsız Değişkeler için Korelasyon Matrisi

Model-1 için Korelasyon Matrisi

```
. xtreg osf osm tuv stk dk, vce (cluster  sclno)

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1214                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2565                                        avg =      11.0
       overall = 0.1355                                        max =        11
                                                Wald chi2(4)       =    246.69
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000

                                  (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
         osf |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         osm |    .253523   .0233586    10.85   0.000     .2077411    .2993049
         tuv |  -.0159183   .0254591    -0.63   0.532    -.0658172    .0339805
         stk |   .0043112   .0311476     0.14   0.890    -.0567369    .0653593
          dk |  -2.974857   .4676554    -6.36   0.000    -3.891445    -2.05827
       _cons |   338.4293   21.35302    15.85   0.000     296.5782    380.2805
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   59.33679
     sigma_e |  263.85859
         rho |  .04813711   (fraction of variance due to u_i)


. estat vce, corr
Correlation matrix of coefficients of xtreg model

       e(V) |      osm       tuv       stk        dk     _cons
------------+------------------------------------------------
         osm |   1.0000
         tuv |  -0.4551    1.0000
         stk |  -0.0038   -0.1195    1.0000
          dk |   0.2126    0.0857    0.0577    1.0000
       _cons |  -0.3829   -0.2513   -0.3060   -0.7637    1.0000
```

Model-2 için Korelasyon Matrisi

```
. xtreg tedh  tuv stk dk osf osm , vce(cluster sclno)

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0550                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0600                                        avg =      11.0
       overall = 0.0556                                        max =        11

                                                Wald chi2(5)       =     88.39
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000

                                (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
        tedh |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0085997   .0326238     0.26   0.792    -.0553418    .0725411
         stk |    .044802   .0484648     0.92   0.355    -.0501873    .1397913
          dk |  -2.230536     .58911    -3.79   0.000     -3.38517   -1.075901
         osf |   .0874779   .0368624     2.37   0.018      .015229    .1597268
         osm |   .1710791   .0325198     5.26   0.000     .1073415    .2348166
       _cons |   495.4056   30.66029    16.16   0.000     435.3125    555.4987
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  81.055073
     sigma_e |  358.28166
         rho |  .04868931   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------


. estat vce, corr
Correlation matrix of coefficients of xtreg model

        e(V) |      tuv       stk        dk       osf       osm      _cons
-------------+------------------------------------------------------------
         tuv |   1.0000
         stk |  -0.2194    1.0000
          dk |   0.1234    0.0541    1.0000
         osf |   0.1120   -0.1042    0.1884    1.0000
         osm |  -0.4600    0.0293    0.0098   -0.2863    1.0000
       _cons |  -0.2006   -0.2066   -0.7187   -0.4870   -0.1932    1.0000
```

Model-3 için Korelasyon Matrisi

```
. xtreg   osm  tuv stk osf  dk, vce(cluster sclno)

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.2368                         Obs per group: min =        11
       between = 0.4737                                        avg =      11.0
       overall = 0.2722                                        max =        11
                                                Wald chi2(4)       =    638.12
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
                                  (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
         osm |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3854998   .0281083    13.71   0.000     .3304086    .4405909
         stk |  -.0710508   .0329907    -2.15   0.031    -.1357115   -.0063902
         osf |   .2707521   .0254812    10.63   0.000       .22081    .3206942
          dk |  -2.725955    .514386    -5.30   0.000    -3.734133   -1.717777
       _cons |   266.7716   24.98973    10.68   0.000     217.7926    315.7505
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  58.219624
     sigma_e |  272.81425
         rho |  .04355756   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
. estat vce, corr
Correlation matrix of coefficients of xtreg model

        e(V) |      tuv       stk       osf        dk     _cons
-------------+---------------------------------------------------
         tuv |   1.0000
         stk |  -0.0774    1.0000
         osf |  -0.2637   -0.0585    1.0000
          dk |   0.4050   -0.0396    0.0744    1.0000
       _cons |  -0.4780   -0.1394   -0.2963   -0.8671    1.0000
```

Model-1 Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için F Testi

```
. xtreg osf tuv stk  dk osm  ,fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1225                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2398                                        avg =      11.0
       overall = 0.1333                                        max =        11

                                                F(4,1526)          =     53.23
corr(u_i, Xb)  = 0.0778                         Prob > F           =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0403831   .0245067    -1.65   0.100    -.0884534    .0076872
         stk |   .0012921   .0329048     0.04   0.969    -.0632512    .0658355
          dk |  -3.085343   .4001705    -7.71   0.000    -3.870285   -2.300401
         osm |   .2357608   .0240118     9.82   0.000     .1886612    .2828605
       _cons |   357.1912   18.80832    18.99   0.000     320.2983    394.0841
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  104.74322
     sigma_e |  263.85859
         rho |  .13613105   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1526) =     1.69                 Prob > F = 0.0000
```

Model-1 Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için LR Testi

```
. xtreg osf tuv stk dk osm , mle nolog
Random-effects ML regression                    Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =        11
                                                               avg =      11.0
                                                               max =        11

                                                LR chi2(4)         =    233.91
Log likelihood  = -11809.827                    Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0174249   .0236847    -0.74   0.462    -.0638461    .0289962
         stk |   .0042123   .0308929     0.14   0.892    -.0563368    .0647613
          dk |  -2.981312   .3978755    -7.49   0.000    -3.761133    -2.20149
         osm |   .2525004   .0228556    11.05   0.000     .2077043    .2972965
       _cons |   339.5303   18.89864    17.97   0.000     302.4896     376.571
-------------+----------------------------------------------------------------
    /sigma_u |   65.17486   9.565531                      48.8823    86.89776
    /sigma_e |   263.7041   4.773232                     254.5127    273.2274
         rho |   .0575674   .0164148                      .0318324    .0973958
------------------------------------------------------------------------------
Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01)=   20.40 Prob>=chibar2 = 0.000
```

Model-1 Zaman Etkisinin Varlığını Sınamak için LR Testi

```
. xtmixed osf tuv stk dk  osm  ||_all:R.yil, mle nolog

Mixed-effects ML regression                     Number of obs      =      1683
Group variable: _all                            Number of groups   =         1

                                                Obs per group: min =      1683
                                                               avg =    1683.0
                                                               max =      1683

                                                Wald chi2(4)       =    177.60
Log likelihood = -11808.987                     Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0037744   .0236735     0.16   0.873    -.0426249    .0501737
         stk |  -.0045139   .0307224    -0.15   0.883    -.0647287    .0557009
          dk |  -3.152841   .8264639    -3.81   0.000    -4.772681   -1.533002
         osm |   .2523557   .0226591    11.14   0.000     .2079447    .2967667
       _cons |   339.3307   30.46071    11.14   0.000     279.6288    399.0326
------------------------------------------------------------------------------
------------------------------------------------------------------------------
  Random-effects Parameters  |   Estimate   Std. Err.     [95% Conf. Interval]
-----------------------------+------------------------------------------------
_all: Identity               |
                  sd(R.yil) |   41.34321   11.35802      24.13003    70.83545
-----------------------------+------------------------------------------------
                sd(Residual) |   268.4549   4.642661       259.508    277.7103
------------------------------------------------------------------------------
LR test vs. linear regression: chibar2(01) =    22.09 Prob >= chibar2 = 0.0000
```

Model-1 için Hausman Testi

```
. xtreg osf tuv stk  dk osm   , fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1225                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2398                                        avg =      11.0
       overall = 0.1333                                        max =        11

                                                F(4,1526)          =     53.23
corr(u_i, Xb)  = 0.0778                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0403831   .0245067    -1.65   0.100    -.0884534    .0076872
         stk |   .0012921   .0329048     0.04   0.969    -.0632512    .0658355
          dk |  -3.085343   .4001705    -7.71   0.000    -3.870285   -2.300401
         osm |   .2357608   .0240118     9.82   0.000     .1886612    .2828605
       _cons |   357.1912   18.80832    18.99   0.000     320.2983    394.0841
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  104.74322
     sigma_e |  263.85859
         rho |  .13613105   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1526) =     1.69                 Prob > F = 0.0000
. estimates store fe


. xtreg  osf tuv  stk dk osm  , re
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1214                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2565                                        avg =      11.0
       overall = 0.1355                                        max =        11

                                                Wald chi2(4)       =    252.49
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0159183   .0236035    -0.67   0.500    -.0621803    .0303436
         stk |   .0043112   .0309088     0.14   0.889     -.056269    .0648914
          dk |  -2.974857   .3995175    -7.45   0.000    -3.757897   -2.191817
         osm |    .253523    .022822    11.11   0.000     .2087926    .2982534
       _cons |   338.4293   18.72799    18.07   0.000     301.7232    375.1355
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   59.33679
     sigma_e |  263.85859
         rho |  .04813711   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
. estimates store re
. hausman fe re

                ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |       fe           re         Difference          S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   -.0403831    -.0159183       -.0244648        .0065919
         stk |    .0012921     .0043112        -.003019        .0112857
          dk |   -3.085343    -2.974857       -.1104854        .0228506
         osm |    .2357608      .253523       -.0177622        .0074646
------------------------------------------------------------------------------
           b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
           B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

                 chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                         =       19.55
               Prob>chi2 =      0.0006
               (V_b-V_B is not positive definite)
```

Model-1 için Değişen Varyanslılık Sorununun Wald Testi ile Sınanması

```
. xtreg osf tuv stk dk  osm   , fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1225                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2398                                        avg =      11.0
       overall = 0.1333                                        max =        11
                                                F(4,1526)          =     53.23
corr(u_i, Xb)  = 0.0778                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0403831   .0245067    -1.65   0.100    -.0884534    .0076872
         stk |   .0012921   .0329048     0.04   0.969    -.0632512    .0658355
          dk |  -3.085343   .4001705    -7.71   0.000    -3.870285   -2.300401
         osm |   .2357608   .0240118     9.82   0.000     .1886612    .2828605
       _cons |   357.1912   18.80832    18.99   0.000     320.2983    394.0841
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  104.74322
     sigma_e |  263.85859
         rho |  .13613105   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1526) =     1.69           Prob > F = 0.0000
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
chi2 (153)  =    770.83
Prob>chi2 =      0.0000
```

Model-1 için Otekorelasyon Sorununun Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson ve Baltagi-Wu'nun Yerel En İyi Değişmez Testleri ile Sınanması

```
. xtregar osf tuv stk dk   osm   , fe lbi

FE (within) regression with AR(1) disturbances  Number of obs      =      1530
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1115                         Obs per group: min =        10
       between = 0.3168                                        avg =      10.0
       overall = 0.1475                                        max =        10
                                                F(4,1373)          =     43.09
corr(u_i, Xb)  = 0.1140                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0225561   .0250914    -0.90   0.369    -.0717777    .0266656
         stk |   .0374557   .0337825     1.11   0.268    -.0288152    .1037267
          dk |  -2.771383   .4515466    -6.14   0.000    -3.657179   -1.885587
         osm |   .2300631   .0246576     9.33   0.000     .1816925    .2784337
       _cons |   329.4093     18.801    17.52   0.000     292.5275    366.2911
-------------+----------------------------------------------------------------
      rho_ar |  .13066789
     sigma_u |  106.58508
     sigma_e |  257.02052
     rho_fov |  .14673715   (fraction of variance because of u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152,1373) =     1.29           Prob > F = 0.0138
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.7460828
Baltagi-Wu LBI = 1.957708
```

Model-1 için Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi

```
. xtreg osf tuv stk  dk osm  , fe cluster(sclno)

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1225                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2398                                        avg =      11.0
       overall = 0.1333                                        max =        11

                                                F(4,152)           =     46.26
corr(u_i, Xb)  = 0.0778                         Prob > F           =     0.0000
                                    (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0403831   .0253763    -1.59   0.114    -.0905189    .0097526
         stk |   .0012921   .0331574     0.04   0.969    -.0642167     .066801
          dk |  -3.085343    .470776    -6.55   0.000    -4.015452   -2.155234
         osm |   .2357608   .0245153     9.62   0.000     .1873262    .2841955
       _cons |   357.1912   19.97205    17.88   0.000     317.7325    396.6498
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  104.74322
     sigma_e |  263.85859
         rho |  .13613105   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------

. xtreg osf dk osm  , fe cluster(sclno)

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.1208                         Obs per group: min =        11
       between = 0.2641                                        avg =      11.0
       overall = 0.1349                                        max =        11
                                                F(2,152)           =     90.49
corr(u_i, Xb)  = 0.0869                         Prob > F           =     0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
         osf |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          dk |  -3.075129   .4682177    -6.57   0.000    -4.000184   -2.150074
         osm |    .221344   .0230377     9.61   0.000     .1758286    .2668593
       _cons |   349.6304   18.33461    19.07   0.000     313.4068     385.854
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  103.58802
     sigma_e |  263.92876
         rho |  .13348213   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Model-2 Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için F Testi

```
. xtreg tedh tuv stk dk osf osm , fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0555                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0493                                        avg =      11.0
       overall = 0.0546                                        max =        11

                                                F(5,1525)          =     17.91
corr(u_i, Xb)  = -0.0041                        Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0100872   .0333061     0.30   0.762    -.0552434    .0754178
         stk |     .06919   .0446799     1.55   0.122    -.0184506    .1568306
          dk |  -2.264293   .5538558    -4.09   0.000    -3.350693   -1.177893
         osf |   .0635116   .0347597     1.83   0.068    -.0046703    .1316935
         osm |    .179935   .0336186     5.35   0.000     .1139913    .2458787
       _cons |   496.2029   28.39705    17.47   0.000     440.5015    551.9042
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  137.39618
     sigma_e |  358.28166
         rho |  .12820747   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1525) =     1.60           Prob > F = 0.0000
```

Model-2 Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için LR Testi

```
. xtreg tedh   tuv stk  dk osf osm  , mle nolog

Random-effects ML regression                    Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =        11
                                                               avg =      11.0
                                                               max =        11

                                                LR chi2(5)         =     95.93
Log likelihood  = -12319.681                    Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0086298   .0319048     0.27   0.787    -.0539025    .0711621
         stk |   .0452117   .0418706     1.08   0.280    -.0368532    .1272766
          dk |  -2.231097   .5483869    -4.07   0.000    -3.305915   -1.156278
         osf |   .0870528   .0331018     2.63   0.009     .0221745    .1519312
         osm |   .1712343   .0319774     5.35   0.000     .1085597    .2339089
       _cons |   495.4224   27.71918    17.87   0.000     441.0938     549.751
-------------+----------------------------------------------------------------
    /sigma_u |   83.12933   13.07125                      61.08174    113.1351
    /sigma_e |     357.79   6.471059                      345.3291    370.7005
         rho |   .0512176   .0157224                      .0270351    .0901148
------------------------------------------------------------------------------
Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01)=   16.94 Prob>=chibar2 = 0.000
```

Model-2 Zaman Etkisinin Varlığını Sınamak için LR Testi

```
. xtmixed  tedh   tuv    stk  dk osf osm ||_all:R.yil, mle nolog

Mixed-effects ML regression                     Number of obs      =      1683
Group variable: _all                            Number of groups   =         1

                                                Obs per group: min =      1683
                                                              avg =    1683.0
                                                              max =      1683

                                                Wald chi2(5)       =     66.99
Log likelihood = -12308.164                     Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |  -.0084704   .0318427    -0.27   0.790     -.070881    .0539401
         stk |   .0352946   .0413331     0.85   0.393    -.0457167    .1163059
          dk |  -2.114886   1.315595    -1.61   0.108    -4.693404    .4636315
         osf |   .1087271    .032786     3.32   0.001     .0444678    .1729864
         osm |   .1696297   .0315648     5.37   0.000     .1077638    .2314956
       _cons |    492.552   48.74014    10.11   0.000     397.0231    588.0809
------------------------------------------------------------------------------
------------------------------------------------------------------------------
  Random-effects Parameters  |   Estimate   Std. Err.      [95% Conf. Interval]
-----------------------------+------------------------------------------------
_all: Identity               |
                  sd(R.yil) |   69.42411   17.43991      42.43082    113.5898
-----------------------------+------------------------------------------------
               sd(Residual) |   360.7158   6.237867      348.6947    373.1513
------------------------------------------------------------------------------
LR test vs. linear regression: chibar2(01) =    39.97 Prob >= chibar2 = 0.0000
```

Model-2 için Hausman Testi

```
. xtreg tedh  tuv stk dk osf osm , fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0555                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0493                                       avg =      11.0
       overall = 0.0546                                       max =        11

                                                F(5,1525)          =     17.91
corr(u_i, Xb)  = -0.0041                        Prob > F           =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0100872   .0333061     0.30   0.762    -.0552434    .0754178
         stk |     .06919   .0446799     1.55   0.122    -.0184506    .1568306
          dk |  -2.264293   .5538558    -4.09   0.000    -3.350693   -1.177893
         osf |   .0635116   .0347597     1.83   0.068    -.0046703    .1316935
         osm |    .179935   .0336186     5.35   0.000     .1139913    .2458787
       _cons |   496.2029   28.39705    17.47   0.000     440.5015    551.9042
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  137.39618
     sigma_e |  358.28166
         rho |  .12820747   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1525) =     1.60                 Prob > F = 0.0000
```

```
. estimates store fe
. xtreg  tedh  tuv stk dk osf osm , re

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0550                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0600                                        avg =      11.0
       overall = 0.0556                                        max =        11

                                                Wald chi2(5)       =     98.38
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0085997   .0319653     0.27   0.788    -.0540511    .0712505
         stk |    .044802   .0418572     1.07   0.284    -.0372366    .1268406
          dk |  -2.230536   .5497665    -4.06   0.000    -3.308058   -1.153013
         osf |   .0874779    .033057     2.65   0.008     .0226874    .1522684
         osm |   .1710791     .03202     5.34   0.000     .1083211     .233837
       _cons |   495.4056   27.72692    17.87   0.000     441.0618    549.7494
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  81.055073
     sigma_e |  358.28166
         rho |  .04868931   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
. estimates store re
. hausman fe re

                ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |       fe           re          Difference          S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |    .0100872     .0085997        .0014875        .0093551
         stk |      .06919      .044802         .024388        .0156292
          dk |   -2.264293    -2.230536       -.0337572        .0671798
         osf |    .0635116     .0874779       -.0239663        .0107458
         osm |     .179935     .1710791        .0088559        .0102438
           b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
           B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
                chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                        =       14.37
              Prob>chi2 =      0.0134
```

Model-2 için Değişen Varyanslılık Sorununun Wald Testi ile Sınanması

```
.  xtreg tedh  tuv stk dk osf osm  , fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0555                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0493                                        avg =      11.0
       overall = 0.0546                                        max =        11

                                                F(5,1525)          =     17.91
corr(u_i, Xb)  = -0.0041                        Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0100872   .0333061     0.30   0.762    -.0552434    .0754178
         stk |     .06919   .0446799     1.55   0.122    -.0184506    .1568306
          dk |  -2.264293   .5538558    -4.09   0.000    -3.350693   -1.177893
         osf |   .0635116   .0347597     1.83   0.068    -.0046703    .1316935
         osm |    .179935   .0336186     5.35   0.000     .1139913    .2458787
       _cons |   496.2029   28.39705    17.47   0.000     440.5015    551.9042
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  137.39618
     sigma_e |  358.28166
         rho |  .12820747   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1525) =     1.60                 Prob > F = 0.0000
```

```
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (153)  =    414.11
Prob>chi2 =      0.0000
```

Model-2 için Otekorelasyon Sorununun Bhargava, Franzini Ve Narendranathan'ın Durbin-Watson ve Baltagi-Wu'nun Yerel En İyi Değişmez Testleri ile Sınanması

```
. xtregar tedh  tuv stk dk osf osm , fe lbi
FE (within) regression with AR(1) disturbances  Number of obs      =      1530
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0607                         Obs per group: min =        10
       between = 0.0525                                        avg =      10.0
       overall = 0.0609                                        max =        10
                                                F(5,1372)          =     17.72
corr(u_i, Xb)  = -0.0048                        Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
        tedh |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0093913   .0355083     0.26   0.791    -.0602652    .0790477
         stk |   .0639156   .0473455     1.35   0.177    -.0289618    .1567931
          dk |  -2.652691   .6046078    -4.39   0.000    -3.838747   -1.466635
         osf |   .0831268   .0380727     2.18   0.029     .0084397    .1578139
         osm |   .1732948   .0359864     4.82   0.000     .1027005    .2438891
       _cons |   510.9396   30.04649    17.00   0.000     451.9976    569.8817
-------------+----------------------------------------------------------------
      rho_ar |  .04578288
     sigma_u |  143.49886
     sigma_e |  360.46577
     rho_fov |  .13679842   (fraction of variance because of u_i)
F test that all u_i=0:     F(152,1372) =     1.44                 Prob > F = 0.0008
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.908732
Baltagi-Wu LBI = 2.1093637
```

Model-2 için Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi

```
. xtreg tedh  tuv stk dk osf osm, fe cluster(sclno)
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0555                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0493                                        avg =      11.0
       overall = 0.0546                                        max =        11

                                                F(5,152)           =     17.92
corr(u_i, Xb)  = -0.0041                        Prob > F           =    0.0000
                                (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
        tedh |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .0100872   .0332487     0.30   0.762    -.0556021    .0757764
         stk |     .06919   .0514495     1.34   0.181    -.0324584    .1708384
          dk |  -2.264293   .5931031    -3.82   0.000    -3.436083   -1.092503
         osf |   .0635116   .0387142     1.64   0.103    -.0129758     .139999
         osm |    .179935   .0331319     5.43   0.000     .1144765    .2453935
       _cons |   496.2029   27.93485    17.76   0.000     441.0121    551.3936
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  137.39618
     sigma_e |  358.28166
         rho |  .12820747   (fraction of variance due to u_i)

. xtreg tedh dk osm, fe cluster(sclno)
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.0517                         Obs per group: min =        11
       between = 0.0405                                        avg =      11.0
       overall = 0.0502                                        max =        11

                                                F(2,152)           =     37.80
corr(u_i, Xb)  = 0.0009                         Prob > F           =    0.0000

                                (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
        tedh |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          dk |  -2.443685   .5871194    -4.16   0.000    -3.603653   -1.283716
         osm |   .1982644   .0287097     6.91   0.000     .1415428     .254986
       _cons |   532.4001   21.99865    24.20   0.000     488.9375    575.8627
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  138.02429
     sigma_e |   358.6401
         rho |  .12900564   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Model-3 Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için F Testi

```
. xtreg  osm  osf tuv stk dk, fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.2372                         Obs per group: min =        11
       between = 0.4710                                        avg =      11.0
       overall = 0.2714                                        max =        11

                                                F(4,1526)          =    118.62
corr(u_i, Xb)  = 0.1207                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         osf |   .2520364   .0256694     9.82   0.000     .2016853    .3023875
         tuv |   .3576007   .0236512    15.12   0.000     .3112083     .403993
         stk |  -.0815658   .0339575    -2.40   0.016    -.1481741   -.0149575
          dk |  -2.884179   .4152215    -6.95   0.000    -3.698644   -2.069714
       _cons |   288.9478    20.3185    14.22   0.000     249.0926    328.8029
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  106.54485
     sigma_e |  272.81425
         rho |  .13233715   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1526) =     1.64                 Prob > F = 0.0000
```

Model-3 Birim Etkisinin Varlığını Sınamak için LR Testi

```
. xtreg osm  tuv stk osf  dk , mle nolog
Random-effects ML regression                    Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =        11
                                                               avg =      11.0
                                                               max =        11
                                                LR chi2(4)         =    499.60
Log likelihood  =  -11863.58                    Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3836938   .0226263    16.96   0.000      .339347    .4280405
         stk |  -.0716596   .0318477    -2.25   0.024     -.13408   -.0092392
         osf |   .2696027   .0243568    11.07   0.000     .2218643    .3173412
          dk |  -2.736378   .4128708    -6.63   0.000    -3.54559   -1.927166
       _cons |   268.1775   20.24681    13.25   0.000     228.4945    307.8605
-------------+----------------------------------------------------------------
    /sigma_u |   64.81866   9.971226                     47.94656    87.62795
    /sigma_e |   272.6397   4.934405                      263.138    282.4845
         rho |   .0534987   .0160401                     .0286704    .0929225
------------------------------------------------------------------------------
Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01)=   17.98 Prob>=chibar2 = 0.000
```

Model-3 Zaman Etkisinin Varlığını Sınamak için LR Testi

```
. xtmixed  osm   tuv  osf  stk  dk ||_all:R.yil, mle nolog

Mixed-effects ML regression                     Number of obs      =      1683
Group variable: _all                            Number of groups   =         1

                                                Obs per group: min =      1683
                                                              avg =    1683.0
                                                              max =      1683

                                                Wald chi2(4)       =    556.03
Log likelihood = -11870.788                     Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3980239   .0225258    17.67   0.000      .353874    .4421737
         osf |   .2739562   .0243544    11.25   0.000     .2262225    .3216899
         stk |   -.071644   .0317499    -2.26   0.024    -.1338727   -.0094153
          dk |  -2.504783   .5930526    -4.22   0.000    -3.667145   -1.342421
       _cons |    255.196   24.15616    10.56   0.000     207.8508    302.5412
------------------------------------------------------------------------------
------------------------------------------------------------------------------
  Random-effects Parameters  |   Estimate   Std. Err.     [95% Conf. Interval]
-----------------------------+------------------------------------------------
_all: Identity               |
                  sd(R.yil) |   23.43402   9.947648       10.198     53.8491
-----------------------------+------------------------------------------------
               sd(Residual) |   279.2261   4.829641      269.9188    288.8543
------------------------------------------------------------------------------
LR test vs. linear regression: chibar2(01) =     3.56 Prob >= chibar2 = 0.0296
```

Model-3 için Hausman Testi

```
. xtreg osm   tuv  osf  stk  dk, fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.2372                         Obs per group: min =        11
       between = 0.4710                                       avg =      11.0
       overall = 0.2714                                       max =        11

                                                F(4,1526)          =    118.62
corr(u_i, Xb)  = 0.1207                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3576007   .0236512    15.12   0.000     .3112083     .403993
         osf |   .2520364   .0256694     9.82   0.000     .2016853    .3023875
         stk |  -.0815658   .0339575    -2.40   0.016    -.1481741   -.0149575
          dk |  -2.884179   .4152215    -6.95   0.000    -3.698644   -2.069714
       _cons |   288.9478    20.3185    14.22   0.000     249.0926    328.8029
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  106.54485
     sigma_e |  272.81425
         rho |  .13233715   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1526) =     1.64           Prob > F = 0.0000
.
```

```
 estimates store fe
. xtreg  osm   tuv  osf  stk  dk, re

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.2368                         Obs per group: min =        11
       between = 0.4737                                        avg =      11.0
       overall = 0.2722                                        max =        11

                                                Wald chi2(4)       =    594.34
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3854998   .0224877    17.14   0.000     .3414246    .4295749
         osf |   .2707521   .0243192    11.13   0.000     .2230874    .3184168
         stk |  -.0710508   .0318451    -2.23   0.026     -.133466   -.0086357
          dk |  -2.725955   .4145144    -6.58   0.000    -3.538388   -1.913522
       _cons |   266.7716   20.04404    13.31   0.000      227.486    306.0572
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  58.219624
     sigma_e |  272.81425
         rho |  .04355756   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
. estimates store re
. hausman fe re

                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |       fe           re          Difference          S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |    .3576007     .3854998       -.0278991        .0073268
         osf |    .2520364     .2707521       -.0187157        .0082158
         stk |   -.0815658    -.0710508        -.010515        .0117899
          dk |   -2.884179    -2.725955       -.1582239        .0242227
------------------------------------------------------------------------------
           b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
           B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
                  chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                          =       13.87
                Prob>chi2 =      0.0077
                (V_b-V_B is not positive definite)
```

Model-3 için Değişen Varyanslılık Sorununun Wald Testi ile Sınanması

```
. xtreg osm tuv osf stk dk , fe
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153
R-sq:  within  = 0.2372                         Obs per group: min =        11
       between = 0.4710                                        avg =      11.0
       overall = 0.2714                                        max =        11

                                                F(4,1526)          =    118.62
corr(u_i, Xb)  = 0.1207                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3576007   .0236512    15.12   0.000     .3112083     .403993
         osf |   .2520364   .0256694     9.82   0.000     .2016853    .3023875
         stk |  -.0815658   .0339575    -2.40   0.016    -.1481741   -.0149575
          dk |  -2.884179   .4152215    -6.95   0.000    -3.698644   -2.069714
       _cons |   288.9478    20.3185    14.22   0.000     249.0926    328.8029
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  106.54485
     sigma_e |  272.81425
         rho |  .13233715   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152, 1526) =     1.64           Prob > F = 0.0000
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i


chi2 (153)  =    574.16
Prob>chi2 =      0.0000
```

Model-3 için Otekorelasyon Sorununun Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson ve Baltagi- Wu'nun Yerel En İyi Değişmez Testleri ile Sınanması

```
. xtregar osm tuv osf stk dk , fe lbi
FE (within) regression with AR(1) disturbances  Number of obs      =      1530
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.2383                         Obs per group: min =        10
       between = 0.5165                                        avg =      10.0
       overall = 0.2932                                        max =        10

                                                F(4,1373)          =    107.39
corr(u_i, Xb)  = 0.1461                         Prob > F           =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
         osm |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3466349   .0249354    13.90   0.000     .2977193    .3955504
         osf |   .2663365    .027664     9.63   0.000     .2120682    .3206048
         stk |  -.0667619   .0355766    -1.88   0.061    -.1365524    .0030286
          dk |  -2.957836   .4561736    -6.48   0.000    -3.852709   -2.062964
       _cons |   289.2138   21.00998    13.77   0.000     247.9987    330.4289
-------------+----------------------------------------------------------------
      rho_ar |   .0729752
     sigma_u |  109.51821
     sigma_e |  270.90114
     rho_fov |  .14047791   (fraction of variance because of u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(152,1373) =     1.37           Prob > F = 0.0032
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8563241
Baltagi-Wu LBI = 2.0279277
```

Model-3 için Arellano-Froot-Rogers Tahmin Edicisi

```
. xtreg osm  tuv  osf stk dk  , fe cluster(sclno)
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1683
Group variable: sclno                           Number of groups   =       153

R-sq:  within  = 0.2372                         Obs per group: min =        11
       between = 0.4710                                        avg =      11.0
       overall = 0.2714                                        max =        11

                                                F(4,152)           =    132.20
corr(u_i, Xb)  = 0.1207                         Prob > F           =    0.0000

                                  (Std. Err. adjusted for 153 clusters in sclno)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
         osm |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         tuv |   .3576007    .028052    12.75   0.000     .3021785    .4130229
         osf |   .2520364   .0265444     9.49   0.000     .1995928     .30448
         stk |  -.0815658   .0348251    -2.34   0.020    -.1503695   -.0127621
          dk |  -2.884179   .5153284    -5.60   0.000     -3.90231   -1.866048
       _cons |   288.9478   22.46689    12.86   0.000     244.5601    333.3355
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  106.54485
     sigma_e |  272.81425
         rho |  .13233715   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
YÜKSEK LİSANS/DOKTORA TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU

HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI BAŞKANLIĞI'NA

Tarih:09/05/2019

Tez Başlığı / Konusu: Krom Üretim Miktarı ve Fiyatının Panel Veri Kullanılarak Modellenmesi

Yukarıda başlığı/konusu gösterilen tez çalışmamın a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana bölümler d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 62 sayfalık kısmına ilişkin, 09/05/2019 tarihinde tez danışmanım tarafından *Turnitin* adlı intihal tespit programından aşağıda belirtilen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan orijinallik raporuna göre, tezimin benzerlik oranı %9'dur.

Uygulanan filtrelemeler:

1- Kaynakça hariç
2- Alıntılar hariç
3- 5 kelimeden daha az örtüşme içeren metin kısımları hariç

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tez Çalışması Orjinallik Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nı inceledim ve bu Uygulama Esasları'nda belirtilen azami benzerlik oranlarına göre tez çalışmamın herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve yukarıda vermiş olduğum bilgilerin doğru olduğunu beyan ederim.

Gereğini saygılarımla arz ederim.

Tarih ve İmza
09.05.2019

Adı Soyadı: Semiha BABDAĞLI
Öğrenci No: N12129957
Anabilim Dalı: İstatistik Anabilim Dalı
Programı: İstatistik Yüksek Lisans Programı
Statüsü: ☒ Y.Lisans ☐ Doktora ☐ Bütünleşik Dr.

DANIŞMAN ONAYI

UYGUNDUR.

C. Kadılar

Prof.Dr.CEM KADILAR
(Unvan, Ad Soyad, İmza)

ÖZGEÇMİŞ

KİMLİK BİLGİLERİ

Adı Soyadı: Semiha BABADAĞLI

Doğum Yeri: Ardahan

Medeni Hali: Evli

E-posta: semihasmh@hotmail.com

Adresi: Aziziye Mah. Pak Sok. Vadi Apartmanı 3/88 Çankaya

Lise: Alparslan Anadolu Yabancı Dil Ağırlıklı Lisesi

Lisans: Selçuk Üniversitesi

Yüksek Lisans: Hacettepe Üniversitesi

Doktora : -

Yabancı Dil ve Düzeyi: İngilizce/ iyi

İş Deneyimi: 2011 Maden ve Petrol İşleri Genel Müdürlüğü-Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı- İstatistikçi

Deneyim Alanları: Maden İstatistiği