

BUSE FIRAT

190701020

MAKALE YA DATEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
YENİ SANAYİLEŞEN ÜLKELERDE AR- GE HARCAMALARI VE YÜKSEK TEKNOLOJİ ÜRÜNÜ İHRACATI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN PANEL VERİ ANALİZİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ	Teknoloji Panel veri	<p>Özet</p> <p>Bu çalışmada, Ar-Ge harcamalarının yüksek teknoloji ürünü ihracatına etkisi 7 yeni sanayileşen ülkenin 1996-2013 dönemi verilerine panel veri analiz yöntemlerinden Granger nedensellik ve sabit ve rassal etkiler tahmin metotları uygulanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada, Dünya Bankası tarafından yüksek teknoloji ürünü olarak kabul edilen 5 sektörün verileri kullanılmıştır. Granger nedensellik testi sonucuna göre Ar-Ge harcamaları yüksek teknoloji ürünü ihracatına neden olurken, rassal etkiler tahmin sonuçları da Ar-Ge harcamalarının yüksek teknoloji ürünü ihracatına pozitif ve anlamlı etki ettiğini göstermiştir.</p> <p>VERİ SETİ</p> <p>Bu çalışmada, 1996-2013 dönemine ait 7 Yeni sanayileşen ülkenin yıllık panel verileri kullanılarak Ar-Ge harcamaları ve yüksek teknoloji ürünleri ihracatı arasındaki ilişki araştırılmıştır. Ar-Ge harcamaları değişkeni (ARG) GSYİH'nın yüzdesi olarak Dünya Bankasının veri tabanından elde edilmiştir. Yüksek teknoloji ürünleri ihracatı değişkeni de (YTX) sanayi ürünleri toplam ihracatının yüzdesi olarak yine Dünya Bankasının veri tabanından alınmıştır. Veri tabanının asıl kaynağı olan UN Comtrade'e göre yüksek teknoloji ürünleri ihracatının kapsamında şu beş ürün yer almaktadır; havacılık ve uzay, bilgisayar, eczacılık ürünleri, bilimsel araçlar, elektrikli makineler. Ancak OECD tarafından 1995 yılında hazırlanan yüksek teknoloji ürünleri listesine bunlara ilave olarak elektronik, kimya, elektriksiz makineler ve silah dahil edilmişti (Hatzichronoglou, 1997). Modeldeki tüm değişkenlerin orijinal kaynaktan elde edildikten sonra logaritması alınmıştır.</p> <p>MODEL VE ARAŞTIRMA YÖNTEMİ</p> <p>Ar-Ge harcamaları ve yüksek teknoloji ihracatı arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığını, eğer varsa nedenselliğin yönünü tespit</p>

etmek

için Granger (1969) tanımına dayalı Sims (1972) testi kullanılmıştır. Granger nedensellik testinde, modelde yer alan bağımsız değişkenlerin grup halinde sifıra eşit olup olmadığını F-testine bakılarak tespit edilmektedir. Ayrıca, modelde gecikme uzunlukları belirlenirken Akaike Bilgi Kriteri (ABK) kullanılmıştır. Bu yaklaşıma göre, nedensellik ilişkisi bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yer değiştirmesinden oluşan iki ayrı modelin tahmin edilmesine dayanmaktadır:

$$YTX = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i YTX_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_i ARG_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$ARG = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i ARG_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_i YTX_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Ar-Ge harcamalarının yüksek teknoloji ürünleri ihracatına etkisinin derecesini ölçmek amacıyla ikinci bir yöntem olarak statik panel veri modellerinden sabit ve rassal etkiler tahmincileri kullanılacaktır. Sabit etki tahmini yönteminde panelde yer alan her bir yatay kesit (ülke) arasındaki fark her bir yatay kesit için ayrı ayrı sabitler eklenmek suretiyle elde edilmektedir. Ancak, rassal etkiler tahmin yönteminde yatay kesitlerin özellikleri gözlemlenemez ve rassal olarak dağılmış olması sebebiyle bu rassal etkiler hata terimlerinden elde edilebilmektedir. Literatürde sabit ve rassal etkiler tahmincilerinden hangisinin tercih edileceğinin belirlenmesi için Hausman (1978) testi uygulanmaktadır. Bu testte sıfır hipotezi rassal etkiler modelinin doğru olduğu biçiminde kurulmuş ve eğer bu test sonucunda Ki-kare değerinin olasılığının %1'den küçük çıkması halinde sabit etkiler modelinin doğru olduğu sonucuna varılacaktır (Baltagi, 2005).

Ar-Ge harcamaları ve yüksek teknoloji ürünleri ihracatı arasındaki ilişkiyi ekonometrik olarak test etmek için yukarıda özetlenen ampirik çalışmalardan esinlenerek aşağıdaki model tahmin edilecektir:

$$YTX_{it} = \alpha_i + \beta_i ARG_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Çalışmada diğer metotlara karşın önemli avantajlara sahip olması sebebiyle panel veri analizi yöntemi seçilmiştir. Öncelikle panel veri modellerinde yatay kesit ve zaman serisi verilerinin her ikisinin beraber kullanılmasından dolayı gözlem sayısı oldukça artmakta, gözlem sayısının yüksek olması serbestlik derecesini yükseltmekte ve değişkenler arasında doğrusal ilişki bulunma olasılığını azaltmaktadır. Bu nedenle panel veri

yöntemi daha güvenilir ekonometrik tahminlerin yapılabilmesine olanak sağlamaktadır (Baltagi, 2005). İkinci olarak davranışsal modellerinin kurulmasında ve test edilmesinde panel veri yöntemi yatay kesit ya da zaman serileri yönteminden daha uygundur. Bu üstünlük zaman serisi ya da yatay kesit serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda elde edilen tahmin sonuçlarında önemli sapmalara yol açan dışlanan değişkenlerin panel veri analizinde önemli bir probleme neden olmamasını sağlamaktadır (Baltagi, 2005). Son olarak zaman serisinin durağan olmadığı durumda pek çok tahmincinin asimptotik dağılımı normale yakınsamayacaktır. Ancak birbirinden bağımsız bireyleri (kesitleri) kapsayan panel verilerde bireylere ait zaman serileri durağan olmasa dahi tahmincilerin asimptotik dağılımı normal dağılıma yaklaşacaktır. Bu nedenden dolayı panel veri setleri, daha az birim kök sorunu içermektedir (Hsiao, 2003).

MAKALE YA DATEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
İÇ Göç ve İşgücü İlişkisinin Panel Veri Yöntemiyle Analizi (2008-2019)	Göç Panel veri	<p>Özet</p> <p>Göç hareketleri, sebebi, şekli veya sonucu ne şekilde analiz edilecek olursa olsun bir yer değiştirme hareketi olarak ele alınmaktadır. Göç hareketleri noktasında özne Türkiye olduğu zaman Kemal Karpat'ın ifadesiyle; "Türkiye'nin hem tarihte hem bugün göçlerden en fazla etkilenen ülkelerden biri olduğunu herkes bilir veya bildiğini düşünür; fakat önemini kavramakta güçlük çeker." Özellikle göç hareketlerinin bazı çeşitleri tarihin farklı dönemlerinde ön plana çıkmakta, diğer bazıları göz ardı edilmektedir. Bu durumun sosyal şartların yanı sıra ekonomik nedenlerle birebir ilgisi vardır. Ekonomik temelli sebep ve sonuçlar göç çalışmalarının yorumlanmasında önemli başlangıç noktası olmaktadır. İç göç – işgücü ilişkisini incelemeyi amaç edinen bu çalışmada son yıllarda göz ardı edilen iç göç hareketleri merkeze alınmıştır. Panel veri yöntemiyle analiz edilen iç göç hareketlerinin işgücüne etkisi ve sonuçları değerlendirilmiş, işsizlik, istihdam ve işgücüne katılma oranlarıyla birlikte değerlendirilen bu hareketlerin toplumsal değişmeye etkisi incelenmiştir. 81 ilin tamamının aldığı göç ve verdiği göçler karşılaştırılmış, bu göç hareketlerinin istihdam oranlarına etkisi gözlenmiştir. Göç alan yerleşim yerlerinde istihdam artışının ortaya çıkması ise modelin ilk hipotezini doğrular nitelikte olmuştur.</p> <p>Araştırmanın Metodolojisi</p> <p>İç göç – işgücü literatürü birlikte incelendiğinde açıkça görülmektedir ki; iç göç süreçleri noktasında farklı değişkenler ortaya çıkmaktadır. Farklı sebep veya sonuçlar şeklinde sınırlandırılabilir- mayacak olan bu durumun işsizlik, istihdam, güvenlik, sosyal hayat gibi değişkenleri literatürde farklı çalışmalara konu olmuştur. Çalışmanın bu aşamasında ekonometrik metotlar için seçilen değişkenlerden oluşturulan veri seti ile konu analiz edilmeye çalışılacaktır. Uzun yıllardır transit ülke konumunda olan Türkiye'de göç konusu yeni incelenmeye veya analiz edilmeye başlanılan bir konu değildir. Dünyada olduğu gibi Türkiye'de de göç denilince akla ilk olarak özellikle Suriye İç Savaşı ile birlikte sığınmacılar ve mülteciler gelmektedir. Tarihsel geçmişine bakıldığında ise Türkiye'nin hafızasında göç; başta Almanya olmak üzere Batı Avrupa'ya doğru gerçekleştirilen işçi göçleridir. Halbuki göç hadisesi sadece zorunlu sebeplerle gerçekleştirilen iltica hareketleri veya geri dönüş amacıyla yola çıkan dış göçlerden oluşmamaktadır. İç göç hareketleri de en az dış göç hareketleri kadar önemlidir. Depremler, kıta hareketleri, doğal afetler ve iklim değişiklikleri yeryüzüne bugünkü şeklini verirken, dünyanın siyasi ve kültürel haritasını da göçler oluşturmuştur. Göçler insanların sadece yaşadıkları yeri değiştirmesi değildir, aynı zamanda yaşam biçimlerini gittikleri yere taşımaları,</p>

		<p>gittikleri yerin yaşam şekilleri ile kendi geçmişlerini benzetme çabalarıdır. Bu açıdan bakıldığında ikinci bölümde bahsedilen göçün sebep ve sonuçları açısından başat konumda olan göç veren ve göç alan yerler de göç eden veya göçe maruz kalan insanların hayatlarını derinden etkilemektedir. Yaşam biçimlerinin değişmesine ek olarak göçler; dinleri, dilleri, beklenti ve isteklerle birlikte hayat algılarını da değiştirmektedir. Çalışmanın önemi; bu düşünceyi analizin sonuçları ile birlikte değerlendirdiği oranda başarıya ulaşacaktır. Göç çalışmalarında ne yazık ki göz ardı edilen önemli noktaların başında göçün insani ve toplumsal değişim boyutu gelmektedir. Literatürde var olan çalışmaların büyük çoğunluğu göçü sayılar ve hareketlerden ibaret görmektedir. Böyle olduğu müddetçe küreselleşen dünyada göç politikaları noktasında bir yere varmak mümkün olmayacaktır. Elbette ki çalışmanın küresel bir göç politikası önerisi sunmak gibi ütopyik bir amacı bulunmamaktadır. Türkiye içerisinde gerçekleştirilen ve 2008–2019 yılları arasında meydana gelen hareketlerle iş gücü verilerini analiz ederek göç konusunda literatüre ampirik veriler sağlamayı hedeflemektedir. Özellikle yabancı literatürle kıyaslandığında Türkiye’de göçün ampirik olarak incelenmesi noktasında literatürün gelişmekte olduğu görülmektedir. Sosyal hadiselerin şüphesiz ki birden çok etkeni içerisinde barındırdığı unutulmamalıdır. Bu gerçekle birlikte çalışma ekonometrik bir model ile iç göç hareketlerinin işgücüne etkisini Türkiye genelinde il bazlı ölçmeye çalışacaktır. Türkiye’de iç göç işgücü ilişkinin analizi ve bu analizin düzenli verilerin sağlanmaya başladığı 2008 yılından itibaren on yıllık bir süreçte incelenmesi literatürde eksik kalan bir durumdur, çalışmanın bir diğer amacı da bu eksikliği gidermek olacaktır. Bu amaçla birlikte çalışma kendisinden sonra yapılacak araştırmalara kapı aralamayı hedeflemektedir. Yerli literatüre katkı sağlayacağı düşünülen çalışmanın alanında özgün bir yere sahip olacağına inanılmaktadır. Çalışmada ekonometrik analizlerde kullanılan üç çeşit veri türünden bir tanesi olan “panel veri analizi” kullanılmıştır. Ekonometrik araştırmalarda en önemli aşama şüphesiz değişkenlere ait verilerin toplanmasıdır (Tatoğlu, 2020, s. 1). Veriler kadar toplanılan verilerin “güvenilir kaynaklardan” ve “doğru olarak” toplanması kadar, kullanılması muhtemel modele uygun olacak şekilde verilerin toplanması da ortaya çıkacak sonucun güvenilirliğini önemli ölçüde etkilemektedir. Diğer iki veri türünden zaman serisi verisi; gün ay, mevsim, yıl gibi zaman birimlerine göre değişimi içeren verilerdir. Eğer veriler, belirli bir zaman noktasında birden fazla birimden toplanmış ise, bu analiz türü; yatak kesit veridir. Eğer bireyler, ülkeler, hane halkları gibi birimlere ait yatay kesit gözlemler belli dönemde bir araya getirilmiş ise bu “panel veri” analizi olmaktadır. (Tatoğlu, 2020, s. 1) Üç çeşit veri türünden bu çalışma için en uygun olanı “panel veri” analizidir.</p>
--	--	---

		<p>Sosyal bilimlerde önemli bir yere sahip olan ampirik çalışmalarda panel verilerin kullanılmasının elbette bazı avantaj ve dezavantajları vardır. Öncelikle panel veri araştırmacılara daha fazla veri ile çalışma imkânı vermektedir. Özellikle gözlem sayısının artması serbestlik derecesini arttırmakta böylece araştırmacının ekonometrik tahminlerinde etkinliği ve güvenilirliği artmaktadır.</p> <p>Panel verinin diğer iki veri türüne göre ikinci avantaj ise; iktisadi ve sosyal sorunların analiz edilmesine imkân tanınmasıdır. Panel verinin ekonometrik tahminler için sağladığı faydalar şöyledir:</p> <ul style="list-style-type: none">• Birim değişkenliği ve gözlenemeyen heterojenliği modele ilave edilmek,• Tahmin sapmasını azaltmak,• Çoklu doğrusal bağlantı problemini azaltmak• Daha kapsamlı modeller kurabilmek. (Tatoğlu, 2020, s. 3) <p>Panel veride avantajlar kadar dezavantajlar da göz önünde bulundurulmalıdır. Veri toplama-da problem yaşamak en önemli sorun olarak araştırmacının karşısında bulunsa da, hata payında oluşabilecek sapmalar ve zaman serisinin kısa olması da diğer dezavantajlar olarak sayılabilir (Bjørn, 2017, ss. 3-11).</p> <p>Panel veri analizi; aman boyutuna sahip yatay kesit veriler bir başka ifade ile panel veriler kullanılarak oluşturulan panel veri modelleri yardımıyla özellikle ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesidir (Tatoğlu, 2020, s. 4). Bu analize göre genelde, yatay kesit birim sayısının (N) dönem sayısından (T) fazla (N>T) olduğu durumlarda karşılaşılmaktadır. Genel olarak panel veri modeli;</p> $Y_{it} = \alpha_i + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$ <p>şeklinde yazılabilmektedir (Tatoğlu, 2020, s. 3).</p> <p>Yatay kesit ve zaman serisi analizlerinden farklı olarak panel veri; N sayıda birimin ve her birime ait T sayıda gözlemin birlikte ele alınması ile meydana gelmektedir. Yukarıdaki denklemde ifade edildiği gibi doğrusal panel veri modelinde; i alt indisi birey, ülke, bölge, şehir, hane halkı gibi birimlerini; t alt indisi ise zamanı göstermektedir. Bu denklemde ayrıca Y_{it} t zamanda i birim için bağımlı değişkenin değerini; α_i sabit terimi; β_{kit} parametre tahminlerinin vektörünü; X_{kit} k bağımsız değişkenin t zamanda i birim için değerini ve u_{it} ise hata terimini ifade etmektedir.</p> <p>Çalışmada her bir yatay kesit biriminin zaman serisi gözlemlerinden oluşan panel veri seti kullanılmıştır. Panel veri analizi çalışıldığında eğer her bir birim bütün zamanlar boyunca gözlenmişse “dengeli panel”; bazı birimler için bazı zamanlar bilinmiyorsa “dengesiz panel” söz konusu demektir (Gürüş ve Kızılerslan, 2017, s. 20). Çalışmada kullanılan veri setinde eksik veya bilinmeyen veri bulunmadığı için dengeli panel tercih edilmiştir.</p> <p>Panel veri modelleri parametrelerin birim zamanda değer alıp almamasına göre çeşitlendirilmektedir. Bu modeller doğrusal olan; klasik model, birim etkili model, birim ve zaman etkili modeller, (Tatoğlu, 2020, ss. 37-62) tek yönlü birim etkili veri modelleri olan; sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeli (Tatoğlu, 2020, ss. 79-123) ve çok boyutlu panel veri modelleri olan; yuvalanmış çok boyutlu, yuvalanmamış çok boyutlu modeller olarak literatürde yer almaktadır (Tatoğlu, 2020, ss. 352-379).</p> <p>Eğim parametrelerinin bütün yatay kesit birimler için ($\beta_i = \beta$), sabit parametre birim etki içermesi sebebiyle birimden birime değişkenlik gösterecek şekilde kurulduğu sabit etkiler modelinin kullanıldığı çalışmada; diğer modeller de dikkate alınmış fakat çalışılacak modelin tercihinde birim ve zaman etkilerinin geçerliliği sınanmış, birim ve/veya zaman etkilerinin mevcut olduğu tespit edilmiş, Hausman testi yardımıyla “tek yönlü sabit etkiler modelinin” kullanılmasına kararı verilmiştir.</p>
--	--	--

Burada Hausman testinden bahsetmek gerekmektedir. Tanımlama hatasını sınamak için geliştirilen Hausman spesifikasyon testi birçok alanda kullanılabilir. Hausman testi panel veri modellerinde tahminciler arasında seçim yapmak için kullanılmaktadır (Tatoğlu, 2020, s. 195).

Arştırmanın Değişkenleri ve Veri Seti

Çalışmanın veri seti oluşturulurken Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nin Türkiye'de bulunan 81 ilin tamamı, 2008-2019 yılları arasındaki aldığı ve verdiği göç sayıları bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. (TÜİK, 2021) Ülke sınırları içerisinde gerçekleşen göç olaylarının verileri TÜİK tarafından toplanmakta ve yıllık olarak yayınlanmaktadır. Ayrıca bağımlı değişken olarak kullanılan istihdam değişkeni için gerekli işücü istatistikleri de hem TÜİK'in aynı veri tabanı üzerinden hem de Türkiye İş Kurumu (İŞ-KUR)'nun veri tabanı üzerinden kullanılmıştır. (İŞKUR, 2021) Çalışmanın verileri analiz edilirken; yaş, eğitim, medeni durum gibi değişkenler dikkate alınmış, iç göç – işgücü ilişkisi analiz edilmiştir. Elbette çalışmanın belirli sınırlılıkları da mevcuttur. Özellikle TÜİK ve İş-Kur'un yıllık olarak yayınladıkları verileri 2019 sonrasında şehirleri baz alarak değil bölgeleri baz alarak yayınlaması ve araştırmacılarla detay olan bilgileri paylaşmaması çalışmanın 2008-2019 yılları arasında dikkate alınmasına neden olmuştur. Ayrıca 2008 yılı öncesinde verilerin eksik olması da öncesinde sağlıklı veri bulunmaması çalışmanın çerçevesini çizme noktasında belirleyici olmuştur.

Çalışmanın konusu; iç göç hareketlerinin işgücüne etkisinin hangi yönde olduğunu belirlemektedir. İç göç hareketleri işgücüne olumlu veya olumsuz yansımaları ölçmeyi hedefleyen böyle bir araştırma yapılması elbette bazı araştırma problemlerini de ortaya çıkarmıştır. Bu problemler,

- İç göç hareketleri ekonomik kalkınmada etkili midir?
- Bir ilin aldığı göç istihdama ne şekilde yansımaktadır?
- Bir ilin verdiği göç istihdama ne şekilde yansımaktadır?
- Hiç iç göç hareketi yaşanmasa istihdam artışı ne şekilde gerçekleşir?

Bu problemlerden yola çıkılarak ve panel veri analizi ile sınıanan ekonometrik modelde oluşturulan hipotezler şu şekilde belirlenmiştir:

- *H₀*: Alınan göçlerdeki her bir birim artış istihdamda artışa neden olmaktadır.
- *H₁*: Alınan göçlerdeki her bir birim artış istihdamda artışa neden olmamaktadır.
- *H₂*: Verilen göçlerdeki her bir birim artış istihdamda azalmaya neden olmaktadır.
- *H₃*: Verilen göçlerdeki her bir birim artış istihdamda azalmaya neden olmamaktadır.

Bu çerçevede evvela model tercihi safhasında birim ve zaman etkilerinin geçerli olup olmadığı sınanacak, şayet her iki etki de geçersiz ise klasik model kullanılacaktır. Fakat birim ve/veya zaman etkilerinin mevcut olduğu tespit edilirse, Hausman testi yardımıyla sabit etkiler veya tesadüfi etkiler modellerinden biri üzerinde karar kılınacaktır. Ayrıca zaman boyutu 30 gözlemden az olduğu ve 10 gözlem ile birim kök analizi yapmak sağlıklı olmayacağı düşünüldüğü için statik panel veri analizi yapılmıştır.

Öncelikle model formunu belirlemek amacıyla modelde zaman etkisinin var olup olmadığı "Olabilirlik Oramı Tahmincisi" ile tespit edilecektir.

Test İstatistiği	Olasılık Değeri
2.80	0.047

$H_0: \mu_i=0$

$H_1: \mu_i \neq 0$

Tablo 1. Birim Etkisinin Sınanması: Olabilirlik Oramı Testi

Olabilirlik Oranı Testi sonuçlarına göre birim etkinin olmadığını varsayan H_0 hipotezi %95 güven düzeyinde reddedilmiştir. Yani modelde birim etkinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Test İstatistiği	Olasılık Değeri
0.54	0.231

$H_0: X_t=0$

$H_1: X_t \neq 0$

Tablo 2. Zaman Etkisinin Sınanması: Olabilirlik Oranı Testi

Olabilirlik Oranı Testi sonuçlarına göre zaman etkisinin o olduğunu varsayan H_0 hipotezi %95 güven düzeyinde reddedilememiştir. Yani modelde zaman etkisi yoktur. Yapılan testler sonucunda modelin zaman etkisinin var olmadığı; lakin birim etkinin var olduğu tek yönlü model olduğu tespit edilmiştir.

Modelde var olan birim etkinin sabit veya tesadüfi olduğunun sınanması için de Hausman Testi yapılmıştır.

Test İstatistiği	Olasılık Değeri
44.63	$p < 0.01$

H_0 : Tesadüfi Etkiler Modeli Etkindir.

H_1 : Sabit Etkiler Modeli Tutarlıdır.

Tablo 3. Model Seçimi: Hausman Testi

Hausman Testi sonucuna göre Tesadüfi Etkiler Modelinin Etkin olduğu H_0 hipotezi reddedilmiştir, modelin Tek Yönlü Sabit Etkiler Modeli olduğuna karar verilmiştir.

Panel veri modellerinde hata teriminin birim içinde ve birimlere göre sabit varyanslı, otokorelasyonsuz ve birimler arası korelasyonsuz olduğu varsayılmaktadır (Tatoğlu, 2020, s. 199). O halde ekonometrik varsayımlardan sapmaların mevcut olup olmadığı test edilmelidir. Varsayımdan sapmalardan ilk olarak değişen varyans Değiştirilmiş Wald Testi ile sınanmıştır.

Test İstatistiği	Olasılık Değeri
1682.63	0.0000

H_0 : Değişen Varyans Yoktur.

H_1 : Değişen Varyans Vardır.

Tablo 4. Değişen Varyansın Sınanması: Değiştirilmiş Wald Testi

Değiştirilmiş Wald Testi sonucuna göre değişen varyanslı olmadığı şeklindeki H_0 hipotezi %95 güven düzeyinde reddedilmiş, dolayısıyla modelde değişen varyans sorunu olduğuna karar verilmiştir.

Testin Adı	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson Testi	1.86	-
Baltagi-Wu'nun Yerel En İyi Değişmez Testle	2.05	-

H₀: Otokorelasyon Yoktur

H₁: Otokorelasyon Vardır

Tablo 5. Otokorelasyonun Sınanması: Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson ve Baltagi-Wu'nun Yerel En İyi Değişmez Testleri

Otokorelasyon testi için her iki testte de sadece test istatistiklerinin yer aldığı, olasılık değerlerinin verilmemesi görülmektedir. Literatürde kritik değerler verilmemesine rağmen test istatistikleri 2'den küçükse otokorelasyonun önemli olduğu varsayılmaktadır (Tatoğlu, 2020, s. 214). Tablo 5'e göre otokorelasyonun varlığı veya yokluğu şüpheli haldedir.

Test İstatistiği	Olasılık Değeri
2.296	0.0217

H₀: Birimler Arası Korelasyon Yoktur.

H₁: Birimler Arası Korelasyon Vardır.

Tablo 6. Birimler Arası Korelasyonun Sınanması: Pesaran Testi

Tablo 6'da yer alan Pesaran Testi sonuçlarına göre birimler arası korelasyon olmadığını varsayan Ho hipotezi %95 güven düzeyinde reddedilmiştir. Yani modelde birimler arası korelasyon mevcuttur.

Hasılı varsayımdan sapmaların sınanması neticesinde modelde hem değişen varyans hem de birimler arası korelasyonun mevcut olduğu tespit edilmiştir. Otokorelasyon için ise kesin bir hüküm verilememektedir. Fakat her ihtimale karşı mezkur üç varsayımdan sapmaya karşı dirençli Driscoll ve Kraay tahmincisi kullanılarak nihai model elde edilmiştir.

	Katsayılar	Driscoll ve Kraay Standart Hatalar	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
Sabit Katsayı	4.32	0.07	60.05	< 0.01
Alınan Göç	0.17	0.01	13.56	< 0.01
Verilen Göç	-0.22	0.02	-12.13	< 0.01
Gözlem Sayısı	F-Test İstatistiği	F_Olasılık Değeri	R²	
972	95.24	< 0.01	0.0882	

F-test istatistiğine göre olasılık değeri 0.01'ten küçük olduğu üzere model genel olarak anlamlıdır. Sabit terim de dâhil olmak üzere modeldeki tüm parametreler %95 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Sabit katsayısı 2008-2019 yılları arasında %4.32'dir. Alınan göçlerdeki %1'lik bir artış istihdamı %0.17 oranında artırırken, verilen göçlerdeki %1'lik bir artış istihdamı %0.22 oranında azaltmaktadır. Belirginlik katsayısına göre verilen ve alınan göçler istihdamın yaklaşık %9'unu açıklayabilmektedir. Kalan %91'lik kısım modele alınmayan değişkenler tarafından açıklanabilmektedir.

	MAKALE YA DATEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
	Ekonomik Özgürlük ve Turizm İlişkisi: Panel Veri Analizi	Turizm Panel veri	<p>Özet</p> <p>Ülkelerde yaratmış olduğu istihdam ve döviz girdisi ile turizm iktisadi büyüme ve refah artışına sebep olan en önemli faktörlerden birisidir. Ekonomik özgürlük kavramı ise iktisadi literatürde uzun süredir tartışılmasına rağmen, bir endeks ile ifade edilmesi ancak 1970'ten beri mümkün olmaktadır. Bu çalışmanın amacı ekonomik özgürlük ve turizm arasındaki ilişki 1996-2017 dönemi için 32 OECD ülkesi kapsamında Panel veri Vektör Otoregresif Model tekniği kullanılarak analiz etmektir. Çalışmada Panel Granger nedensellik sonuçlarına göre ekonomik özgürlük ve uluslararası ziyaretçi sayısı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmada elde edilen bir diğer sonuç uluslararası ziyaretçiler serisi için 10 dönem kapsamında hesaplanan öngörü hata varyansı değerlerine göre on dönem gibi uzun bir dönemde uluslararası ziyaretçi sayısındaki değişimin yaklaşık %30'u doğrudan OECD ülkelerinin ekonomik özgürlüklerinden kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sonuçlarında elde edilen bulgulara göre uzun dönemde ekonomik özgürlüğün bir ülkeyi ziyaret eden yabancı turist sayısı üzerinde önemli bir etkisi vardır. Anahtar Kelimeler: Ekonomik özgürlük, turizm, ekonomik kalkınma.</p> <p>Yöntem</p> <p>Vektör Otoregresif Modelleri (Vector Autoregression, VAR) ekonometri literatüründe Petrol Krizi sonrası güvenilirlikleri tartışılan eşanlı denklem modellerine alternatif olarak Sims (1980)'de</p>

ortaya konmuştur. Sims'in önerdiği VAR analizinin panel veri seti ile genişletilmesi Panel VAR yaklaşımını doğurmuştur. Bu amaca yönelik ilk çalışmalar Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988)'dir (Abrigo ve Love, 2015). Ele alınan iktisadi sistem için dışsal olarak kabul edilen değişkenlerin panel veri seti kullanılarak analiz edilmesi Panel VAR analizinin temellerini oluşturur. Klasik VAR modellerinde sisteme dâhil olan tüm değişkenler içsel olarak kabul edilir. Böylece, sistemdeki değişkenlerin gecikmeli değerinin, cari değerler üzerindeki etkisi tahmin edilebilir (Keskinoglu, Yıldırım ve Çeştepe, 2013).

K adet değişken ve p adet gecikme içeren panel VAR sistemi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$X_{it} = X_{it-1}A_1 + X_{it-2}A_2 + \dots + X_{it-p+1}A_{p-1} + X_{it-p}A_p + Z_{it}B + u_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T_i\}$$

burada X_{it} ($1 \times k$) bağımlı değişken vektörünü, Z_{it} ($1 \times l$) dışsal değişkenler vektörünü u_{it} ve e_{it} ($1 \times k$) bağımlı değişkene özel sabit-etki ve kendine özgü (Idiosyncratic) hataları temsil etmektedir. Parametre matrisleri ise ($k \times k$) boyutunda $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ ve ($l \times k$) boyutundaki B matrisidir. VAR analizinin ilk aşamasında A ve B matrisleri ile temsil edilen parametrelerin tahmini amaçlanmaktadır. Bunlara ek olarak hataların aşağıdaki özellikleri taşıdıkları varsayılır:

$$\forall t > s; E[e_{it}] = 0, E[e_{it} e_{is}] = \Sigma \text{ ve } E[e_{it} e_{is}] = 0 \quad (2)$$

Parametre matrisleri, sabit etkiler yaklaşımıyla eşanlı tahmin edilebilir veya birtakım dönüşümlerin ardından sabit etkiler yaklaşımına ihtiyaç duyulmadan, VAR sistemindeki eşitliklerden her biri en küçük kareler yöntemi (EKK) ile tahmin edilebilir. Bu noktada dikkat edilmesi gereken bir husus vardır. Eşitliklerin sağında bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bulunması durumu, serilerin yüksek miktarda gözlem (T) içermesine rağmen parametrelerin sapmalı tahmin edilmesine sebep olmaktadır. Bu sapma, yatay kesit boyutu (N) arttıkça sifıra yaklaşmaktadır (Nickell, 1981).

Zaman boyutunda sabit gözlem sayısı (T) ve büyük sayıda birim olması (N) durumunda, yukarıdaki denklemin sağlıklı tahminlerini elde etmek için Genelleştirilmiş momentler yöntemine (Generalized Moment Method, GMM) dayanan birçok tahmin edici önerilmiştir. Birinci farklar yönteminin zayıf yönlerinin ortaya konması Arellano ve Bover (1995) çalışması ile mümkün olmuştur. Aynı çalışmada araştırmacılar birim düzeyinde panel veri setine uygulanan dikey fark dönüşümünü (Orthogonal deviation) önermişlerdir. Veri kaybını önlemek için geçmiş değerlerin farkı kullanılmaz, incelenen seriden gelecek gözlemlerin ortalaması çıkarılır. Bu yaklaşım ile sadece son gözlemler parametre tahmininde kullanılmaktadır. Her bir eşitliğin GMM ile tahmin edilmesi VAR tahminini daha tutarlı hale getirirken, modellerin bir denklem sistemi halinde tahmin edilmesi verimlilik kazanımı sağlar (Holtz-Eakin, Newey ve Rosen, 1988). Panel VAR literatüründe karşılaşılan bu durum, bir başka ifade ile öne sürülen iki dönüşüm yöntemi bir örnek yardımı ile açıklanabilir:

İncelenen seri q_{it} olsun. Bu değişkeninin birinci fark dönüşümü $q_{it}^* = q_{it} - q_{it-1}$ şeklinde ifade edilebilirken aynı değişkenin dikey fark alma dönüşümü ise $q_{it} = (q_{it} - \bar{q}_{it}) \sqrt{T_{it}} / (T_{it} + 1)$ şeklinde ifade edilebilir. İncelenen serinin ortalaması \bar{q}_{it} ile ifade edilir. T_{it} ise i. birim ve t. zaman için mümkün tüm gelecek gözlemlerin sayısıdır. Böylece Eşitlik (1) ile gösterilen panel VAR modelinin dikey fark alma dönüşümü uygulanmış halinin matrisel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$X_{it}^* = \bar{X}_{it}^* A + e_{it}^* \quad (3)$$

Eşitlik (3)'ün açılımı ise aşağıdaki gibidir:

$$X_t^* = [x_t^{1*} \ x_t^{2*} \ \dots \ x_t^{k-1*} \ x_t^{k*}]$$

$$\bar{X}_t^* = [X_{t-1}^* \ X_{t-2}^* \ \dots \ X_{t-p+1}^* \ X_{t-p}^* \ Z_t^*]$$

$$e_t^* = [e_t^{1*} \ e_t^{2*} \ \dots \ e_t^{k-1*} \ e_t^{k*}]$$

$$A = [A_1 \ A_2 \ \dots \ A_{p-1} \ A_p \ B]$$

Eşitlik (1) ile gösterilen Panel VAR modelinin A matrisi ile tanımlanan parametrelerinin tahmini için GMM tahmincisi aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$A = (\bar{X}' H \bar{W} H' \bar{X})^{-1} (\bar{X}' H \bar{W} H' \bar{e}) \quad (4)$$

Eşitlik (4)'de, üzerinde durulması gereken iki matris vardır. Bunlardan \bar{W} tekil olmayan simetrik ve pozitif değerler alan bir ağırlık matrisidir. H matrisi ise tüm dışsal değişkenleri, bir başka ifade ile Z_t vektörlerini içeren ($Z_t \in H_t$) matrisi ifade etmektedir. Bu matrislerin yanı sıra, H matrisi ile ilgili aşağıdaki iki varsayım dikkate alınmalıdır:

$$E[H e] = 0 \quad (5)$$

$$\text{rank} E[\bar{X}' H] = kp + 1 \quad (6)$$

VAR modellerinin tahminlerinden yapısal anlamda yorumlanmaya müsait neticeler elde edilmesi ancak etki-tepki ve öngörü hata varyans ayrıştırması değerlerinin hesaplanması ile mümkündür. Bu çerçevede, GMM tahmini sonrası elde edilen ve denge (stability) koşulunu sağlayan parametre matrislerinden (A) yola çıkarak oluşturulan etki-tepki fonksiyonları aşağıdaki gibidir:

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & i=0 \\ \sum_{j=1}^i \Phi_{t-j} A_j & i=1,2,\dots \end{cases} \quad (7)$$

Bu eşitlikte Φ_i ilgili dönem için etki-tepki değerini göstermektedir.

Eşitlik (4) ile tahmin edilen panel VAR parametreleri ile etki-tepki fonksiyonu ile birlikte öngörü hata varyans ayrıştırması da bulunabilir. Bunun için ilk adım öngörü hatalarını elde etmektedir. Panel VAR için zaman boyutunda h adım ileri öngörü hatası Eşitlik (8)'deki gibi gösterilebilir:

$$X_{t+h} - E[X_{t+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} e_{(t+h-i)} \Phi_i \quad (8)$$

t+h zamanında yer alan değerler vektörü X_{t+h} olarak, t anında h dönem sonraki öngörü değerleri vektörünü ise $E[X_{t+h}]$ olarak ifade edilmektedir. Her bir değişkenin bir diğerine ait öngörü hata varyansının içerisindeki payının anlaşılabilmesi için şokların (hataların) bir P matrisi yardımı ile ortogonalleştirilmesi gerekmektedir. İlgili P matrisi, $P'P = \Sigma$ şeklinde ifade edilebilen, sistemin tanımlanması için dinamik eşitliklere getirilen kısıtları gösteren bir matristir. P matrisini Sims (1980) Cholesky ayrıştırması ile kurulması gerektiğinin altını çizmiştir. Bu matrisin oluşumunda sistem içindeki değişkenlerin dizilim sırası önemli olduğundan değişkenlerin en dışsal değişkenden en içsel değişkene doğru dizilimi tutarlı bir A matrisi tahmini için elzemdir. Ortogonal şoklar ($e_t P^{-1}$) yardımıyla öngörü hata varyansını ayrıştırarak I_k kovaryans matrisini oluşturacaktır. m değişkeninin, n değişkeni h adım ileri öngörü hata varyansına katkısı Eşitlik (9)'daki gibi bulunur:

$$\sum_{i=0}^{h-1} \theta_{mn}^2 = \sum (i_n P \Phi_{i,m})^2 \quad (9)$$

Bu eşitlikte i_n , I_k matrisinin s. sütununu ifade etmektedir (Abrigo ve Love, 2015).

Çalışma Grubu Çalışma uluslararası ziyaretçi sayısı ile ekonomik özgürlük arasındaki ilişkiyi Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) ülkeleri çerçevesinde ele almaktadır. Bu bağlamda iki değişken, 32 OECD ülkesi ve 1996-2017 yılları arasında kapsayan bir panel veri seti analize tabi tutulmuştur (OECD üyesi ülkelere İtalya, Kore Cumhuriyeti, Yeni Zelanda ve İsviçre veri eksiklikleri sebebiyle araştırma dışı bırakılmışlardır. Buna ek olarak WDI veri tabanında 2018 ve 2019 yılına dair uluslararası ziyaretçi sayıları bulunmadığı için zaman boyutu 2017 yılına kadar ele alınabilmektedir.). Uluslararası ziyaretçi sayısı it iv ile ifade edilmektedir ve Dünya Bankası World Development Indicators veri tabanından elde edilmiştir. Ekonomik özgürlük endeksi verisi ise it ef ile temsil edilmekte olup The Heritage Foundation tarafından yayınlanmaktadır. Ekonometrik analiz boyunca serilerin doğal logaritmaları kullanılmıştır.

MAKALE YA DATEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Yüksek Teknoloji Ürünleri İhracı Ve Belirleyicileri: Panel Veri Analizi	Yüksek Teknolojili Ürün Panel veri	<p>ÖZET</p> <p>21. yüzyılda her alanda yaygınlaşan inovasyon faaliyetleri, ülkelerin ekonomik açıdan gelişmişlik düzeylerini etkilemektedir. Bu minvalde, yüksek teknoloji üreten ve ürünlerini ihraç eden ülkeler, uluslararası rekabet açısından diğer ülkelere bir adım öne geçmektedir. Dolayısıyla ülkeler için artık yüksek teknoloji üretimi büyük önem taşımakta; ülkeler bu yönde yapılan çalışmaları, düzenlenen politikaları artırma çabasına girmektedir. Tam da bu noktada, ekonomi literatüründe yüksek teknoloji ürünleri ihracatı ve belirleyen faktörler üzerinde durulması gereken bir konu haline gelmiştir. Bu çalışmanın amacı, seçilmiş 16 ülkenin 2007-2018 dönemine ait yıllık verileriyle yüksek teknoloji ürünleri ihracatının belirleyicilerinin panel veri analiz yöntemi kullanılarak incelenmesidir. Çalışmada; Dünya Bankası resmi sitesinden elde edilen veriler kullanılmıştır. Çalışmada, yüksek teknoloji ürünleri ihracatının belirleyicileri, sabit etkiler ile tesadüfi etkiler modelleri ve GMM modeli karşılaştırılarak analiz edilmiştir. Bu analizde, bağımlı değişken olarak yüksek teknoloji ürünleri ihracatı; bağımsız değişken olarak ise GSYH, bilim-teknik dergi makale sayısı ve patent başvuru sayısı göstergeleri değerlendirilmiştir. Analizde elde edilen tahmin sonuçlarına bağlı olarak bu değişkenlerin yüksek teknoloji ürünleri ihracatına etkileri yorumlanmıştır.</p> <p>ARAŞTIRMANIN YÖNTEMİ</p> <p>Çalışmada yüksek teknoloji ürünleri ihracatını belirleyen faktörler, seçilmiş 20 ülke bazında 2007- 2018 yıllarına ait veriler ile panel veri analizi kullanılarak test edilmiştir. Çalışmada, genel itibarıyla yüksek teknoloji ürünü ihracatında öne çıkan ülkeler arasından seçilmiştir. Bu doğrultuda seçilen 16 ülke (ABD, Almanya, Çin, Fransa, İngiltere, İsveç, Japonya, Kanada, Rusya, Türkiye, Danimarka, Avusturalya, Singapur, Güney Kore, Malezya, Hollanda) baz alınarak yüksek teknoloji ürünleri ihracatını belirleyen faktörler tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada, bağımlı değişken olarak yüksek teknoloji ürünleri ihracatı; bağımsız değişken olarak ise GSYH, bilim ve teknik dergi makale sayısı ve patent başvuru sayısı belirtilerek analize dâhil edilmiştir. Yüksek teknoloji ürünleri ihracatını belirleyen faktörlerin incelenmesi üzerine yapılan çalışmalar genellikle uluslararası literatürde yer almaktadır. Türkiye’de ise genellikle yüksek teknoloji ürünleri ihracı ile büyüme (GSYH) ilişkisi arasında ampirik incelemeler yapılmıştır. Bu kapsamda Türkiye’de yapılan çalışmaların sınırlılığı, ulusal literatüre katkı açısından önem arz edebilmektedir. Bu kısımda, veriler tanıtılarak araştırma yöntemi ve model ile ampirik bulgulara yer verilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler; Dünya Bankası resmi sitesinden elde edilmiştir.</p>

		<p>3.1. Veri seti ve Metodoloji</p> <p>Panel verinin ayırt edici özelliği, yalnızca tek başına bir zaman serisi ya da kesit analizini kapsamayıp daha gerçekçi modelleri analiz etme imkânı sağlamasıdır. Panel verileri (boylamsal ve kesitsel serileri) varlıkların tutumlarının zaman içinde gözlemlendiği bir veri kümesi olup, N sayıda birim ve birimlerin her birine karşılık T tane gözlem bulunmaktadır (Torres ve Reyna,2007). Panel veri modeli aşağıdaki şekilde formülize edilmektedir:</p> $Y_{it} = X_{it} \beta + \mu_i + u_{it}$ $i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T$ <p>Eşitlikte t zamani, N ise birimi temsil etmektedir. Y değişkeni farklı kesitlere ve ardışık zamana göre değerleri değişebildiğinden dolayı t ve i olarak iki alt indisle gösterilmiştir. Hata terimi bileşenleri ise aşağıdaki gibi formülize edilmektedir:</p> $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ <p>Burada; μ_i kesitin belli bileşenlerini, v_{it} ise geri kalan (remainder) etkileri temsil etmektedir (Baltagi,2011:306).</p> <p>Yüksek teknoloji ürünleri ihracını belirleyici faktörlere ilişkin değişkenler, logaritmaları alınarak aşağıdaki şekilde formülize edilmiştir:</p> $\log(HTE)_{it} = \alpha_{0i} + \beta_1 \log(GDP)_{it} + \beta_2 \log(STA)_{it} + \beta_3 \log(INP)_{it} + \epsilon_{it}$ <p>Burada; $i=1, \dots, N$ ülkeleri; $t=1, \dots, T$ zaman boyutunu ve ϵ hata terimini temsil etmektedir</p> <p>Tablo 4. Analizde Kullanılan Değişkenlere İlişkin Açıklamalar</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Değişken</th> <th>Açıklama</th> <th>Veri Kaynağı</th> <th>Beklenen Değerler</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>HTE</td> <td>Yüksek teknoloji ürünleri ihracatı</td> <td>World Bank (WB)</td> <td></td> </tr> <tr> <td>GDP</td> <td>GSYH</td> <td>World Bank (WB)</td> <td>+</td> </tr> <tr> <td>STA</td> <td>Bilim-Teknik dergi makale sayısı</td> <td>World Bank (WB)</td> <td>+</td> </tr> <tr> <td>INP</td> <td>Patent başvuru sayısı</td> <td>World Bank (WB)</td> <td>+</td> </tr> </tbody> </table> <p>Kaynak: Yazarlar tarafından analizde kullanılan değişkenlere ilişkin açıklamalar verilmiştir.</p> <p>Tablo 4’de, analizde kullanılan değişkenlere ilişkin açıklamalara yer verilmiştir. Değişkenler, veri kaynağı ve beklenen değerler gösterilmiştir.</p>	Değişken	Açıklama	Veri Kaynağı	Beklenen Değerler	HTE	Yüksek teknoloji ürünleri ihracatı	World Bank (WB)		GDP	GSYH	World Bank (WB)	+	STA	Bilim-Teknik dergi makale sayısı	World Bank (WB)	+	INP	Patent başvuru sayısı	World Bank (WB)	+
Değişken	Açıklama	Veri Kaynağı	Beklenen Değerler																			
HTE	Yüksek teknoloji ürünleri ihracatı	World Bank (WB)																				
GDP	GSYH	World Bank (WB)	+																			
STA	Bilim-Teknik dergi makale sayısı	World Bank (WB)	+																			
INP	Patent başvuru sayısı	World Bank (WB)	+																			

MAKALE YA DATEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
EMTİA FİNANSALLAŞMASINA BORSA İSTANBUL VE PETROL BAĞINTISI AÇISINDAN BİR BAKIŞ	Emtia Panel veri	<p>Özet</p> <p>Kurumsal finansal yatırımcıların 2000’li yılların başı ile birlikte emtia piyasalarına yoğun biçimde yatırım yapması yeni bir olguyu doğurmuş ve bu olgu emtianın finansallaşması olarak adlandırılmıştır. Finansallaşma hipotezini savunanlar, aynı anda birçok piyasaya yatırım yapan kurumsal yatırımcıların, piyasalar arasındaki bağıntıyı kuvvetlendirdiğini iddia ederler. Öte yandan; bir diğer grup ise artan bağıntının konjonktürel olduğunu ve 2008 krizinden sonra küresel ekonomideki yavaşlık olduğunu ifade eder. Bu çalışmada Borsa İstanbul’a (BIST) gelen haftalık yabancı yatırım portföy yatırım tutarı kullanılarak, finansallaşma olgusu BIST ve petrol fiyatları özelinde incelenmiştir. Öncelikle, BIST100 endeksi ve WTI Cushing petrol fiyatları arasındaki asimetrik zamana bağlı koşullu korelasyon hesaplanmış, sonra bu korelasyonun yabancı portföy yatırımı ile mi yoksa konjonktürel olarak mı arttığı kantil regresyon kullanarak incelenmiştir. Sonuçlar, finansallaşmayı desteklememekle birlikte; aksine artan bağıntının konjonktürel olduğunu göstermektedir.</p>

2. Metodoloji

Bu çalışma ana olarak iki basamaktan oluşmaktadır. İlk basamakta Borsa İstanbul 100 (BIST100) endeksi ve WTI Cushing petrol fiyatları arasında dinamik korelasyon, günlük verileri kullanarak Temmuz 1991 ve Mart 2017 arasında hesaplanmıştır. 1991 senesinin başlangıç olarak seçilmesinin başlıca nedeni yabancı portföy yatırımlarının yükselişe geçtiği dönem olmasıdır. Yöntem olarak GARCH ailesinin bir kolu olan ADCC (asimetrik zamana bağlı değişen korelasyon) kullanılmıştır (Cappiello vd., 2006).

ADCC'nin en büyük avantajlarından biri bu metodun dinamik ve koşullu olmasıdır. Bu şekilde, ADCC, diğer koşulsuz (unconditional) ya da üssel düzelme (exponential smoothing) korelasyon hesaplama yöntemlerine göre daha iyi sonuçlar vermektedir. Zira koşulsuz korelasyon ve üssel düzelme yöntemlerinde hesaplanan korelasyonlar, oynaklık değişimlerine hassas olmayabilir. Bu nedenle de iki değişken arasındaki ilişki doğru analiz edilemeyebilir. Özellikle oynaklığın çok arttığı dönemlerde makaralı pencere yöntemleri doğru sonuçlar vermeyebilir (Forbes ve Rigobon, 2002). Oynaklığın yüksek dönemleri ise değişen varyans problemlerini daha da öne çıkarmaktadır. Bu nedenle, ADCC oldukça avantajlı bir yöntemdir. Aynı zamanda, ADCC'nin bir diğer avantajı da asimetrik etkinin korelasyonlarda dikkate alınmasıdır.

Seçilen varlıkların koşullu ortalama ve varyansı şu şekilde belirlenmiştir:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} u_t \quad (2.2)$$

Buradaki hata payı olan ε değerlerinin ortalaması sıfır iken, varyansı H_t olarak ifade edilen kovaryans matrisidir. H_t ise şu şekilde detaylandırılabilir:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2.3)$$

H_t koşullu kovaryans matrisi iken, D_t ise koşullu varyansın köşegen değerlerinin kareköküdür ($h_{ii}^{1/2}, h_{jj}^{1/2}, \dots, h_{NN}^{1/2}$). $\sqrt{h_{ii}}$ zamana bağlı değişen standart sapmadır ve bunlar tek değişkenli GARCH (1,1)'den hesaplanmaktadır.

$$h_t = \alpha + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1} \quad (2.4)$$

Daha sonrasında artık değerler, yani ε_t , h_t kullanılarak standardize edilmektedir ve $\bar{\varepsilon}_t$ gösterimini almaktadır. Standardize edilen artık değerler ise asimetrik zamana bağlı koşullu korelasyon (ADCC) hesaplamada kullanılmaktadır. Asimetrik etki ise $\bar{\varphi}_t$ ile gösterilmekte ve asıl olarak asimetrik etki $\bar{\varepsilon}_t$ 'nin değerine göre değişmektedir.

$$\bar{\varphi}_t = \begin{cases} \bar{\varepsilon}_t < 0 \text{ ise } \bar{\varepsilon}_t \\ 0 \end{cases} \quad (2.5)$$

Dolayısıyla ADCC aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{R} - c\bar{S} + a\bar{\varepsilon}_{t-1}\bar{\varepsilon}_{t-1}' + c\bar{\varphi}_{t-1}\bar{\varphi}_{t-1}' + bQ_{t-1} \quad (2.6)$$

Korelasyon matrisi olan R_t ise (2.7)'de gösterildiği üzeredir.

$$R_t = \text{diag}(q_{ii}^{-\frac{1}{2}}, q_{jj}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{NN}^{-\frac{1}{2}})Q_t \text{diag}(q_{ii}^{-\frac{1}{2}}, q_{jj}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{NN}^{-\frac{1}{2}}) \quad (2.7)$$

Burada gösterimi *diag* olan terim ise matrisin köşegen değerlerinin alındığını ifade etmektedir.

Sonuçların doğru ve tutarlı olup olmadığının kısıtı ise

$$a + b + \delta c < 1 \quad (2.8)$$

ile hesaplanmaktadır. δ ise

maksimum eigen değer $[\bar{R}^{*1/2}\bar{S}\bar{R}^{*1/2}]$ olarak tanımlanmıştır.

ADCC yönteminin bilinen tek kısıtı ise beşten fazla değişken ile korelasyonun hesaplanamamasıdır.

Çalışmamızın ikinci basamağında ise birinci basamakta hesaplanan korelasyon ABD'den Türkiye hisse senedi piyasalarına yapılan yabancı portföy yatırımı tutarı ve çeşitli kontrol değişkenler ile bir kantil regresyona konmuştur. Ancak yabancı yatırım portföy miktarları Ocak 2005'ten bu yana haftalık olarak sunulduğu için çalışmamın regresyon kısmı Ocak 2005 ve Mart 2017 arasında haftalık olarak yapılabilmektedir.

Kantil regresyon esas olarak ağırlıklandırılmış en küçük mutlak sapmalar yöntemine göre regresyon sonuçlarını sunar ve kullanıcının istediği yüzdeler için farklı sonuçlar verebilir. Geleneksel regresyon yöntemi sıradan en küçük kareler yöntemi ile katsayıları ortalama bir değer üzerinden hesaplar ve ciddi varsayımlar üzerinden hareket eder. Bu varsayımlardan bazıları normallik ve eş varyanslılıktır ve finansal veri setlerinde genelde çok zor bulunan özelliklerdir. Özellikle aykırı değerler regresyonun eğimini ciddi ölçüde değiştirdiği ve hata terimlerinin normal dağılımı varsayımı lineer regresyonun uygulanabilirliğini kısıtladığı için Koenker ve Bassett (1978) literatüre ciddi bir alternatif getirmiştir.

Kantil regresyonun en önde gelen uygulama alanlarından biri bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında lineer olmayan bir ilişki var olduğudur. Bu regresyon modeli her bir ondalık ya da kullanıcı tarafından belirlenmiş kantiller için farklı regresyonlar hesaplamaktadır ve bu nedenle de normallik ve hataların eş varyans olması varsayımları sorun yaratmamaktadır.

Kantil regresyon denklemini şu şekildedir;

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_{\theta_i} x_{it} + u_{\theta_t} \quad (2.9)$$

Burada bağımsız değişkenlerin sayısı n tane iken ($i = 1, 2, \dots, n$), θ ise kullanıcının seçmiş olduğu kantili ifade eder ve 0 ile 1 arasında bir değer almaktadır. $\theta = 0.5$ olduğu durum ise medyan kantil regresyon sonuçlarını göstermektedir. Diğer bir deyişle

$$Q(y_t | x_t) = \inf\{y: F_t(y|x)\theta\} \quad (2.10)$$

olarak da ifade edilebilir. Lineer regresyon en küçük kareleri minimize ederken, kantil regresyon ağırlıklandırılmış en küçük mutlak sapmalar yöntemine göre hesaplama yapar. Dolayısıyla minimizasyon şartı şu şekildedir:

$$\min_{\beta_{\theta}} \left\{ \sum_{u_{\theta t} > 0} \theta * |u_{\theta t}| + \sum_{u_{\theta t} < 0} (1 - \theta) * |u_{\theta t}| \right\} \quad (2.11)$$

Bu denklemden anlaşılın ise hataların seçilen kantil değere göre ağırlıklandırıldığıdır. Eğer kantil değer $\theta = 0.5$ seçilir ise hatalar eşit oranda ağırlıklandırılırken, $\theta \neq 0.5$ için ise hatalar negatif hata değerleri θ ile ağırlıklandırılırken, pozitif değerler $(1 - \theta)$ ile ağırlıklandırılmaktadır.

3. Veri Seti ve Ampirik Model

Bu çalışma petrol ve Borsa İstanbul arasındaki korelasyonun, finansallaşma hipotezi çerçevesinde yabancı portföy yatırımlarının artırıp arttırmadığını incelemektedir. Çalışmanın ilk aşaması için Temmuz 1991 ve Mart 2017 arasında WTI Cushing 1 aylık vadeli petrol kontratı ile BIST100 arasındaki korelasyon ADCC metodu uygulanarak bulunmaktadır. Daha sonra ikinci aşamada ise bahsi geçen korelasyon, yabancı portföy yatırımları ile birlikte birkaç kontrol değişken kantil regresyona konmaktadır. Yabancı portföy yatırım tutarının haftalık olarak ve 2005 senesinden sonra mevcut olması nedeniyle, çalışmamızın ikinci aşaması Ocak 2005-Mart 2017 arası örneklem dönemini içermektedir. Çalışmanın ana kısıtı da ana değişkenimiz olan yabancı portföy yatırımının 2005 öncesi dönemin mevcut olmamasından kaynaklanmaktadır.

Öncelikle aralarındaki asimetrik zamana bağlı koşullu korelasyonuna bakılan 2 varlık olan BIST 100 ve petrolün konvansiyonel yöntemlerle günlük getirisi hesaplanmaktadır. Petrol fiyatlarında Sadorsky'nin (2006) önerdiği üzere WTI Cushing 1 aylık vadeli kontrat fiyatları kullanılmıştır.

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (3.1)$$

Daha sonra yukarıda bahsi geçen ADCC metodu kullanılarak iki değişken arasındaki korelasyon bulunmaktadır. Önceki bölümde de bahsettiğimiz gibi korelasyon hesaplamada ADCC'nin en önemli avantajlarından biri yüksek oynaklık dönemlerinde de değişen varyans problemini de dikkate alarak korelasyonu hesaplamasıdır. Örneklem döneminde büyük bir küresel krizin yaşanmış olması da (2008 krizi) ADCC kullanımını öne çıkarmaktadır.

ADCC kullanarak hesapladığımız değişkenin adı Rho olarak belirliyor ve kantil regresyonumuzdaki bağımlı değişken olarak seçiyoruz. Kantil regresyon seçilmesindeki ana neden ise, sıradan en küçük kareler yöntemi kullanılırken finans verileri için normallik ve hataların eş varyans olması

varsayımları sorun yaratmaktadır. Öte yandan, kullanıcı tarafından belirlenmiş kantiller için farklı regresyonların hesaplanması, bu varsayımları bir ön şart olmaktan çıkartmaktadır. Dahası, değişkenler arasında farklı regresyonlar hesaplanması da ekonomilerin farklı durumlarında farklı ilişkiler var olup olmadığını gösterecektir. Çalışmamızdaki asıl hipotezimiz Türkiye'ye yapılan yabancı portföy yatırım miktarının Basak ve Pavlova (2016)'nın bahsettiği üzere Rho'yu artırıp arttırmadığına bakmaktır. Yabancı portföy yatırımları için kullandığımız veri seti ise Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi Haftalık Menkul Kıymetler İstatistikleri'nden elde edilmiştir. Çalışmamızın örneklem süresi ADCC analizi için Temmuz 1991 ve Mart 2017 arasında günlük veri kullanılarak yapılmıştır. Ancak, Haftalık Menkul Kıymetler İstatistikleri'nin 2005'den sonra mevcut olmasından ötürü, çalışmamızın asıl bulguları Ocak 2005 – Mart 2017 arasında haftalık verilerle analiz edilmiştir. Finansallaşma olgusuna karşı çıkan araştırmacılar, bağıntıların artmasının temel nedeni olarak konjontür dalgalanmasını göstermektedirler. Bu nedenle, literatürde konjontür dalgalanmalarının değişkeni olarak kullanılan borç temerrüt farkı (default

spread) kullanılmaktadır (Chen, 1991). Hesaplama ise Moody's kredi derecelendirme kurumunun yüksek getirili ve 3A olarak değerlendirdiği şirket tahvilleri arasındaki faiz farkı alınarak yapılır. Bu fark yükseldikçe kimi şirketlerin kreditor çekmek için daha da fazla faiz verdiğini ve temerrüde yakalanma ihtimallerinin yükseldiğini görülebilmektedir. Amerikan hisse senedi piyasalarındaki değişimler ise potansiyel olarak Rho'ya etki edebilir. Özellikle kurumsal yatırımcıların ana olarak Amerika Birleşik Devletleri menşeli olduğunu göz önüne aldığımızda önem arz edebilir. Aynı zamanda önceki çalışmalar Borsa İstanbul'un S&P500 ile yakından etkileşimli olduğunu da göstermiştir (Ordu ve Soytas, 2016). Bir diğer kontrol değişkenimiz ise VIX endeksidir. Bu endeks S&P 500 hisse senetleri sepeti için 30 günlük opsiyon kullanma hakkının örtük oynaklığının (implied volatility) hesaplanması ile bulunmaktadır. Endeksin yükselmesi, S&P500'ün daha da oynak hale geleceğinin beklenmesi ve hisse senedi piyasalarına yönelik korkunun yükselmesi durumlarında görülmektedir. Son senelerdeki çalışmalarda VIX'in hisse senedi getirilerini (Giot, 2005), oynaklıkları (Diavatopoulos vd. 2008), petrol (Sarı vd., 2011) ve altın (Narayan vd., 2010) fiyatlarını da tahmin etmede başarılı olduğu da gösterilmiştir. Bu değişkenin eklenmesindeki asıl amaç ise kurumsal yatırımcıların VIX'in yüksek olduğu dönemlerde alternatif finansal piyasalardan çıktığı gösterildiği içindir (Cheng vd., 2015). Aynı zamanda bulaşıcılık literatürü, piyasalarda endişe ve korkunun arttığı zaman görünürde ilişkisi az olan piyasalarda korelasyonun arttığını göstermektedir. Bu nedenle korkuya bağlı olan korelasyon artışı da VIX endeksi ile kontrol edilmiştir (Sarı vd., 2011). Emtia piyasalarının büyük bir çoğunluğu Amerikan doları cinsinden ticarete konu olmaktadır. Bu da Amerikan dolarındaki değer kaybı ya da kazançları ile emtia piyasaları arasındaki yakın ilişkinin öncelikli nedenidir. Örneğin Amerikan dolarındaki değer kaybı petrol üreticilerinin petrolü daha az üretmesine, petrol talebinin ise artmasına neden olmaktadır. Bu da petrol fiyatlarında yukarı yönlü bir harekete neden olabilir (Frankel, 2014). Fiyatlardaki hareketlenmeler de ekonominin ileriye dönük önemli göstergelerinden olduğu için, yatırımcıların petrole yatırım yapmasındaki ana unsurdur. Dolayısıyla hisse senetleri ve emtia piyasaları arasındaki bağlantı, kur ile yakından ilgilidir. Türkiye özelinde ise, USD/ TRY kurunun petrol fiyatları ile de yakından bağıntılı olduğu gösterilmiştir (Soytas ve Oran, 2011) ve bu nedenle de kantil regresyona kontrol değişkeni olarak eklenmiştir. Faiz yapısı ve endüstriyel üretim oranları emtia piyasalarına ilişkin önemli göstergelerdir (Koutoulas ve Kryzanowski, 1994). Örneğin Frankel (2014) faizlerin uzun süre düşük seyrettiği 2000'lerin başından 2008 krizine kadar olan dönemde, emtia fiyatlarının artmasının ana nedeni olarak zayıf para politikası olarak göstermiştir. Dolayısıyla piyasanın beklentileri doğrultusunda şekillenen ve kamuya açık olarak günlük olarak duyurulan 3 aylık ABD hazine bono faiz oranları bu bilgileri sık aralıklarla sunmaktadır (Boyer ve Fillion, 2007). Aynı zamanda Mittoo'da (1992) 3 aylık hazine bonusu faiz oranlarının endüstriyel üretime ilişkin bilgileri de kapsadığını göstermiştir. Son olarak da, 2008 krizi kukla değişken vasıtasıyla çalışmaya eklenmiştir. Amerikan Birleşik Devletleri National Bureau of Economics'in belirlediği kriz dönemi Aralık 2007 ve Haziran 2009 arasında belirlenmiştir. Kriz sırasında finansal piyasalarda daha

önce görülmeyen ciddi değişiklikler görüldüğü için kriz dönemine 1 verilerek kantil regresyonda kontrol altına alınmıştır. Kimi zaman kriz dönemlerinde farklı varlık gruplarında korelasyonun artması gözlenmekle beraber (Bekaert vd., 2005), kurumsal yatırımcıların bahsi geçen dönemlerde emtia piyasalarından çıktığı ve hisse senetleri ile bağıntıyı zayıflattığı gözlemlenmiştir (Cheng vd., 2015). Sonuç olarak değişkenlerimiz Tablo 1’de belirtilmiş, zaman içindeki değişimler de Şekil 2’de sunulmuştur. Kantil regresyon sonuçlarındaki katsayıları daha net yorumlayabilmek için, kukla değişken dışındaki tüm değişkenler standardize edilmiştir (bütün gözlemler kendi bulunduğu grubun ortalamasından çıkarılmış ve standart sapmaya bölünmüştür). Örneğin VIX için 13 Mayıs 2005 değeri 16.32’dir, standardize etmek için VIX’in örneklem süremizdeki (2005 ve 2017) ortalaması ve standart sapmasına ihtiyacımız vardır. Ortalama değeri 19.2 iken, standart

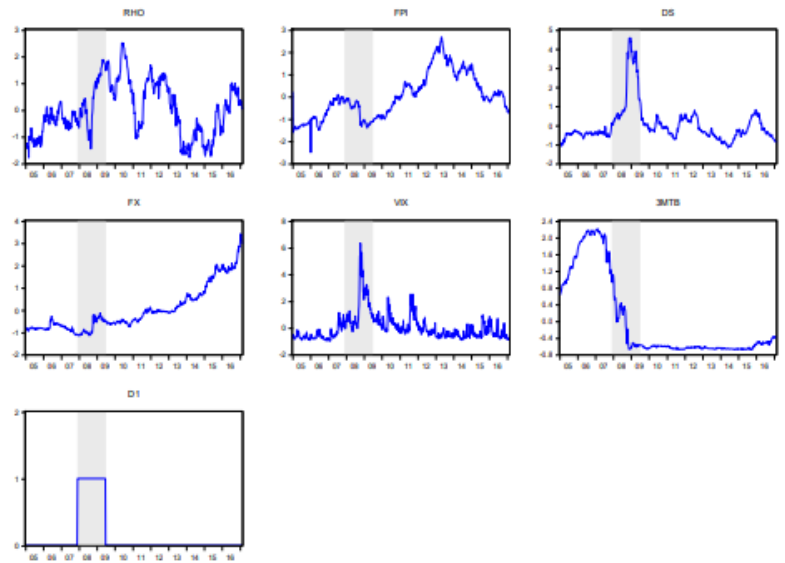
sapma 9.5’tir ve böylece standardize 13 Mayıs 2005 VIX değeri için şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$-0.31 = \frac{16.32 - 19.2}{9.5}$$

Bu hesaplama her bir değişkenin bütün değerleri için yapılarak değişkenlerin hepsi ortalaması 0 standart sapması 1 olan değişkenlere evrilmiştir.

Tablo 1: Değişkenler

Değişken	Açıklama	Kaynak
RHO	BIST100-Petrol dinamik korelasyonu	Yazarın kendi hesaplaması
FPI	Yabancı portföy yatırımı	TCMB EVDS
SP500	S&P500 Endeksi	Datastream
VIX	Chicago Board Options Exchange Oynaklık Endeksi	Datastream
FX	USD/TRY kuru	Türkiye Merkez Bankası
DS	Borç temerrüt farkı (default spread)	Bloomberg terminali
3MTB	3 aylık ABD Hazine bono faizi	FRED
D	2008 krizi kukla değişkeni	Yazarın kendi hesaplaması



Notlar: Ocak 2005 – Mart 2017 arası göstermektedir. Gri ile belirtilen alanlar Amerikan Birleşik Devletleri National Bureau of Economics'in belirlediği kriz dönemlerini göstermektedir.
Kaynak: Datastream

Tablo 1'deki değişkenlerin betimleyici istatistikleri de Tablo 2'de sunulmuştur. Betimleyici istatistikler hem değişkenlerin ham halini (Panel B) hem de standardize edilmiş halini (Panel A) sunmaktadır. Standartlaşmış veriseti bizim farklı birimlerden olan değişkenleri de daha rahat analiz edebilmemizi sağlamıştır. Örneğin Panel B'de görülebileceği gibi FPI verisi binler ile ifade edilirken, Rho 0 ve 1 arasında değişen ondalık sayılardan oluşmaktadır. Bu nedenle de, okuyucu Panel A'daki verileri kullanarak sonuçları daha rahat analiz edebilir. Ancak betimleyici istatistiklere Panel B'den bakmak okuyucunun verisetini daha rahat okumasını sağlayabilir. Ancak çarpıklık ve basıklık gibi karakteristik veri özelliklerinin her iki panelde de aynı olduğuna dikkat çekmek yerinde olacaktır. Basıklık ve çarpıklık değerlerinin hepsi normal dağılımdan oldukça farklıdır. Ancak kantil regresyon kullanmamız nedeniyle bu durum bir problem yaratmamaktadır.

Yabancı portföy yatırımının 2005 – 2017 arasında haftalık olarak ortalama 33 milyon Amerikan doları olduğunu, ve hatta 2013 döneminde de 70 milyon

Amerikan dolarına yükseldiğini görmekteyiz. Bu dönemde Amerika Birleşik Devletleri Federal Reserve tarafından parasal genişleme yapıldığı ve likiditenin çok bol olduğu bir dönem olduğunu bahsetmek yerinde olacaktır. Borç temerrüt farkı ise özellikle 2008 krizi döneminde yükselerek 5'li değerlere kadar çıkmıştır. VIX ise örneklem süresince daha fazla oynaklık göstermiştir. Bu da VIX'in piyasadaki haber akışına olan hassasiyeti nedeniyle korku endeksi olarak adlandırılmasının bir gereğidir.

$$Rho_{\theta} = \alpha_{\theta} + \beta_{1,\theta}FPI_t + \beta_{2,\theta}DS + \beta_{3,\theta}SP500 + \beta_{4,\theta}VIX + \beta_{5,\theta}FX + \beta_{6,\theta}3MTB + \beta_{7,\theta}D \quad (3.2)$$

Tablo 3'te ise değişkenlerin kendi arasındaki korelasyon tablosu sunulmuştur. Görülebileceği gibi ve S&P500 ve FX arasındaki yüksek korelasyon (0.83) dışında korelasyonlar normal ve analiz edilebilir seviyelerdedir. Örneğin DS ile FPI arasındaki negatif ilişki, borç temerrüt farkının arttığı dönemlerde bir likidite problemi olduğunu ve bu nedenle de yabancı portföy yatırımının azaldığını ifade etmektedir. Ancak S&P500 ve FX arasındaki yüksek korelasyon potansiyel çoklu eşdoğrusallık olabileceğini ifade etmektedir. Bu nedenle Varyans Genişlik Faktörü (Variance Inflation Factor - VIF) bakılmıştır ve sonuçlar Tablo 4 Panel A'da sunulmuştur.

Görüldüğü üzere S&P500 ve TRY/ USD kurunun VIF değerleri 10'un üzerindedir. İstatistiki olarak sonuçlarımızın sağlıklı ve sağlam çıkabilmesi için 10'un üzerinde olan değişkenlerden yüksek olanın çıkarılıp VIF değerlerine tekrar bakılması gerekli olacaktır. Bu nedenle de S&P500 endeksi kantil regresyondan çıkarılmış ve sonrasında tekrar hesaplanan VIF değerleri ise Tablo 4 Panel B'de sunulmuştur. Değeri 10'un üzerinde başka bir değişken kalmadığı için modelimiz şu şekilde güncellenmiştir;

$$Rho_{\theta} = \alpha_{\theta} + \beta_{1,\theta}FPI_t + \beta_{2,\theta}DS + \beta_{3,\theta}FX + \beta_{4,\theta}VIX + \beta_{5,\theta}3MTB + \beta_{6,\theta}D \quad (3.3)$$

Panel A	RHO	FPI	DS	FX	VIX	3MTB	D
Ortalama	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13
Medyan	-0.13	-0.09	-0.33	-0.39	-0.31	-0.59	0.00
Maksimum	2.51	2.66	4.58	3.41	6.32	2.21	1.00
Minimum	-1.79	-2.51	-1.17	-1.15	-0.97	-0.69	0.00
St. Sapma	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.34
Çarpıklık	0.26	0.49	2.65	1.23	2.56	1.21	2.21
Basıklık	2.20	2.49	10.71	3.71	11.87	2.78	5.88
Gözlem sayısı	634	634	634	634	634	634	634

Panel B	RHO	FPI	DS	FX	VIX	3MTB	D
Ortalama	0.12	34,809.9	1.13	1.84	19.20	1.19	0.13
Medyan	0.11	33,523.0	0.96	1.61	16.25	0.15	0.00
Maksimum	0.38	71,818.0	3.45	3.85	79.13	5.05	1.00
Minimum	-0.07	0.0	0.53	1.16	10.02	-0.01	0.00
St. Sapma	0.10	13,893.4	0.51	0.59	9.48	1.75	0.34
Çarpıklık	0.26	0.5	2.65	1.23	2.56	1.21	2.21
Basıklık	2.20	2.5	10.71	3.71	11.87	2.78	5.88
Gözlem sayısı	634	634	634	634	634	634	634

Not: Panel A değişkenlerin standardize edilmiş halini gösterirken, Panel B ham hallerinin betimleyici istatistiklerini sunmaktadır.

	RHO	FPI	DS	SP500	FX	VIX	3MTB	D
RHO	1.00							
FPI	-0.16	1.00						
DS	0.47	-0.32	1.00					
SP500	-0.43	0.51	-0.47	1.00				
FX	-0.08	0.32	-0.12	0.83	1.00			
VIX	0.44	-0.27	0.80	-0.51	-0.19	1.00		
3MTB	-0.29	-0.49	-0.22	-0.22	-0.48	-0.26	1.00	
D	0.15	-0.28	0.72	-0.37	-0.29	0.60	-0.03	1.00

Tablo 4: Varyans Genişlik Faktörü (VIF)

Panel A		Panel B	
Değişken	VIF	Değişken	VIF
FPI	3.26	FPI	1.82
DS	5.48	DS	4.03
SP500	14.51	FX	1.60
FX	13.00	VIX	3.21
VIX	3.32	3MTB	2.35
3MTB	3.48	D	2.60
D	3.73		

MAKALE YA DATEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Küreselleşme ve Büyüme İlişkisinin Dumitrescu-Hurlin Panel Nedensellik Testi İle Belirlenmesi	Küreselleşme Panel veri	<p>Özet</p> <p>Küreselleşme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ortaya konulmasının taşıdığı önem bakımından bu çalışmada, küreselleşme ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi ve yönü, seçilmiş 88 ülke için 2000-2016 dönemi yıllık verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada yöntem olarak Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik testi kullanılmıştır. Analiz sonucunda elde edilen bulgulara göre ekonomik büyüme ve ekonomik küreselleşme, ekonomik büyüme ve sosyal küreselleşme, ekonomik büyüme ve teknolojik küreselleşme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcut iken; ekonomik büyümeden genel küreselleşmeye ve ekonomik büyümeden politik küreselleşmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.</p> <p>VERİ SETİ ve MODEL</p>

Bu çalışmada 88 ülke için 2000-2016 döneminde küreselleşme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki nedensellik testi kapsamında ele alınmıştır. Veri setinin oluşturulmasında her gelişmişlik düzeyindeki ülkelerden sondajlama yoluyla seçilerek oluşturulmuş olan panel set kullanılarak analize güç kazandırılmıştır. Çalışmada yöntem olarak Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi kullanılmıştır. Yapılan ampirik çalışmada ekonomik büyümenin göstergesi olarak reel GSYİH, küreselleşmenin göstergesi olarak ise küreselleşme endeksi (KOF Swiss Economic Institute) ve alt bileşenleri kullanılmıştır. Analizde kullanılan veri setinin büyüme oranı verilerine Dünya Bankası veri tabanından (WDI - World Development Indicators) ve Kof küreselleşme endeksi değerlerine ise İsviçre Ekonomi Enstitüsü (KOF Swiss Economic Institute) veri tabanından ulaşılmış yıllık veriler şeklinde

oluşturulmuştur. Ampirik modelin analizinde Stata 15.1 programı kullanılmıştır.

$$\text{Model1: } GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KOFGI_{it} + e_{it} \quad (1.1)$$

$$\text{Model2: } GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KOFEC_{it} + e_{it} \quad (1.2)$$

$$\text{Model3: } GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KOFSo_{it} + e_{it} \quad (1.3)$$

$$\text{Model4: } GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KOFPO_{it} + e_{it} \quad (1.4)$$

$$\text{Model5: } GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KOFIn_{it} + e_{it} \quad (1.5)$$

$$i: 1, \dots, N \quad t: 1, \dots, T$$

$$i: 1, \dots, 88 \quad t: 2000, \dots, 2016$$

Model 1 ekonomik büyüme ile genel küreselleşme arasındaki ilişkiyi, model 2 ekonomik büyüme ile ekonomik küreselleşme arasındaki ilişkiyi, model 3 ekonomik büyüme ile sosyal küreselleşme arasındaki ilişki, model 4 ekonomik büyüme ile politik küreselleşme arasındaki ilişki ve model 5 ise ekonomik büyüme ve teknolojik küreselleşme arasındaki ilişkiyi ifade etmektedir.

4. YÖNTEM

4.1 Panel Veri Analiz Yöntemi

Bilginin kullanılmasında kolaylık sağlamakla birlikte ve iktisadi yorum kabiliyetini artıran panel veri analiz yönteminin birleşimlerini zaman serisi verileri ve yatay kesit verilerinin oluşturmaktadır (Tari, 2010: 475; Hsiao, 2003: 7). Panel veri analizi, modellemede kesitlerin davranışını, zaman serisi analizinden daha etkin şekilde gerçekleştirmekle birlikte daha fazla gözlem içermesi sebebiyle özellikle kısa süreli dönemlerde Granger testlerine göre daha güçlü sonuçlar sağlamaktadır (Hood vd., 2008: 2).

$$Y = \alpha + X_{it}\beta + U_{it} \quad (1.6)$$

Modele göre panel veri analiz yöntemi farklı ülkelerin verilerinin bir arada incelenmesine olanak sağlamaktadır (Baltagi, 2001; Gujarati, 1999).

4.2 Dumitrescu ve Hurlin Nedensellik Testi

Dumitrescu ve Hurlin (2012) çalışmasında panel veri kapsamında herhangi bir ülke için

söz konusu nedensellik ilişkisinin farklı ülkeler için de geçerli olduğunu ve gözlem sayısındaki artış ile birlikte etkin sonuçlar verdiğini belirtmiştir. Ayrıca test zaman boyutunun kesit boyutundan büyük veya küçük olması durumunda bile etkin sonuçlar ortaya koymaktadır.

Durağan y ve x değerlerinin tanımlandığı nedensellik testi modeli aşağıdaki gibidir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012:1457):

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k Y_i^{(k)} Y_{i,t-k} +$$

$$\sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + e_{i,t} \quad (1.7)$$

Denklem, x değişkeninin y değişkeninin nedeni olup olmadığını kontrol etmek için kullanılmakta ve bu nedensellik ilişkisi bir F testi temelinde H0 hipotezi kullanılarak kolaylıkla test edilmektedir. Bununla birlikte H0 hipotezinin reddedilmesi durumunda, değişkenler yer değiştirerek nedenselliğin yönünü değiştirerek çift yönlü nedensellik ilişkisi gözlenebilmektedir (Lopez ve Weber, 2017: 2).

Dumitrescu ve Hurlin (2012) istatistiğinde tüm birimlerde homojen granger nedensellik ilişkisinin yok olduğu hipotezini, bu ilişkinin en az bir birimde var olduğu karşı hipotezi ile sınımlanmaktadır.

$$H_0 = \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$$

$$H_1 = \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad 0 \leq N_1 / N < 1$$

$$\beta_i \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N \quad (1.8)$$

H0 tüm birimler için y'den, x' e doğru nedensellik ilişkisi mevcut değildir.

H1 ise bazı birimler için y' den, x' e doğru nedensellik ilişkisi mevcuttur, şeklinde ifade edilmektedir. (Şahin, 2018: 318).

Hetorejen bir yapıya sahip olan modelde ana hipotez sonucun homojenliğini, karşı hipotez ise sonucun heterojenliğini sağlamaktadır. Ayrıca analizde kullanılan serilerin durağan olması gerekmektedir (Dineri ve Taş, 2017: 88; Bostan vd., 2016: 33).

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (1.9)$$

Ana hipotezi test etmek için bireysel Wald istatistiklerinin basit ortalaması kullanılmaktadır. 1.9 numaralı denklemdeki $W_{i,T}$ ifadesi i . ülke için Granger nedenselliği test etmek için kullanılan Wald istatistiğidir. Bu durumda T ve N ' nin sonsuza gittiği asimptotik test istatistiği ve T ' nin sabit olduğu yarı asimptotik test istatistiği ele alınmalıdır. T ve N ' nin sonsuza gittiği durum için ($N, T \rightarrow \infty$) asimptotik dağılımın geçerli olduğu $Z_{N,T}^{Hnc}$ ortalama istatistiği, T ' nin sabit olduğu durumda ise ($N > T$) yarı asimptotik dağılıma sahip $Z_{N,T}^{Hnc}$ ortalama istatistiği kullanılmaktadır (Altınar ve Bozkurt, 2018: 205).

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{Hnc} - K) \quad (1.10)$$

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \frac{\sqrt{N} [W_{N,T}^{Hnc} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(W_{i,T})]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(W_{i,T})}} \xrightarrow[N, T \rightarrow \infty]{} N(0,1) \quad (1.11)$$

T ' nin küçük değerlerinde bireysel Wald istatistikleri, aynı ki-kare dağılımına yakınsamadığı için bu dağılımın ortalama ve varyansının tahmini değerlerini kullanarak geliştirilmiş olan aşağıdaki test istatistiği kullanılmaktadır. (Bozoklu ve Yılanıcı, 2013: 177-178).

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \frac{\sqrt{N} [W_{N,T}^{Hnc} - N^{-1} \sum_{i=1}^N K_i x \frac{(T_i - 2K_i - 1)}{(T_i - 2K_i - 3)}]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N 2K_i x \frac{(T_i - 2K_i - 1)^2 x (T_i - K_i - 3)}{(T_i - 2K_i - 3)^2 x (T_i - 2K_i - 5)}}} \quad (1.12)$$

Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel Granger nedensellik testi sayıca az olan birimlerin oluşturulduğu panellerde bile etkin sonuçlar vermektedir. Bununla birlikte hetorejen gecikme uzunluklarının var olduğu panellerde kullanımı 1.11 numaralı denklem ile sağlanmaktadır.

5. BULGULAR

Panel nedensellik testi kapsamında her bir ülke için ekonomik büyüme ile küreselleşme endeksi ve alt bileşenleri arasında nedensellik ilişkisi ekonomik büyüme sağlanması ve istikrarın sürdürülmesi anlamında büyük öneme sahiptir. Çalışmada 88 ülke için 2000-2016 döneminde küreselleşme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testi kapsamında ele alınmış ve aşağıda tablolar halinde araştırmanın bulgularına yer verilmiştir.

Tablo 1. Büyüme ve Genel Küreselleşme

$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları			
H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık
GDP → KOFGI	1.4205	2.7894	0.0053*
KOFGI ← GDP	1.2091	1.3872	0.1654

Not: GDP ekonomik büyümeyi, KOFGI genel küreselleşme endeksini temsil etmektedir.
* 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 1' de yer alan olasılık değerlerine göre nedenselliğin yönü sadece bağımlı değişkenden bağımsız değişkene doğru anlamlıdır. Bu sonuçla ele alınan veri seti için ekonomik büyüme genel küreselleşmenin nedenidir şeklinde ifade edilmektedir. Ancak genel küreselleşmeden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığı görülmektedir.

Tablo 2. Büyüme ve Ekonomik Küreselleşme

$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları			
H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık
GDP → KOFec	1.7271	4.8233	0.0000*
KOFec ← GDP	1.3640	2.4142	0.0158*

Not: GDP ekonomik büyümeyi, KOFec ekonomik küreselleşme endeksini temsil etmektedir.
* 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

		<p>Tablo 2' de gösterilen ekonomik büyüme ve ekonomik küreselleşme arasındaki Dumitrescu ve Hurlin nedensellik test sonucuna göre ekonomik büyüme ve ekonomik küreselleşme arasında çift yönlü ilişki olduğu ve böylece ekonomik büyüme ekonomik küreselleşmenin ve ekonomik küreselleşme ekonomik büyümenin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.</p> <p>Tablo 3. Büyüme ve Sosyal Küreselleşme</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları</th> </tr> <tr> <th>H₀ Hipotezi</th> <th>Wbar istatistik</th> <th>Zbar istatistik</th> <th>Olasılık</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>GDP→KOFSo</td> <td>1.3620</td> <td>2.4012</td> <td>0.0163*</td> </tr> <tr> <td>KOFSo←GDP</td> <td>1.4078</td> <td>2.7053</td> <td>0.0068*</td> </tr> </tbody> </table> <p>Not: GDP ekonomik büyümeyi, KOFSo sosyal küreselleşme endeksini temsil etmektedir. * 0.05 düzeyinde anlamlıdır.</p> <p>Tablo 3' te ekonomik büyüme ve sosyal küreselleşme arasındaki test sonucunda elde edilen bulgulara göre ekonomik büyümeden sosyal küreselleşmeye ve sosyal küreselleşmeden ekonomik büyümeye doğru çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.</p> <p>Tablo 4. Büyüme ve Politik Küreselleşme</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları</th> </tr> <tr> <th>H₀ Hipotezi</th> <th>Wbar istatistik</th> <th>Zbar istatistik</th> <th>Olasılık</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>GDP→KOFPo</td> <td>1.7080</td> <td>4.6966</td> <td>0.0000*</td> </tr> <tr> <td>KOFPo←GDP</td> <td>1.2292</td> <td>1.5200</td> <td>0.1285</td> </tr> </tbody> </table> <p>Not: GDP ekonomik büyümeyi, KOFPo politik küreselleşme endeksini temsil etmektedir. * 0.05 düzeyinde anlamlıdır.</p> <p>Tablo 4'te ekonomik büyüme ve politik küreselleşme değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi sonuçlarına göre sadece bağımlı değişkenden bağımsız değişkene doğru iken anlamlı ve ekonomik büyümeden politik küreselleşmeye doğru tek yönlü</p>	$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları				H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık	GDP→KOFSo	1.3620	2.4012	0.0163*	KOFSo←GDP	1.4078	2.7053	0.0068*	$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları				H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık	GDP→KOFPo	1.7080	4.6966	0.0000*	KOFPo←GDP	1.2292	1.5200	0.1285	<p>nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.</p> <p>Tablo 5. Büyüme ve Teknolojik Küreselleşme</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları</th> </tr> <tr> <th>H₀ Hipotezi</th> <th>Wbar istatistik</th> <th>Zbar istatistik</th> <th>Olasılık</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>GDP→KOFIn</td> <td>1.3765</td> <td>2.4973</td> <td>0.0125*</td> </tr> <tr> <td>KOFIn←GDP</td> <td>1.4709</td> <td>3.1236</td> <td>0.0018*</td> </tr> </tbody> </table> <p>Not: GDP ekonomik büyümeyi, KOFIn teknolojik küreselleşme endeksini temsil etmektedir. * 0.05 düzeyinde anlamlıdır.</p> <p>Tablo 5' te gösterilen ekonomik büyüme ve teknolojik küreselleşme değişkenleri arasındaki test sonucuna göre ekonomik büyümeden teknolojik küreselleşmeye ve teknolojik küreselleşmeden ekonomik büyümeye doğru çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.</p> <p>6. SONUÇ</p> <p>Dünyanın tüm boyutları itibarıyla bütünleşmesi olarak kabul edilen küreselleşme sürecinin olumlu ve olumsuz etkileri üzerinde farklı tartışmalar sürmektedir. Küreselleşmenin bir taraftan serbest ticaret, bilgi yayılmaları ve teknoloji transferi gibi ülke ekonomileri üzerindeki olumlu etkilerinin yanı sıra az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde yol açtığı olumsuz etkileri de tartışmaları beraberinde getirmektedir. Bu bağlamda Ekonomik büyüme ve küreselleşme arasında var olan nedensellik ilişkisi ve yönü ekonomik büyüme ve istikrarının sağlanması anlamında büyük öneme sahip olmaktadır.</p> <p>Küreselleşme ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin analiz edildiği çalışmamızda Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik test istatistiği sonuçlarına göre; ekonomik büyüme (GDP) ile ekonomik küreselleşme (KOFec), sosyal küreselleşme (KOFSo) ve teknolojik küreselleşme (KOFIn) arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna</p>	$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları				H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık	GDP→KOFIn	1.3765	2.4973	0.0125*	KOFIn←GDP	1.4709	3.1236	0.0018*
$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları																																																			
H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık																																																
GDP→KOFSo	1.3620	2.4012	0.0163*																																																
KOFSo←GDP	1.4078	2.7053	0.0068*																																																
$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları																																																			
H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık																																																
GDP→KOFPo	1.7080	4.6966	0.0000*																																																
KOFPo←GDP	1.2292	1.5200	0.1285																																																
$Z_{N,T}^{Hnc}$ Test İstatistiği Sonuçları																																																			
H ₀ Hipotezi	Wbar istatistik	Zbar istatistik	Olasılık																																																
GDP→KOFIn	1.3765	2.4973	0.0125*																																																
KOFIn←GDP	1.4709	3.1236	0.0018*																																																

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
İnsani Gelişimin Ekonomik ve Politik Belirleyicileri: Panel Sıralı	İnsani Gelişim Panel veri	<p>ÖZET</p> <p>Çalışmanın amacı, düşük, orta, yüksek ve çok yüksek insani gelişime sahip 128 ülkede insani gelişimin ekonomik ve politik belirleyicileri olan iktisadi hoşnutsuzluk endeksi, ekonomik özgürlük, politik istikrar ve demokrasi gibi değişkenlerin insani gelişmişlik üzerine etkisini test etmektir. Çalışmada 2010-2018 dönemine ait veriler kullanılarak panel sıralı nitel tercih analizi gerçekleştirilmiştir. Analiz sonucuna göre ülkelerin ekonomik ve politik</p>

Nitел Tercih Analizi		<p>belirleyicileri olan iktisadi hoşnutsuzluk endeksi, ekonomik özgürlük, politik istikrar ve demokrasi değişkenlerinin insani gelişmenin çok yüksek düzeylerinde daha etkili ve çok yüksek insani gelişme düzeyini etkileme olasılığının daha yüksek olduğu sonucu elde edilmiştir.</p> <p>3. VERİ SETİ VE YÖNTEM</p> <p>Çalışmada ekonomik belirleyiciler olan iktisadi hoşnutsuzluk endeksi ve ekonomik özgürlük endeksi ile politik belirleyiciler olan politik istikrar ve demokrasinin insani gelişmişlik üzerindeki etkisi incelenmektedir. Dolayısıyla ekonomik ve politik belirleyicilerin insani gelişime üzerindeki etkisi amaçlanmaktadır. Çalışmada oluşturulan iktisadi model fonksiyonel olarak aşağıdaki gibidir:</p> $\dot{I}GE = f(\dot{I}KT_HOS, EKO_ÖZ, POL_İST, DEM) \quad (1)$ <p>İGE, insani gelişme düzeyini göstermekte olup, bağımlı değişken olarak insani gelişme endeksini; İKT_HOS ve EKO_ÖZ ekonomik belirleyiciler olup, bağımsız değişkenler olarak iktisadi hoşnutsuzluk endeksi ve ekonomik özgürlük endeksini; POL_İST ve DEM politik belirleyiciler olup, bağımsız değişkenler olarak politik istikrar ve demokrasi endeksini ifade etmektedir. Bağımlı değişkenin sıralı sayı olması sebebiyle analizlerde sıralı probit modellerin kullanılmasının daha uygun olacağı söylenebilir.</p> <p>Sıralı probit model başlangıç olarak (Özer, 2004, 93):</p> $Y^* = \beta'X + \varepsilon \quad (2)$ <p>olarak ele alınabilir. Modelde Y* gözlenemeyen sürekli tesadüfi bir değişken; ε ortalaması 0, varyansı 1 olan normal dağılımlı bir tesadüfi değişkendir. Buna göre Y*;</p> $Y = j \text{ sadece ve sadece } \mu_j < Y^* < \mu_{j+1} \text{ ise } (j = 0, 1, \dots, J)$
----------------------	--	--

kuralı gereğince Y'nin alacağı değerleri belirlemektedir. Yani gözlenen Y değişkeni gözlenemeyen Y* değişkeninden türetilmektedir. Bundan dolayı da Y* gözlenemezse bile, buna bağlı olarak değişkenler aşağıdaki şekilde belirlenebilir ve gözlenen Y değişkeni gözlenemeyen Y * değişkeni yardımıyla şu şekilde tanımlanır:

$$\begin{aligned} Y=0 & \quad Y^* \leq 0 \text{ ise} \\ =1 & \quad 0 < Y^* \leq \mu_1 \text{ ise} \\ =2 & \quad \mu_1 < Y^* \leq \mu_2 \text{ ise} \\ =J & \quad \mu_{j-1} \leq Y^* \text{ ise} \end{aligned}$$

Burada μ 'ler eşik değerleri olup β 'lar ile birlikte tahmin edilecek bilinmeyen parametrelerdir. Bağımlı değişkenin bu değerleri alma olasılıkları sıralı probit model için aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$\begin{aligned} P(Y=0) &= \Phi(-\beta'X) \\ P(Y=1) &= \Phi(\mu_1 - \beta'X) - \Phi(-\beta'X) \\ P(Y=2) &= \Phi(\mu_2 - \beta'X) - \Phi(\mu_1 - \beta'X) \\ P(Y=J) &= 1 - \Phi(\mu_{j-1} - \beta'X) \end{aligned}$$

Tüm olasılıkların pozitif olması aşağıdaki gibi bir kısıta bağlıdır:

$$0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{j-1}$$

Her bir olasılık durumu üç kategori için aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} P(Y=0|X) &= 1 - \Phi(-\beta'X) \\ P(Y=1|X) &= \Phi(\mu_1 - X'\beta) - \Phi(-X'\beta) \\ P(Y=2|X) &= 1 - \Phi(\mu_1 - X'\beta) \end{aligned}$$

Bu üç olasılık için marjinal etkiler ise;

$$\begin{aligned} \partial P(Y=0|X) / \partial X &= -\Phi(-X'\beta) \beta \\ \partial P(Y=1|X) / \partial X &= [\Phi(-X'\beta) - \Phi(\mu_1 - X'\beta)] \beta \\ \partial P(Y=2|X) / \partial X &= \Phi(\mu_1 - X'\beta) \beta \end{aligned}$$

şeklinde gösterilir. Marjinal etkiler, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi ölçmekte ve bağımsız değişkenlerdeki değişmelerin bağımlı değişken üzerindeki her bir tercihin olasılığını göstermektedir.

Çalışmada düşük, orta, yüksek ve çok yüksek insani gelişime sahip 128 ülkenin 2010-2018 dönemi verileri kullanılarak ekonomik ve politik belirleyicilerin insani gelişme üzerine etkisi sıralı nitel tercih analizi ile araştırılmıştır. Araştırmada kullanılan değişkenler, değişkenlerin açıklaması ve elde edildikleri kaynaklar aşağıda Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Kullanılan Değişkenler ve Kaynakları

Değişken	Değişken Türü	Açıklama	Kaynak
----------	---------------	----------	--------

İGE	Bağımlı Değişken	İnsani gelişme ölçüsü olup insani gelişme endeksine dayanmaktadır. Düşük, orta, yüksek, çok yüksek olmak üzere dört düzeyli kategori olarak ölçeklendirilmiştir.	Human Development Index http://hdr.undp.org/
İKT_HOS	Bağımsız Değişken	İktisadi Hoşnutsuzluk Endeksidir.	World Bank, World Development Indicator (WDI) https://databank.worldbank.org/data/
EKO_ÖZ	Bağımsız Değişken	Ekonomik özgürlük endeksidir. 0 ile 100 arasında değer alır. 0'a yaklaştıkça özgürlük azalmakta, 100'e yaklaştıkça artmaktadır.	Heritage Foundation https://www.heritage.org/index/explore
POL_İST	Bağımsız Değişken	Politik istikrar	World Bank, Worldwide Governance Indicator (WGI) https://info.worldbank.org/governance/wgi/
DEM	Bağımsız Değişken	Freedom House endeksidir. 1 ile 7 arasında değer alır. 1 en yüksek demokrasi düzeyi, 7 en düşük demokrasi düzeyidir.	Freedom House https://freedomhouse.org/
<p>İGE bağımlı değişken olup insani gelişmişlik düzeyini gösteren insani gelişme endeksi değişkenidir. İnsani gelişme endeksinin en düşük değeri 0, en yüksek değeri 1'dir. Yani düşük değerler (0'a yaklaştıkça) düşük insani gelişme düzeyini, çok yüksek değerler (1'e yaklaştıkça) çok yüksek insani gelişme düzeyini ifade etmektedir. Endeks düşük, orta, yüksek ve çok yüksek insani gelişme düzeyi olmak üzere dört kategoriye ayrılarak, insani gelişme düzeyi düşük düzey insani gelişmeden çok yüksek düzey insani gelişmeye (1'den 4'e) doğru dört düzeyde gösterilmiştir. 1. düzey düşük düzey insani gelişme, 2. düzey orta düzey insani gelişme, 3. düzey yüksek düzey insani gelişme ve 4. düzey çok yüksek düzey insani gelişmedir. İKT_HOS iktisadi hoşnutsuzluk endeksi, EKO_ÖZ ekonomik özgürlük endeksi, POL_İST politik istikrar, DEM demokrasi bağımsız değişkenleridir.</p> <p>Çalışmada bağımlı değişken olarak kullanılan insani gelişme endeksi 0 ile 1 arasında değerler alan sıralı bir değişken olduğu için ekonometrik yöntem olarak sıralı nitel tercih modelleri kullanılmaktadır. Dolayısıyla sıradan en küçük kareler tahmin yöntemini kullanarak regresyon modelini tahmin etmek yerine sıralı nitel tercih modellerini kullanmak daha uygun olacaktır. Literatürde bu durum birçok çalışmada göz ardı edilmektedir. Çalışmada insani gelişme endeksi değişkeninin sıralı ve kategorik bir nitelik taşıması dolayısıyla değişkeni açıklamada daha uygun olan sıralı logit ve probit model tahmini yapılmaktadır. Böylece insani gelişme endeksinin kullanarak en çok olabilirliği esas alan sıralı logit ve probit tahminleri ile literatüre bir katkı amacı güdülüp, literatürü destekleyip desteklemediği belirlenmeye çalışılmaktadır.</p>			

4. ANALİZ

Sıralı nitel tercih modelleri olan sıralı logit ve sıralı probit modellerinden hangisinin analizde kullanılacağına karar vermek için her iki model de tahmin edilmiştir. Tablo 2’de sıralı nitel tercih modellerinden sıralı logit ve probit insani gelişme modellerinin karşılaştırılması sonuçları görülmektedir.

Tablo 2. Sıralı Logit ve Probit İnsani Gelişme Modellerinin Karşılaştırılması

Model	Sıralı Logit Model	Sıralı Probit Model
IKT_HOS	0.019***	0.014***
EKO_ÖZ	0.187***	0.107***
POL_İST	1.085***	0.645***
DEM	-0.346***	-0.203***
McFadden R ²	0.312	0.314
AIC (Akaike bilgi kriteri)	2151.784	2147.597
BIC (Bayes bilgi kriteri)	2187.128	2182.942
Log likelihood	-1068.891	-1066.798
LR istatistik	970.49	974.68
Prob.(LR)	0.000	0.000
Gözlem Sayısı	1152	1152

Not: ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Sıralı logit ve probit modeller birbirlerine çok benzer olmakla birlikte literatürde modellerden hangisinin tercih edileceğine dair çeşitli kriterler mevcuttur. Buna göre yapılan analizler sonucu ortaya çıkan bilgi kriterleri (AIC ve BIC) ile pseudo R²’ne göre karar verilebilmektedir. Şayet sıralı probit modeldeki bilgi kriterleri sıralı logit modeldeki bilgi kriterlerinden düşük ve sıralı probit modeldeki pseudo R² değeri sıralı logit modeldeki pseudo R² değerinden büyükse sıralı probit model tercih edilmektedir. Tablo 2’de sıralı probit modelde bilgi kriterleri sıralı logit modele göre düşük olup, pseudo R² değerleri bakımından daha büyüktür. Bu kriterlere göre sıralı probit modelin seçilmesi uygun olacaktır.

Tablo 3. Sıralı Probit Model Tahmin Sonuçları

Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	z-değeri	Marjinal Etkiler
IKT_HOS	0.014***	0.004	3.03	0.004
EKO_ÖZ	0.107***	0.005	18.87	0.037
POL_İST	0.645***	0.054	11.85	0.223
DEM	-0.203***	0.021	-9.54	-0.070
Gözlem Sayısı	1152			
Prob>Ki-Kare	0.0000			
Pseudo R ²	0.3136			

Not: ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 3’te birinci sütunda bağımsız değişkenler, ikinci sütunda sıralı probit model sonucu elde edilen katsayılar, üçüncü sütunda katsayılar ait standart hatalar, dördüncü sütunda katsayıların z değerleri ve beşinci sütunda bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki marjinal etkileri görülmektedir. Probit modeller doğrusal bir model olmadıklarından probit model tahmin sonucu elde edilen katsayılar doğrudan yorumlanamamakta ancak, katsayıların işaretleri üzerinde durulabilmektedir. Bu nedenle probit modellerde katsayıları yorumlayabilmek için marjinal etkiler hesaplanmaktadır. Marjinal etkiler hesaplandıktan sonra

her bir katsayı yorumlanabilmekte, z değerlerinin olasılık değerlerine göre de katsayıların istatistiki bakımdan anlamlılıklarına bakılabilmektedir. Yani modelde her bir bağımsız değişkenin insani gelişme düzeyi üzerindeki sayısal etkisi incelenmektedir. Marjinal etki, bağımsız değişken bir birim arttığında insani gelişme düzeyi kategorisindeki değişme olasılığını göstermektedir. İnsani gelişme düzeyleri düşük düzey insani gelişme, orta düzey insani gelişme, yüksek düzey insani gelişme ve çok yüksek düzey insani gelişme olarak dört kategoriye ayrılmıştır. Değerlendirmede yalnızca çok yüksek insani gelişme düzeyine ilişkin marjinal etkiler gösterilmektedir. Tahmin edilen panel sıralı nitel tercih modeli (sıralı probit model) sonuçlarına göre tüm bağımsız değişkenler (iktisadi hoşnutsuzluk endeksi, ekonomik özgürlük endeksi, politik istikrar ve demokrasi endeksi) %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer taraftan değişkenlere ait katsayı işaretleri beklentisi iktisadi hoşnutsuzluk endeksi ve demokrasi endeksi için negatif, ekonomik özgürlük endeksi ve politik istikrar için pozitifdir. Çünkü demokrasi değişkeni 1 ve 7 değerleri arasında olup 1 en yüksek değeri, 7 en düşük değeri gösterdiğinden demokrasi

		<p>değişkeninin işaretinin negatif olması beklenmektedir. İktisadi hoşnutsuzluk endeksi ve demokrasi endeksi düşerse (demokrasi düzeyi artarsa), ekonomik özgürlük ve politik istikrar artarsa insani gelişme endeksi artar. Çalışmada ekonomik özgürlük, politik istikrar ve demokrasi değişkenlerinin katsayı işaretleri beklenildiği gibi çıkmıştır. Ekonomik özgürlük endeksi ve politik istikrar değişkenleri insani gelişme düzeyi ile pozitif ilişkili, demokrasi değişkeni negatif ilişkilidir. İktisadi hoşnutsuzluk değişkeninin ise katsayı işareti beklendiği gibi çıkmamıştır. Ancak iktisadi hoşnutsuzluk endeksinin insani gelişme ile ilişkisinde çok düşük bir değerde pozitif ilişkili olduğu dikkat çekmektedir. Katsayıları yorumlayabilmek için tahminde marjinal etkiler bağımlı değişkenin sadece çok yüksek insani gelişme kategorisi üzerindeki marjinal etkilerini göstermektedir. Hesaplanan marjinal etki sonuçlarına göre; iktisadi hoşnutsuzluk endeksi değişkenine ait marjinal etki bu değişkenin insani gelişme düzeyine ilişkin en yüksek kategorinin olasılığını 0.004 birim arttırmaktadır. Ekonomik özgürlük endeksi değişkenine ait marjinal etki bu değişkenin insani gelişme düzeyine ilişkin en yüksek kategorinin olasılığını 0.037 birim arttırmaktadır. Politik istikrar değişkenine ait marjinal etki bu değişkenin insani gelişme düzeyine ilişkin en yüksek kategorinin olasılığını 0.223 birim arttırmaktadır. Demokrasi değişkenine ait marjinal etki bu değişkenin insani gelişme düzeyine ilişkin en yüksek kategorinin olasılığını 0.070 birim azaltmaktadır. Yani demokrasi endeksi düştükçe demokrasi artmakta bu da insani gelişme düzeyini artırmaktadır. Bir başka deyişle, iktisadi hoşnutsuzluk endeksi, ekonomik özgürlük ve politik istikrar arttıkça ve demokrasi endeksi düştükçe insani gelişme endeksi artmakta, insani gelişme düzeyi de artmaktadır. Ayrıca tahmin edilen sıralı probit modelde ki-kare test istatistiğine göre model bir bütün olarak anlamlıdır. Sıralı probit modelde modelin uygun olup olmadığı uyum iyiliği "Sözde R2 Değeri (Pseudo R2)" testi ile yapılmaktadır. Buna göre bağımlı değişkendeki toplam değişimin %31'i bağımsız değişkenler tarafından açıklanabilmektedir.</p>
--	--	--

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Orta Gelir Tuzağı: Üst Orta Gelirli Ülkeler Üzerine Panel Veri Analizi	Orta Gelir Tuzağı Panel veri	<p>ÖZET</p> <p>Çalışmanın amacı, seçilmiş bir grup üst orta gelirli ülke örneği üzerinden, yakınsama ve panel veri analizleriyle 1982-2012 dönemi için orta gelir tuzağının gerçekleşme ihtimali ve bu durumdan kaçınmada etkili olabilen sosyal ve ekonomik göstergelerin ortaya konulmasıdır. Koşulsuz yakınsama analizleri, ilgili ülke grubunun başlangıç kişi başına düşen gelir düzeylerinin süreç boyunca artırmış olduklarını ortaya koymuştur. Birim kök analizine dayalı yakınsama analizleri ile ülkelerin bireysel performansları araştırılmış, bunlardan 15'inin yüksek gelirli ülkelere yakınsarken, kalan 13 ülkenin iraksadıkları belirlenmiştir. Panel veri sonuçları ise sadece iraksayan ülkelerin değil aynı zamanda Türkiye'nin de içinde bulunduğu yakınsayan ülkelerin</p>

yapısal dönüşüm sürecine ayak uyduramadıkları takdirde orta gelir tuzağına takılma ihtimalinin yüksek olduğunu göstermiştir. Araştırma sonuçları, bu durumun tek başına ülkelerin kişi başına düşen gelirindeki nicel artışa değil, aynı zamanda ekonomilerdeki yapısal değişiklik düzeyine bağlı olduğu sonucunu ortaya koymuştur.

VERİ SETİ ve YÖNTEM

Uygulama kapsamında Dünya Bankası'nın yaptığı kişi başına düşen milli gelir sınıflandırmasına göre belirlenen bir grup üst orta gelirli ülke ele alınmıştır. Dünya Bankası'nın Atlas Metodu sınıflamasına göre tüm üst orta gelirli ülkelerin analiz kapsamında tutulması hedeflenmiştir. Fakat grup içerisinde yer alan bazı ülkelere ait verilerin mevcut olmaması veya kesik olması dolayısıyla üst orta gelirli ülkeleri temsilen 28 ülkenin kullanılmasını zorunlu kılmıştır. 1982-2012 yıllarını içine alan 31 yıllık dönemi kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan panelin, 1982- 2012 dönemini kapsayan 31 yıllık zaman boyutu (T), 28 üst orta gelirli ülkeyi kapsayan yatay kesit boyutu (N)'ndan büyüktür. Çalışmada yakınsama analizi, en küçük kareler tahmin yöntemine dayalı mutlak β yakınsaması ve birim kök testleriyle gerçekleştirilmiştir. Çalışma kapsamındaki analizler için Barro ve Sala-i Martin (1992) tarafından geliştirilen mutlak β yakınsaması eşitliği esas alınmıştır. Bu bağlamda yakınsama analizi için temel alınan model aşağıdaki gibidir:

$$\frac{1}{T} \times \log \left(\frac{Y_{i,t_0+T}}{Y_{i,t_0}} \right) = \beta - \log \left(\frac{1-e^{-\beta T}}{T} \right) \log(Y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (1)$$

(1) nolu modelde T, zaman aralığını; Y_{i,t_0+T} , i ülkesinde t yılındaki kişi başına geliri; Y_{i,t_0} , i ülkesinin başlangıç yılındaki kişi başına gelirini ve u_{i,t_0,t_0+T} , hata terimini göstermektedir. β ise mutlak yakınsama katsayısı olup istatistiki olarak anlamlı olmak şartıyla $\beta < 0$ olduğu durumlarda, mutlak yakınsamanın varlığını işaret etmektedir. Aksine $\beta > 0$ veya $\beta = 0$ olduğu hallerde mutlak yakınsamanın gerçekleşmediği sonucuna varılmaktadır.

Öte yandan uygulamalı literatürde β yakınsaması dışında, yakınsamanın varlığının test edilmesine yönelik olarak geliştirilen birtakım yöntemler bulunmaktadır. Bu yöntemlerden biri, kişi başına gelir serilerinin durağan olup olmamasına göre yakınsama olgusunun araştırıldığı zaman serisi analizidir. Bu yaklaşımda şayet seriler durağansa, verilerin uzun dönemde ortalamalara yönelmesinden dolayı yakınsamanın gerçekleştiği kabul edilmektedir. Durağan olmayan seriler de ise meydana gelen

şoklar sonucunda ortalamadan uzaklaştığı ve seriler arasında iraksamanın olduğu ileri sürülmektedir. Zaman serisi verilerine dayalı bu yakınsama analizi, panel verilere dayalı olarak yapılabilmektedir. Bu durumda yakınsama hipotezi panel birim kök testleri ile test edilmektedir (Nahar ve Inder, 2002;2012-2013).

Literatürdeki uygulamalardan hareketle bu çalışma da yakınsama hipotezi birim köke dayalı panel yakınsama analizi ile tahmin edilmiştir. Tahmin için Nahar ve Inder (2002) tarafından yapılan çalışmada kullanılan denklem esas alınmıştır. Söz konusu denklem aşağıdaki gibidir.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(Y_{i,t+n} - a_{t+n}) = \mu_i \quad (2)$$

(2) nolu denklemde a_{t+n} en iyi performansla sahip ülkenin (ülkelerin) verisini temsil etmektedir. Söz konusu model kullanılarak yapılan çok ülkeli analizlerde yakınsama daha çok örneklem

ortalamasından sapmalarla ölçülmektedir. Serilerin birim kök içermemesi, yani serilerin durağan olması yakınsamanın varlığına işaret olarak kabul edilirken, serilerin birim kök içermesi yakınsamanın olmadığını ifade etmektedir.

Çalışmanın uygulama kısmında kullanılan ikinci yöntem ise panel veri analizidir. Panel veri analizleri

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 BAG_{it} + \beta_2 ENF_{it} + \beta_3 ILK_{it} + \beta_4 SER_{it} + \beta_5 OPN_{it} + \beta_6 OZG_{it} + \beta_7 TAS_{it} + \beta_8 TLF_{it} \quad (3)$$

Bağımlı değişken (Y) olarak kullanılan kişi başına düşen GSYİH verileri, 2005 yılı fiyatlarına göre dolar cinsinden ifade edilmiştir. Bağımsız değişkenler ise hem ekonomik hem de sosyo-politik göstergelerden oluşmaktadır. Fakat ülke seçiminde olduğu gibi değişkenlerin seçimlerinde de veri yetersizliği sebebiyle literatürde kullanılmış uygun değişkenlerde bir takım farklılıkların yapılması zorunlu hale gelmiştir. Örneğin beşeri sermayeyi temsilen yüksek eğitimde okullaşma oranı yerine ilköğretimde okullaşma oranı; yüksek teknoloji ürünlerin ihracatı yerine dışa açıklık göstergesi seçilmiştir.

BAG; bağımlılık oranı, çalışma çağı dışındaki nüfusun (0-14 ve 65 + yaş) çalışma çağındaki nüfusa (15-64 yaş) oranını göstermektedir. ENF; enflasyon oranı, 2005 baz yılı TÜFE'ye göre hesaplanmıştır. Beşeri sermayeyi temsilen ilköğretimde okullaşma oranı (ILK) kullanılmıştır. SER; sabit sermaye stoku/GSYİH ve TAS; yurtiçi tasarruf/GSYİH, 2005 yılı baz fiyatlarına göre milyon dolar cinsinden temin edilen sabit sermaye stoku ve yurtiçi tasarrufların GSYİH içindeki paylarını göstermektedir. OPN; dışa açıklık oranı, yüksek teknoloji ürün ihracatının

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (4)$$

(4) nolu denklemin tahmini için kullanılan hipotezler; $H_0: \beta_1 = \beta$ Eğim katsayıları homojendir (bütün birimler için) ve $H_1: \beta_1 \neq \beta$ Eğim katsayıları homojen değildir (en az bir i için) şeklindedir.

Söz konusu hipotezlerin test edilmesi için kullanılan Delta Test istatistiği $\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{MS_{-k}}{MS_{-k-1}} \right)$ eşitliği ile hesaplanmaktadır. Δ olarak ifade edilen düzeltilmiş delta test istatistiği ise $\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{MS_{-k} - k\sigma^2}{\sqrt{MS_{-k-1}}} \right)$ denklemi ile belirlenmektedir. Tahminlenen olasılık değeri istatistik olarak anlamlı ise H_0 hipotezi reddedilmekte ve eğim katsayılarının heterojen olduğuna karar verilmektedir. Birim kök ve eş-bütünleşme testlerinin seçiminde önemli olan bir diğer unsur ise yatay kesit bağımlılığının (cross-section dependence) varlığının

homojenlik, yatay kesit bağımlılığı, panel birim kök ve eş-bütünleşme testleri ve eş-bütünleşme katsayılarını tahmin etmek amacıyla regresyon analizlerinden oluşmaktadır. Regresyon analizleri için konu ile ilgili uygulamalı literatürde birçok araştırmacının yaygın bir şekilde kullandığı model esas alınmıştır.³ Eş-bütünleşme katsayılarının tahmini için temel alınan regresyon eşitliği aşağıdaki gibidir:

göstergesi olarak kabul edilmiş ve [(İthalat + İhracat)/GSYİH] formülü kullanılarak hesaplanmıştır. OZG; özgürlük endeksi olarak Freedom House tarafından hazırlanan endeks değeri kullanılmıştır. TLF; telefon ağı, 100 kişi başına düşen sabit telefon hattı sayısını göstermektedir.

Çalışmada öncelikle panel veri literatüründe yer alan birim kök ve eş-bütünleşme testlerinden hangisinin uygulanacağını belirlemek amacıyla homojenlik ve yatay kesit bağımlılık testleri yapılmıştır. Böylece değişkenlerin homojen ya da heterojen olmasına ve yatay kesit birimlerinin birbiriyle bağımlı olup olmamalarına göre uygulanacak birim kök ve eş-bütünleşme testlerine karar verilmiştir.

Homojenlik testiyle panel veri modellerindeki β eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklı olup olmadığı test edilmektedir. Homojenlik testinde Pesaran ve Yamagata tarafından geliştirilen Delta Testi kullanılmaktadır. Test S; Swamy test istatistiği ve k; bağımsız değişken sayısı olmak üzere aşağıdaki denklemler yardımıyla hesaplanmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008:57).

incelenmesidir. Ayrıca yatay kesit bağımlılığı, yatay kesit birimlerin birbiriyle bağımlı olup olmadıklarını, yani herhangi bir şoktan tüm yatay kesit birimlerinin etkilenip etkilenmediği ile ilgili bilgi vermektedir.

Yatay kesit bağımlılığın tespiti için kullanılan testlerden ilki Breusch-Pagan (1980) Testidir. $T > N$ durumuna uyan test Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier-LM) ile türetilmiş bir testtir (Baltagi, 2005; 59). CD_{LM} olarak gösterilen ve $H_0 =$ Yatay kesit bağımlılık yoktur; $H_1 =$ Yatay kesit bağımlılık vardır şeklindeki hipotezleri test eden test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır (Pesaran, 2004; 5).

$$CDLM_1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (5)$$

(5) nolu eşitlikte $\hat{\rho}$ bireysel en küçük kareler tahminlerinden elde edilen artıklar arasındaki yatay kesit korelasyonlarının tahminlerini göstermekte ve test $N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımı sergilemektedir (Güloğlu ve İvrendi, 2010; 17).

$T > N$ durumuna uyan diğer bir test ise Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş CD_{LM} (Bias-adjusted CD_{LM}) testidir. CD_{LM1} testi, grup ortalaması sıfır fakat bireysel ortalamaya sıfırdan farklı olduğunda, sapmalı olmaktadır. Bu nedenle test Pesaran vd. tarafından düzeltilmiş ve $CDLM_{adj} = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2}{\sqrt{\frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{\sigma_{ij}^2}{\tau_{ij}}}}$; $CDLM_{adj} \rightarrow N(0,1)$ eşitliği ile hesaplanmıştır (Pesaran vd. 2008;108). Asimptotik olarak normal dağılımlı olan test istatistiği ile $H_0 =$ Yatay kesit bağımlılık yoktur; $H_1 =$ Yatay kesit bağımlılık vardır hipotezleri test edilmektedir.

Bir diğer yatay kesit bağımlılık testi ise Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM} ve CD_{LM2} testleridir. $N > T$ durumunda kullanılan CD_{LM} testi; $CDLM = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2}{\sqrt{\frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \tau_{ij}}}$; $N(0, 1)$ ve $N \rightarrow \infty$ eşitliği ile hesaplanmaktadır (Pesaran, 2004;9). CD_{LM2} testi ise hem T hem de N 'nin büyük olduğu durumlarda ($T = N$) kullanılmaktadır. $H_0 =$ Yatay kesit bağımlılık yoktur ile belirlenen test asimptotik olarak normal dağılımlıdır. Test istatistiği; $CDLM_2 = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2}{\sqrt{\frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (\tau_{ij}^2 - 1)}}$; $T \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$ ile hesaplanmaktadır (Pesaran, 2004;5).

$T > N$ durumunda panel seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığının varlığı CD_{LM1} ve sapması düzeltilmiş CD_{LM} testleri ile kontrol edilmektedir (Yıldırım vd. 2013; 86-87). Bu çalışmada kullanılan panel $T > N$ durumuna uymasına rağmen, karşılaştırma yapmak amacıyla yukarıda belirtilen tüm yatay kesit bağımlılık testleri uygulanmıştır.

Çalışmada $T > N$ durumuna uyan ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran'ın CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey Fuller-CADF) II. nesil panel birim kök testi uygulanmıştır (Pesaran, vd. 2008; 266).

Pesaran'ın CADF Testi, standart ADF birim kök testinin bireysel serilerin birinci farkları ve gecikme seviyelerinin yatay kesit ortalamalarına göre genişletilmiş halidir (Pesaran, 2007; 267). CADF Testi'nde, ADF regresyonunun birinci farkı birimler arası korelasyonu yok etmektedir. $H_0: \beta_1 = 0$ Birim kök vardır ve $H_1: \beta_1 < 0$ Birim kök yoktur şeklindeki hipotezlerin test edildiği CADF Testi'nde kullanılan temel denklem aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = (1 - \phi_i) + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (6)$$

(6) nolu denklemde $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$ $u_{it} = Y_i f_t + \varepsilon_{it}$ ve f_t gözlemlenemeyen ortak etkileri, ε_{it} ise bireysel spesifik hataları göstermektedir. $\phi_i = 1$ olması durumunda $H_0: \beta_1 = 0$ (tüm i'ler için) şeklindedir. Bu durumda CADF Testi'nde kullanılan denklem şu şekilde olmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7) nolu denklemde $\alpha_i = (1 - \phi_i) u_i$, $\beta_i = -(\phi_i - 1)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ 'dir. Böylece denklem $Y_{i,t}$ 'nin gecikmeli birinci farklarının ilave edildiği genişletilmiş regresyon denklemine dönüşmekte ve tahmin edilmektedir.

CADF istatistik değerleri Pesaran (2007) istatistik değeri ile karşılaştırılmakta, istatistik değerinin tablo değerinden küçük olması durumunda, değişkenin durağan olduğuna karar verilmektedir. Bununla birlikte CADF ile her bir yatay kesite ait değerin durağanlığını tespit etmek güçtür. CADF regresyonu tahmin edildikten sonra H_0 hipotezinin geçerliliği panelin geneli için CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) istatistiği ile test edilmektedir. $CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N$ şeklinde ifade edilen CIPS istatistiğinde, gecikmeli değişkenlerin t-istatistiklerinin ortalamaları (CADF) alınmaktadır. CADF testinde CIPS istatistiğinin kullanılmasının temel nedeni, her bir yatay kesite (ülkelere) ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök testi yapılabilmesidir (Pesaran, 2007; 267-268).

Serilerin homojenliği ve durağanlığı irdelendikten sonra, elde edilen bilgiler doğrultusunda uygulanacak olan eş-bütünleşme testine karar verilmiştir. Çünkü panel eş-bütünleşme testlerinin varsayımları yapılırken değişkenlerin durağanlık dereceleri, uygulanacak olan testin türünü değiştirmektedir. Bu kapsamda yapılan analizler sonucunda çalışmada, Westerlund tarafından 2008 yılında geliştirilen Durbin-Hausmann Eş-Bütünleşme Testi'nin kullanılması kararlaştırılmıştır (Westerlund, 2007; 209). Ayrıca çalışmada eş-bütünleşme katsayılarının tahmini için Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Ortak İlişkili Etkiler (Common Correlated Effect-CCE) tahmin yöntemi kullanılmıştır (Pesaran, 2006; 971).

Serilerin heterojen olmasını ve yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ve aynı zamanda değişkenlerin durağanlığı hakkında herhangi bir kısıtlama öngörmeyen Durbin-

		<p>Hausmann Eş-Bütünleşme Testi'nde, eş-bütünleşmenin varlığı panel ve grup boyutu olmak üzere iki şekilde ele alınmaktadır. Durbin-Hausman panel testinde otoregresif parametrenin, H_0: Eş-bütünleşme yoktur ve H_1: Eş-bütünleşme vardır şeklindeki hipotezler altında tüm kesitler için aynı olduğu varsayımı yapılmaktadır. Bu varsayım altında boş hipotezin reddedilmesi, bütün kesitler için eş-bütünleşmenin varlığına işaret etmektedir. Grup testinde ise otoregresif parametrenin kesitler</p> <p>arasında farklılaşmasına izin verilmektedir. Testte boş hipotezin reddedilmesi, en azından bazı kesitler için eş-bütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir (Bayar vd. 2011;15).</p> <p>Durbin-Hausmann Testi ile eş-bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi durumunda, değişkenlerin uzun dönem eş-bütünleşme katsayıları tahmin edilebilmektedir. Bu amaçla kullanılan CCE tahmincisi aşağıdaki eşitlik ile ifade edilmektedir.</p> $y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta'_i x_{it} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$ <p>(8) nolu $e_{it} = \gamma'_i f_t + \varepsilon_{it}$ eşitlikte şekildedir. CCE tahmincisi yatay kesit bağımlılığı dikkate almakla birlikte araştırmacılara her bir kesit için ayrı ayrı sonuçlar verebilmektedir. Yapılan analizler sonucunda serilerin homojen olduğuna ve yatay kesit bağımlılığın var olduğuna karar verilmişse, bu durumda Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Ortalama Grup Etkileri (Common Correlated Mean Group Effects-CCMGE) tahmincisi kullanılmaktadır. Ortak etkiler, sabit veya gözlenemeyen ortak etkiler hakkında çok az bilgi var ise Havuzlanmış Ortak İlişkiler (Common Correlated Effects Pooled-CCEP) tahmincisi kullanılmaktadır (Pesaran, 2006; 982).</p> <p>Son olarak, bu çalışmada yapılan panel veri analizlerinde Gauss 10 yazılım programı ve Eviews 8 ekonometrik analiz paket programı kullanılmıştır.</p> <p>ANALİZ BULGULARI</p> <p>OGT göstergesi olan gelir yakınsaması ya da ıraksamasının tespit edilmesi amacıyla çalışmada, sırasıyla en küçük kareler tahmin yöntemine dayalı mutlak β yakınsaması ve birim kök testleriyle yakınsama analizleri gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçları Tablo 1 ve Tablo 2'de sunulmuştur.</p>
--	--	--

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Makroekonomik Faktörler ve Pay Senedi Getirisi: BIST Banka Endeksi Firmaları Üzerine Panel Veri Analizi	Faiz Panel veri	<p>ÖZET</p> <p>Çalışmada, makroekonomik faktörler olarak ifade edilen döviz kuru, faiz oranı, enflasyon oranı, altın fiyatı ve para arzı ile pay senedi getirisi arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada, 2007: 12-2017: 9 dönemleri arasında Borsa İstanbul Banka Endeksi'nde pay senetleri işlem gören bankalar analiz kapsamında incelenmiştir. Makroekonomik faktörler, TL/USD alış ve satış ortalaması, mevduatlara uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranı, yurt içi üretici fiyat endeksi, 1 ons altın Londra satış fiyatı ve M2 esas alınarak belirlenirken, pay senedi getirisi ise sürekli geometrik getiri ile ölçülmüştür. Pay senedi getirisi ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişki panel veri analizi kullanılarak araştırılmıştır. Araştırma neticesinde, pay senedi getirisi ile döviz kuru, faiz oranı ve para arzı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü ilişki tespit edilirken, altın fiyatı ve enflasyon oranı ile pay senedi getirisi arasında herhangi bir ilişki tespit edilmemiştir.</p>

3. METODOLOJİ

Çalışmada, mali sektörde faaliyet gösteren ve Borsa İstanbul Banka Endeksi'nde pa senetleri işlem gören bankaların pay senedi getirilerine etki eden makroekonomik faktörler panel veri analiz yöntemi kullanılarak tespit etmek amaçlanmıştır. 2007: 12-2017: 9 dönemleri arasında BIST Banka Endeksi'nde işlem gören 13 banka çalışma kapsamına dâhil edilmiştir. Çalışmada, incelenen bankalar, Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1. Analize Dâhil Edilen Bankalar

Sıra No	Firma Adı	BIST KODU
1	Akbank	AKBNK
2	Albaraka Türk Katılım Bankası	ALBRK
3	Denizbank	DENİZ
4	Finansbank	FINBN
5	ICBC Turkey Bank	ICBCT
6	Şekerbank	SKBNK
7	Türkiye Garanti Bankası	GARAN
8	Türkiye Halk Bankası	HALKB
9	Türkiye İş Bankası (C)	ISCTR
10	Türkiye Kalkınma Bankası	KLNMA
11	Türkiye Sınai Kalkınma Bankası	TSKB
12	Türkiye Vakıflar Bankası	VAKBN
13	Yapı ve Kredi Bankası	YKBNK

Kaynak: www.kap.org.tr

Modelde kullanılan değişkenler, Borsa İstanbul (www.borsaistanbul.com) ve Merkez Bankası (www.tcmb.gov.tr) web sitelerinden elde edilmiştir. Tablo 2'de analizde kullanılan değişkenler ve hesaplama şekilleri sunulmaktadır.

Tablo 2. Değişkenler ve Hesaplama Şekilleri

Bağımlı Değişken	Pay Senedi Getirisi	$\ln(Y_t / Y_{t-1})$	Sürekli Geometrik Getiri
	Döviz Kuru		Kurlar-Döviz Kurları (Günlük) (TL dönüşümü yapılmış) TL/USD Alış ve Satış Ortalama
	Faiz Oranı		Bankalarca Açılan Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları (Akım Veriler, %)
Bağımsız Değişken	Enflasyon		Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi
	Altın Fiyatı		1 Ons Altın Londra Satış Fiyatı (ABD Doları/Ons) Altın Fiyatları % Değişim (Ortalama)-Serbest Piyasa
	Para Arzı		$M2 = M1$ (Dolaşımdaki Para + Vadesiz Mevduat) + Vadeli Mevduat (TL, YP)

Çalışmada kullanılan makroekonomik faktörlerde incelenen dönem içerisinde gerçekleşen değişimler diğer bir deyişle zaman serilerinin yapılarına ilişkin zaman yolu grafikleri aşağıdaki Şekil 1’de gösterilmektedir.



Şekil 1. Makroekonomik Faktörlere İlişkin Zaman Grafikleri

Şekil 1 incelendiğinde, döviz, enflasyon oranı, para arzı, faiz oranları ve altın fiyatlarına ilişkin zaman serilerinde dalgalanmalar gözlemlenmektedir.

Bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olup olmadığına ilişkin olarak, Spearman korelasyon analizi gerçekleştirilmiş ve VIF değerleri hesaplanmıştır. Tablo 3’te çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin korelasyon analiz sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 3. Korelasyon Analiz Sonuçları

Korelasyon t-İstatistiği Olasılık	GET	ALT	DOV	ENF	FAİZ	PARZ
GET	1.000000 ----- -----					
ALT	0.106369 2.434737 0.0152	1.000000 ----- -----				
DOV	-0.415579 -10.39892 0.0000	-0.351782 -8.553131 0.0000	1.000000 ----- -----			
ENF	-0.144173 -3.315965 0.0010	0.059099 1.347436 0.1784	0.248405 5.836547 0.0000	1.000000 ----- -----		
FAİZ	-0.195183 -4.529416 0.0000	-0.301689 -7.201875 0.0000	0.330019 7.956889 0.0000	0.363227 8.872921 0.0000	1.000000 ----- -----	
PARZ	-0.287151 -6.822777 0.0000	-0.105066 -2.404563 0.0165	0.147467 3.393396 0.0007	0.160976 3.712155 0.0002	0.075985 1.734403 0.0834	1.000000 ----- -----

Not 1: Tabloda; Pay Senedi Getirisi (**GET**), Altın Fiyatı (**ALT**), Döviz Kuru (**DOV**), Enflasyon Oranı (**ENF**), Faiz Oranı (**FAİZ**) ve Para Arzı (**PARZ**) ile gösterilmektedir.

Korelasyon analizinde iki değişken arasında %75'in üzerinde ilişki tespit edilen değişkenlerin analizden çıkarılması önerilmektedir (Albayrak, 2005: 105-107). Korelasyon analiz sonuçları incelendiğinde bağımsız değişkenler arasında kritik değer %75'in üzerinde herhangi bir ilişki tespit edilmemiştir. Dolayısıyla analizde kullanılan bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi söz konusu değildir.

Spearman korelasyon analizinin yanı sıra, değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olup olmadığına ilişkin Varyans Enflasyon Faktörü (VIF) analizi de yapılabilmektedir. VIF değerlerinin 10'dan daha düşük bir değer alması, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığına işaret etmektedir (Gujarati, 1995). VIF analiz sonuçları Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4. VIF Değerleri

Değişken	Varyans Katsayısı	Uncentered VIF	Centered VIF
ALT	0.016225	1.316772	1.254869
DOV	0.022781	1.482645	1.256093
ENF	0.195907	2.460109	1.358955
FAİZ	0.005715	1.482557	1.474761
PARZ	0.157585	4.814287	1.095406
C	0.000368	5.770332	NA

Not 1: Tabloda; Pay Senedi Getirisi (GET), Altın Fiyatı (ALT), Döviz Kuru (DOV), Enflasyon Oranı (ENF), Faiz Oranı (FAİZ) ve Para Arzı (PARZ) ile gösterilmektedir.

Tablo 4'te sunulan VIF değerleri incelendiğinde bağımsız değişkenlere ait değerlerin kritik değerin altında olduğu ve dolayısıyla çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı görülmektedir. Bu bulgu, korelasyon analiz sonuçlarını destekler niteliktedir.

Tablo 5. Tanımlayıcı İstatistik Analiz Sonuçları

	GET	ALT	DOV	ENF	FAİZ	PARZ
Ortalama	0.0176	0.0155	0.0251	0.0189	-0.0093	0.0387
Medyan	0.0056	0.0111	0.0167	0.0154	-0.0111	0.0342
Maksimum	0.7752	0.1592	0.2414	0.0881	0.3043	0.0819
Minimum	-1.0185	-0.1466	-0.0789	-0.0203	-0.4516	-0.0107
Std. Sap.	0.2061	0.0702	0.0593	0.0210	0.1283	0.0210
Çarpıklık	-0.0283	0.1688	1.1243	1.2352	-0.6010	-0.0624
Basıklık	5.4381	2.7569	5.4076	5.2753	5.6718	2.9852
Jarque-Bera	128.87	3.7493	235.15	244.41	185.98	0.3422
Probability	0.0000	0.1534	0.0000	0.0000	0.0000	0.8427
Gözlem	520	520	520	520	520	520

Tablo 5'te çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin ortalama, medyan, maksimum, minimum, standart sapma, normal dağılım, çarpıklık ve basıklık istatistikleri yer almaktadır. Ortalama değerler incelendiğinde, 2007: 12-2017: 9 döneminde pay senedi getirileri %1,76 altın fiyatının %1,55, döviz kurunun %2,5, enflasyon oranının %1,89, faiz oranının %0,93, para arzının %3,87 olduğu tespit edilmiştir. Standart sapma açısından değişkenlere ilişkin istatistik değerler dikkate alındığında, faiz oranları ve pay senedi getirilerinde değişkenliğin daha fazla olduğu söylenebilir.

Çalışmada, makroekonomik faktörlerin endeks getirisine olan etkisini ortaya çıkarabilmek için kurgulanan model aşağıda gösterilmektedir.

$$Get_{it} = \beta_{it} + \beta_{1it} ALT_{it} + \beta_{2it} DOV_{it} + \beta_{3it} ENF_{it} + \beta_{4it} FAİZ_{it} + \beta_{5it} PARZ_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Denklemden, $i = 1, 2, 3, \dots, N$ yatay kesit birimlerini ifade ederken, $t = 1, 2, 3, \dots, T$ zaman boyutunu, u ise panel hata terimini ifade etmektedir.

Çalışma kapsamında oluşturulan modelde yer alan bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni etkileme yönlerine ilişkin beklentiler, Tablo 6'da gösterilmektedir.

Tablo 6. Bağımlı Değişken İle Bağımsız Değişkenler Arasında Beklenen İlişki

Bağımsız Değişken	Beklenen İlişkinin Yönü
Döviz Kuru TL/USD Alış ve Satış Ortalama % Değişim	Negatif
Faiz Oranı Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları	Negatif
Enflasyon Oranı Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi	Negatif
Altın Fiyatı ABD Doları/Ons	Negatif
Para Arzı M2	Pozitif

Döviz kuru, faiz oranı, enflasyon oranı, altın fiyatı ve para arzı ile endeks getirisi arasında negatif ilişki beklenirken, para arzı ile endeks getirisi arasında ise pozitif ilişkinin varlığı beklenmektedir. Para arzındaki değişimler, finansal piyasaları doğrudan etkilemektedir. Para arzındaki artış, piyasadaki fon miktarının artmasına yol açmakta diğer bir deyişle, kredi olarak verilecek olan para miktarında fazlalık söz konusu olacaktır. Bu durum da piyasa faiz oranlarını düşme eğilimine girecektir. Para arzındaki artış, bankaların daha fazla faaliyette bulunmasına imkân tanımakta ve ekonomik olarak büyümeye yol açabilmektedir. Bu etkiler de bankaların pay senedi getirilerini pozitif yönde etkilemektedir.

Enflasyon oranındaki artış ise yerel paranın yabancı para karşısındaki değerini düşürmekte ve ekonomik bozulmaya yol açmaktadır. Bu durum da bankaların pay senedi getirilerine negatif yönde etkilemektedir. Döviz kurundaki artış firmaların nakit akışlarının bugünkü değerlerini azaltmakta, finansal durumun bozulmasına sebep olmakta ve pay senedi getirisini düşürmektedir. Faiz oranları, önemli bir makroekonomik gösterge olmakla birlikte pay senetlerinin yakın ikamesi konumundadır. Faiz oranlarının artması, repo ve hazine bonusu getirilerini artırırken, uzun vadede pay senetlerine olan yatırımların azalmasına ve pay senedi getirilerinin de düşmesine neden olabilmektedir. Pay senedi yatırımlarına alternatif bir yatırım aracı olarak görülen altın yatırımcılar açısından istikrarlı, güvenilir ve değer koruma aracı olarak nitelendirilebilmektedir. Altına olan yatırımların artması, pay senetlerine olan yatırımları azaltabilmektedir. Dolayısıyla pay senetleri ile altın fiyatları arasında negatif yönlü ilişki den bahsedilebilir.

Çalışmada kullanılacak değişkenlerin belirlenmesi ve modelin oluşturulmasının ardından, panel veri analizi doğrultusunda yatay kesit bağımlılığı, homojenlik ve durağanlık varsayımlarının yanı sıra tahmin modelinin seçimi, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olup olmadığı tespit edilmiştir.

Yatay kesit bağımlılığının göz önünde bulundurulmadığı analiz sonuçları, sapmalı ve tutarsız hale gelebilmektedir. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı, Breusch-Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD ve CDIm testleri veya Pesaran, Ullah ve Yagamata (2008) LMadj testi ile tespit edilebilmektedir.

Paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı, Gauss kodları yardımıyla panel bazında incelenmiştir. Tablo 7'de panel geneli için yapılan yatay kesit bağımlılığı analiz sonuçları verilmektedir.

Tablo 7. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

CD Testleri	İstatistik	Olasılık Değeri
CD_{lm} (BP,1980)	764.704	0.000
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	54.980	0.000
CD (Pesaran, 2004)	22.179	0.000
LM_{adj} (PUY, 2008)	56.698	0.000

H_0 : Kesitler arasında bağımlılık yoktur

H_1 : Kesitler arasında bağımlılık vardır.

Panel bazında yatay kesit bağımlılığı (YKB) testlerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, YKB için gerçekleştirilen bütün testlerde olasılık değerinin 0.05'ten küçük çıktığı tespit edilmiştir. Çalışmanın zaman ve kesit boyutu doğrultusunda, YKB için Pesaran CDIm (2004) test sonuçları dikkate alınmıştır. Dolayısıyla sıfır hipotez olan "kesitler arasında bağımlılık yoktur" reddedilmektedir. Diğer bir deyişle paneli oluşturan kesitler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusudur. Bu doğrultuda çalışmada, serilerin durağanlık sınaması için ikincil nesil birim kök testleri kullanılmıştır.

Panel veri analizi kapsamında sınaması gereken bir diğer varsayım panel ve değişken bazında ayrı ayrı gerçekleştirilen homojenlik sınamasıdır. Panel bazında homojenlik testi ile sabit terimin ve eğim katsayılarının her bir ülke için homojen mi yoksa heterojen mi olduğu tespit edilebilmektedir. Homojenlik sınaması için Pesaran ve Yamagata (2008) delta testlerinden faydalanılmaktadır. Tablo 8'de delta test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8. Panel ve Değişken Bazında Homojenlik Test Sonuçları

Değişken	Delta_tilde	Olasılık Değeri	Düzeltilmiş Delta_tilde	Olasılık Değeri
α (Sabit Terim)	-1.882	0.970	-2.066	0.981
β ALT	0.189	0.425	0.196	0.422
β DOV	-0.558	0.712	-0.580	0.719
β ENF	-2.084	0.981	-2.260	0.988
β FAIZ	-1.487	0.931	-1.567	0.941
β PARZ	-1.835	0.967	-1.961	0.975
GET	1.022	0.153	1.063	0.144
ALT	-2.414	0.992	-2.509	0.994
DOV	-2.463	0.993	2.561	0.995
ENF	-2.430	0.992	-2.527	0.994
FAIZ	-2.536	0.994	-2.637	0.996
PARZ	-2.532	0.994	-2.632	0.996

H_0 : Homojenlik vardır.

H_1 : Homojenlik yoktur.

Panel ve değişken bazında gerçekleştirilen homojenlik test sonuçları incelendiğinde, sabit terim, her bir değişkenin eğim katsayıları ve değişkenlerin homojenliğine ilişkin yapılan delta testi sonuçlarına göre, sabit terim, eğim katsayıları ve değişkenlerin olasılık değerlerinin kritik değerden yüksek olduğu tespit edilmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir ifadeyle sabit terimin ve her bir değişkenin eğim katsayılarının homojen olduğu belirlenmiştir.

Panel veri analizini gerçekleştirebilmek ve doğru sonuçlar elde edebilmek için değişkenlere ilişkin zaman serilerinin durağanlığının sağlanması gerekmektedir (Gujarati, 2003). YKB içeren serilerin durağanlıkları, ikincil nesil birim kök testleri ile sınanmaktadır. Çalışmada durağanlık, Smith vd. (2004) Bootstrap ikincil nesil birim kök testi ile sınanmıştır. Birim kök analiz sonuçları, Tablo 9'da sunulmaktadır.

Tablo 9. Smith vd. (2004) Bootstrap Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Bootstrap p-değeri	İstatistik	Bootstrap p-değeri
GET				
<i>t-bar</i>	-5.042	0.000	-5.332	0.000
<i>WS</i>	-4.847	0.000	-4.874	0.000
ALT				
<i>t-bar</i>	-1.358	0.566	-1.817	0.599
<i>WS</i>	-1.703	0.257	-2.109	0.449
DOV				
<i>t-bar</i>	-5.110	0.000	-5.088	0.000
<i>WS</i>	-4.878	0.000	-5.131	0.000
ENF				
<i>t-bar</i>	-4.541	0.000	-4.491	0.000
<i>WS</i>	-4.692	0.000	-4.719	0.000
FAIZ				
<i>t-bar</i>	-3.124	0.033	-3.414	0.057
<i>WS</i>	-3.364	0.007	-3.704	0.016
PARZ				
<i>t-bar</i>	-4.769	0.000	-4.631	0.000
<i>WS</i>	-4.562	0.000	-4.635	0.000
Birinci Fark				
ALT				
<i>t-bar</i>	-6.813	0.000	-6.673	0.000
<i>WS</i>	-5.663	0.000	-5.523	0.000

Maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları genelden özele (general-to-specific) yaklaşımı ile belirlenmiştir.

Olasılık değerleri 1000 bootstrap dağılımından elde edilmiştir.

H0: Birim kök vardır.

H1: Birim kök yoktur.

Birim kök testi neticesinde, sabitli ve sabitli/trendli modellerin her ikisinde de GET, FAIZ, DOV, ENF ve PARZ değişkenlerinin düzeyde I(0) durağan oldukları tespit edilmiştir. ALT değişkenine ilişkin serinin ise birinci dereceden farkı alınarak I(1) düzeyinde durağan olduğu belirlenmiştir.

Pay senedi getirilerine etki eden makroekonomik faktörlerin belirlenebilmesi için hangi modelin kullanılması gerektiği F testi ile tespit edilmiştir. Analiz sonuçları Tablo 10'da yer almaktadır.

Tablo 10. F Testi Sonuçları

Test	İstatistik	d.f.	Prob.
F	0.204795	(12,489)	0.9982
Chi-square	2.541626	12	0.9980

Modelin, havuzlanmış model ya da sabit etkiler modeli ile tahmin edilip edilmeyeceği için gerçekleştirilen F testi sonuçları değerlendirildiğinde olasılık değerinin kritik değerin üzerinde olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla modelin havuzlanmış model ile tahmin edilmesi gerekmektedir.

Panel veri analizinde tutarlı ve doğru tahminleme gerçekleştirebilmek için serilerde otokorelasyon ve değişen varyans probleminin varlığı, Breusch-Godfrey LM ve Harvey testleri ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçları Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 11. Otokorelasyon ve Değişen Varyans Test Sonuçları

		Obs*R-squared	18.294
Breusch-Godfrey LM Testi	(Otokorelasyon)	F-statistic	3.7121
		Prob. F(5,508)	0.0026
		Prob. Chi-Square(5)	0.0026
		Prob. F(5,513)	0.0155
Harvey Testi	(Değişen Varyans)	Prob. Chi-Square(5)	0.0159
		Prob. Chi-Square(5)	0.0100

Seriler arasında otokorelasyon sorununun olup olmadığına ilişkin olarak yapılan Breusch-Godfrey LM testi sonuçlarına göre Prob F değeri kritik değer olan 0.05'ten küçük olduğu için, "otokorelasyon yoktur" boş hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla serilerde otokorelasyon sorunu söz konusudur. Değişen varyans için gerçekleştirilen Harvey testi sonucuna göre ise Prob değeri 0.015 olarak hesaplanmıştır. Bu doğrultuda Prob değeri kritik değer olan 0.05'ten küçüktür ve serilerde değişen varyans sorununun olduğu da tespit edilmiştir.

Modelin tahmin edilme aşamasında değişen varyans ve/veya otokorelasyon sorunlarından birinin bulunması halinde tahmin edilmiş genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminin (EGLS) veya Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (FGSL) yönteminin kullanılması daha uygundur (Baum, 2006: 159). Modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının varlığı tespit edilmiştir. Pooled OLS doğrultusunda otokorelasyon ve değişen varyans sorunları White'in yatay kesit kovaryans katsayısı yöntemi (White's cross section coefficient covariance method) ile standart hataların düzeltilmesi yoluyla giderilmeye çalışılmıştır. Bu metod, yatay kesitler arasındaki farklı hata varyanslarının yanı sıra korelasyon sorununa da çözüm sunmaktadır (Korkmaz vd., 2010: 102). Tablo 12'de Pooled OLS tahmin sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 12. Panel ECLS analiz sonuçları

	ALT	DÖV	ENF	FAİZ	PARZ	Sabit
Katsayı Tahmini	0.0247	-1.2946	-0.2358	-0.0767	-1.7689	0.1258
Std. Hata	0.0868	0.1305	0.3788	0.0457	0.3481	0.0149
t-İstatistik	0.2853	-9.9159	-0.6224	-1.6783	-5.0804	8.4182
Olasılık	0.7755	0.0000***	0.5339	0.0939*	0.0000***	0.0000***
F-istatistik	28.32350		R ²		0.220376	
Prob(F-istatistik)	0.0000***		Periyot		40	
Metot	Pooled OLS		Yatay Kesit		13	
Panel Gözlem Sayısı	507		Gözlem Sayısı		520	

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tabloda; Pay Senedi Getirisi (GET), Altın Fiyatı (ALT), Döviz Kuru (DOV), Enflasyon Oranı (ENF), Faiz Oranı (FAİZ) ve Para Arzı (PARZ) ile gösterilmektedir.

Pay senedi getirisini etkileyen makroekonomik faktörlerin belirlenmesi için gerçekleştirilen panel veri analiz sonuçları incelendiğinde, pay senedi getirisi esas alınarak oluşturulmuş modelin F istatistiği olasılık değerinin %99 güven aralığında anlamlı olduğu belirlenmiştir. Modelde bağımsız değişken konumunda olan makroekonomik faktörler, bağımlı değişken konumunda olan pay senedi getirisindeki değişimlerin %22'sini açıkladığı tespit edilmiştir. Pooled OLS analizi neticesinde elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, döviz kuru ile pay senedi getirisi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve beklenildiği gibi negatif ilişki tespit edilmiştir. Döviz kurundaki %1'lik değişim bankaların pay senedi getirilerinde %1,29'luk azalışa sebep olmaktadır. Çalışmada elde edilen bu bulgu, Dizdarlar ve Derindere (2008), Sayılğan ve Süslü (2011), ve Kaya v.d. (2013) tarafından gerçekleştirilen çalışmalarda elde edilen bulgular ile benzerlik göstermektedir.

Faiz oranı ile pay senedi getirisi arasında %90 güven aralığında anlamlı ve beklenildiği gibi negatif ilişki belirlenmiştir. Bankaların mevduat faiz oranlarındaki %1'lik değişim, pay senedi getirilerinde %0,0767'lik azalışa neden olmaktadır. Ulaşılan bu bulgu, Boztosun (2010), Sevinç (2014), Çetin ve Bıtrak (2015) tarafından yapılan çalışmalarda elde edilen bulgular ile paralel sonuçlar içermektedir. Çalışmada elde edilen diğer bulgu, para arzı ile pay senedi getirisi arasındaki anlamlı ancak beklenenin aksine negatif yönlü ilişkinin varlığıdır. Para arzındaki %1'lik değişim pay senedi getirisinde %1,7689'luk azalışa sebep olmaktadır. Bu bulgu, Sevinç (2014) çalışmasında elde edilen bulgu ile benzerlik göstermektedir. Diğer taraftan çalışmada, altın fiyatı ve enflasyon oranı ile pay senedi getirisi arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmemiştir.

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Kredi Portföy Kalitesinin Belirleyicileri ve Makro-Finansal Bağlantıların Rolü	Banka Kredi Panel veri	Özet Çalışmada ticari bankaların kredi portföylerinin kalitesi analiz edilmekte, kredi kalitesini belirleyen değişkenler araştırılmaktadır. Türkiye'de faaliyet gösteren 27 ticari bankanın 2004-2014 dönemi verileri dinamik panel veri modelleriyle analiz edilmiştir. Analizlerde Arellano-Bond ve ABBB gibi alternatif tahminler kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, banka kredilerinin kalitesinin makro-finansal değişkenler kadar, sektördeki rekabet ve banka temelli değişkenlerin de fonksiyonu olduğunu göstermektedir. Ekonomik ve finansal şokların kredi kalitesini düşürerek banka sistemini zaafa uğratabileceği belirlenmiştir. Eksik rekabet koşullarının geçerli olduğu sektörde kamu bankaları ve yabancı bankaların kredi kalitesini geliştirdikleri gözlenmiştir. Kredileri ve/veya karlılığı yönlendiren banka temelli değişkenlerin de kredi kalitesini önemli oranda etkiledikleri görülmüştür. Veri Seti

		<p>Çalışmada kullanılan bankacılık sistemine ait veriler Türkiye Bankalar Birliği'nin, makro ekonomik değişkenlere ilişkin veriler ise TCMB'nin resmi internet sitelerinden temin edilmiştir. Örneklem dönemi olarak 2004-2014 yılları seçilmiştir. Böylece 2001 krizi ve öncesindeki kronik yüksek enflasyon döneminin yanıltıcı olabilecek etkilerinden sakınılması ve 2003 sonrası dönemde artan ekonomik istikrar ve yapısal değişim sürecinde bankaların durumlarının gözlemlenmesi hedeflenmiştir. Türk bankacılık sisteminde yer alan 34 ticari bankadan, kayda değer kredi portföyleri olan 27 tanesi dikkate alınmıştır. Dolayısıyla analizlerde kesit başına 10 olmak üzere toplamda 270 gözlemden meydana gelen bir veri seti kullanılmıştır. Örneklemde yer alan bankalar Ek Tablo 1'de sunulmaktadır.</p>
--	--	--

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Ekonomik Özgürlük ve Turizm İlişkisi: Panel Veri Analizi	Ekonomik Özgürlük Panel veri	<p>Özet</p> <p>Ülkelerde yaratmış olduğu istihdam ve döviz girdisi ile turizm iktisadi büyüme ve refah artışına sebep olan en önemli faktörlerden birisidir. Ekonomik özgürlük kavramı ise iktisadi literatürde uzun süredir tartışılmasına rağmen, bir endeks ile ifade edilmesi ancak 1970'ten beri mümkün olmaktadır. Bu çalışmanın amacı ekonomik özgürlük ve turizm arasındaki ilişki 1996-2017 dönemi için 32 OECD ülkesi kapsamında Panel veri Vektör Otoregresif Model tekniği kullanılarak analiz etmektir. Çalışmada Panel Granger nedensellik sonuçlarına göre ekonomik özgürlük ve uluslararası ziyaretçi sayısı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmada elde edilen bir diğer sonuç uluslararası ziyaretçiler serisi için 10 dönem kapsamında hesaplanan öngörü hata varyansı değerlerine göre on dönem gibi uzun bir dönemde uluslararası ziyaretçi sayısındaki değişimin yaklaşık %30'u doğrudan OECD ülkelerinin ekonomik özgürlüklerinden kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sonuçlarında elde edilen bulgulara göre uzun dönemde ekonomik özgürlüğün bir ülkeyi ziyaret eden yabancı turist sayısı üzerinde önemli bir etkisi vardır. Anahtar Kelimeler: Ekonomik özgürlük, turizm, ekonomik kalkınma.</p> <p>Yöntem</p> <p>Vektör Otoregresif Modelleri (Vector Autoregression, VAR) ekonometri literatüründe Petrol Krizi sonrası güvenilirlikleri tartışılan eşanlı denklem modellerine alternatif olarak Sims (1980)'de</p>

ortaya konmuştur. Sims'in önerdiği VAR analizinin panel veri seti ile genişletilmesi Panel VAR yaklaşımını doğurmuştur. Bu amaca yönelik ilk çalışmalar Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988)'dir (Abrigo ve Love, 2015). Ele alınan iktisadi sistem için dışsal olarak kabul edilen değişkenlerin panel veri seti kullanılarak analiz edilmesi Panel VAR analizinin temellerini oluşturur. Klasik VAR modellerinde sisteme dâhil olan tüm değişkenler içsel olarak kabul edilir. Böylece, sistemdeki değişkenlerin gecikmeli değerinin, cari değerler üzerindeki etkisi tahmin edilebilir (Keskinoglu, Yıldırım ve Çeştepe, 2013).

K adet değişken ve p adet gecikme içeren panel VAR sistemi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$X_{it} = X_{i,t-1}A_1 + X_{i,t-2}A_2 + \dots + X_{i,t-p+1}A_{p-1} + X_{i,t-p}A_p + Z_{it}B + u_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T\}$

burada X_{it} ($1 \times k$) bağımlı değişken vektörünü, Z_{it} ($1 \times l$) dışsal değişkenler vektörünü u_{it} ve e_{it} ($1 \times k$) bağımlı değişkene özel sabit-etki ve kendine özgü (Idiosyncratic) hataları temsil etmektedir. Parametre matrisleri ise ($k \times k$) boyutunda $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ ve ($l \times k$) boyutundaki B matrisidir. VAR analizinin ilk aşamasında A ve B matrisleri ile temsil edilen parametrelerin tahmini amaçlanmaktadır. Bunlara ek olarak hataların aşağıdaki özellikleri taşıdıkları varsayılır:

$$\forall t > s; E[e_{it}] = 0, E[e_{it}e_{is}] = \Sigma \text{ ve } E[e_{it}e_{it}] = 0 \quad (2)$$

Parametre matrisleri, sabit etkiler yaklaşımıyla eşanlı tahmin edilebilir veya birtakım dönüşümlerin ardından sabit etkiler yaklaşımına ihtiyaç duyulmadan, VAR sistemindeki eşitliklerden her biri en küçük kareler yöntemi (EKK) ile tahmin edilebilir. Bu noktada dikkat edilmesi gereken bir husus vardır. Eşitliklerin sağında bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bulunması durumu, serilerin yüksek miktarda gözlem (T) içermesine rağmen parametrelerin sapmalı tahmin edilmesine sebep olmaktadır. Bu sapma, yatay kesit boyutu (N) arttıkça sifıra yaklaşmaktadır (Nickell, 1981).

Zaman boyutunda sabit gözlem sayısı (T) ve büyük sayıda birim olması (N) durumunda, yukarıdaki denklemin sağlıklı tahminlerini elde etmek için Genelleştirilmiş momentler yöntemine (Generalized Moment Method, GMM) dayanan birçok tahmin edici önerilmiştir. Birinci farklar yönteminin zayıf yönlerinin ortaya konması Arellano ve Bover (1995) çalışması ile mümkün olmuştur. Aynı çalışmada araştırmacılar birim düzeyinde panel veri setine uygulanan dikey fark dönüşümünü (Orthogonal deviation) önermişlerdir. Veri kaybını önlemek için geçmiş değerlerin farkı kullanılmaz, incelenen seriden gelecek gözlemlerin ortalaması çıkarılır. Bu yaklaşım ile sadece son gözlemler parametre tahmininde kullanılmaktadır. Her bir eşitliğin GMM ile tahmin edilmesi VAR tahminini daha tutarlı hale getirirken, modellerin bir denklem sistemi halinde tahmin edilmesi verimlilik kazanımı sağlar (Holtz-Eakin, Newey ve Rosen, 1988). Panel VAR literatüründe karşılaşılan bu durum, bir başka ifade ile öne sürülen iki dönüşüm yöntemi bir örnek yardımı ile açıklanabilir:

İncelenen seri q_{it} olsun. Bu değişkeninin birinci fark dönüşümü $q_{it}^* = q_{it} - q_{i,t-1}$ şeklinde ifade edilebilirken aynı değişkenin dikey fark alma dönüşümü ise $q_{it} = (q_{it} - \bar{q}_{it})\sqrt{T_i} / \sqrt{(T_i + 1)}$ şeklinde ifade edilebilir. İncelenen serinin ortalaması \bar{q}_{it} ile ifade edilir. T_i ise i. birim ve t. zaman için mümkün tüm gelecek gözlemlerin sayısıdır. Böylece Eşitlik (1) ile gösterilen panel VAR modelinin dikey fark alma dönüşümü uygulanmış halinin matrisel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$X_{it}^* = \bar{X}_{it}^*A + e_{it} \quad (3)$$

Eşitlik (3)'ün açılımı ise aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
X_n^* &= [x_n^{1*} \ x_n^{2*} \ \dots \ x_n^{k-1*} \ x_n^{k*}] \\
\bar{X}_n^* &= [X_{n-1}^* \ X_{n-2}^* \ \dots \ X_{n-p+1}^* \ X_{n-p}^* \ Z_n^*] \\
e_n^* &= [e_n^{1*} \ e_n^{2*} \ \dots \ e_n^{k-1*} \ e_n^{k*}] \\
A^* &= [A_1^* \ A_2^* \ \dots \ A_{p-1}^* \ A_p^* \ B^*]
\end{aligned}$$

Eşitlik (1) ile gösterilen Panel VAR modelinin A matrisi ile tanımlanan parametrelerinin tahmini için GMM tahmincisi aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$A = (\bar{X}' H \bar{W} H' \bar{X}')^{-1} (\bar{X}' H \bar{W} H' \bar{Z}^*) \quad (4)$$

Eşitlik (4)'de, üzerinde durulması gereken iki matris vardır. Bunlardan \bar{W} tekil olmayan simetrik ve pozitif değerler alan bir ağırlık matrisidir. H matrisi ise tüm dışsal değişkenleri, bir başka ifade ile Z_n vektörlerini içeren ($Z_n \in H_n$) matrisi ifade etmektedir. Bu matrislerin yanı sıra, H matrisi ile ilgili aşağıdaki iki varsayım dikkate alınmalıdır:

$$E[H e] = 0 \quad (5)$$

$$\text{rank} E[\bar{X}' H] = kp + l \quad (6)$$

VAR modellerinin tahminlerinden yapısal anlamda yorumlanmaya müsait neticeler elde edilmesi ancak etki-tepki ve öngörü hata varyans ayrıştırması değerlerinin hesaplanması ile mümkündür. Bu çerçevede, GMM tahmini sonrası elde edilen ve denge (stability) koşulunu sağlayan parametre matrislerinden (A) yola çıkarak oluşturulan etki-tepki fonksiyonları aşağıdaki gibidir:

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & i=0 \\ \sum_{j=1}^i \Phi_{i-j} A_j & i=1,2,\dots \end{cases} \quad (7)$$

Bu eşitlikte Φ_i ilgili dönem için etki-tepki değerini göstermektedir.

Eşitlik (4) ile tahmin edilen panel VAR parametreleri ile etki-tepki fonksiyonu ile birlikte öngörü hata varyans ayrıştırması da bulunabilir. Bunun için ilk adım öngörü hatalarını elde etmektedir. Panel VAR için zaman boyutunda h adım ileri öngörü hatası Eşitlik (8)'deki gibi gösterilebilir:

$$X_{t+h} - E[X_{t+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} e_{t+h-i}^* \Phi_i \quad (8)$$

t+h zamanında yer alan değerler vektörü X_{t+h} olarak, t anında h dönem sonraki öngörü değerleri vektörünü ise $E[X_{t+h}]$ olarak ifade edilmektedir. Her bir değişkenin bir diğerine ait öngörü hata varyansının içerisindeki payının anlaşılabilmesi için şokların (hataların) bir P matrisi yardımı ile ortogonalleştirilmesi gerekmektedir. İlgili P matrisi, $P'P = \Sigma$ şeklinde ifade edilebilen, sistemin tanımlanması için dinamik eşitliklere getirilen kısıtları gösteren bir matristir. P matrisini Sims (1980) Cholesky ayrıştırması ile kurulması gerektiğinin altını çizmiştir. Bu matrisin oluşumunda sistem içindeki değişkenlerin dizilim sırası önemli olduğundan değişkenlerin en dışsal değişkenden en içsel değişkene doğru dizilimi tutarlı bir A matrisi tahmini için elzemdir. Ortogonal şoklar ($e_n P^{-1}$) yardımıyla öngörü hata varyansını ayrıştırarak I_k kovaryans matrisini oluşturacaktır. m değişkeninin, n değişkeni h adım ileri öngörü hata varyansına katkısı Eşitlik (9)'daki gibi bulunur:

$$\sum_{i=0}^{h-1} \sigma_{mn}^2 = \sum (i_n' P \Phi_i i_m)^2 \quad (9)$$

Bu eşitlikte i_n , I_k matrisinin s. sütununu ifade etmektedir (Abrigo ve Love, 2015).

Çalışma Grubu Çalışma uluslararası ziyaretçi sayısı ile ekonomik özgürlük arasındaki ilişkiyi Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) ülkeleri çerçevesinde ele almaktadır. Bu bağlamda iki değişken, 32 OECD ülkesi ve 1996-2017 yılları arasını kapsayan bir panel veri seti analize tabi tutulmuştur (OECD üyesi ülkelerden İzlanda, Kore Cumhuriyeti, Yeni Zelanda ve İsviçre veri eksiklikleri sebebiyle araştırma dışı bırakılmışlardır. Buna ek olarak WDI veri tabanında 2018 ve 2019 yılına dair uluslararası ziyaretçi sayıları bulunmadığı için zaman boyutu 2017 yılına kadar ele alınabilmektedir.). Uluslararası ziyaretçi sayısı it iv ile ifade edilmektedir ve Dünya Bankası World Development Indicators veri tabanından elde edilmiştir. Ekonomik özgürlük endeksi verisi ise it ef ile temsil edilmekte olup The Heritage Foundation tarafından yayınlanmaktadır. Ekonometrik analiz boyunca serilerin doğal logaritmaları kullanılmıştır.

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamaları ile Kalkınma Arasındaki İlişki: Panel Veri Analizi	Sağlık Harcamaları Panel veri	<p>Özet</p> <p>Sağlık harcamaları ülkelerin kalkınma sürecinde önemli bir yer tutmaktadır. Beşeri bir yatırım türü olması nedeniyle sağlık harcamaları kalkınmanın sağlanması açısından önemlidir. Bu nedenle sağlık harcamaları ile kalkınma arasındaki ilişkiyi belirlemek önemli olmaktadır. Çalışmada panel veri analizinden yararlanılarak 34 OECD ülkesinde 2000-2015 yılları arasında sağlık harcamalarının kalkınma üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, sağlık harcamaları ile kalkınma arasında uzun vadeli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte sağlık harcamalarının kalkınma üzerinde pozitif bir etki meydana getirdiği tespit edilmiştir. Diğer yandan sağlık harcamaları ile kalkınma arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.</p> <p>III. VERİ</p> <p>Bu çalışmada 2000-2015 döneminde 34 OECD ülkesinde sağlık harcamaları ile kalkınma arasında uzun dönemli ilişki ile nedensellik araştırılmıştır. Verilerin seçilmesinde çalışmanın hedefi ile literatür esas alınmıştır. Çalışmada yer alan değişkenler Tablo 2’de verilmiş olup, kullanılan veriler Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (United Nations Development</p>

Programme) ve Dünya Bankası veri tabanından (World Bank) alınmıştır. Kalkınmayı temsilen İnsani Gelişmişlik Endeksi bağımlı değişken; İnsani Gelişmişlik Endeksi üzerinde etkili olan sağlık harcamaları bağımsız değişken olarak kullanılmıştır.

Tablo 2: Analizde Yararlanılan Değişkenler

Değişken Adı	Sembolü	Kaynağı
İnsani Gelişmişlik Endeksi	İGE	United Nations Development Programme (2018)
Sağlık Harcamaları	SH	World Bank Data (2018)

IV. METODOLOJİ

Çalışmada panel veri analizinden yararlanılarak 34 OECD ülkesinde sağlık harcamaları ve kalkınma arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı ile nedensellik ilişkisi incelenmiştir.

Çalışmada öncelikle yatay kesit bağımlılık testi kullanılmış sonrasında yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel CADF birim kök testi uygulanmıştır. Birim kök testinin ardından Pesaran ve Yamagata (2008) homojenlik testi yapılmıştır. Daha sonra Westerlund ve Edgerton (2007) testi ile eşbütünlük ilişkisi ve FMOLS yöntemi ile uzun dönemli ilişkiye bakılmıştır. Sonrasında Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi uygulanmıştır. Öncelikle ampirik analizde kullanılan testler hakkında bilgi verilmiş ardından test sonuçları değerlendirilmiştir.

Tablo 3'te teorik ile ampirik literatür göz önünde bulunularak değişkenler arasında beklenen ilişki verilmiştir. Çalışmada kullanılan sağlık harcamalarının İnsani Gelişmişlik Endeksi'ni artırması beklenmektedir. İnsani Gelişmişlik Endeksi içerisinde sağlık bileşeninin yer alması nedeniyle sağlık harcamalarının İnsani Gelişmişlik Endeksi'ni artırması beklenmektedir.

Tablo 3: Değişkenin Olası Etkisi

Değişken Adı	Olası Etkisi
Sağlık Harcamaları	(+)

V. AMPİRİK SONUÇLAR

Bu çalışmada sadece bir modelin tahmini yapılmıştır. Çalışmada yer alan modelin bağımlı değişkeni İnsani Gelişmişlik Endeksi (İGE); bağımsız değişken olarak sağlık harcamaları (SH) kullanılmıştır. Modelde sağlık harcamalarının İnsani Gelişmişlik Endeksi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Model aşağıdaki denklemlerle verilmiştir:

$$\text{Model: } \text{İGE}_{2it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{SH}_{it} + u_{it} \quad (1)$$

A. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Ampirik analiz uygulanırken çalışmada kullanılan değişkenlerin arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda, bu duruma dikkat edilmeden analizin yapılması durumunda çıkan sonuçlar önemli düzeyde etkilenmektedir. Bu sebeple analiz öncesi serilerde yatay kesit bağımlılığının test edilmesi gereklidir (Pesaran, 2004).

Yatay kesit bağımlılığı testinde, sabit durumda ve zaman boyutu kesit boyutundan büyükse Breusch ve Pagan (1980) LM testi uygulanır (Baltagi vd., 2012, s. 165). Kesit boyutu zaman boyutundan büyük olduğu zaman Pesaran (2004) CD_{LM} testi kullanılır (Denklem 2). Bununla birlikte kesit boyutu ile zaman boyutunun eşit olması durumunda ise Pesaran (2004) CD_{LM2} testi yapılmaktadır. Diğer taraftan Pesaran vd. (2008), heterojen bir panel modelinde sonlu örnek yaklaşımlarını kullanarak önyargı ayarlı bir LM testi geliştirmiştir.

$$CD_{tm} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (T\hat{\rho}_{ij}^2 = \pi r^2 - 1)} \quad (2)$$

Yatay kesit bağımlılığı testi, H_0 hipotezi "Yatay kesit bağımlılığı yoktur" şeklinde iken H_1 hipotezi "Yatay kesit bağımlılığı vardır" şeklindedir. Yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarında çıkan olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğu zaman H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve paneli oluşturan serilerin arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Pesaran vd., 2008). Yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir:

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Değişkenlerde Yatay Kesit Bağımlılığı	İGE		SH	
	İst.	Olas.	İst.	Olas.
CD_{LM1} (BP,1980)	1527.955	0.000	2113.149	0.000
CD_{LM2} (Pesaran, 2004)	28.868	0.000	46.338	0.000
CD_{LM} (Pesaran, 2004)	1.742	0.041	-0.042	0.483
Bias-Adjusted CD Test	28.076	0.000	42.141	0.000

Tablo 4'teki sonuçlara bakıldığında, panel genelinde H_0 hipotezi "yatay kesit bağımlılığı yoktur" %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir ve seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilmiştir. Bundan dolayı yatay kesit bağımlılığına dikkate eden ikinci nesil birim kök testi kullanılmıştır.

B. CADF Birim Kök Testi

CADF birim kök testi, kesit anlamında genişletilmiş olan Dickey-Fuller birim kök testi Pesaran (2007) tarafından geliştirilmiştir. Ampirik analizi oluşturan yatay kesit birimleri, seriye gelen bir şok karşısında birbirlerinden etkilenebilmektedir. Analiz sonuçlarının sağlıklı çıkması açısından yatay kesit bağımlılığına dikkate eden birim kök testi (ikinci nesil birim kök testleri) kullanılmalıdır (Pesaran, 2007).

CADF testiyle, panelde yer alan serilerin her bir yatay kesitinde (örneğin, her ülke için) birim kök testi uygulanabilmektedir. Bu durumda paneldeki serilerin durağanlığını, hem panel geneli için hem de her bir yatay kesit için ayrı şekilde sonuçlarının hesaplanması mümkündür. CADF testi, her yatay kesitin zaman etkisinden farklı şekilde etkilendiğini varsayarak mekansal otokorelasyona dikkat etmektedir (Pesaran, 2007: 266-267).

CADF testinin regresyon denklemi aşağıda verilmiştir;

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad u_{it} = \gamma_{if_t} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

CADF testi, zamanın kesitten büyük olduğu durumda ve kesitin zamandan büyük olduğu durumda uygulanabilmektedir. Testin hipotezleri aşağıda yer almaktadır (Pesaran, 2007: 268).

$$H_0 : \beta_1 = 0 \quad (\text{Seri durağan değil}) \quad (4)$$

$$H_1 : \beta_1 < 0, i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_1 = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad (\text{Seri durağan}) \quad (5)$$

CADF testi sonucu elde edilen CIPS istatistiği (6 nolu Denklem) her yatay kesit amacıyla hesaplanmış olan t istatistiğinin ortalamasının alınması yoluyla bulunmaktadır (Pesaran, 2007: 276).

$$CIPS(N, T) = t - \bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (6)$$

CADF Birim kök test sonuçları Tablo 5'te verilmiştir;

Tablo 5: CADF Birim Kök Test Sonuçları

DÜZEY	İGE	SH
Sabit İstatistik	-2.958***	-2.114
BİRİNCİ FARK	İGE	SH
Sabit İstatistik	-3.185***	-4.941***

Not: * %10, ** %5, *** %1 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Test modeli için sabitli model kullanılmıştır. Sabitte kritik değerler -2.45 (1%), -2.25 (5%), -2.14 (10%)'dir. Kritik değer hesaplamaları için Pesaran (2007) makalesinden faydalanılmıştır.

CADF Birim Kök testi sonuçlarına göre CIPS değerleri incelendiğinde, panel genelinde serilerin düzeyinde durağan olmadıkları için "birim kök vardır" hipotezi reddedilememektedir. Serilerin birinci farkları alındığı zaman durağan (I(1)) oldukları tespit edilmiştir. Seriler durağan hale geldiklerinden dolayı eşbütünlüşme testinin uygulanmasına engel bir durum bulunmamaktadır.

C. Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünlüşme Testi

Panel eşbütünlüşme testine geçmeden önce, eşbütünlüşme eğim katsayılarının homojen ya da heterojen olup olmadığını belirlemek için homojenlik testi uygulanmaktadır. Diğer yandan homojenlik testi, serilerin durağanlığının tespitinde ve serilerin arasında eşbütünlüşme ilişkisinin var olup olmadığının sınanması için uygulanacak olan testlerin belirlenmesinde etkilidir (Pesaran ve Yamagata, 2008: 56). Testin sıfır hipotezi "eğim katsayıları homojendir" şeklinde iken alternatif hipotez ise "eğim katsayıları homojen değildir" şeklindedir.

Homojenlik testi sonucunda olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğunda sıfır hipotezi %10 seviyesinde kabul edilir. Sıfır hipotezinin kabul edilmesi durumunda, homojenlik testi sonrasında uygulanacak olan eşbütünlüşme testinin sonuçları güvenilir ve geçerlidir (Pesaran ve Yamagata, 2008). Tablo 6'da homojenlik testinin sonuçları verilmiştir. Tablo 6'da yer alan olasılık değerinin 0.10'dan büyük çıkmasından dolayı sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Diğer bir ifadeyle eşbütünlüşme denkleminde, sabit terimin ve eğim katsayılarının homojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 6: Homojenlik Test Sonuçları

	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\bar{\Delta}$	-1.443	0.926
$\bar{\Delta}_{adj}$	-1.650	0.951

Homojenlik testinin ardından değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunup bulunmadığının belirlenmesi amacıyla Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünlük testi uygulanmıştır. McCoskey ve Kao (1998) tarafından geliştirilen Lagrange testi çarpanına dayanan eşbütünlük testi, yatay kesit birimlerinin arasında yer alan bağımlılığı dikkate alır. Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünlük testinin küçük örneklem kullanıldığında da iyi sonuçlar verdiği belirlenmiştir (Westerlund ve Edgerton, 2007: 185-190).

Westerlund ve Edgerton (2007) panel istatistiklerinde kullanılan hipotezler aşağıda verilmiştir:

$$H_0^P: \alpha_i = 0 \quad (\text{Eşbütünlük vardır}).$$

$$H_A^P: \alpha_i = \alpha < 0 \quad (\text{Eşbütünlük yoktur}).$$

Eşbütünlük testi sonuçları Tablo 7'de verilmiştir:

Tablo 7: Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünlük Testi

Model	LM-İstatistiği	Asimptotik Olasılık Değ.	Bootstrap Olasılık Değ.
Sabitli Model	3.018	0.001	0.651
Sabitli ve Trendli Model	2.625	0.004	0.887

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 tekrarlı dağılım ile; Asimptotik olasılık değerleri ise standart normal dağılım ile bulunmuştur. Gecikme ile öncül 1 alınmıştır.

Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünlük testinin sonuçlarına bakıldığında, eşbütünlüğün olduğuna dair temel hipotez %5 anlamlılık düzeylerinde kabul edilmektedir.

D. Panel FMOLS Testi

Panel eşbütünlük testi sonrasında değişkenler arasındaki ilişkinin katsayılarını belirlemek üzere test yöntemleri geliştirilmiştir. Pedroni tarafından geliştirilen FMOLS testi, standart tahminlerde yer alan (otokorelasyon, değişen varyans vb. sorunlar sonrası oluşan) sapmaları düzeltebilen bir testtir. FMOLS yönteminin analiz tekniğinin gücünü küçük örnekler ile test eden Pedroni, küçük örnekler sonucu çıkan t istatistik değeri performansı, Monte Carlo simülasyonları ile iyi olduğu sonucuna ulaşmıştır (Gülmez ve Yardımcioglu, 2012: 346-347). Test sonuçları Tablo 8'de verilmiştir:

Tablo 8: FMOLS Katsayı Tahmini Sonuçları

Model: $\Delta GEit = \alpha + \beta_1 SH_{it} + u_{it}$			
Değişken			
	Katsayı	t istatistik	Olasılık
SH	0.014754	10.76825	0.0000***

Not: * % 10, ** % 5 ve *** % 1 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Panel FMOLS testi sonuçlarına göre sağlık harcamaları ile İnsani Gelişmişlik Endeksi arasında %1 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki

		<p>tespit edilmiştir. Bunun nedeni olarak, insani gelişmenin bileşenlerinden olan sağlık düzeyini sağlık harcamalarının belirlemesi gösterilebilir.</p> <p>E. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi</p> <p>Çalışmada kullanılan nedensellik testi, Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından son dönemde literatüre kazandırılmıştır. Granger (1969) nedensellik testinin geliştirilmiş hali olan Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testinin, dengesiz panel veri setlerinde bile etkin sonuçlar çıkarabilmesi en büyük avantajlarından birini oluşturmaktadır. Zamanın kesit boyutundan büyük veya küçük olduğu durumlarda da kullanılabilmesi ve kullanılan seriler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığına olanak tanınması diğer avantajları olarak sayılabilir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1457).</p> <p>Çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi uygulanarak incelenmiştir. Nedensellik testinin yapılabilmesi için serilerin durağan olma şartı bulunduğu serilerin birinci dereceden farkı kullanılmıştır. Test sonuçları Tablo 9'da verilmiştir:</p> <p>Tablo 9: Dumitrescu ve Hurlin Nedensellik Testi Sonuçları</p> <p>Model: $IGE_{it} = \alpha_i + \beta_1 SH_{it} + u_{it}$</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th rowspan="2">Değişkenler</th> <th colspan="2">K=1</th> <th colspan="2">K=2</th> <th colspan="2">K=3</th> </tr> <tr> <th>Z_N^{HNC}</th> <th>Olasılık</th> <th>Z_N^{HNC}</th> <th>Olasılık</th> <th>Z_N^{HNC}</th> <th>Olasılık</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>SH-İGE</td> <td>4.80838</td> <td>2.E-06***</td> <td>3.73768</td> <td>0.0002***</td> <td>3.52049</td> <td>0.0004***</td> </tr> <tr> <td>İGE-SH</td> <td>2.55752</td> <td>0.0105**</td> <td>4.71729</td> <td>2.E-06***</td> <td>2.89908</td> <td>0.0037***</td> </tr> </tbody> </table> <p>Not: * % 10, ** % 5 ve *** % 1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.</p> <p>Nedensellik testinin sonuçlarına göre sağlık harcamaları ile İnsani Gelişmişlik Endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulunmuştur. Nedensellik testi sonuçlarında; her birimin aynı gecikme uzunluğuna sahip olması sınırı altında bir, iki ve üçüncü gecikmede benzer sonuçlar tespit edilmesi test sonuçlarının güvenilirlik düzeyini gösterdiği söylenebilir. Başka bir ifadeyle, her üç gecikmede de sağlık harcamaları ile İnsani Gelişmişlik Endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.</p> <p>Nedensellik sonuçları değerlendirildiğinde; sağlık harcamaları ile İnsani Gelişmişlik Endeksi arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisinin sebebi olarak; sağlık harcamaları tarafından belirlenen sağlık düzeyinin İnsani Gelişmişlik Endeksi bileşenlerinden olması ile insani gelişmenin yaşanması sonucunda refah artışı ile birlikte sağlık harcamalarına yönelik talebin artabileceği ifade edilebilir.</p> <p>Literatürde, Mirahsani (2016) ile Kamacı ve Yazıcı (2017) panel veri analizinin uygulayarak bulmuş olduğu sonuçlar bu çalışmanın sonuçlarını destekler niteliktedir. Bu çalışmada OECD ülkelerinde sağlık harcamaları ile kalkınma ilişkisinin incelenmesi; ekonometrik analizde üstün testlerin kullanılması nedeniyle literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.</p>	Değişkenler	K=1		K=2		K=3		Z_N^{HNC}	Olasılık	Z_N^{HNC}	Olasılık	Z_N^{HNC}	Olasılık	SH-İGE	4.80838	2.E-06***	3.73768	0.0002***	3.52049	0.0004***	İGE-SH	2.55752	0.0105**	4.71729	2.E-06***	2.89908	0.0037***
Değişkenler	K=1			K=2		K=3																							
	Z_N^{HNC}	Olasılık	Z_N^{HNC}	Olasılık	Z_N^{HNC}	Olasılık																							
SH-İGE	4.80838	2.E-06***	3.73768	0.0002***	3.52049	0.0004***																							
İGE-SH	2.55752	0.0105**	4.71729	2.E-06***	2.89908	0.0037***																							

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
KAMU HARCAMALARI VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ: G7 ÜLKELERİ İÇİN	Kamu Harcamaları Panel veri	<p>Özet</p> <p>Kamu harcamalarının azaltılarak ekonomi içinde devletin rolünün mümkün olan en az seviyede tutulması gerekliliği, günümüz ekonomik çevrelerinde yaygın olarak savunulmaktadır. Kamu harcamalarının azaltılmasıyla ekonomideki vergi yükünün de azalacağı belirtilmektedir. Bu durumda, ekonomik kaynakların daha üretken özel sektör tarafından kullanılacağı savunulmaktadır. Bunun sonucunda</p>

PANEL VERİ ANALİZİ

ise daha hızlı bir ekonomik büyümenin gerçekleştirileceği düşünülmektedir. Keynesyen politikaları savunan iktisatçılar, kamu harcamaları yoluyla ekonomik büyümenin sağlanabileceğini savunmaktadırlar. Bu görüşü desteklemeyenler ise kamu kesiminin kaynakları verimsiz kullanacağını ileri sürmektedirler. Buna ek olarak, hükümetlerin seçim kaygısıyla uzun vadeli yatırımlar yerine oy oranını artıracak cari harcamalara daha yatkın olduğunu belirtmektedirler.

2.YONTEM

Bu çalışmada, öncelikle paneli oluşturan G7 ülkeleri arasındaki Yatay Kesit Bağımlılığı (YKB), Breusch-Pagan (1980) LM testi ve Pesaran vd. (2008) LM_{adj} testiyle incelenmiştir. Birim kök testi, Pesaran (2007) CADF birim kök testi ile gerçekleştirilmiştir. Panel eşbütünlük ilişkisi ise yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Westerlund-Edgerton (2007) eşbütünlük testiyle incelenmiştir. Eşbütünlük katsayılarının homojenliğinin belirlenmesinde Pesaran ve Yamagata (2008) homojenlik testiyle kullanılmıştır. Uzun dönem eşbütünlük katsayıları; Eberhardt ve Bond (2009) AMG yöntemiyle belirlenmiştir.

2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Ve Panel Birim Kök Testi

Panel veri analizlerinde seriye belli bir şok geldiğinde panel veride yer alan yatay kesit birimlerinin ilgili şoktan aynı derece etkilenip etkilenmediği araştırılmaktadır (Güriş, 2015: 77). Yapılacak ekonometrik analizden önce, serilerde ve eşbütünlük denkleminde YKB'nin varlığının araştırılması gerekmektedir.

Breusch Pagan LM (1980) testi zaman boyutunun yatay kesit boyutundan büyük olduğu durumlarda ($T > N$), Pesaran (2004) CD testi ise yatay kesit boyutunun zaman boyutundan büyük durumda ($N > T$) kullanılabilir. Bu testler, grup ortalaması sıfır fakat bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğu durumlarda sapmalı olmaktadır. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) ise bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmiştir. Sapması düzeltilmiş LM test istatistiği denklem (1) ile verilmiştir.

$$LM_{adj} = \left(\frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \frac{(T-K-1)\hat{\rho}_{ij} - \hat{\mu}_{Tij}}{v_{Tij}} \sim N(0,1) \quad (1)$$

Burada, $\hat{\mu}_{Tij}$ ortalamayı, v_{Tij} ise varyansı göstermektedir. LM_{adj} testi hem zaman boyutunun yatay kesit boyutundan büyük olduğu durumlarda ($T > N$), hem de yatay kesit boyutunun zaman boyutundan büyük durumda ($N > T$) kullanılabilir.

Test sonucunda elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda, %5 anlamlılık düzeyinde, YKB'nin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında YKB olduğuna karar verilmektedir. Bu çalışmada, değişkenlerde ve eşbütünlük denkleminde YKB'nin varlığı Breusch-Pagan (1980) LM testi ve Pesaran vd. (2008) LM_{adj} testi ile araştırılmış ve Tablo 2'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri Sonuçları

Değişkenler	LEXP	LGDP	Eşbütünlük Denklemi
Testler	Test İstatistiği Ve Olasılık Değerleri		
LM (Breusch -Pagan 1980)	476.27 (0.00)	515.81 (0.00)	149.5 (0.00)
LM_{adj} (Pesaran vd. 2008)	69.03 (0.00)	75.13 (0.00)	55.98 (0.00)

Tablo 2'den elde edilen sonuçlara göre değişkenlere ve eşbütünlüşme denkleminde ait olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğundan YKB'nin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmiş ve serilerde ve eşbütünlüşme denkleminde YKB'nin olduğuna karar verilmiştir. Analizin bundan sonraki aşamasında birim kök analizi yapılırken, YKB'yi dikkate alan birim kök testleri kullanılmalıdır. Yine eşbütünlüşme testinde ve eşbütünlüşme denkleminde tahmininde YKB'yi dikkate alan yöntemlerin kullanılması gerekmektedir.

Bu çalışmada serilerin durağanlığı, YKB olduğu durumda kullanılabilen ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF testi ile incelenmiştir. Pesaran (2007) faktör yüklerini tahmin etmek yerine birimler arası korelasyonu yok etmek amacıyla bir yöntem önermiştir. Tahmin edilen ortak faktörlerden fark almak üzerine kurulu bir birim kök testi yerine, bireysel serilerin gecikmeli düzeylerinin ve birinci farklarının yatay kesit ortalamaları ile standart DF veya ADF regresyonlarına ilave etmiştir. Bu yöntemde ADF regresyonunun gecikmeli yatay kesit ortalamaları ile genişletilmiş hali kullanılmaktadır ve bu regresyonun birinci farkı birimler arası korelasyonu yok etmektedir (Pesaran, 2007: 2; Yerdelen Tatoğlu, 2017: 84).

Basit dinamik heterojen panel veri modeli aşağıdaki gibidir,

$$Y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Gözlenemeyen faktörler f_t olmak üzere, u_{it} hata terimi tek faktör yapısına sahiptir. Burada, ε_{it} bireysel-spesifik hatayı göstermektedir. Denklem (3) tekrardan denklem (4)'de verildiği şekilde yazılabilir;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Burada, $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$, $\beta_i = -(\phi_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ 'dir.

CADF birim kök testine ilişkin hipotezler ise şu şekildedir;

$H_0: \beta_i = 0$ tüm i 'ler için (Seri Durağan Değildir).

$H_1: \beta_i < 0$ $i=1, 2, \dots, N_1$, $\beta_i = 0$ $i=N_1+1, N_1+2, \dots, N$. (Seri Durağandır).

Ayrıca her bir yatay kesite (ülkelere) ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök test istatistiği olan CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) elde edilebilir (Pesaran, 2007, s. 284). CIPS istatistiği şu şekilde ifade edilebilir:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (5)$$

Paneli oluşturan her ülke için CADF test istatistiği ile panelin geneli için CIPS test istatistiği ve kritik değerler Tablo 3'te verilmiştir.

Ülkeler Değişkenler	Test İstatistiği			
	Iexp	Alexp	Igdp	Aldp
Kanada	-2.381	-1.722	-1.15	-5.049*
Almanya	-2.085	-2.577	-1.29	-1.051
Fransa	-1.074	-4.402*	-4.36*	-2.314
Birleşik Krallık	-3.140*	-2.630	-2.08	-4.185*
İtalya	-1.771	-3.677*	0.784	-3.052*
Japonya	-1.367	-1.616	-2.50	-3.196*
A.B.D	-0.526	-3.387*	-0.489	-2.304
Panel (CIPS)	-1.764	-2.859*	-1.58	-3.022*

*: serilerin %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Ülkeler ve panelin geneli için kritik değerler Pesaran (2006) çalışmasından alınmıştır. Ülkeler için kritik değer -2.97, panelin geneli için ise -2.21'dir. Δ , fark operatörü olup değişkenin farkının alındığını göstermektedir. Test modeli olarak, tüm değişkenler için sabitli model seçilmiştir.

Tablo 3'deki sonuçlar dikkate alındığında, panelin geneli için ele alınan serilerin düzeyde durağan olmayıp birinci farkları alındığında durağan hale geldiği görülmüştür. Bu sonuçlara göre eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için gerekli önkoşul sağlanmıştır.

2.2. Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünleşme Testi

Bu çalışmada McCoskey ve Kao (1998)'nin Lagrange Çarpanı testini temel alan Westerlund Edgerton (2007) panel eşbütünleşme testi kullanılmıştır.

Bu test için y_{it} skaler değişkeni Denklem (6) ile verilmiştir:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + z_{it} \quad (6)$$

Burada z_{it} Denklem (7) ile ifade edilebilir:

$$z_{it} = u_{it} + v_{it} \text{ ve } v_{it} = \sum_{j=1}^t \eta_{it} \quad (7)$$

Burada η_{it} sıfır ortalama ve σ_i^2 varyans ile bağımsız ve özdeş dağılan (iid) bir süreçtir.

Westerlund Edgerton (2007) panel eşbütünleşme testine ilişkin hipotezler;

$H_0: \sigma_i^2 = 0$, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır

$H_1: \sigma_i^2 > 0$, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur

şeklinde. Westerlund ve Edgerton (2007), LM istatistiğini denklem (8) ile tanımlamıştır:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\omega}_i^{-2} S_{it}^2 \quad (8)$$

Burada S_{it} , FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Square) ile tahmin edilmiş modeldeki \hat{z}_{it} hata terimlerinin kısmi toplam sürecidir ve $\hat{\omega}_i^2$ ise Δx_{it} üzerine koşullu u_{it} 'nin uzun dönem tahmin edilen varyansıdır. Çalışmada seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Westerlund ve Edgerton (2007) panel eşbütünleşme testiyle incelenmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4: Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Lm istatistiği	1.162
Bootstrap olasılık değeri	0.779
Asimptotik olasılık değeri	0.123

Not: Bootstrap döngü sayısı 10000'dir.

Tablo 4'de verilen Westerlund ve Edgerton (2007) test sonuçlarına göre temel hipotez reddedilememektedir. Bu durumda kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır.

2.3. Eşbütünleşme Katsayılarının Homojenliğinin Test Edilmesi

Eşbütünleşme denkleminde eğim katsayısının homojen olup olmadığını belirlemek için Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen test kullanılmıştır. Genel bir eşbütünleşme denklemi Denklem (9) ile verilmiş olsun.

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Burada, β_i eğim katsayılarının, yatay kesitler arasında farklı olup olmadığı test edilmektedir. Testin hipotezleri:

H_0 : $\beta_i = \beta$ Eğim katsayıları homojendir.

H_1 : $\beta_i \neq \beta$ Eğim katsayıları homojen değildir.

şeklinde. Pesaran ve Yamagata (2008), hipotezleri test edebilmek için iki farklı test istatistiği önermiştir:

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\bar{S}-k}{2k} \right) \sim \chi_k^2 \quad (10)$$

$\hat{\Delta}_{adj}$ düzeltilmiş test istatistiği Denklem (11) ile hesaplanmaktadır.

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\bar{S}-k}{v(T,k)} \right) \sim N(0,1) \quad (11)$$

Burada N; yatay kesit sayısını, S; Swamy test istatistiğini, k; açıklayıcı değişken sayısını ve $v(T,k)$ ise standart hatayı ifade etmektedir. Homojenlik testi sonuçları, Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5: Homojenlik Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\Delta}$	-0.975	0.835
$\hat{\Delta}_{adj}$	-1.032	0.849

Tablo 5'te hesaplanan testlerin olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğundan temel hipotez reddedilememiş ve uzun dönem katsayılarının homojen olduğuna karar verilmiştir.

2.4. Uzun Dönem Eş-Bütünleşme Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Çalışmada, uzun dönem bireysel eşbütünleşme katsayıları yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ve Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen AMG

(Augmented Mean Group Estimator) yöntemi ile tahmin edilmiştir. Bu yöntemde panelin geneli için uzun dönem eşbütünleşme katsayısı, yatay kesitlere ait uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının aritmetik ortalaması ağırlıklandırılarak tahmin edilmektedir. Panel AMG tahmincisi, regresyon denklemindeki gözlenemeyen ortak faktörleri dikkate almaktadır. Bu yöntem hata teriminden kaynaklanan içsellik probleminin olması halinde de kullanılabilir (Eberhardt & Bond, 2009, s.10).

Paneli oluşturan ülkelere ve panelin geneline ait eşbütünleşme katsayıları AMG ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Uzun Dönem Eş-Bütünleşme Katsayıları

Ülke	Kamu Harcamaları	t-ist.	Olasılık Değeri
Kanada	0.279	6.85	0.000
Almanya	0.413	5.39	0.000
Fransa	0.100	1.64	0.100
Birleşik Krallık	0.201	5.10	0.000
İtalya	0.327	1.66	0.096
Japonya	0.341	0.30	0.762
A.B.D	0.054	0.79	0.432
PANEL	0.201	3.67*	0.000

*: %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 6'da verilen sonuçlar incelendiğinde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki elde edilmiştir. Panel için tahmin edilen eşbütünleşme katsayıları incelendiğinde uzun dönemde kamu harcamalarında meydana gelecek % 1'lik bir artış ekonomik büyümeyi % 0.201 artırmaktadır.

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Ekonomik Büyümede Eğitim Harcamalarının Etkisi: Panel Veri Analizi	Eğitim Harcamaları Panel veri	<p>Özet:</p> <p>Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için eğitim, ekonomik büyümenin gerçekleşmesini sağlayan önemli bir değişkendir. Bu çalışmada, 1990-2001 yılları arasındaki dönemde, Türkiye'de il bazında veriler kullanarak, gelişmiş ve geri kalmış bölgeler olan Marmara ve Güneydoğu Anadolu bölgelerinin eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelenmiştir. Farklı eğitim seviyelerinin etkilerini görebilmek için eğitim harcamaları toplam, ilköğretim ve ortaöğretim harcamaları olarak üç gruba toplanmış ve analizler panel veri yöntemiyle yapılmıştır. Yapılan analiz sonuçlarında; Türkiye geneli ve diğer bütün bölgelerde toplam, ilköğretim ve ortaöğretim harcamaları katsayıları, daha önceden yapılmış olan ekonomik çalışmalarda da belirtilmiş olduğu gibi, pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Güneydoğu Anadolu bölgelerinde ortaöğretim harcamaları, Marmara Bölgesi'nde ise ilköğretim harcamalarının ekonomik büyümeye etkisi daha yüksek çıkmıştır.</p> <p>METHODOLOJİ VE BULGULAR</p> <p>Bu çalışmada kullanılan il bazındaki GSYİH değerleri TÜİK'den resmi yollardan temin edilmiştir. 2001'den sonra bu bilgi toplanmadığı için, araştırma 1990-</p>

2001 yılları arasındaki dönemi kapsamaktadır. Bağımsız değişkeni oluşturan Eğitim harcamaları değişkeni Maliye Bakanlığı Kesin Hesap Kanunlarından alınmıştır. Bunların dışında T.C. Merkez Bankası'nın günlük olarak ilan ettiği döviz kurlarının basit aritmetik ortalaması alınarak her bir yıl için ayrı ayrı ortalama döviz kuru hesaplanmıştır. Daha sonra, araştırmada kullanılan kişi başına düşen GSYDH ve eğitim harcamaları değişkenleri, hesaplanan yıllık ortalama döviz kuruna bölünmesi yoluyla, Amerikan dolarına çevrilmiştir. Çalışmada kullanılan "Eğitim Harcamaları", sadece Milli Eğitim Bakanlığı (MEB) harcamalarını içermektedir. Bu harcama kalemleri de üç alt gruba ayrılmıştır; MEB il bazındaki toplam eğitim harcamaları, MEB il bazında ilköğretim harcamaları, MEB il bazında orta öğretim harcamaları. Bunun dışında araştırma alanı da alt gruplara ayrılmıştır. Birinci grup Türkiye genelidir. İkinci ve üçüncü gruplar, en zengin bölge olan Marmara bölgesi ve en geri kalmış bölge olan Güneydoğu Anadolu bölgesidir. Yani, üç alt grubun her biri için üç harcama kaleminden oluşan üç ayrı model söz konusu olacaktır.

$$\text{Model 1: } \ln(\text{GDP}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{Eğitim Harcamaları}) + u \quad (1.1)$$

$$\text{Model 2: } \ln(\text{GDP}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{İlköğretim Harcamaları}) + u \quad (1.2)$$

$$\text{Model 3: } \ln(\text{GDP}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{Ortaöğretim Harcamaları}) + u \quad (1.3)$$

Tablo 1.1. Araştırmada Oluşturulan Alt Gruplar Hakkında Tanımlayıcı Bilgiler

	İl Sayısı	İl Sayısına Oranı (%)	Türkiye Nüfusuna Oranı (%)		Değişim Oranı (%)	1990	2000
			Nüfusu	Nüfusu		1990	2000
Türkiye	81	100,0	56.473.035	67.803.927	20,1	100,0	100,0
Marmara	11	13,6	13.295.607	17.365.027	30,6	23,5	25,6
Güneydoğu Anadolu	8	9,9	4.896.007	6.255.422	27,8	8,7	9,2

Tablo 1.1.'de görüldüğü gibi Marmara bölgesi toplam 81 ilin %13,6'sını ve toplam nüfusun %25,6'sını içinde bulundurmaktadır. Güneydoğu Anadolu bölgesi ise toplam 81 ilin %10'unu ve toplam nüfusun %9,2'sini içinde bulundurmaktadır. 1990-2000 yılları arasında Marmara bölgesinin nüfusu %30,6 artarken bu oran Güneydoğu Anadolu bölgesi için %27,8 olarak gerçekleşmiştir.

Bu çalışmada 81 ili kapsayan Türkiye geneli ile birlikte oluşturulan Marmara ve Güneydoğu Anadolu bölgelerinin eğitim harcamaları ile söz konusu illerin ekonomik büyüme arasında ilişki E-views 6.0 paket programı kullanılarak panel veri analiz yöntemiyle gerçekleştirilmiştir.

Panel veriler, zaman serileri verileri ile kesit verileri bir araya getirilerek kesit etkisi veya zaman etkisi araştırılır. Genellikle panel veri araştırmalarında çok sayıda kesit veri, buna karşılık çok daha az sayıda zaman verileri söz konusudur (Gujarati, 1995, 523). Bu tür verilerde her bir kesit için eşit sayıda zaman serisi varsa, dengeli (Balanced) panel veri, farklı sayıda zaman serisi içeriyorsa da dengesiz (Unbalanced) panel veri adı verilir. Bu çalışmada, Türkiye'deki il sayısı, araştırmanın kapsadığı 1990-2001 dönemi içinde, yaldan yıla değiştiği için eşit zaman serileri içermeyen dengesiz (Unbalanced) panel veri kullanılmıştır.

Panel veri analizinin matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir;

$$Y_{i,t} = \alpha + X'_{i,t} \beta + u_{i,t} \quad i=1, \dots, N \quad \text{ve} \quad t=1, \dots, T \quad (1.4)$$

Burada i kesitleri, t ise zamanı göstermektedir.

Çalışmada, öncelikle sabit etkiler (Fixed Effect) modeli ile rassal etkiler (Random Effect) modeli arasında tercih yapılması gerekmektedir. Bunun için Hausmann Model Belirleme Testi veya Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier) testi kullanılır. Hausmann testinde sıfır hipotezi ($H_0: E(u_{i,t} | X_{i,t})=0$) regresyonun hata terimleri ile bağımsız değişkenler arasında bir ilişki olmadığını gösterir. Yani, sabit etkiler ile rassal etkili model arasında bir fark olmadığı, Lagrange Çarpanı testinde ise sıfır hipotezi hata terimlerin varyansının sıfır olduğunu ifade eder. Ama her iki testte de, sıfır hipotezinin reddi durumunda, sabit etkiler modelinin kullanılması, reddedilememesi durumunda da alternatif hipotez olan rassal etkiler modelinin kullanılması kabul edilmiş olacaktır (Greene, 1997, 632-633).

Tablo 1.2. Hausmann Model Belirleme Testi Sonuçları Ki-Kare Olasılık Değerleri

Grup	Model 1	Model 2	Model 3
Türkiye Geneli	0,8326	0,5052	0,6819
Marmara	0,0030	0,0084	0,0028
Güneydoğu Anadolu	0,0444	0,0667	0,0307

Tablo 1.2'de araştırma için oluşturulan üç alt grubun Hausmann Model belirleme test sonuçlarının Ki-kare olasılık değerleri verilmiştir. Bu tabloya göre, Ki-kare olasılık değerleri %10'un üstünde ise, sıfır hipotezi reddedilemez ve her bir regresyon modeli oluşturulurken rassal etkiler modeli kullanılır. Tablo 1.2'deki sonuçların da gösterdiği gibi,

Türkiye geneli için rassal etkiler modeli, buna karşılık Marmara ve Güneydoğu Anadolu bölgeleri grupları için ise sabit etkiler modeli kullanılmıştır.

Hausmann testi ardından modellerde istatistiksel sorunlar olan oto korelasyon ve değişen varyans olup olmadığı test edilmiştir. Panel veri setleri için uygulanacak olan oto korelasyon testleri, kesit veri setlerine uygulanacak olan farklılık göstermektedir. Panel veriler için Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) farklı bir Durbin-Watson oto korelasyon testi geliştirmişlerdir. Buna göre model 1.4'den elde edilen hata terimleri Bhargava panel veriler oto korelasyon testine göre düzenleyip tekrar yazarsak;

$$u_{i,t} = \rho u_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (1.5)$$

olacaktır. Burada $v_{i,t}$ teriminin ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 'ye eşit olan bir yeni hata terimidir. Testte kullanılan sıfır hipotezi " $u_{i,t}$ " lerde oto korelasyon yoktur ($H_0: \rho=0$), alternatif hipoteze ise birinci düzey oto korelasyon vardır ($H_1: |\rho|<1$) şeklinde oluşturulur.

Bundan sonra Bhargava, panel veri analizleri için aşağıda Model 1.6'da verildiği gibi yeni bir Durbin-Watson d-istatistik değeri hesaplamıştır.

$$d_p = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (u_{i,t} - u_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{i,t})^2} \quad (1.6)$$

Model 1.6'daki " $u_{i,t}$ " terimleri, en küçük kareler yöntemine göre elde edilen hata terimlerini ifade eder. " $u_{i,t-1}$ " terimleri ise, aynı hata terimlerinin bir gecikmeli değerleridir. Burada elde edilen yeni d-istatistik değeri yine yeni oluşturulacak tablo değerleriyle karşılaştırılacaktır.

Hesaplanan d-istatistik değeri d-tablodan elde edilen alt ve üst sınırların dışında kaldığında alternatif hipotez kabul edilip, oto korelasyonun giderilmesi için modelde yer alan bütün değişkenlerin 1 gecikmeli değerlerinden yeni bir model oluşturulur. Bu yeni model sabit etkiler modeli ile yeniden tahmin edilerek, oto korelasyonunun giderilip giderilmediği test edilir.

Modelde oto korelasyon testinden sonra, varolabilecek bir diğer istatistiksel sorun değişen varyans sorunudur. Bunun için Breusch-Pagan değişen varyans testi uygulanır (Wooldridge, 2003). Buna göre önce Model 1.1'deki modelimiz tahminlenir, modelden elde edilen artık terimlerinin (residuals) kareleri hesaplanır (\hat{u}^2). Sonra bu artık terimi kareleri Model 1.1'e bağımlı değişken olarak alınır ve diğer bağımsız değişkenlerle birlikte tahminlenir. Bu tahmin modelinden elde edilen R^2 değeri, zaman ve kesit boyutunun bir eksiği kadar genişletilecek Ki-kare (χ^2) test değeri hesaplanmış olur. Eğer hesaplanan Ki-kare test değeri açıklayıcı değişken sayısı kadar serbestlik derecesine sahip, Ki-kare tablo değerinden büyük ise sıfır hipotezi reddedilir, yani değişen varyansın varlığı kabul edilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda, değişen varyans sorununu gidermek için White düzeltme testi uygulanacaktır.

Araştırmada oluşturulan üç grubun her üç modelinde de hem oto korelasyon hem de değişen varyans sorunları tespit edilmiştir. Bu yüzden önce oto korelasyon ve sonrada değişen varyans düzeltme testleri uygulanmıştır.

Tablo 1.3'de üç grubunda model tahminleme sonuçları verilmiştir. Tablodan görüldüğü gibi, Türkiye genelinde her üç modelde de harcama değişkenleri %1 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Ayrıca modellerin üçünün de, açıklama gücünü gösteren R^2 değerleri, (%92,8, %92,2 ve %93,4 gibi) oldukça yüksek çıkmıştır. Çalışmanın amacı olan eğitim harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, iktisat yazınında olduğu gibi hem pozitif çıkmış, hem de oldukça yüksek istatistiksel bir anlamlılığa sahiptir. Yani, Türkiye genelinde Milli Eğitim Bakanlığına bağlı okullar için yapılan eğitim harcamalarının, Türkiye ekonomisi için olumlu etkisi vardır. Bu sonuçlara göre, Türkiye genelinde, genel eğitim harcamalarında %1'lik bir artış, kişi başına düşen GSYİH'da %0.52'lik bir artışa neden olmaktadır. Ortaöğretim harcamalarının katkısı (0,5241) ilköğretim harcamalarının katkısından (0,4915) daha yüksek bulunmuştur. Türkiye genelinde bireylerin sekiz yıllık zorunlu eğitim sonrası direkt olarak işgücü piyasasına girmek yerine, ortaöğretim kurumlarına devam etmeleri ve bu eğitimin ardından iş arayışına girmeyi tercih etmeleri bu sonuçun ortaya çıkmasındaki sebepler arasında sayılabilir.

Tablo 1.3. Türkiye Geneli, Marmara ve Güneydoğu Anadolu Grupları Tahminleme Sonuçları

	Türkiye Geneli için Oluşturulan Modeller			Marmara Bölgesi Grubu			Güneydoğu Anadolu Bölgesi Grubu		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
Sabit Terim	-1,732471 (-1,100789)	-1,012920 (-0,607861)	-1,104761 (-0,893036)	-0,722442 (-0,318793)	-0,643953 (-0,275957)	0,423027 (0,219704)	1,188145 (0,652607)	2,719467** (1,670064)	0,510539 (0,354003)
Log (Harcama Genel)	0,522283 (7,951993)***			0,504347 (3,962499)***			0,382830 (3,406339)***		
Log (İlköğretim)		0,491537 (7,044736)***			0,512056 (3,813077)***			0,268398 (2,850567)***	
Log (Ortaöğretim)			0,524160 (8,914219)***			0,467993 (4,030005)***			0,429230 (4,766613)***
Toplam Panel (Unbalanced) Gözlemleri	846	846	846	115	115	115	81	81	81
R ²	0,928334	0,922124	0,935014	0,864372	0,856006	0,812552	0,773997	0,752383	0,834924
Adj. R ²	0,928164	0,921939	0,934860	0,848416	0,839065	0,815758	0,745349	0,709728	0,813999
Durbin-Watson İstatistik	2,078250	2,107797	2,122333	2,050879	2,052276	2,066064	2,069364	2,085244	2,135353
F-Değer	5459,984	4990,954	6064,528	54,17143	50,53010	58,19390	27,01726	22,73372	39,90048
Olasılık (F-Değer)	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000

(Parantez içinde t-istatistik değerleri verilmiştir. *** %1 anlamlılık seviyesini, ** %5 anlamlılık seviyesini göstermektedir.)

Tablo 1.3'de orta bölümde görüldüğü gibi, Marmara bölgesindeki ilköğretim harcamalarının ekonomiye olan olumlu etkisi, ortaöğretim harcamalarının etkisinden yüksek çıkmıştır. Bu sonuçlara göre, Marmara Bölgesinde, genel eğitim harcamalarında %1'lik bir artış, kişi başına düşen GSYİH'da %0.50'lik bir artışa neden olmaktadır. Ortaöğretim harcamalarında %1'lik bir artış ekonomik

		<p>gelişmeye katkısının %0,47, ilköğretim harcamalarında %1'lik bir artışın katkısı %0,51'dir. Bu bölge üretim miktarı, ekonomiye katkısı, işletme sayısı ve istihdam imkanları açısından en yüksek illerden oluşur. Bu nedenle, işgücüne olan yüksek talep nedeniyle, bireyler zorunlu eğitimin ardından işgücü piyasasında kolaylıkla iş bulabilmektedirler. Buna karşılık ortaöğretim sonrası bireyler kimi zaman işgücü piyasasına girmek yerine, yüksek öğrenim yoluyla verimliliklerini daha da artırma yolunu seçmektedirler. Tablo 1.3.'de en sağdaki son üç sütunda da görüldüğü gibi, Güneydoğu Anadolu Bölgesi grubunda, üç modelde de, eğitim harcamaları bölgenin ekonomik büyümesinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahiptir. Buna karşılık, bu bölgede eğitim harcamalarının olumlu etkisi, diğer gruplar arasında en düşük seviyededir. Bu duruma bir neden, geçmişe yönelik verilerin toplanmasında karşılaşılan zorluklar olsa da, asıl neden bölgede yaşanan aşırı göç olabilir. Güvenlik ve gelir azlığı gibi nedenlerden sonra, göçü arttıran faktörlerin başında eğitim ve sağlık hizmetlerinin kalitesinin düşüklüğü geldiği bilinmektedir. Ayrıca bölgede iş imkanlarının sınırlılığı nedeniyle, bireyler çocuklarını ilköğretim sonrası bu sınırlı işlere yerleştirmeye çalışmak yerine, ortaöğretim kurumlarına yollamaları, hem ilköğretim kurumlarının ekonomiye getirisini azaltmakta, hem de ortaöğretimin getirisini arttırmaktadır.</p>
--	--	--

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği, BİT, ve Kurumsal Altyapı: Dinamik Panel Veri Analizi	Cinsiyet Eşitsizliği Panel veri	<p>Özet</p> <p>Bu çalışmanın amacı toplumsal cinsiyet eşitsizliği, bilgi ve iletişim teknolojileri (BİT) ve kurumsal yapı arasındaki ilişkiyi incelemektir. Çalışma toplumsal cinsiyet eşitsizliği üzerinde BİT ve kurumsal yapının etkisini ve BİT ve kurumsal yapının karşılıklı etkileşiminin bu etkiyi nasıl değiştirdiğini analiz etmektedir. Dinamik panel genelleştirilmiş beklentiler yöntemi tahmincisini ve 209 ülke için 2000-2010 dönemini kapsayan bir panel veri setini kullanarak hem BİT hem de kurumsal altyapının toplumsal cinsiyet eşitliği üzerinde önemli pozitif etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Daha da önemlisi daha ileri BİT ve daha iyi kurumsal altyapı birleşiminin toplumsal cinsiyet eşitliği üzerinde bunların ayrı ayrı etkilerinden bağımsız ve bunlara ek olarak karşılıklı etkileşimden kaynaklanan bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur METODOLOJİ Bu çalışmanın amacı kurumsal yapının, BİT'in ve BİT'in kurumsal yapı ile etkileşiminin toplumsal cinsiyet eşitliği üzerindeki etkisini araştırmaktır. Çalışma özellikle BİT'in kurumsal yapı ile etkileşiminin bunların birlikte gelişmesi sonucunda her birinin toplumsal cinsiyet eşitsizliği üzerindeki etkilerinde bağımsız ek bir etkiye sahip olduğu eşanlılık hipotezinin geçerliliğini de test etmektedir. Bu hipotez BİT'in toplumsal cinsiyet eşitliği üzerindeki etkisinin daha iyi bir kurumsal yapı durumunda dolaylı kanallar yoluyla daha da büyük olacağı varsayımına dayanmaktadır. Çalışmanın ilgilendiği ampirik soruları cevaplamak</p>

için 2000- 2010 yılları arasında 209 ülke için Arrelano-Bond sistem genelleştirilmiş beklentiler yöntemi tah

mincisi (GMM) kullanılarak dinamik panel veri modelleri tahmin edilmiş ve elde edilen kanıtların hipotezleri destekleyip desteklemediği değerlendirilmiştir.

Çalışmada BİT ve kurumsal kalitenin toplumsal cinsiyet eşitliği üzerindeki etkisini araştırmak için iki farklı ampirik model kullanılmıştır. Modeller özellikle bağımlı değişkenleri yönünden farklı olmakla birlikte, kontrol değişkenleri de küçük farklılıklar göstermektedir. Birinci model istihdamda toplumsal cinsiyet eşitliğini bağımlı değişken olarak kullanır. İstihdamda toplumsal cinsiyet eşitliği iş gücü katılım oranlarında kadınların erkeklerle göre oranı olarak tanımlanmış, bu da kadınların iş gücüne katılım oranının erkeklerin iş gücüne katılım oranına bölünmesi ile elde edilmiştir. BİT'e erişim ve yoğunluğu ölçmek için 6 ölçüt kullanılmıştır: (1) 100 kişi başına bilgisayar sayısı, (2) 100 kişi başına internet kullanıcı sayısı, (3) 100 kişi başına telefon sayısı, (4) GSYİH payı olarak BİT harcaması, (5) kişi başı BİT harcaması, (6) 100 kişi başına cep telefonu abone sayısı. Bu farklı ölçütler arasındaki yüksek korelasyondan dolayı, değişkenlerden her biri farklı bir regresyonda kullanılmıştır ve böylece bu model için altı farklı tahmin yapılmıştır. Kurumsal yapının kalitesini ölçmek için Political Risk Group (PRS) tarafından yayınlanan altı gösterge kullanılmıştır. Bu göstergeler (i) Yozlaşma, (ii) Yasa ve Düzen, (iii) Bürokratik Kalite, (iv) Bileşik Risk Oranı, (v) Hükümet İstikrarı, ve (vi) Demokratik Sorumluluk'tan oluşmaktadır. Bu altı gösterge arasında da oldukça yüksek korelasyon olduğu için temel bileşenler analizi kullanarak bu altı seriden bir kurumsal kalite endeksi oluşturulmuştur. Oluşturulan endekse kurumsal yapının kalitesinin bir ölçütü olarak regresyonlarda kullanılmıştır. Kurumsal kalite endeksinin oluşturulması ampirik bölümün detaylı olarak açıklanmıştır. Birinci regresyon modelinde kişi başı GYİH, 15+ yaşa sahip kızlar için ortalama okullaşma yılı, 15+ yaş için ortalama okullaşma yılı, şehirleşme oranı ve işsizlik oranı kontrol değişkenleri olarak kullanılmıştır. Muhtemel içsellik sorununa karşı bağımsız değişkenlerin bir yıl gecikmeli değerleri regresyonda yer almıştır.

Tahmin edilen istihdamda toplumsal cinsiyet eşitliği için panel regresyon modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta RFMLFAR_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta LGDPPC_{i,t-1} + \beta_3 \Delta UR_{i,t-1} +$$

$$\beta_4 \Delta U_{it} + \beta_5 \Delta BLSF_{i,t-1} + \beta_6 \Delta BLSF_{i,t-1} + \beta_7 \Delta INSTQ_{i,t-1} + \beta_8 \Delta ICT_{i,t-1} + \beta_9 \Delta (ICT_{i,t-1} * INSTQ_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada i ülkeyi, t yılı, Δ ise birinci farkları gösterir. Değişkenler ise aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

RFMPSSS = İlk ve Orta Eğitimde Kız Çocukların Erkek Çocuklara Oranı

FLFPR = İşgücü katılım oranı, kadın (15+ yaşa sahip kadınların yüzdesi)

MLFPR = İşgücü katılım oranı, erkek (15+ yaşa sahip erkeklerin yüzdesi)

RFMLFAR = İşgücü Faaliyeti Oranlarında Kadınların Erkeklerle Göre Oranı,

FLFPR/MLFPR olarak tanımlanmıştır

GDPCC = Kişi başı GSYİH (cari ABD doları)

U = İşsizlik, toplam (toplam işgücünün yüzdesi)

UR = Şehir nüfusu (toplamın yüzdesi)

BLSF = Barro-Lee: Ortalama okullaşma yılı, 15+ yaş kadınlar

BLST = Barro-Lee: Ortalama okullaşma yılı, 15+ yaş toplam

INSTQ = Kurumsal Kalite Endeksi

ε = Hata terimi.

ICT ise aşağıdaki BİT erişim ve yoğunluk ölçütlerinden birini gösterir:

IU = İnternet kullanıcıları (100 kişi başı)

MCS = Cep telefonu aboneliği (100 kişi başı)

PC = Kişisel bilgisayarlar (100 kişi başı)

TL = Telefon bağlantıları (100 kişi başı)

ICTEPC = Kişi başı bilgi ve iletişim teknolojisi harcaması (cari US\$)

ICTEPGDP = Bilgi ve iletişim teknolojisi har-

caması (GYİH %si)

İkinci modelde bağımlı değişken olarak eğitimde toplumsal cinsiyet eşitliği kullanılmaktadır. Eğitimde toplumsal cinsiyet eşitliği ilk ve orta eğitimde kızların erkeklere oranı olarak tanımlanmıştır, bu da hem devlet hem özel ilk ve orta okullardaki kızların erkeklere oranı olarak hesaplanmıştır. İkinci dinamik panel regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \text{RFMPSSS}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{LGDP}_{i,t-1} + \beta_3 \Delta \text{YR}_{i,t} + \beta_4 \Delta \text{BLST}_{i,t-1} + \beta_5 \Delta \text{BLSF}_{i,t-1} + \beta_6 \Delta \text{INSTQ}_{i,t-1} + \beta_7 \Delta \text{ICT}_{i,t-1} + \beta_8 \Delta (\text{ICT}_{i,t-1} * \text{INSTQ}_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Burada,

RFMPSSS = İlk ve orta eğitimde kız öğrencilerin erkek öğrencilere oranı,

YR = Gençlik cinsiyet oranıdır

Diğer değişkenler ise de yukarıda Denklem (1)'de tanımlandığı gibidir.

Çalışmada Arrelano-Bond sistem genelleştirilmiş beklentiler yöntemi tahmincisini (GMM) kullanarak, verilerin mevcut olduğu ülkeler için dinamik sabit etkiler panel data modeli tahmin edilmiştir. Her regresyonda kullanılan gözlemlerin sayısı ilgili değişkenler için mevcut olan veriye göre değişmektedir. Arellano-Bond sistem GMM tahmincisinin uygulamasında, GMM tarzı araçlar değişkenler olarak regresyonda bulunan tüm değişkenlerin birinci gecikmesinden beşinci gecikmesine kadar olan gecikmeli değerleri kullanılmıştır. Uy-

gun bütün değişkenlerin araç değişken olarak kullanıldığından emin olmak ve aynı zamanda da parametrelerde sapmaya sebep olmamak için; her değişken, zaman, ve gecikme uzunluğu için bir araç değişken kullanma yerine, her değişken ve gecikme uzunluğu için bir araç değişken kullandık. Bunu yapmamızın sebebi, kullanılan araç değişkenlerin sayısının gözlemlerin sayısına göreceli oranı büyüdükçe, parametre tahminlerinin uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük karelere doğru sapma göstermesidir.

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Toplam Faktör Verimliliğinin Ekonomik Büyümeye Etkisi: 15 OECD Ülkesi İçin Panel Veri Analizi	Faktör Verimliliği Panel veri	<p>Özet</p> <p>Toplam faktör verimliliği, refahın ve uzun dönemli büyümenin temel kaynağıdır. Sermaye ve emek aynı kalarak, daha yüksek çıktı ve gelir sağlanması, toplam faktör verimliliğinin artması anlamına gelmektedir. Toplam faktör verimliliği düşük olan ülkeler nispeten daha fakir, toplam faktör verimliliği yüksek olan ülkeler ise daha zengin ve gelişmiş ülkelerdir. Bu çalışmada 15 OECD ülkesinde 1995-2016 dönemleri için toplam faktör verimliliğinin ekonomik büyüme üzerine etkisi panel veri analizi ile incelenmiştir. Serilerde birimler arası korelasyon, değişen varyans ve otokorelasyon problemi bulunduğundan dolayı Parks-Kmenta tahmincisi kullanılmıştır. Yapılan analizlere göre, toplam faktör verimliliğinden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensel ilişki tespit edilmiştir. Parks-Kmenta tahmincisi sonuçlarına göre de toplam faktör verimliliğindeki bir birimlik artış ekonomik büyümeyi 1.19 birim artırmaktadır.</p> <p>3. VERİ, MODEL, YÖNTEM VE SONUÇLARIN DEĞERLENDİRİLMESİ</p> <p>3.1. Veri ve Model</p> <p>Bu çalışmada, 15 OECD ülkesinde² 1995-2016 dönemine ait yıllık veriler yardımıyla toplam faktör verimliliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi test edilmiştir. Modelde toplam faktör verimliliği “MFP” ve ekonomik büyüme verisi ise “GROW” olarak ifade edilmektedir. Seriler Dünya Bankası’nın veri tabanı olan “databank.worldbank.org” adresinden temin edilmiştir.</p> <p>Çalışmada 15 OECD ülkesi için aşağıdaki model tanımlanmaktadır:</p> $GROW_{it} = \alpha + \beta_1 MFP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$ <p>Burada; i; ülkeleri, t; zamanı, MFP; toplam faktör verimliliğini ve GROW ise; ekonomik büyüme oranını göstermektedir.</p> <p>Bu çalışmada toplam faktör verimliliğinin büyüme üzerindeki etkisi incelenmiştir. Modelde bağımlı değişken toplam faktör verimliliği, bağımsız değişken ise ekonomik büyümedir. Serilere ait durağanlıklar ikinci nesil panel birim kök testleri ile analiz edilmiştir. Daha sonra modelde birimler arası</p> <hr/> <p>korelasyon, değişen varyans ve otokorelasyon problemi tespit edildiğinden dolayı daha dirençli tahminler veren Parks-Kmenta tahmincisi ile katsayılar belirlenmiştir ve sonuçların tutarlığı ile nedensellik analizi yapılmıştır.</p>

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Mali Konsolidasyon Programlarının Özel Tüketim Harcamaları Üzerindeki Etkisi: PIIGS Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi	Tüketim Harcamaları Panel veri	<p>Özet</p> <p>Bütçe dengesinin çeşitli nedenlerle bozulması sonucunda dengenin tekrar kurulması amacıyla mali konsolidasyon programları uygulanmaktadır. Mali konsolidasyon, kamu açıklarını ve borç stokunu azaltmaya yönelik uygulanan daraltıcı maliye politikaları olarak tanımlanmaktadır. Çalışmada, mali konsolidasyon programlarının özel tüketim harcamaları üzerindeki etkisi 1995-2020 yılı verilerine dayalı olarak PIIGS (Portekiz, İtalya, İrlanda, Yunanistan, İspanya) ülkelerini içeren panel veri analizi ile ortaya koyulmuştur. Elde edilen bulgular ışığında mali konsolidasyon programlarının ülkeler arasında farklı etkiler oluşturduğu görülmüştür. İrlanda ve İtalya’da genişletici mali daralma hipotezini destekleyici bulgular elde edilmiştir. Yunanistan’da ise Keynesyen etkileri destekleyen sonuçlara ulaşılmıştır. Örneklem yıllarından olan 2019-2020 yıllarında yaşanmış olan ve çalışmaya dahil edilen Covid-19 salgını nedeniyle uygulanan hükümet programlarının ise Portekiz, İtalya ve İrlanda’da özel tüketim harcamalarını olumlu etkilediği görülmüştür. Bu durum mali konsolidasyon dönemlerinde genişletici mali daralma hipotezinin; genişleme dönemlerinde ise Geleneksel Keynesyen modelin geçerli olabileceğini göstermektedir.</p> <p>4.2. Veri Seti</p> <p>Çalışmada örnek ülke grubu olan PIIGS ülkelerine ait veriler panel veri şeklinde ele alınmıştır. Kurulan ekonometrik model aşağıdaki gibidir:</p> $CNS = \alpha + \beta_1 GEXP + \beta_2 STR + \beta_3 Y + \beta_4 INF + \beta_5 \lambda + \beta_6 COVID + \epsilon_t \quad (1)$ <p>Modelde bağımlı değişken olan CNS değişkeni hanehalkı nihai tüketim (kişi başı nihai özel tüketim) harcamasıdır ve 2010 yılı sabit ABD doları cinsinden olup modele logaritması alınarak dahil edilmiştir. Bu veri seti Dünya Bankası’nın veri tabanından elde edilmiştir ve yıllıktır. Kişi başı hanehalkı nihai tüketim harcaması¹ (kişi başı özel tüketim harcaması) sabit 2010 fiyatları ve Dünya Bankası nüfus tahminleri üzerinden özel tüketim kullanılarak ABD doları cinsinden hesaplanmıştır (Dünya Bankası, 2021a).</p> <p>Ekonometrik model dahilinde mali konsolidasyon uygulamalarının kişi başı özel tüketim harcamaları üzerindeki etkisi ise kukla değişken yardımı ile ölçülmüştür. λ ile temsil edilen bu kukla değişken mali konsolidasyon yılları ve bu yılları takip eden ilk iki yıl için 1,</p> <p>¹ Haneler tarafından satın alınan dayanıklı ürünler (araba, çamaşır makinesi ve ev bilgisayarları gibi) dahil olmak üzere tüm mal ve hizmetlerin piyasa değeri olarak hesaplanır. Konut satın alımlarını içermez, ancak konutun kendi sahibi tarafından kullanılan konutlar açısından emsal kirayı içerir. Ayrıca, izin ve lisans almak için devlete yapılan ödemeleri ve ücretleri de içerir. Burada kişi başı hanehalkı tüketim harcamaları, ülke bazında ayrı rapor edilse dahi, hanelere hizmet veren ve kâr amacı gütmeyen kuruluşların harcamalarını da içermektedir (Dünya Bankası, 2021a).</p>

		<p>aksi durumda 0 değerini almaktadır. Böylece, Carriere-Swallow et al. (2018) çalışmasındaki paralel olarak mali konsolidasyon uygulamalarının yalnızca uygulandığı yıldaki etkisinin değil hem uygulandığı sene içerisindeki hem de takip eden iki yıl içerisindeki etkilerinin tespit edilmesi amaçlanmıştır.</p> <p>Bununla birlikte, dışlanan değişken yanlılığı hatasının² önlenmesi amacı ile çalışmaya diğer değişkenler (GEXP, STR, Y, INF, COVID) de eklenmiştir.</p> <p>GEXP, kamu sektörünün nihai tüketim harcaması (hükümet harcamaları) olup gayrisafi yurt içi hasılanın yüzdesi şeklinde yıllık olarak alınmıştır. Hükümet harcamaları, mal ve hizmet alımları (çalışanların tazminatı dahil) için tüm kamu cari harcamalarını içermektedir. Aynı zamanda, ulusal savunma ve güvenlik harcamalarını içermektedir. Ancak devlete ait sermaye oluşumunun bir parçası niteliğinde olan askeri harcamalar hariç tutulmaktadır. (Dünya Bankası, 2021b).</p> <p>STR, hanelere yapılan nakdi sosyal yardımları temsil etmektedir. GSYH'nin yüzde oranı şeklinde yıllık bazda alınmıştır ve OECD'nin veri tabanından elde edilmiştir. Ulusal hesaplarda hanehalklarına sağlanan sosyal yardımlar iki ayrı kategoriye ayrılmaktadır: (i) aynı sosyal transferler dışındaki sosyal yardımlar ve (ii) aynı sosyal transferler. Birincisi prensipte nakittir ve bu nedenle hanelerin nakdi diğer gelirlerden ayrıtı edilemez bir şekilde kullanmalarına izin verirken, aynı transferler her zaman belirli mal veya hizmetin (ağırlıklı olarak sağlık ve eğitim) sağlanmasıyla ilgilidir ve bu nedenle hanelerin bunların tüketimine ilişkin herhangi bir takdir yetkisi yoktur (OECD, 2021a).</p> <p>Y değişkeni GSYH'deki yıllık reel değişmeyi temsil etmektedir. Bu veri IMF'nin veri tabanından elde edilmiştir ve bir önceki yıla göre büyüme oranlarıyla ölçülmektedir.</p> <p>INF, tüketici fiyatları ile enflasyondaki (TÜFE) yıllık yüzde değişim oranıdır.</p> <p>COVID kukla değişkeni ise 2020 yılı için 1 diğer yıllar için 0 değerini alan ve Covid-19 salgınının etkisinin ölçülmesi amacı ile modele dahil edilen değişkendir.</p> <p>Ekonometrik modelde α sabit (otonom) değişken iken ϵ ise sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip hata terimidir.</p> <p>4.3. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler</p> <p>Ampirik analiz dahilinde öncelikle her ülke için bu ekonometrik modeldeki serilerin betimsel istatistikleri ve grafikleri sunulmuştur.</p> <p>Serilerin betimleyici istatistikleri ve görsel sunumları, araştırmacılara değişkenler hakkında genel bir fikir vermektedir. Bu kapsamda serilerin betimsel istatistikleri için</p>
--	--	---

oluşturulan aşağıdaki Tablo 3'te serilerin gözlem sayıları, standart sapmaları, minimum değerleri, maksimum değerleri ve ortalamaları belirtilmiştir.

Tablo: 3
Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Gözlem Sayısı	Ortalama	St. Sapma	Minimum Değer	Maksimum Değer
CNS	125	9.77	0.19	9.34	1.01
STR	125	1.42	3.58	6.78	2.06
GEXP	125	1.83	2.04	1.18	2.33
Y	125	2.26	4.05	-10.1	25.3
INF	125	2.18	1.86	-4.47	8.93

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Aşağıda yer alan Tablo 4'te serilere (değişkenlere) ait korelasyon matrisi yer almaktadır. Seriler arasındaki korelasyon çoklu doğrusal bağıntı olup olmadığı hakkında veri sağlamaktadır.

Tablo: 4
Değişkenlere Ait Korelasyon Matrisi

	CNS	STR	GEXP	Y	INF
CNS	1.00				
STR	-0.0661	1.00			
GEXP	-0.2752	0.7320	1.00		
Y	0.0938	-0.6569	-0.7409	1.00	
INF	-0.1687	-0.4097	-0.1037	0.0964	1.00

Kaynak: Yazarlar tarafından hesaplanmıştır.

Değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin ölçüsü olarak korelasyon katsayısı kullanılmaktadır. İki değişken arasındaki korelasyon katsayısı, bu değişkenlerin birlikte değişim derecesini yansıtmaktadır. Diğer bir ifadeyle, iki değişken arasında hesaplanan korelasyon katsayısı yüksek ise bu iki değişkenin birlikte değiştiği söylenebilir. +1 ile -1 arasında değişen korelasyon değerinin 0.80'den yüksek olması çok yüksek düzeyde bir ilişki olduğu yönünde yorumlanmaktadır (Düzgüneş & Akman, 1985). Tablo 4'te de görüldüğü üzere seriler arasında yüksek oranda bir korelasyon bulunmamaktadır. Bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin zayıf olduğu görülmektedir.

Çalışmanın EK kısmında serilere ait grafiklere yer verilmiştir. PIIGS ülkelerinin tümünde enflasyonda keskin bir düşüşün, sosyal transferler ile diğer hükümet harcamalarında ise hızlı bir yükselişin yaşandığı 2009 yılında ülkelerin büyüme oranlarının negatif düzeylerde seyrettiği görülmektedir.

CNS bağımlı değişkeni olarak ifade edilen özel tüketim harcamalarının ise tüm ülkelerde 2007 yılına kadar artış eğiliminde ve 2013 yılına kadar azalış eğiliminde olduğu görülmektedir. Özel tüketim harcamaları 2013 yılından sonra tüm ülkelerde istikrarlı bir şekilde artmıştır.

Grafiklerde istisnai bir vaka olarak yorumlanabilecek İrlanda diğer ülkelerden daha hızlı büyümüştür. 2013 yılına kadar azalma eğiliminin görüldüğü büyüme oranında bu yıldan sonra yükselme eğilimi görülmektedir. İrlanda'da 2015 yılında hükümet harcamaları

ile sosyal transferler büyük ölçüde azalmıştır. Bunun yanında büyüme oranında yüksek bir artış görülmektedir. Ayrıca özel tüketim harcamalarının da bu dönemden itibaren artış eğiliminde olduğu görülmektedir.

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Yoksulluk ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği: OECD ve AB Ülkeleri Panel Veri Analizi	Yoksulluk Panel veri	Özet Yoksulluk, sosyal ve ekonomik olarak olumsuz etkileri olan önemli bir sorundur. Geleceği planlarken ülkelerin iktisadi kalkınmalarında dikkate almaları gereken çok çeşitli parametrelerden biri yoksulluk diğeri de gelir dağılımındaki eşitliktir. Avrupa Birliği'nin 2004 ve 2007 yıllarındaki genişlemesinden sonra bölgesel ayrışmaları azaltmak temel bir hedef haline gelmiştir. Genel kabul gören bir görüş, AB 15 ülkesi için gelir ıraksamasının daraldığı yönündedir. Kişi başı GSYİH'sı yüksek olan bir bölge yüksek oranda yoksulluk çekiyor olmakla birlikte düşük GSYİH'sı olan bir ülkenin bazı

alanlarında yüksek zenginlik görülebilmektedir. Ortalama gelir düzeyi düşük olan bir bölgeye ayrılan kaynaklar azınlıkta kalan üst orta gelir grubu için iyi ödenekli yeni işler getirirken bir yandan da daha yüksek gelir eşitsizliği ile sonuçlanmaktadır. İktisat yazınında yoksulluk ve gelir dağılımı eşitsizliği değişkenleri genellikle ekonomik büyüme değişkeni ile birlikte analiz edilmektedir. Anahtar Kelime: Yoksulluk, gelir dağılımı, panel veri analizi.

Veri ve Model

Bu çalışmada kullanılan doğrusal regresyon modelinin formu aşağıdaki eşitlikte görüldüğü gibidir. GP (gelir payları-incomeshareratio) olup TY (toplam yoksulluk eşiği oranı) değişkenidir. Veri seti 2007, 2012 ve 2014 olmak üzere 3 yıla ait yoksulluk, Gini katsayısı ve gelir payları serilerinden oluşmaktadır. Ülkeler 35 OECD ülkesi ile 26 adet AB üyesi ükeyi kapsamaktadır. Tablo 1, veri setinden bir kesiti göstermektedir. Aşağıda görülen model, logaritması alınmış Gini katsayısı bağımlı değişken olarak almakta, gelir payları (GP) ve toplam yoksulluk eşiğini (TY) bağımsız değişkenler olarak ele almaktadır.

$$Lgini = \alpha_{it} + \beta_1 GP_{1it} + \beta_2 TY_{2it} + \mu_{it}$$

Panel veri analizinin bireyler, ülkeler veya firmalar ile ilgili heterojenliği kontrol etmede avantajlı olduğu bilinmektedir. Zaman serisi veya yatay kesit analizler heterojenliği kontrol etmede şüpheli sonuçlar elde etme riski taşımaktadır. Panel verinin bir diğer avantajı ise çoklu doğrusal bağlantının daha az olması, daha fazla serbestlik derecesi ve etkinliktir (Baltagi,2005, s.5).

Mundlak (1961) ve Wallace ve Hussain (1969) sabit etkiler modelini savunurken Balestra ve Nerlove (1966) rassal etkiler modelini savunmuştur. Hausman (1978) tarafından geliştirilen Hausmanspesifikasyon testi bu modellerden hangisinin uygun olduğuna karar vermede kullanılmaktadır. Chamberlain (1984) sabit etkiler modelinin koymuş olduğu kısıtların geçerliliğinin kontrol edilmesi gerektiğini göstermiştir. Mundlak (1978)'a göre rassal etkiler modeli bütün tahmincilerin dışsal olduğunu varsaymaktadır. Aksine sabit etkiler modeli, içsellige yer vermektedir. Bu nedenle tahmincilerin dışsallığı seçimi bir "ya hep ya hiç" durumudur.

Tablo 1: Analize konu olan ülkelerden bir grubunun gelir dağılımı ve yoksulluk değişkenleri

Ülke	Yıl	Gini Katsayısı	Gelir payları oranı	Toplam yoksulluk oranı (göreceli sınır)
Avusturya	2007	0.285	4.4	9.8
	2012	0.276	4.3	9.6
	2014	0.280	4.2	9.0
Danimarka	2007	0.268	4.0	10.0
	2012	0.244	3.4	5.9
	2014	0.249	3.5	5.4
Finlandiya	2007	0.254	3.6	5.4
	2012	0.269	3.9	7.8
	2014	0.262	3.8	7.1
Almanya	2007	0.257	3.7	6.8
	2012	0.285	4.3	9.0
	2014	0.289	4.3	8.4
Yunanistan	2007	0.294	4.4	9.0
	2012	0.33	5.6	13.3
	2014	0.34	6.3	15.1
İtalya	2007	0.343	6.3	15.1
	2012	0.313	5.2	11.9
	2014	0.331	5.9	13.1
	2014	0.325	5.8	13.3

İspanya	2007	0.324	5.6	14.2
	2012	0.335	6.1	14.0
	2014	0.346	6.7	15.9
Turkey	2007	0.409	7.9	8.4
	2012	0.402	7.8	9.0
	2014	0.393	7.6	8.8
İngiltere	2007	0.373	6.6	9.7

Kaynak: www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm

Hausman testinin sonucu sabit ve rassal etkiler arasında bir seçimden ziyade hata terimleri ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olup olmadığını test etmek ile ilgilidir. Eğer u_i ve x_i 'ler arasında korelasyon var ise bunlar sabit etkili olmayacaktır. Bunun yerine grup içi (withinestimator) tahminci kullanılacaktır (Erlat,2006, s.22). Tablo 2'de model-1, 35 OECD üyesi ülke ve model-2 26 AB üyesi ülkesinden oluşan iki grup olarak görülmektedir.

Tablo 2: Tanımlayıcı istatistikler

Model 1			
Değişken	Gözlem	Ortalama	Std Sapma
Lgini	96	-.494	.127
GP	105	5.442	1.875
TY	94	11.207	3.696
Model 2			
Değişken	Gözlem	Ortalama	Std Sapma
Lgini	72	-.527	.0591
GP	78	4.791	1.142
TY	72	10.026	3.067

Sabit etkiler ve rassal etkiler modeli ayrı ayrı stata programında tahmin edilmiştir. Hangi modelin daha uygun olduğuna karar vermek için Hausman testi uygulanmıştır (Bkz. Tablo 3). Hausmantesti'ne göre rassal etkiler modeli daha uygun olarak ortaya çıkmıştır. Tablo 4'de rassal etkiler modeli sonuçları görülmektedir.

Tablo 3: Hausman Testi

	Model 1 (OECD ülkeleri)		Model 2 (AB Ülkeleri)	
	Sabit-etki (b)	Rassal-etki (B)	Sabit-etki (b)	Rassal-etki (B)
TY	0.008	0.010	-0.001	-0.000
GP	-0.001	0.026	0.045	0.048

H_0 =rassal etkiler model uygundur

$\chi^2(2)= 0.70$

P = 0.7041

H_0 = rassal etkiler model uygundur

$\chi^2(2)= 1.11$

P = 0.574

Hausman testi sonuçlarına göre "rassal etkiler modeli uygundur" diyen sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Bu nedenle rassal etkiler modeli aşağıda görülmektedir. Hata terimlerinde değişen varyans olup olmadığını kontrol etmek amacıyla yapılan Breusch-Pagan testi, aynı zamanda rassal etkiler modelinin uygunluğunu kontrol etmek amacıyla kullanılmaktadır. Buna göre Breusch ve Pagan testinin sıfır hipotezi havuzlanmış regresyonun (pooled-ols) uygun olduğu varsayımına dayanmaktadır. Burada ki kare (χ^2) olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için sıfır hipotezi yani havuzlanmış regresyon uygun model olmaktadır.

Tablo 4: Rassal etkiler regresyon tahmin sonuçları

Bağımlı Değ. (lgini)	Model 1 (OECD ülkeleri)		Model 2 (AB Ülkeleri)	
	Katsayı	Std.Hata	Katsayı	Std.Hata
	Gözlem sayısı=93, $R^2=0.40$ (se) Grup =35 Wald $\chi^2(2) = 42.24$ P =0.000		Gözlem sayısı=71, $R^2=0.91$ (se) Grup =26 Wald $\chi^2(2) = 569.13$ P =0.000	

TY	0.010	0.005**	-0.000	0.001			
GP	0.026	0.010*	0.048	0.002*			
Sabit	-0.755	0.041*	-0.763	0.010*			
Breusch-Pagan Testi							
	$\chi^2(1)=0.06$ P=0.80		$\chi^2(1)=2.02$ P=0.15				
%5 anlamlılık düzeyi *%10 anlamlılık düzeyi							
Tablo 5'de göre, toplam yoksulluk, gelir payları değişkenleri ile Gini katsayısı arasında pozitif yönlü anlamlı bir ilişki vardır. Teori ile uyuşan bu durum, toplam yoksulluktaki artışın gelir dağılımı eşitsizliğinde artışa neden olduğu anlamına gelmektedir. Model 2'de AB ülkeleri için regresyon sonuçları görülmektedir. Buna göre, sabit ve gelir payları anlamlı olup toplam yoksulluk anlamlı değildir.							
Tablo 5: Havuzlanmış regresyon (pooled-ols)							
Model 1				Model 2			
Gözlem=93 F(2,90)=30,69 P>F=0.000 R ² =0.405	Kareler toplamı	Serbestlik derecesi	Ortalama kareler	Gözlem=71 F(2,68)=502,40 P>F=0.000 R ² =0.91	Kareler toplamı	Serbestlik derecesi	Ortalama kareler
Model	0.613	2	0.306	Model	0.210	2	0.059
Hata	0.899	90	0.009	Hata	0.018	68	.0002
Toplam	1.513	92	0.016	Toplam	.2290	70	.0032
Lgini	Katsayı	Std.Hata	P(Olas.)	Lgini	Katsayı	Std.Hata	P(Olas.)
GP	0.027	0.009	0.004*	GP	0.04	.002	0.000*
TY	0.009	0.004	0.031*	TY	-0.0001	0.0008	0.872
Sabit	-7.755	0.034	0.000*	Sabit	-7.765	0.007	0.000*
**%5 anlamlılık düzeyi							

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Finansallaşma ve Gelir Eşitsizliği: Farklı Kapitalizm Türleri için Mukayeseli Bir Analiz	Kapitalizm Panel veri	<p>Özet:</p> <p>Bu çalışmanın amacı literatürde iki ideal kapitalizm türü olarak tanımlanan liberal piyasa ekonomileri ve eşgüdümlü piyasa ekonomileri için finansallaşma ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi mukayeseli olarak analiz etmektir. Bu amaçla 15 OECD ülkesinin 1985-2010 dönemine ait yıllık verilerinden yararlanılmıştır. Gelir eşitsizliğinin ölçülmesinde, en yüksek gelirli %1'lik kesimin ulusal gelirden aldığı pay kullanılmıştır. Finansallaşma göstergesi olarak ise toplam katma değer içerisinde finans sektörü katma değerinin payından yararlanılmıştır. Genişletilmiş ortalama grup (AMG) tahmincisi kullanılarak yapılan ampirik analiz sonuçlarına göre teorik beklentilerle uyumlu olarak finans sektöründeki büyümenin liberal ekonomilerde daha fazla gelir eşitsizliğine neden olduğu, emek piyasası kurumlarının finansallaşmanın bu olumsuz etkisini azaltacak düzeyde olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Liberal ekonomilere nazaran, eşgüdümlü piyasa ekonomilerinde finansallaşmanın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi daha küçüktür.</p> <p>Veri ve Ekonometrik Model</p> <p>Bu çalışmanın amacı finansallaşma ve gelir eşitsizliği ilişkisinde farklı kurumsal yapıların aracı rolünün olup olmadığını analiz etmektir. Bu nedenle kapitalizm türleri literatüründen yararlanarak iki ayrı kapitalizm sınıflandırması temel alınmış ve böylelikle finansallaşmanın gelir eşitsizliğine etkisinin analizinde mukayeseli bir perspektif sunmak hedeflenmiştir. Hall ve Soskice'nin (2001)</p>

		<p>çalışmasını kurumsal değişime yaklaşımı nedeniyle eleştiren Schneider ve Paunescu (2012) beş farklı kapitalizm türü (devletçi, liberal, liberal benzeri (LME-Like), hibrid ve eşgüdümlü) ortaya koymaktadır. Bu sınıflandırmadan yararlanarak Roberts ve Kwon (2017: 520-521) Hall ve Soskice'nin sınıflandırmasından farklı olarak eşgüdümlü piyasa ekonomilerine referans bir kategori olarak Fransa ve İtalya'yı da dahil etmektedir. Bu çalışmada da bu sınıflandırma temel alınmıştır. Buna göre liberal piyasa ekonomileri içinde Avusturalya, Kanada, İrlanda, Yeni Zelanda, İngiltere ve ABD yer almaktadır. Eşgüdümlü piyasa ekonomilerini ise Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Japonya, Hollanda, İtalya, Norveç, İsveç ve İsviçre oluşturmaktadır. Bu sınıflandırmaya literatürde başka çalışmalarda da rastlamak mümkündür (Ahrens, Schweickert ve Zenker, 2015: 130). Gelir eşitsizliğini ölçmede kullanılan en varlıklı %1'lik kesimin ülkenin toplam geliri içindeki payına ait veriler eşgüdümlü piyasa ekonomilerinden Avusturya ve Belçika için mevcut olmadığından bu ülkeler örnekleme dahil edilememiştir. Ayrıca finansallaşma derecesini ölçmek için kullanılan değişkene (bir ekonominin toplam katma değeri içinde finans sektörü katma değerinin payı) ait seride İsviçre için verilere 1995 yılından itibaren erişildiğinden bu ülke de örneklemin dışında tutulmuştur. Dolayısıyla analiz altısı liberal piyasa ekonomisi ve dokuz tanesi eşgüdümlü piyasa ekonomisi olmak üzere 15 ülkeyi kapsamaktadır. Veri kısıtı nedeni ile analiz dönemi ise 1985-2010 dönemi ile sınırlı tutulmuştur. Bu zaman dönemi her bir ülke için ayrı ayrı model tahminine izin vermediğinden ve çalışmanın asıl amacı farklı kapitalizm türlerinde</p>
--	--	---

finansallaşmanın gelir dağılımı üzerinde belirgin bir biçimde farklılaşp farklılaşmadığını görmek olduğundan veriler havuzlanmıştır. Beş farklı model tahmin edilmiştir. Birinci model (Model 1) 15 OECD ülkesinin verilerinin havuzlanması ile tahmin edilmiş ve bu ülkelerde genel olarak finansallaşmanın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi test edilmiştir. İkinci ve üçüncü model (Model 2 ve Model 3) ayrı ayrı liberal piyasa ekonomileri ve eşgüdüllü piyasa ekonomilerinde finansallaşma-gelir eşitsizliği ilişkisini analiz etmek için tahmin edilmiştir. Dördüncü ve beşinci model (Model 4 ve Model 5), farklı kapitalizm türlerinde iddia edildiği gibi emek piyasası kurumlarının, finansallaşmanın işgücü aleyhine yeniden dağıtıcı etkisine karşı koyup koyamadığını test etmek için Model 2 ve Model 3'e etkileşim teriminin eklenmesi ile oluşturulmuş ve tahmin edilmiş olan modellerdir.

Finansallaşmanın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini test etmek için tahmin edilen model aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$INEQUALITY_{it} = \beta_0 + \beta_1 FIRE_{it} + \beta_2 LABOR_{it} + \beta_3 GDPG_{it} + \beta_4 GSIZE_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

(1) no'lu eşitlikte $INEQUALITY_{it}$ ifadesi gelir eşitsizliğini, $FIRE_{it}$ ifadesi finans sektörünün büyüklüğünü, $LABOR_{it}$ emek piyasası kurumları endeksini, $GDPG_{it}$, GSYH büyüme oranını ve $GSIZE_{it}$, hükümetin büyüklüğünü temsil etmektedir. Ayrıca alternatif olarak aşağıdaki (2) no'lu model de tahmin edilmiştir:

$$INEQUALITY_{it} = \beta_0 + \beta_1 FIRE_{it} + \beta_2 LABOR_{it} + \beta_3 (LABOR_{it} * FIRE_{it}) + \beta_4 GDPG_{it} + \beta_5 GSIZE_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Bu modelde, (1) no'lu modelden farklı olarak $(LABOR_{it} * FIRE_{it})$ ifadesi, finansallaşma ile emek piyasası kurumları arasındaki etkileşim terimini temsil etmektedir. Teorik olarak işgücünü koruyan emek piyasası kurumlarının zayıf veya gelişmemiş olması durumunda, finans sektöründeki büyüme daha fazla eşitsizlikle ilişkilendirildiğinden (veya tersi), (2) no'lu modelde β_3 'ün değerinin negatif olması beklenmektedir.

Gelir eşitsizliğini ölçmek için akademik çalışmalarda ve kamusal tartışmalarda gini katsayısı sıklıkla başvurulan bireşimli (synthetic) endekslerden biridir (Piketty, 2014: 266; Kuş, 2012; Assa, 2012). 0 ile 100 arasında değer alan bu göstergenin 0'dan itibaren artan değerler alması gelir eşitsizliğinin arttığını göstermektedir. Ancak bu eşitsizlik ölçüsü bir dağılımın eşitsizlik hakkında söyleyebileceği her şeyi –hiyerarşinin en altı ve ortası, ortası ve üstü, üstü ve en üstü arasındaki eşitsizlikleri-tek bir sayısal göstergeye indirgemektedir. Aslında çok boyutlu olan gerçekliği tek bir boyuta indirgeyerek gerçekliği sadeleştirir bu endeks, ayrı ayrı değerlendirilmesi gereken şeyleri birbirine karıştırmaktadır. Eşitsizliğin toplumsal gerçekliği ile iktisadi ve politik önemi dağılımın farklı düzeylerinde farklı bir anlam ifade etmektedir ve bunların ayrı ayrı analiz edilmesi önemlidir. Gini endeksindeki değişim ile hiyerarşinin en üstünden yer alanların gelirinde bir artışı veya en altında yer alanların gelirinde bir daralmayı belirlemek güçtür (Piketty, 2014) ve bu ölçü daha çok orta sınıfın gelirlerindeki değişime duyarlıdır (Roberts ve Kwon, 2017:519). Oysa finansal gelire artan bağımlılık, üst düzey yöneticilerin ücretlerinin artışı ile ilişkilendirilmektedir (Lin ve Tomaskovic-Devey, 2013; Piketty, 2014). Ayrıca özellikle gelişmiş toplumlarda en fazla kazananlar arasında finans sektöründe çalışanların olması, finans sektörünün birikim fırsatlarından daha iyi yararlanma becerisinin en zengin hanehalkları ile ilişkili olması nedeniyle bu analizde gelir eşitsizliğinin ölçüsü ve bağımlı değişken olarak "en üstteki %1'lik kesimin ulusal gelirden aldığı pay" tercih edilmiştir (Roberts ve Kwon, 2017:519; Huber, Petrova ve Stephens, 2018). %1'lik kesimin ulusal gelirden yıllık olarak aldığı pay vergi beyannamelerinde sunulan aile başına vergi ve transfer öncesi piyasa geliri baz alınarak hesaplanmaktadır (Alvaredo, Atkinson, Piketty ve Saez, 2013:4) ve örnekte yer alan ülkeler için Dünya Eşitsizlik Veritabanı'ndan (The World Inequality Database-WID.world) elde edilmiştir.

Finansallaşmanın ortak tek bir ölçüsü yoktur. Nitekim son yıllarda bu konu ile ilgili yapılan analizlerde finansallaşma göstergesi olarak finansal olmayan sektörün faiz ve temettü gelirlerinin toplam katma değerine oranının veya kısaca finansal olmayan sektörde rantiyerlerin payının (Stockhammer, 2004), finansal olmayan firmaların portföy gelirlerinin nakit akışına oranının (Krippner, 2011:34), hisse senedi piyasasında toplam varlıkların değerinin GSYH'ya oranının, GSYH oranı olarak vergiden önce banka geliri açısından ölçülen banka karlılığının, banka varlıkları içinde menkul değerlerin (Kuş, 2012: 586-487) kullanıldığı dikkat çekse de, bu çalışmada *toplam katma değer içinde finans sektörü katma değerinin payı* kullanılmıştır (Assa, 2012:36; Huber, Petrova ve Stephens, 2018). Ulusal hesaplar içinde finans sektörü katma değerini elde etmek için finansal aracılık (financial intermediation), gayrimenkul (real estate) ve işletme faaliyetlerin (business activities) katma değerlerinin toplamı alınmıştır. Örnekte yer alan ülkelere ait veriler ise OECD'nin Yapısal Analiz (Structural Analysis-STAN) veri tabanında endüstriyel istatistiklerinden elde edilmiştir.

Finansallaşma ile gelir eşitsizliği ilişkisini analiz ederken, içselliği kontrol etmek ve her bir piyasa türünün etkisini açıklayan spesifik nedensel mekanizmayı da test etmek için emek piyasası kurumları endeksi oluşturulmuştur (Huber Petrova ve Stephens, 2018:16). Bu endeks oluşturulurken üç farklı seriden yararlanılmıştır ve bu serilerden her biri Visser'den (2016) elde edilmiştir. Birinci değişken sendika yoğunluğu oranıdır. Bu oran, toplam istihdam içerisinde ücret geliri elde edenlerin oranı olarak net sendika üyeliği biçiminde ölçülmektedir. 0 ile 100 arasında değer almaktadır. İkinci değişken ücret pazarlığının merkezileşmesinin bir ölçüsüdür. Bu değişken 0 ile 1 arasında değer almaktadır. Son değişken iş konseylerinin veya benzer kurumların gücünü ölçen endekstir. Bu endeks 0 ile 4 arasında ölçüklendirilmiştir. 0 değerini alması iş konseyleri veya benzer kurumların olmaması veya istisna olması durumunu temsil ederken, 4 değerini alması ise çalışma konseyleri veya zorunlu temsilcilerin sendikaların yanında veya sendikaların yerine toplu sözleşmeleri resmi olarak müzakere edebilmesini temsil etmektedir. Dolayısıyla sıfırdan itibaren artan değerler iş konseylerinin artan gücüne işaret etmektedir. Emek piyasası kurumları endeksi, değişkenlerin 0 ile 100 arasında yeniden ağırlıklandırılması suretiyle

oluşturulmuştur. Bu endeksin sıfırdan itibaren artan değer alması emek piyasasında işgücü lehine kurumsal yapının güçlendiğine işaret etmektedir. Gayri safi yurt içi hasılanın yıllık reel büyüme oranı (GDPG) finansallaşmanın, iktisadi büyüme yoluyla gelir eşitsizliğini etkileyebilmesi nedeni ile modele dahil edilmiştir (Beck, Demirgüç-Kunt ve Levine, 2007). Son olarak, GSIZE, hükümetin büyüklüğünü temsil etmekte ve hükümetin tüketim harcamalarının GSYH içindeki payı ile ölçülmektedir. Bu değişkenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi çok net değildir. Eğer vergi ve transfer sistemi ile yeniden dağılımın çoğu düşük gelir gruplarına ise hükümetin daha fazla tüketim harcaması yapması gelir eşitsizliğini azaltacaktır. Ancak eğer zengin hanehalkları yoksulların sömürülmesi için daha fazla politik güce sahipse aksine eşitsizliği arttıracak, %1'lik kesimin gelirden aldığı payı arttıracaktır (Clarke, Xu ve Zou, 2006).

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
PARA ARZININ ENFLASYON ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: 5 GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE ÖRNEĞİ	Para Arzı Panel veri	<p>Özet</p> <p>Enflasyon, en önemli makroekonomik göstergeler arasında yer almaktadır. İktisat teorisinde, para arzının enflasyon üzerindeki etkisine yönelik farklı görüşler bulunmaktadır. Klasik ve Monetarist iktisatçılar, para arzı artışının - tam istihdam varsayımıyla- uzun vadede sadece enflasyon yarattığını savunmaktadır. Fakat Keynesyen yaklaşım para arzı artışının -eksik istihdam varsayımıyla- enflasyon yaratmadan hâsılayı arttırdığını savunmaktadır. Ampirik literatürde, çalışmaların önemli bir kısmında para arzı artışlarının enflasyon üzerinde pozitif bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Ancak literatürde para arzı artışlarının enflasyon üzerindeki etkisinin olmadığı ya da negatif etkisi olduğu şeklinde sonuçlar da mevcuttur. Günümüzde yüksek enflasyon birçok gelişmekte olan ekonomi için halen önemli bir sorundur. Örneğin, çalışmanın örnekleme kapsamında ele alınan Türkiye, Hindistan ve Brezilya'nın 2010- 2017 yılları arasındaki yıllık ortalama enflasyon oranları sırasıyla %8,4, %7,6 ve %6,4'dür. Bu bilgiler ışığında yapılan araştırmada, 1995-2017 dönemi arasında seçilmiş 5 gelişmekte olan ekonomi açısından para arzının enflasyon üzerindeki etkisi reel gelir kontrol değişkeninin eklenmesiyle panel veri analizi ile incelenmiştir. Ulaşılan bulgular, seçilmiş 5 gelişmekte olan ekonomi için para arzı büyüme hızındaki bir artışın, enflasyonu arttırmakla birlikte, bu ülkelerde enflasyonun parasal faktörlerden ziyade reel (GSYİH'daki şoklar) bir olgu olduğunu göstermektedir. Bulgular ilgili literatürde daha önce yapılan çalışmaları destekler niteliktedir.</p> <p>Ekonometrik Yöntem</p> <p>Çalışmada, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmeden önce paneli oluşturan ve ön testlerden biri olan yatay kesitler (ülkeler) arasındaki bağımlılığın olup olmadığı, "Breusch ve Pagan (1980)'nin oluşturduğu LM testi", "Pesaran (2004)'nin oluşturduğu CD ve CDLM testleri" ve "Pesaran vd. (2008)'nin oluşturdukları LMadj testi" ile sınanmıştır. Testin sıfır hipotezi "H0: Kesitler arası bağımlılık yoktur" varsayımı şeklinde olup sıfır hipotezinin reddedilmesi kesitler arası bağımlılığının olduğunu göstermektedir. Bu durumda seriler arasında yatay kesit bağımlılığının bulunması ikinci nesil panel birim kök testlerinin uygulanmasına olanak sağlamaktadır (Baltagi, 2008: 284; Nazlıoğlu, 2010: 142). Yatay kesit bağımlılığı problemini dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerinden Hadri ve Kurazomi (2012)" testi kullanılmıştır. Testin sıfır hipotezi "H0: Birim kök yoktur", alternatif hipotezi "H1: Birim kök vardır" şeklinde kurulmaktadır (Hadri and Kurozumi, 2012: 32). Ön testlerden bir diğeri ise eğim katsayılarının homojen mi yoksa heterojen mi olduğunu belirlemeye yönelik olarak Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Eğim Homojenliği testidir. Eğim homojenliği testinin sıfır hipotezi "H0: Eğim katsayısı homojendir" biçiminde kurulmakta alternatif hipotezi ise "H1:</p>

			<p>Eğim katsayıları heterojendir.” şeklinde ifade edilmektedir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı yatay kesit bağımlılığını dikkate alan “Westerlund (2007)’un oluşturduğu Panel Error Correction Model (ECM) eşbütünleşme” testiyle sınanmıştır. Bu testin sıfır hipotezi “H0: Eşbütünleşme ilişkisi yoktur”, alternatif hipotezi ise “H1: Eşbütünleşme ilişkisi vardır” üzerine kurulmuştur. Eğim parametrelerinde heterojenite saptanması durumunda grup ortalama (g_{τ} ile g_{α}) homojenite saptanması durumunda ise panel istatistikleri (p_{τ} ile p_{α}) sonuçlarının dikkate alınması gerekmektedir. Değişkenlerin uzun dönem katsayıları heterojeniteyi varsayan, kesitler arası bağımlılığı dikkate alan, “Pesaran (2006)’ın oluşturulduğu CCE (Common Correlated Effects) yöntemi” kullanılarak tahmin edilmektedir.</p>
--	--	--	---

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
G8 Ülkelerinde Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Bir Panel Veri Analizi	AR GE Panel veri	<p>Özet</p> <p>Teknolojik yenilik ve gelişmeler, ekonomik olarak büyümek ve rekabet gücü kazanmak için önem teşkil etmektedir. Bu yenilik ve gelişmeler Araştırma ve Geliştirme (Ar-Ge) çalışmaları ile mümkün olmaktadır. Bu çalışmanın amacı, 1997-2017 dönemi yıllık verileri ile G8 ülkeleri (Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, Japonya, Kanada, Rusya) için, Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini, panel veri analizi yöntemi ile tespit etmektir. Çalışmanın sonucunda ampirik bulgular, G8 ülkeleri için Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir.</p>

Metodoloji

Bu çalışmada, Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ölçmek üzere araştırmanın veri setine dahil olan G8 ülkelerinin 1997-2017 dönemlerini kapsayan verileri ele alınarak bir panel veri seti oluşturulmuştur. Bu amaç doğrultusunda, veri setinde yer alan değişkenler ve çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler açıklanmış ve analiz yapılarak bulgular tablolaştırılmıştır.

Çalışmanın Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi aşağıda gösterilen panel veri formatında regresyon modeli ile incelenmiştir.

$$\text{Model: } \ln\text{PCGDP}_i = \beta_0 + \beta_1\text{RD}_i + \beta_2\ln\text{EXC}_i + \mathcal{E}_i$$

Burada;

β_0 :Sabit değeri,

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$:Tahmin edilecek katsayıları

\mathcal{E}_i :Hata terimini,

i :Ülke grubunu,

t :Zamanı ifade etmektedir.

Modelde; $\ln\text{PCGDP}$; kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılayı (US\$), RD ; Ar-Ge faaliyetlerine yönelik yapılan harcamaları, $\ln\text{Exc}$ ise reel efektif döviz kurunu temsil etmekte olup ekonomik büyümeye etkisi olduğu düşünülen kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmiştir.

Tablo 3. Çalışmanın Veri Seti

	Değişken Adı	Kodu	Kullanım Şekli
Bağımlı Değişken	Kişi Başına GSYİH	$\ln\text{PCGDP}$	Kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılayın doğal logaritması
Bağımsız Değişken	Ar-Ge Harcamaları	RD	Ar-Ge Harcamaları/GSYİH
Kontrol Değişken	Reel Efektif Döviz Kuru	$\ln\text{EXC}$	Döviz kurunun doğal logaritması

Çalışmada bağımlı değişken olarak kullanılan ve ekonomik büyümenin temel göstergelerinden bir tanesi olan kişi başı GSYİH, GSYİH'nın ülke nüfusuna bölünmesiyle elde edilmektedir. Ekonomik büyümeye etkisi ölçülmek üzere modele bağımsız değişken olarak eklenen Ar-Ge harcamaları, her ülkenin yaptığı Ar-Ge harcamasının GSYİH içindeki

payı alınarak elde edilmiştir. Modele kontrol değişken olarak eklenen döviz kuru için ise 2010 yılının baz alındığı reel efektif döviz kuru verilerinden yararlanılmış ve verilerin doğal logaritması alınarak analize dahil edilmiştir.

Tablo 4. Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi

Değişkenler	lnPCGDP	RD	lnEXC
Gözlem Sayısı	168	159	168
Ortalama	10.44817	2.022739	4.574817
Standart Sapma	.5282325	.6976948	.1566697
Minimum	8.613526	.95369	3.845278
Maksimum	10.88047	3.3994	4.83436

Korelasyon Matrisi			
lnPCGDP	1.000		
RD	0.5879	1.000	
lnExc	0.5063	0.1860	1.000

Tablo 4'te veri setindeki 8 ülke için 1997-2017 yılları arasındaki toplam gözlem sayısı, aritmetik ortalama, standart sapma, minimum ve maksimum değerler gibi özet bilgiler yer almaktadır. Korelasyon matrisi, değişkenler arasında var olan ilişkileri göstermektedir. Korelasyon matrisi incelendiğinde, bağımlı değişken olan kişi başı GSYİH ile bağımsız değişkenler arasında pozitif bir korelasyon olduğu görülmektedir. Korelasyon katsayıları incelendiğinde ise, kişi başı GSYİH'nın sırasıyla Ar-Ge harcamaları ve reel efektif döviz kuru ile; 0.58 ve 0.50 değerleri ile pozitif korelasyona sahip olduğu görülmektedir.

Tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon matrisi sonrası, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun varlığını sınamak üzere VIF (Varyans Enflasyon Faktörü) testi yapılmıştır.

Tablo 5. VIF Testi Sonuçları

Değişken	VIF Değeri	1/VIF Değeri
RD	1.04	0.965413
lnEXC	1.04	0.965413
Ortalama VIF İstatistik Değeri	1.04	

Tablo 5'teki VIF test sonuçları incelendiğinde, bağımsız değişkenler arasındaki VIF istatistik değerlerinin kabul edilebilir sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir. VIF değerinin 10'dan küçük olması bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorunun olmadığını göstermektedir (Fogarty, 2018: 221).

Ampirik Bulgular

Panel regresyon analizlerinde en sık kullanılan üç yöntem, literatürde havuzlanmış en küçük kareler modeli olarak ta bilinen klasik model, sabit etkiler modeli ve tesadüfi (rassal) etkiler modelidir. Bu üç modelden hangisinin kullanılacağını tespit etmek için ise iki farklı test uygulanmaktadır. Bu testler; Breusch-Pagan (1980) ve Hausman (1978) testleridir. Test sonuçları tablo 6’da gösterildiği gibidir.

Tablo 6. Breusch-Pagan ve Hausman Testi Sonuçları

Test Adı	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Breusch-Pagan	1031.80	0.00000
Hausman	0.71	0.7024

Breusch-Pagan testi sonuçlarına göre birim etkilerin varyansının sıfıra eşit olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu durum, klasik modelin çalışma için uygun olmayacağını göstermektedir. Bu sonucu takiben yapılan Hausman test istatistiklerine göre olasılık değeri 0.05’ ten büyük çıkmıştır. Bu durum ise, tesadüfi etkiler tahmincisinin tutarlı ve etkin olduğunu, bu çalışmada tesadüfi etkiler modelinin kullanılması gerektiğini göstermektedir.

Panel verilerde kullanılan modellerin temelinde değişen varyans (heteroskedasite), otokorelasyon ve literatürde yatay kesitsel bağımlılık olarak ta isimlendirilen birimler arası korelasyon problemlerinin olmadığı varsayılmaktadır. Ancak kurulan modelde bu problemlerden bir veya birkaçının mevcut olması, tahmin edilen parametrelerde etkinlik kaybına ve standart hataların yanlış tahmin edilmesine sebep olmaktadır. Bu nedenle, model tahmin edildikten sonra bu problemlerin mevcut olup olmadığı istatistiksel olarak test edilmelidir (Güriş, 2015: 71).

Tesadüfi etkiler modeli için yapılan tahminlerde, hata terimlerinden herhangi birinin varyansının panel birimlerinde değişmesinden dolayı değişen varyans sorunu ortaya çıkabilmektedir. Bu çalışma kapsamında kurulan modelde, değişen varyans probleminin varlığı Levene (1960)-Brown (1974) ve Forsythe (1974) testi ile tespit edilmiştir. Tablo 7’de değişen varyans test sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 7. Levene, Brown ve Forsythe Değişen Varyans Test Sonuçları

W0 = 3.6824925	df(7, 151)	Pr > F = 0.00102245
W50 = 2.6601230	df(7, 151)	Pr > F = 0.01249461
W10 = 3.3943016	df(7, 151)	Pr > F = 0.00208723

Tablo 7’de sekiz birim için kalıntıların ortalamaları ve standart sapmalar gösterilmiştir. Sekiz birim için kalıntıların ortalamalarının ve standart sapmalarının hesaplandığı bu testte, test istatistiği birim sayısı ve her birimin frekanslarının bir eksiğinin toplamı serbestlik dereceli F dağılımı ile değerlendirilmektedir. Levene, Brown ve Forsythe’in test istatistikleri incelendiğinde, serbestlik derecesinin (7, 151), olasılık düzeylerinin ise düşük değerler olduğu görülmektedir. Bu durumda birimlerin varyanslarının eşit olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir, yani tesadüfi etkiler modeli için değişen varyans problemi mevcuttur.

Tesadüfi etkiler modelinde, otokorelasyon probleminin varlığı, elde edilen standart hataların sapmalı olmasına ve parametrelerin katsayı sonuçlarının etkin olmamasına yol açabilmektedir. Çalışma için kurulan tesadüfi etkiler modelinde otokorelasyonun probleminin olup olmadığını tespit etmek için Durbin-Watson ve Baltagi-Wu'nun yerel en iyi değişmez testi uygulanmıştır. Otokorelasyon test sonuçları tablo 8'de gösterildiği gibidir.

Tablo 8. Durbin-Watson, Baltagi-Wu LBI Otokorelasyon Testi Sonuçları

Durbin-Watson = .30633038
Baltagi-Wu LBI = .6199627

Otokorelasyon test istatistiği değerinin 2'den küçük olması modelde otokorelasyon olduğu anlamına gelmektedir. Tablo 8 incelendiğinde, kritik değerlerin 2'den oldukça küçük olduğu görülmektedir. Bu durum, kurulan modelde otokorelasyon probleminin mevcut olduğunu göstermektedir.

Panel veri modellerinde test edilmesi gereken önemli varsayımlardan bir tanesi de birimler arası korelasyondur. Birimler arası korelasyon, tahmin edilen modelin hata terimlerinin birimlere göre bağımsız olduğu anlamına gelmektedir. Yapılan analizde, serilere bir çok verilmesi halinde tüm birimlerin aynı derecede etkilenip etkilenmediği ve hata terimlerinin yatay kesitler boyunca eşzamanlı korelasyona sahip olup olmadığı önemlidir (Vergil ve Bahtiyar, 2017: 682). Bu çalışmada, birimler arası korelasyon sınaması Pesaran testi ile araştırılmıştır.

Tablo 9. Birimler Arası Korelasyon Testi

Pesaran =4.533 Pr = 0.0000

Tablo 9 incelendiğinde, test istatistiğinin %5 anlamlılık düzeyinde olduğu, tesadüfi etkiler modeli için birimler arası korelasyon yoktur hipotezinin reddedildiği ve birimler arası korelasyonun mevcut olduğunu görülmektedir. Yapılan tüm testler neticesinde tesadüfi etkiler modeli için değişen varyans, otokorelasyon, ve birimler arası korelasyon problemlerinin varlığı belirlenmiştir.

Serilerin durağanlığını test etmek için hangi birim kök testinin uygulanabileceği birimler arası korelasyon testine göre belirlenmiştir. Birimler arası korelasyonun varlığının tespiti sonrası, serilerin durağanlığının sınaması için Im, Pesaran ve Shin (2003) birim kök testi uygulanmıştır. Serilerin durağanlığının test edildiği birim kök testi sonuçları tablo 10'da gösterilmektedir.

Tablo 10. Im, Pesaran ve Shin Birim Kök Testi

Değişkenler	Test istatistik değeri	Olasılık değeri	Test İstatistik değeri I. fark	Olasılık değeri
LnGDPPERCAP	-0.9895	0.1612	-4.6514	0.0000
RD	0.3896	0.6516	-5.4435	0.0000
LnEXC	-0.2048	0.4189	-5.2176	0.0000

		<p>Tablo 10 incelendiğinde, ekonomik büyüme, Ar-Ge harcamaları ve reel efektif döviz kuru değişkenlerinin anlamlı istatistik değerlerine sahip olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla bu değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı, birim kökün varlığı belirlenmiştir. Durağan olmayan bu değişkenler için fark alınarak tekrar durağanlık sınaması yapıldığında ise birinci dereceden fark düzeyinde durağan oldukları tespit edilmiştir.</p> <p>Bu çalışmada kullanılacak regresyon yöntemi, literatürde değişen varyans ve otokorelasyon problemlerine karşı karşı dirençli bir tahmin yöntemi olan "Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi" olarak belirlenmiştir. Regresyon analizi sonuçları tablo 11'de gösterildiği gibidir.</p> <p style="text-align: center;">Tablo 11. Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi Sonuçları</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th style="text-align: left;">LnGDPPERCAP</th> <th style="text-align: center;">Katsayılar</th> <th style="text-align: center;">Robust Standart Hata</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>RD</td> <td style="text-align: center;">.3633749 (0.001)*</td> <td style="text-align: center;">.1093467</td> </tr> <tr> <td>LnEXC</td> <td style="text-align: center;">.5699006 (0.030)*</td> <td style="text-align: center;">.2649527</td> </tr> </tbody> </table> <p>R²: 0.4691 Rho Katsayısı: .96133028 Wald Test İstatistiği: 11.05 Olasılık Değeri: (0.0040)* Gözlem Sayısı: 159</p> <p>Açıklamalar: Parantez içerisindeki rakamlar, ilgili katsayılara ilişkin olasılık (p) değerlerini ifade etmektedir. * işaretli ilgili katsayının %1 önem düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğunu göstermektedir. Modellerde, Rho katsayısı birim etkinin toplam içindeki payına ifade etmekte ve yüksek olması birim etkinin önemli olduğu anlamına gelmektedir. Wald test istatistiği ve olasılık değeri, tüm bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki anlamlılığını, diğer bir ifadeyle modelin tümünün anlamlılığını göstermektedir.</p> <p>Tablo 11 incelendiğinde, G8 ülkelerinde Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu görülmektedir. Ar-Ge harcamalarındaki %1'lik bir artış ekonomik büyüme üzerinde 0.363 birimlik, reel efektif döviz kurunda meydana gelen %1'lik bir artış ise ekonomik büyüme üzerinde 0.569 birimlik bir artışa yol açmaktadır. Tahmin edilen modelin açıklama gücünü temsil eden R-kare değerinin ise %46.9 olduğu tespit edilmiştir.</p>	LnGDPPERCAP	Katsayılar	Robust Standart Hata	RD	.3633749 (0.001)*	.1093467	LnEXC	.5699006 (0.030)*	.2649527
LnGDPPERCAP	Katsayılar	Robust Standart Hata									
RD	.3633749 (0.001)*	.1093467									
LnEXC	.5699006 (0.030)*	.2649527									

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Geçiş Ekonomilerinde Enflasyon Oranı Belirleyicileri; Panel Veri Analizi	Enflasyon Panel veri	<p>Özet</p> <p>Bu çalışmada panel veri yöntemleri kullanılarak, 23 geçiş ekonomisi ve nispeten farklı sosyo-ekonomik özelliklere sahip alt gruplar için enflasyon oranının belirleyicileri, 1998-2008 dönemi için saptanmaya çalışılmıştır. İktisat teorisinde Monetaristler ve Keynesyenler arasında enflasyon nedenleri konusunda ciddi görüş ayrılıkları vardır. Şöyle ki, Monetaristler enflasyonun parasal genişlemeden kaynaklandığını, Keynesyenler ise parasal genişlemenin bir sonuç olduğunu ve verimlilik artışından daha yüksek olan ücret artışlarının enflasyona neden olduğunu savunmaktalar. Bu açıdan bakıldığında, çalışmada uygulanan sabit etkili, rastsal etkili ve ortak etkili model sonuçları Keynesyen görüşü desteklemektedir. Şöyle ki, 23 ülke ve alt gruplarına ait bağlaşımlar ücret artışlarının enflasyon oranını güçlü şekilde etkilediğini gösterirken, parasal genişleme için herhangi bir enflasyonist etki bulunamamıştır. Ayrıca, sonuçlar tüm gruplar için döviz kuru artışlarının da enflasyonist olduğunu gösterir. Enflasyon ataletinin ise Doğu Avrupa'nın geçiş ekonomilerinde geçerli</p>

		<p>olduğu, eski Sovyetler Birliği ülkelerinde böyle bir durumun olmadığı bulunmuştur.</p> <p>Model ve Veri Seti</p> <p>Geçiş ekonomilerinde 1998-2008 yılları için döviz kuru, ücret, para arzı değişimlerinin ve enflasyon ataletinin enflasyon üzerindeki etkisini sınamasında kullanılan model aşağıdaki gibi oluşturulmuştur;</p> $p_t = \alpha_t + \beta_{1t}e_t + \beta_{2t}w_t + \beta_{3t}m_t + \beta_{4t}p_{t-1} + u_t \quad (3)$ <p>(3) numaralı denklemde P_t, t yılına ait enflasyon oranıdır. Modeldeki açıklayıcı değişkenler e_t; t yılına ait döviz kurunun önceki yıla göre yüzde değişim oranı, w_t; t yılına ait aylık ücretlerin önceki yıla göre yüzde değişim oranı, m_t; t yılına ait para arzının önceki yıla göre değişim oranını, p_{t-1}; t yılına ait enflasyon oranını göstermektedir. u_t hata teriminin, tüm zamanlarda ve tüm birimler için bağımsız ve $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ şeklinde dağılım gösterdiği varsayılmaktadır. α_t teriminin ise sabit etkiler ve rastsal etkiler modellerinde farklı özellikler taşıdığı varsayılmaktadır ve model dışında bırakılan değişkenlerin etkisini ifade eder.</p> <p>1998-2008 yılları için 23 geçiş ekonomisinde ve alt gruplarında döviz kuru, ücretlerin ve para arzı ile enflasyon arasındaki ilişkinin sınamasında kullanılan veri seti ile ilgili bilgiler Tablo 3'de verilmiştir. Arnavutluk, Bulgaristan, Hırvatistan, Estonya, Makedonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Romanya, Slovakya, Slovenya, Ermenistan, Azerbaycan, Beyaz Rusya, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Rusya, Tacikistan, Ukrayna ve Özbekistan araştırma kapsamındaki ülkelerdir. Çek Cumhuriyeti, Bosna Hersek, Türkmenistan gibi bazı geçiş ekonomileri veri yokluğu nedeniyle araştırma dışında bırakılmışlardır. Çalışmada kullanılan tüm veriler farklı yıllara ait Avrupa İmar ve Kalkınma Bankası (EBRD) geçiş raporlarından (Transition Report) elde edilmiştir. Çalışma 23 ülkenin tamamının yanı sıra, veri seti iki alt gruba bölünerek de yürütülmüştür. Bu gruplardan ilki Arnavutluk, Bulgaristan, Hırvatistan, Estonya, Makedonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Romanya, Slovakya ve Slovenya'yı kapsayan DA ülkesi grubudur. İkinci alt grup ise Ermenistan, Azerbaycan, Beyaz Rusya, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Rusya, Tacikistan, Ukrayna ve Özbekistan'ı kapsayan eski SB cumhuriyetleri grubudur.</p>
--	--	--

Tablo 3. Araştırmada Kullanılan Değişkenler ve Tanımları

Değişken	Tanım
p	Enflasyon; yıllık ortalama tüketici fiyatları endeksinde önceki yıla göre yüzde değişim.
e	Döviz kuru; ulusal paraların yıllık ortalama ABD doları kurunda önceki yıla göre yüzde değişim.
w	Ücret; yıllık ortalama brüt aylık ücrette bir önceki yıla göre yüzde değişim.
m	Para arzı; yılsonları itibarıyla parasal göstergede bir önceki yıla göre yüzde değişim. Bu gösterge Beyaz Rusya, Gürcistan, Türkmenistan ve Özbekistan için M3, Hırvatistan için M4, diğer ülkeler için ise M2'dir.

Tablo 4'te 23 ülkenin tamamı, DA grubu ülkeleri ve SB grubu ülkelerine ait p , e , w ve m değişkenleri için ilişileşim düzeyi verilmiştir. İlgileşim değişkenler arasında muhtemel bir ilişkinin yönü konusunda önbilgi sunmaktadır. Her üç tablodan da görüldüğü gibi tüm istatistikler beklenildiği gibi pozitifler. Bu p , e , w ve m değişkenleri arasında pozitif ilişileşim ilişkisinin olduğunu gösterir. Ayrıca her üç ülke grubu için p ve w değişkenleri arasındaki ilişileşim katsayısı diğerlerinden daha büyüktür.

Tablo 4. İlgileşim Düzeyi

		p	e	w	m
23 Ülke	p	1	0.6882	0.9088	0.5541
	e	0.6882	1	0.6022	0.4465
	w	0.9088	0.6022	1	0.6110
	m	0.5541	0.4465	0.6110	1
DA Grubu	p	1	0.5798	0.8219	0.3844
	e	0.5798	1	0.4486	0.3790
	w	0.8219	0.4486	1	0.3618
	m	0.3844	0.3790	0.3618	1
SB Grubu	p	1	0.7099	0.9205	0.5309
	e	0.7099	1	0.5857	0.3766
	w	0.9205	0.5857	1	0.5609
	m	0.5309	0.3766	0.5609	1

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
TÜRK İMALAT SANAYİNİN ULUSLARARASI REKABET GÜCÜNÜN BELİRLEYENLERİ:	Rekabet Panel veri	<p>Özet</p> <p>Bu çalışmada, 2003-2012 döneminde Türkiye'nin en fazla ticaret yaptığı toplam 25 ülke ile rekabet gücünün belirleyenleri incelenmiştir. İlk olarak imalat sanayi ürün grupları ihracatında öne çıkan sektörlerin dış piyasa talebiyle uyumlu mal üretebilme gücü ve ürün çeşitliği yönündeki durumu tespit edilmiştir. Daha sonra Türk imalat sanayi ISIC Rev.3 alt</p>

<p>PANEL VERİ ANALİZİ</p>		<p>sektörleri için fiyat ve fiyat dışı rekabet faktörlerinin düşük, orta düşük ve orta yüksek, yüksek teknoloji düzeylerinde toplam 25 ülkedeki ihracat piyasa payına etkileri panel veri yöntemiyle analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, Türk imalat sanayinin ihracat piyasa payı rekabetinin belirleyenleri farklı teknoloji düzeylerine göre değişmekle birlikte, fiyat faktörlerinin rekabet gücü sağlamada etkili olduğu gözlenmiştir. Ancak rekabet gücü elde etmede ticaret ortağı ülkelerin talep yapısına uyum göstermede yetersiz kaldığı ve piyasa payını olumsuz etkilediği saptanmıştır.</p> <p style="text-align: center;">3. MODEL VE VERİ SETİ</p> <p>Çalışmanın bu bölümünde, 2003-2012 dönemi için Türkiye imalat sanayi ISIC. Rev.3 iki basamaklı ürün gruplarında, toplam 25 ülkeye yaptığı ihracatın piyasa payı rekabetinde etkili olan fiyat ve fiyat dışı değişkenlerinin etkileri panel veri analizi ile test edilecektir. OECD teknoloji sınıflandırmasına göre sektörler düşük ve orta düşük ile orta yüksek ve yüksek teknolojili sektörler olarak iki farklı modelde analiz edilecektir. Tablo 3’de panel veri analizinin kesit serisinde yer alacak, ISIC Rev.3 OECD teknoloji sınıflandırmasına göre sektörler belirlenmiştir.</p> <p style="text-align: center;">Tablo 3. İmalat Sanayi Sektörlerinin Teknoloji Düzeylerine Göre Sınıflandırması</p> <table border="1" data-bbox="625 896 1396 1120"> <thead> <tr> <th data-bbox="625 896 1029 952"><i>Düşük ve Orta Düşük Teknoloji (13 SEKTÖR)</i></th> <th data-bbox="1029 896 1396 952"><i>Orta Yüksek ve Yüksek Teknoloji (8 SEKTÖR)</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td data-bbox="625 952 1029 1120">(15-16)-(Gıda-Tütün), (17)-Tekstil, (18)-Giyim (19)-Deri ,(20)- Ağaç, (21)- Kâğıt, (22)-Basım (23)- Kok-Petrol Ür. , (25)- Plastik, (26)- Mineral Ür. (27)- Ana Metal, (28)- Metal Eşya (36)-Mobilya ve Diğ. İmalat</td> <td data-bbox="1029 952 1396 1120">(24)- Kimya, (29)-Makine Teczh., (30)- Büro Bigi İşlm., (31)-Elektrikli Cihaz. (32)-Radyo,Tv Haberleş., (33)- Tıbbi Alet, Optik, (34)- Motorlu Kara Taşıtlar, (35)-Diğer Ulaşım Araç.</td> </tr> </tbody> </table>	<i>Düşük ve Orta Düşük Teknoloji (13 SEKTÖR)</i>	<i>Orta Yüksek ve Yüksek Teknoloji (8 SEKTÖR)</i>	(15-16)-(Gıda-Tütün), (17)-Tekstil, (18)-Giyim (19)-Deri ,(20)- Ağaç, (21)- Kâğıt, (22)-Basım (23)- Kok-Petrol Ür. , (25)- Plastik, (26)- Mineral Ür. (27)- Ana Metal, (28)- Metal Eşya (36)-Mobilya ve Diğ. İmalat	(24)- Kimya, (29)-Makine Teczh., (30)- Büro Bigi İşlm., (31)-Elektrikli Cihaz. (32)-Radyo,Tv Haberleş., (33)- Tıbbi Alet, Optik, (34)- Motorlu Kara Taşıtlar, (35)-Diğer Ulaşım Araç.
<i>Düşük ve Orta Düşük Teknoloji (13 SEKTÖR)</i>	<i>Orta Yüksek ve Yüksek Teknoloji (8 SEKTÖR)</i>					
(15-16)-(Gıda-Tütün), (17)-Tekstil, (18)-Giyim (19)-Deri ,(20)- Ağaç, (21)- Kâğıt, (22)-Basım (23)- Kok-Petrol Ür. , (25)- Plastik, (26)- Mineral Ür. (27)- Ana Metal, (28)- Metal Eşya (36)-Mobilya ve Diğ. İmalat	(24)- Kimya, (29)-Makine Teczh., (30)- Büro Bigi İşlm., (31)-Elektrikli Cihaz. (32)-Radyo,Tv Haberleş., (33)- Tıbbi Alet, Optik, (34)- Motorlu Kara Taşıtlar, (35)-Diğer Ulaşım Araç.					

Teknoloji düzeylerine göre iki guruba ayrılan bu alt sektörler aşağıda belirlenen modeller çerçevesinde incelenecektir. İhracat piyasa payı ve rekabet gücüne etki eden, teorik çerçeveye uygun fiyat ve fiyat dışı değişkenlere bağlı olarak oluşturulan modeller aşağıdaki gibidir.

$$\log(\text{LXMS}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{ULC}_{it}) + \beta_2 \log(\text{PATSH}_{it}) + \beta_3 \log(\text{MDE}_{it}) + \beta_4 \log(\text{ImP}_{it}) + \beta_5 \log(\text{INV}_{it}) + e_{it} \quad (1)$$

$$\log(\text{HXMS}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{ULC}_{it}) + \beta_2 \log(\text{PATSH}_{it}) + \beta_3 \log(\text{MDE}_{it}) + \beta_4 \log(\text{ImP}_{it}) + \beta_5 \log(\text{INV}_{it}) + e_{it} \quad (2)$$

Model (1) $i=1,2,3,..,13$ (Düşük-Orta Düşük Teknoloji)

Model (2) $i=1,2,3,..,8$ (Orta Yüksek- Yüksek Teknoloji)

Bu durumda ele alınan modeller arasındaki fark, bağımlı değişkenlerden ve panel verinin kesit serisinde yer alan imalat sanayi sektörlerinin sayısındaki farklılıktan kaynaklanmaktadır. Çalışmada kullanılan model kapsamındaki bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait bilgiler Tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4. Modellerdeki Değişkenler ve Tanımlama

Değişkenler	Tanımlama	Veri kaynağı	β Katsayısı Beklentisi
*LXMS _{it} ya da HXMS _{it}	XMS= X _{it} / M _{it} , t döneminde her bir "i" sektöründeki (düşük-orta düşük ya da orta yüksek-yüksek) Türkiye'nin yapmış olduğu ihracatın toplam 25 ülkenin o sektördeki ithalatı içindeki piyasa payı	OECD, Bilateral Trade Database	
**ULC _{it}	t döneminde "i" sektörünü birim işgücü maliyeti oranını, OECD hesaplama yöntemine göre ^a birim işgücü maliyeti USD dolar cinsinden	TÜİK Yıllık Sanayi Hizmet İst.	β_1 , Düşük teknoloji düzeyinde pozitif, yüksek teknoloji düzeyinde negatif (Montobbio,2003; Castillo vd. 2011)
**PATSH _{it}	t döneminde "i" sektörün almış olduğu patentlerin, imalat sanayi toplam patentler içindeki payı	Türk Patent Enstitüsü	β_2 pozitif
*MDE _{it}	M _{it} /Σ _j M _{jt} ; t döneminde toplam 25 ülkenin (j) "i" sektöründe yaptığı ithalatın toplam ithalatı içindeki payı	OECD, Bilateral Trade Database	β_3 pozitif
*ImP _{it}	t döneminde i sektörünün ithalat birim değer endeksi	TCMB 2003=100	β_4 negatif
**INV _{it}	t döneminde "i" sektörüne yapılan maddi mallara ilişkin brüt yatırımların payı	TÜİK Yıllık Sanayi Hizmet İst.	β_5 pozitif

Not: * Veri kaynağında ISIC Rev.3 sınıflandırması yapılmıştır. ** Veri kaynağında Nace Rev.1.1 sınıflandırması yapılmış ve ISIC Rev.3'e dönüştürülmüştür. Ancak ULC_{it} ve INV_{it}, TÜİK'in 2003-2008 dönemi Yıllık Sanayi ve Hizmet İstatistikleri Nace Rev.1.1 ve 2009-2012 döneminde Nace Rev.2 sınıflandırmasında olup, bunlar ISIC Rev.3'e dönüştürülmüştür.

		<p>Modelde yer alan değişkenlerden ihracat piyasa payı rekabetini açıklayan fiyat değişkeni olarak, sektörlerin dolar cinsinden reel olarak hesaplanan birim işgücü maliyetleri (ULC_{it}) (2003=100) kullanılmıştır. Türkiye’de veri kaynağı açısından sektörel reel döviz kuru endeksleri yer almadığından kullanılamamıştır. Fiyat değişkeni olarak alınan diğer bir açıklayıcı değişkende ithalat bağımlılığının bir göstergesi olan ithalat birim değer endeksi (ImP_{it}) değerleridir. Burada sektörlerin yaptığı aramalı ithalatın birim değer endeksine ilişkin veri olmadığından sektörün genel ithalat fiyatları kullanılabilmiştir. Yapısal değişkenler olarak da ampirik literatürde kullanılan değişkenlere uygun olarak sektörel patent payları ($PATSH_{it}$), karşı ülkelerin toplam ithalatı içindeki sektör payları-mal uyumu- (MDE_{it}) ve sektörlerle yapılan maddi mallara ilişkin brüt yatırımlar (INV_{it}) kullanılmıştır. Değişkenlere ait bilgiler Tablo 4’de sunulmuştur.</p> <p>Model değişkenlerine ait tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 5’te yer almaktadır.</p> <p>Tablo 5. a) Düşük ve Orta Düşük Teknolojili İmalat Sanayi Sektörleri Değişkenlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>$LXMS_{it}$</th> <th>ULC_{it}</th> <th>$PATSH_{it}$</th> <th>MDE_{it}</th> <th>ImP_{it}</th> <th>INV_{it}</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Ortalama</td> <td>0.010313</td> <td>0.773522</td> <td>0.053810</td> <td>0.048088</td> <td>1.005743</td> <td>0.054049</td> </tr> <tr> <td>Medyan</td> <td>0.006280</td> <td>0.778681</td> <td>0.023867</td> <td>0.032354</td> <td>0.947133</td> <td>0.045954</td> </tr> <tr> <td>Maksimum</td> <td>0.039345</td> <td>1.349922</td> <td>0.538867</td> <td>0.190231</td> <td>2.132185</td> <td>0.317189</td> </tr> <tr> <td>Minimum</td> <td>0.000990</td> <td>0.181083</td> <td>0.001938</td> <td>0.006225</td> <td>0.385949</td> <td>0.007546</td> </tr> <tr> <td>S.Sapma</td> <td>0.010499</td> <td>0.243852</td> <td>0.068019</td> <td>0.046556</td> <td>0.373976</td> <td>0.044944</td> </tr> <tr> <td>Jarque-Bera</td> <td>55.19641</td> <td>1.806757</td> <td>2588.910</td> <td>116.7609</td> <td>27.33392</td> <td>576.6814</td> </tr> <tr> <td>Olasılık</td> <td>0.000000</td> <td>0.00500</td> <td>0.000000</td> <td>0.000000</td> <td>0.000001</td> <td>0.000000</td> </tr> </tbody> </table> <p>Tablo 5. b) Orta Yüksek ve Yüksek Teknolojili İmalat Sanayi Sektörleri Değişkenlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>$HXMS_{it}$</th> <th>ULC_{it}</th> <th>$PATSH_{it}$</th> <th>MDE_{it}</th> <th>ImP_{it}</th> <th>INV_{it}</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Ortalama</td> <td>0.004591</td> <td>0.731556</td> <td>0.053013</td> <td>0.064889</td> <td>0.665129</td> <td>0.031189</td> </tr> <tr> <td>Medyan</td> <td>0.003768</td> <td>0.758241</td> <td>0.044747</td> <td>0.064306</td> <td>0.638381</td> <td>0.020801</td> </tr> <tr> <td>Maksimum</td> <td>0.018572</td> <td>1.203481</td> <td>0.107653</td> <td>0.128740</td> <td>1.000000</td> <td>0.098059</td> </tr> <tr> <td>Minimum</td> <td>8.74E-05</td> <td>0.309595</td> <td>0.006029</td> <td>0.024850</td> <td>0.190117</td> <td>6.21E-05</td> </tr> <tr> <td>S.Sapma</td> <td>0.004300</td> <td>0.191818</td> <td>0.031029</td> <td>0.031487</td> <td>0.213772</td> <td>0.027635</td> </tr> <tr> <td>Jarque-Bera</td> <td>52.34425</td> <td>2.526497</td> <td>7.426977</td> <td>6.783258</td> <td>1.323917</td> <td>7.321601</td> </tr> <tr> <td>Olasılık</td> <td>0.000000</td> <td>0.002824</td> <td>0.024392</td> <td>0.033654</td> <td>0.051584</td> <td>0.025712</td> </tr> </tbody> </table> <p>Buna göre bağımlı değişken, düşük ve orta düşük teknoloji (LXMSit) imalat sanayi sektörlerinin 25 ticaret ortağı içinde Türkiye’nin ortalama payı 2003-2012 döneminde %1.03 iken orta yüksek ve yüksek teknoloji (HXMSit) imalat sektörlerinin payı ise % 0.45’dir.</p>		$LXMS_{it}$	ULC_{it}	$PATSH_{it}$	MDE_{it}	ImP_{it}	INV_{it}	Ortalama	0.010313	0.773522	0.053810	0.048088	1.005743	0.054049	Medyan	0.006280	0.778681	0.023867	0.032354	0.947133	0.045954	Maksimum	0.039345	1.349922	0.538867	0.190231	2.132185	0.317189	Minimum	0.000990	0.181083	0.001938	0.006225	0.385949	0.007546	S.Sapma	0.010499	0.243852	0.068019	0.046556	0.373976	0.044944	Jarque-Bera	55.19641	1.806757	2588.910	116.7609	27.33392	576.6814	Olasılık	0.000000	0.00500	0.000000	0.000000	0.000001	0.000000		$HXMS_{it}$	ULC_{it}	$PATSH_{it}$	MDE_{it}	ImP_{it}	INV_{it}	Ortalama	0.004591	0.731556	0.053013	0.064889	0.665129	0.031189	Medyan	0.003768	0.758241	0.044747	0.064306	0.638381	0.020801	Maksimum	0.018572	1.203481	0.107653	0.128740	1.000000	0.098059	Minimum	8.74E-05	0.309595	0.006029	0.024850	0.190117	6.21E-05	S.Sapma	0.004300	0.191818	0.031029	0.031487	0.213772	0.027635	Jarque-Bera	52.34425	2.526497	7.426977	6.783258	1.323917	7.321601	Olasılık	0.000000	0.002824	0.024392	0.033654	0.051584	0.025712
	$LXMS_{it}$	ULC_{it}	$PATSH_{it}$	MDE_{it}	ImP_{it}	INV_{it}																																																																																																												
Ortalama	0.010313	0.773522	0.053810	0.048088	1.005743	0.054049																																																																																																												
Medyan	0.006280	0.778681	0.023867	0.032354	0.947133	0.045954																																																																																																												
Maksimum	0.039345	1.349922	0.538867	0.190231	2.132185	0.317189																																																																																																												
Minimum	0.000990	0.181083	0.001938	0.006225	0.385949	0.007546																																																																																																												
S.Sapma	0.010499	0.243852	0.068019	0.046556	0.373976	0.044944																																																																																																												
Jarque-Bera	55.19641	1.806757	2588.910	116.7609	27.33392	576.6814																																																																																																												
Olasılık	0.000000	0.00500	0.000000	0.000000	0.000001	0.000000																																																																																																												
	$HXMS_{it}$	ULC_{it}	$PATSH_{it}$	MDE_{it}	ImP_{it}	INV_{it}																																																																																																												
Ortalama	0.004591	0.731556	0.053013	0.064889	0.665129	0.031189																																																																																																												
Medyan	0.003768	0.758241	0.044747	0.064306	0.638381	0.020801																																																																																																												
Maksimum	0.018572	1.203481	0.107653	0.128740	1.000000	0.098059																																																																																																												
Minimum	8.74E-05	0.309595	0.006029	0.024850	0.190117	6.21E-05																																																																																																												
S.Sapma	0.004300	0.191818	0.031029	0.031487	0.213772	0.027635																																																																																																												
Jarque-Bera	52.34425	2.526497	7.426977	6.783258	1.323917	7.321601																																																																																																												
Olasılık	0.000000	0.002824	0.024392	0.033654	0.051584	0.025712																																																																																																												

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Ekonomik Kalkınma, Rekabet ve İnovasyon İlişkisinin Panel Veri Analizi ile	Beşeri Sermaye Panel veri	<p>Özet</p> <p>İktisadi kalkınma olgusunun ölçülmesinde ülkelerin ekonomik, demografik, sosyal, kültürel ve siyasal yapılarını etkileyen birçok değişken söz konusudur. Günümüzde teknolojik alanda meydana gelen gelişmeler ekonomik gelişimin tetikleyici gücü olmaktadır. Birçok ülke bu gücü elde etme ve böylece orta ve uzun vadede</p>

<p>İncelenmesi: G20 Ülkeleri Örneği</p>		<p>üstünlük sağlama ve rekabetçi yapılarını koruma arzusu içindedirler. Bu açıdan ekonomik kalkınma, inovasyon ve rekabet gücü kavramları arasında bir domino etkisinden söz etmek mümkündür. Bu çalışmada G20 ülkelerinde ekonomik kalkınma, rekabet ve inovasyon değişkenleri arasındaki ilişkinin panel veri analizi ile araştırılması amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda 1997-2018 dönemleri arasında verisine ulaşılabilen 13 G20 ülkesi analiz edilmiştir. Çalışma sonuçlarına göre ekonomik kalkınma, rekabet ve inovasyon değişkenlerinin uzun dönemde ilişkili oldukları sonucuna ulaşılmıştır.</p> <p>Veri Seti ve Kullanılan Ekonometrik Modeller</p> <p>Çalışmada G20 ülkeler grubu içerisinde incelenen değişkenler bağlamında verilerine ulaşılabilen 134 ülke ele alınmıştır. Çalışmada zaman aralığı olarak 1997-2018 dönemi olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan veriler IMD (Uluslararası Yönetim Geliştirme Enstitüsü), Dünya Bankası (World Bank) ve UNDP'den elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan ekonometrik modelin temel amacı, küresel rekabet gücü ve teknolojik inovasyon olarak tanımlanan Ar-Ge ve patent başvurusu değişkenlerinin ekonomik kalkınma üzerindeki etkisini analiz etmektir. Modelde küreselleşmenin etkisinin yansıtılması adına doğrudan yabancı yatırımlar değişkeni kontrol değişkeni olarak modele eklenmiştir. Burada ekonomik kalkınma bağımlı değişken, Ar-Ge, patent, rekabet endeksi ve doğrudan yabancı yatırımlar bağımsız değişken olarak alınmıştır. Analizde verilerin doğal logaritmaları kullanılmıştır. Ekonometrik model ve değişkenlere ait detaylı bilgi aşağıdaki tabloda yer almaktadır.</p>
---	--	--

Model;

$$\ln HDI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln Ar-Ge_{it} + \beta_2 \ln Patent_{it} + \beta_3 \ln Rekabet_{it} + \beta_4 \ln Dyy_{it} + U_{it} \quad (1)$$

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler Ait Bilgiler

Değişken	Tanım	Gözlem dönemleri	Veri kaynağı
LnHDI	İnsani Gelişim Endeksi	1997-2018	UNDP
LnAr-Ge	Araştırma Geliştirme Harcamaları	1997-2018	Dünya Bankası (World Bank)
LnPatent	Patent başvuruları	1997-2018	Dünya Bankası (World Bank)
LnRekabet	Rekabet Endeksi Verileri	1997-2018	IMD (International Management Development)
LnDyy	Doğrudan Yabancı Yatırımlar	1997-2018	Dünya Bankası (World Bank)

HDI: Çalışmada ekonomik kalkınma göstergesi olarak HDI (Human Development Index) verisi kullanılmıştır. İnsani gelişim endeksi, dünya üzerinde yer alan ülkeler için yaşam süresi, okuryazar oranı, eğitim seviyesi ve yaşam standartları düzeyi seviyelerine göre hazırlanan bir ölçümdür. Toplumda yer alan bireylerin yaşam standartlarının iyileştirilmiş olması ülkenin az gelişmiş, gelişmekte olan veya gelişmiş bir ülke olup olmadığı konusunda fikir vermekte aynı zamanda da ekonomik anlamda bir ülkede oluşan etkinin yaşam standartlarını ne seviyede etkilediğini göstermektedir.

Ar-Ge: Ulusların yenilikçilik yöntemleri ile gelişme göstermesinin temel unsurlarından birisi de araştırma geliştirme faaliyetleridir. Ar-Ge faaliyetlerine önem gösteren birimler (şirket, firma, ulus, vb.) üretkenliklerini ve üretim kalitelerini artırmakta, toplumsal gelişmişliğe de katkıda bulunmaktadır. Çalışmada araştırma geliştirme harcamalarının GSYH içerisindeki payı (% of GDP) kullanılmıştır.

Patent: Ar-Ge faaliyetlerinin ürüne dönüşmesi ile ortaya çıkan diğer bir inovasyon göstergesi de patenttir. Patent bilimsel alanlarda ve teknik alanlarda ortaya çıkarılan bir buluşun uygulamaya geçişinde kullanım hakkının kime ait olduğunu gösteren resmi bir belgedir. Çalışmada patent başvurusu değişkenine ait veriler Dünya Bankasından yerleşik (sakinler) patent başvuruları olmak üzere ülkede gerçekleştirilen toplam patent başvuru sayısı olarak alınmıştır.

Rekabet: Ülkelerin sahip olduğu rekabet gücünü göstermek için IMD tarafından yıllık olarak yayınlanmakta olan genel rekabet gücü endeksi kullanılmıştır. IMD rekabet verilerinin yayınlanmasını sağlayan bir platformdur ve Uluslararası Yönetim Geliştirme Enstitüsü olarak adlandırılmaktadır. Uluslararası rekabet gücünün ölçülmesinde endeksler ve birden fazla göstergeden yararlanılmaktadır. Rekabet gücü büyüme ve gelişmenin önemli faktörlerindedir.

Dyy: Küreselleşme ile serbest piyasa ekonomilerine geçiş ülkeler arası doğrudan yatırımları hızlandırmıştır. Sermaye düzeyi yetersiz ülkeler için doğrudan yabancı yatırımlar büyük önem taşımaktadır. Özellikle sermaye birikiminin olmadığı tasarruf açığının bulunduğu gelişmekte olan ülkeler, kendileri için ihtiyaç duydukları sermayeyi sağlamak için ve yabancı sermayeyi ülkelerine çekilebilmek için fazlasıyla çaba sarf etmektedirler.

Panel veri analizlerinde uygulanacak testlerin hatalı sonuçlara neden olmaması için dikkat edilmesi gereken bazı adımlar vardır. Bunların başında yatay kesit bağımlılığı testi yer almaktadır. Panel veri analizinde

gerek durağanlığın test edilmesi gerekse de eşbütünlük analizi ve nedensellik analizlerinde kullanılacak testlerin belirlenmesi bu analiz sonuçlarına göre şekillenmektedir. Eğer paneli oluşturan veriler arasında yatay kesit bağımlılığı bulunuyorsa birim kök testi uygulanırken birinci nesil birim kök testlerinin yerine ikinci nesil birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Aynı şekilde nedensellik analizi uygulanacak ise ona uygun nedensellik testleri yapılmalıdır. Panel veri analizlerinde kesit ve zaman boyutu arasındaki ilişkiyi hangi test sonucunun geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Eğer birimlerin yer aldığı yatay kesit boyutu zamanın yer aldığı zaman boyutundan küçük ise; Breusch ve Pagan LM testi, kesit boyutu zaman boyutundan büyükse; Pesaran CD_{LM} testi uygulanmaktadır. Zaman ve kesit boyutlarının eşit olduğu durumlarda ise Pesaran CD_{LM} testi tercih edilmelidir (Baltagi, 2008).

Değişkenlere ait serilerde yatay kesit bağımlılığın tespiti için çalışmada Berusch-Pagan LM testi kullanılmıştır.

$$LM_{BP} = T \sum_{t=1}^{n-1} \sum_{j=1+1}^n \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2)$$

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test	İstatistik	Serbestlik derecesi (d.f)	Olasılık (prob.)
Breusch-Pagan LM	234.0694	78	0.0000***
Pesaran Scaled LM	12.49556		0.0000***
Pesaran CD	3.458886		0.0005***

Tablo 2'de elde edilen sonuçlara göre, LM, CD_{LM} , CD testlerinde ekonomik kalkınma (HDI), Ar-Ge, patent(PAT), rekabet(REKABET) ve doğrudan yabancı yatırımlar (DYV) parametrelerinin kointegrasyon denkleminde ait probability değerleri %5'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi kabul edilerek serilerin yatay kesit bağımlılığı içerdiği sonucuna ulaşılmıştır. Paneli oluşturan serilerin yatay kesit bağımlılığı içermesi durumunda, analize dahil olan herhangi bir ülkede meydana çıkan şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği sonucu ortaya çıkmaktadır. Bu doğrultuda bu ülkelerde yer alan politika yapıcıların ülkenin, herhangi bir ekonomik şok dalgasına maruz kalmaması için diğer ülkelerde uygulanan ekonomi politikalarını da dikkate almaları gerektiği ifade edilebilir.

Daha önce belirtildiği gibi panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığı içermesi durumlarına göre birinci nesil ve ikinci nesil birim kök testleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Birinci nesil panel birim kök testlerinde, serilerin yatay kesitsel olarak bağımsızlık altında dağıldığı varsayımı ile analiz yapılırken ikinci nesil panel birim kök testlerinde yatay kesitsel bağımlılık varsayımı altında yeni testler türetilmiştir. Diğer bir ifade ile, birimler arasında ortaya çıkan korelasyon ilişkisinin bu testlerin asimptotik özelliklerini etkilediği belirtilmiştir. Ancak, birimler arası korelasyon ilişkisinin bulunmaması sınırlayıcı bir varsayımdır. Bu nedenle, birimler arası korelasyon ilişkisinin varlığının dikkate alındığı ikinci nesil testler literatüre kazandırılmıştır (Tatoglu, 2013:220)

Çalışmada seriler yatay kesit bağımlılığı içerdiği için Pesaran (2007)'in geliştirmiş olduğu panel birim kök testi kullanılmıştır. Analiz sonuçları tablo 3'de gösterilmektedir.

Tablo 3: CADF Birim Kök Sonuçları

DÜZEY	HDI	P	Ar-Ge	P	PATENT	p	REKABET	p	DYV	p
Sabit istatistik	0.153	0.561	-2.223	0.013	-1.488	0.068	-3.668	0.000	-6.877	0.000
Sabit+trend	2.104	0.982	-2.439	0.007	-1.599	0.055	-2.926	0.002	-6.601	0.000
BİRİNCİ FARK	HDI	P	Ar-Ge	P	PATENT	p	REKABET	p	DYV	p
Sabit istatistik	-2.230	0.013	-1.566	0.059	0.394	0.653	-3.420	0.000	-3.422	0.000
Sabit+trend	-0.280	0.390	-1.646	0.050	-1.226	0.110	-1.855	0.032	-2.951	0.002

Test modeli için sabit ve sabit+trend kullanılmıştır. Sabite kritik değerler -2.97(%1), -2.52(%5), -2.31(%10); sabit+trendde -3.88(%1), -3.27(%5), -2.98(%10)'dır. Kritik değerler için Pesaran (2007) makalesinden faydalanılmıştır.

Pesaran (2007) birim kök test sonuçları incelendiğinde HDI değişkeninin birinci farkında I(1) durağan olduğu ve diğer değişkenlerin düzeyde durağan I(0) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tüm analizlerde olduğu gibi panel eşbütünlük analizinde de doğru yöntemin belirlenmesi büyük önem taşımaktadır. Yapılacak testin doğruluğu analizlerin anlamlı ve tutarlı sonuçlar verebilmesi açısından önemlidir. Swamy (1970) yapmış olduğu çalışmada, eşbütünlük denklemlerindeki eğim katsayılarının homojen olup olmadığını tespit etmiştir. Daha sonra Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta testi uzun dönem parametrelerinin homojen olup olmadığını test etmekte kullanılmaktadır.

$$\text{Gözlem sayısı büyük örneklerde; } \hat{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1} \hat{\Delta} - k}{\sqrt{2E}} \quad (3)$$

$$\text{Gözlem sayısı büyük örneklerde; } \hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1} \hat{\Delta} - k}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\Delta})}} \quad (4)$$

Geliştirilen istatistikte N; yatay kesit sayısı, S; swamy test istatistiği, k; açıklayıcı değişken sayısı ve Var (tk) standart hatayı göstermektedir. Eğer tahmin edilen olasılık değeri 0.05'ten küçük ise temel hipotez (H_0) %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte, alternatif hipotez (H_1) kabul edilmektedir.

Tablo 4: Homojenlik Testi Sonuçları

	Test istatistiği	Olasılık
$\hat{\Delta}$	-2.095	0.982
$\hat{\Delta}_{adj}$	-2.437	0.993

Tablo 4'de gösterilen sonuçlara göre olasılık değeri %5'ten büyük olduğu için H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Dolayısıyla eğim katsayıları homojendir. Eğim katsayıları homojen çıktığı için eşbütünlük testlerinden homojenliği dikkate alan Westlund eşbütünlük testi kullanılacaktır.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin, birinci farklarda durağan olduğu ve modelin yatay kesit bağımlılığı içerdiği belirlendikten sonra seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisi Westlund, (2008) testi yardımı ile incelenmiştir.

Testin hipotezi;

H_0 = seriler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur. ($H_0: \rho = 1$)

H_1 = seriler arasında eşbütünlük ilişkisi vardır. ($H_1: \rho < 1$)

Şeklinde dir.

Tablo 5: Eşbütünlük Testi Sonuçları

	Test istatistiği	Olasılık
DH_g	122.498	0.000***
DH_p	17.889	0.000***

Westerlund (2008) eşbütünlük analizinde DH_g ve DH_p adında iki testi istatistiği hesaplanmaktadır. Normal dağılım gösteren test sonucunda hesaplanan istatistiğin tablo değerinden büyük olması durumunda "seriler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur" şeklindeki boş hipotez reddedilerek değişkenlerin eşbütünlük olduğuna karar verilir. Tablo 5'de yer alan sonuçlar incelendiğinde, her iki istatistiğin olasılık değerlerinin %5'ten küçük olduğu görülmektedir. Bu nedenle temel hipotez olan H_0 hipotezi reddedilmekte, alternatif hipotezimiz H_1 kabul edilmektedir. Seriler arasında eşbütünlük ilişkisi vardır. Serilerin kısa dönemde mi yoksa uzun dönemde mi eşbütünlük olduğu konusunda Pesaran ve Smith (1995) tarafından önerilen kısa dönem eş bütünlük katsayısı (MG) ve Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından önerilmekte olan uzun dönem eş bütünlük katsayısı (PMG) tahminleri kullanılmış ve serilerin hangi dönemde eşbütünlük olduğu elde edilmiştir.

Tablo 6: Pmg-Mg Tahmin Sonuçları

N:273			Obs:21
T:13			Avarange:21.0
			Likelihood:1193.145
Uzun dönem tahmin			
LNHDI	Katsayı(pmg)	St. Hata	Olasılık
L_narge	0.032765	0.0120033	0.006
L_npat	0.0438162	0.0035987	0.000
L_nrekabet	0.0479495	0.0150017	0.001
L_ndyy	0.0069314	0.0030542	0.023
Kısa dönem tahmini			
I.ARJANTIN	Katsayı	St.hata	Olasılık
ECM	-0.1640711	0.0426192	0.000
ΔL_narge	0.005426	0.0038421	0.002
ΔL_npat	-0.0120004	0.0011748	0.229
ΔL_nrekabet	0.0060917	0.0057852	0.292
ΔL_ndyy	-0.0014124	0.0011748	0.229
ΔCons.	-0.1059762	0.0294402	0.000

			2.KANADA	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.00335599	0.033966	0.921
			Δ Lnarge	-0.0064944	0.0191483	0.734
			Δ Lnput	0.00746	0.080109	0.352
			Δ Lnrekabet	0.0116855	0.0138737	0.400
			Δ Lndyy	-0.0005577	0.004264	0.191
			Δ Cons.	0.0005728	0.0283449	0.984
			3.ÇİN	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.2204933	0.0332399	0.000
			Δ Lnarge	-0.0005799	0.0036841	0.875
			Δ Lnput	-0.0101698	0.0038642	0.008
			Δ Lnrekabet	-0.0049266	0.0063693	0.439
			Δ Lndyy	-0.0017982	0.0010743	0.094
			Δ Cons.	-0.2261101	0.0413053	0.000
			4.FRANSA	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.0589453	0.031689	0.063
			Δ Lnarge	-0.1175934	0.0305111	0.000
			Δ Lnput	-0.0132667	0.0091041	0.145
			Δ Lnrekabet	0.005733	0.0059239	0.333
			Δ Lndyy	-0.0002147	0.0004337	0.621
			Δ Cons.	-0.0483751	0.0291071	0.097
			5.ALMANYA	Katsayı	St.hata	Olasılık
			Δ ECM	-0.1002947	0.0198662	0.000
			Δ Lnarge	-0.1002947	0.0198662	0.000
			Δ Lnput	-0.0111597	0.008534	0.191
			Δ Lnrekabet	0.0035963	0.0075247	0.633
			Δ Lndyy	-0.0008392	0.0005923	0.157
			Δ Cons.	-0.0863552	0.0196879	0.000
			6.JAPONYA	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.0145429	0.0313035	0.642

		ΔLnarge	-0.0064754	0.0165929	0.695
		ΔLnpat	0.0013927	0.0053938	0.796
		$\Delta \text{Lnrekabet}$	0.0030073	0.0042682	0.481
		ΔLndyy	0.0020668	0.0010753	0.055
		$\Delta \text{Cons.}$	-0.01125	0.0315333	0.721
		7.KORE	Katsayı	St.hata	Olasılık
		ECM	-0.1543259	0.0633524	0.015
		ΔLnarge	0.014429	0.016261	0.375
		ΔLnpat	0.0049014	0.0051676	0.343
		$\Delta \text{Lnrekabet}$	0.0035879	0.0074584	0.630
		ΔLndyy	0.0018956	0.0013678	0.166
		$\Delta \text{Cons.}$	-0.1350082	0.0579464	0.020
		8.MEKSIKA	Katsayı	St.hata	Olasılık
		ECM	-0.1870874	0.040006	0.000
		ΔLnarge	-0.0076434	0.0052682	0.147
		ΔLnpat	-0.0054878	0.0029157	0.060
		$\Delta \text{Lnrekabet}$	-0.0050908	0.0049508	0.304
		ΔLndyy	-0.0017116	0.0006586	0.009
		$\Delta \text{Cons.}$	-0.1405806	0.034754	0.000
		9.RUSYA	Katsayı	St.hata	Olasılık
		ECM	-0.0345742	0.0265941	0.194
		ΔLnarge	-0.0094897	0.0472716	0.841
		ΔLnpat	-0.00586	0.0047207	0.214
		$\Delta \text{Lnrekabet}$	-0.0090037	0.0077314	0.244
		ΔLndyy	0.0001275	0.0007553	0.866
		$\Delta \text{Cons.}$	-0.0222934	0.0233025	0.339
		10.G.AFRIKA	Katsayı	St.hata	Olasılık
		ECM	0.0064311	0.0460349	0.889
		ΔLnarge	-0.0639178	0.0363433	0.079
		ΔLnpat	0.0041843	0.0087403	0.632

			ΔLnrekabet	-0.0039831	0.0146128	0.785
			ΔLndyy	-0.0022919	0.0016992	0.177
			ΔCons.	0.0124983	0.0429518	0.771
			11. TÜRKİYE	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.0777984	0.0504357	0.123
			ΔLnarge	0.0010155	0.0190215	0.957
			ΔLnpat	-0.0044655	0.0034976	0.202
			ΔLnrekabet	-0.0085062	0.0059205	0.151
			ΔLndyy	-0.0008428	0.0015418	0.585
			ΔCons.	-0.0515175	0.0422010	0.222
			12.İNGİLTERE	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.0344281	0.0580783	0.553
			ΔLnarge	0.0461641	0.0391881	0.239
			ΔLnpat	0.006374	0.0131416	0.628
			ΔLnrekabet	-0.002775	0.0170163	0.870
			ΔLndyy	-0.0008331	0.0007929	0.293
			ΔCons.	-0.0278287	0.0131416	0.628
			13.ABD	Katsayı	St.hata	Olasılık
			ECM	-0.0193109	0.0310471	0.534
			ΔLnarge	0.0181973	0.0153038	0.234
			ΔLnpat	-0.0134498	0.009139	0.141
			ΔLnrekabet	-0.0435097	0.0506245	0.390
			ΔLndyy	-0.0003936	0.0002518	0.118
			ΔCons.	-0.0172114	0.0306065	0.574
			<p>Uzun dönem ve kısa dönem katsayıları incelendiğinde birim genelinde uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca değişkenlere ait uzun dönem katsayı tahmin değerleri; lnAr-Ge (0.032), lnpatent (0.043), lnrekabet (0.047), lnDyy (0.0069) iktisadi beklentiyi karşılar niteliktedir. Dolayısıyla analizde yer alan açıklayıcı değişkenler bağımlı değişkeni pozitif etkilemektedir yorumu yapılabilir. Açıklayıcı değişkenlerin kısa dönem katsayıları incelendiğinde yatay kesit birimlerinin birçoğunun kısa dönem ilişkisi de içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır.</p> <p>Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek amacıyla nedensellik analizi yapılmış ve sonuçlar Tablo 7'de verilmiştir.</p>			

Hipotez	W-Stat	Zbar-Stat	Prob
HDI→ARGE	4.55570	3.00775	0.0026***
ARGE→HDI	2.54838	0.32202	0.7474
HDI→PATENT	5.59245	4.39489	1.E-05
PATENT→HDI	4.54421	2.99238	0.0028***
HDI→REKABET	6.60033	5.74339	9.E-09
REKABET→HDI	1.51070	-1.06634	0.2863
HDI→DYY	3.74322	1.92069	0.0548**
DYY→HDI	2.00216	-0.40879	0.6827
ARGE→PATENT	5.07984	3.70903	0.0002***
PATENT→ARGE	4.83871	3.38641	0.0007***
ARGE→REKABET	5.17476	3.83603	0.0001***
REKABET→ARGE	5.37597	4.10524	4.E-05
ARGE→DYY	4.77507	3.30127	0.0010***
DYY→ARGE	2.57773	0.36130	0.7179
PATENT→REKABET	5.73763	4.58914	4.E-06
REKABET→PATENT	4.27564	2.63304	0.0085***
PATENT→DYY	2.62539	0.42507	0.6708
DYY→PATENT	6.30797	5.35223	9.E-08
REKABET→DYY	4.53321	2.97766	0.0029
DYY→REKABET	3.11610	1.08163	0.2794

Not: *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 7'de ekonomik kalkınma, rekabet, inovasyon göstergeleri ve doğrudan yabancı yatırımlar değişkenleri arasındaki Dumitrescu-Hurlin (2012) nedensellik analizi sonuçları yer almaktadır. Tablo 7'de yer alan sonuçlar incelendiğinde;

(a) insani gelişmişlik endeksi ile araştırma geliştirme harcamaları arasında $pob < 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi vardır. Yani insani gelişmişlik endeksi araştırma geliştirme harcamalarının nedenidir. (a1) $prob > 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Araştırma geliştirme harcamaları insani gelişmişlik endeksinin nedeni değildir. Tek taraflı nedensellik durumu mevcuttur.

e : 6 Sayı / Number : 12 DOI: 10.58201/utsobilder.976625 2022 / 2 (Aralık Sayısı) Journal Of International Social Sciences Academic Researches Cilt: 6 Sayı :12 2022/2) Sayfa / Page - 130 (b) insani gelişmişlik endeksi ve patent başvurularının olasılık değeri; $prob > 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Yani insani gelişmişlik endeksi patent başvurularının homojen nedeni değildir. (b1) $prob < 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Yani insani gelişmişlik endeksi rekabetin nedeni değildir. (c1) $prob > 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. İki değişken arasında nedensel bir ilişkiye rastlanmamıştır. (ç) insani gelişmişlik endeksi ve doğrudan yabancı yatırımlar değişkenleri için olasılık değeri; $pob < 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Doğrudan yabancı yatırımlar insani gelişmişlik endeksinin nedeni değildir. Tek taraflı nedensellik durumu mevcuttur. (d) araştırma geliştirme harcamaları ve patent başvuruları için olasılık değeri; $prob < 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Rekabet araştırma geliştirme harcamalarının nedeni değildir. Tek taraflı nedensellik durumu mevcuttur. (f) araştırma geliştirme harcamaları ve doğrudan yabancı yatırımlar için olasılık değeri; $prob < 0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Doğrudan yabancı yatırımlar araştırma geliştirme harcamalarının nedeni

		<p>değildir. Tek taraflı nedensellik durumu mevcuttur. (g) patent başvuruları ve rekabet değişkeninin olasılık değeri; $prob>0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Yani patent başvuruları rekabetin nedeni değildir. (g1) $prob0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Yani patent başvuruları doğrudan yabancı yatırımların nedeni değildir. (ğ1) $prob>0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Doğrudan yabancı yatırımlar patent başvurularının nedeni değildir. İki taraflı nedensel ilişki bulunamamıştır. (h) rekabet ve doğrudan yabancı yatırımlar için olasılık değeri; $prob0.05$ olduğu için homojen nedensellik ilişkisi yoktur. Doğrudan yabancı yatırımlar rekabetin nedeni değildir. Tek taraflı nedensellik durumu mevcuttur.</p>
--	--	---

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
BÖLGESEL KAMU HARCAMALARI VE BÖLGESEL EKONOMİK BÜYÜME ĐLDŞKĐSDĐ: TÜRKĐYE ĐÇĐN PANEL VERĐ ANALĐZĐ	Bölgesel Ekonomi Panel veri	<p>Özet:</p> <p>Bu makale bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırır. Çalışmada bölgesel kamu harcamalarının bölgesel hâsılaya oranı ve kişi başına bölgesel hâsıla büyüme oranı değişkenleri kullanılmıştır. Çalışma 1990–2001 dönemine ait yedi coğrafi bölgeyi kapsamaktadır. Uygulama bulgularına ulaşmak için panel veri analizlerinde kullanılan sabit etkili tahmin modeli kullanılmıştır. Çalışmada, özellikle 1990'lı yılların sonlarına doğru kullanılmaya başlanan panel veri birim kök testlerine de yer verilmiştir. Sonuçlar bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel ekonomik büyüme arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bir ilişkinin olduğunu göstermiştir.</p>

III. Yöntem ve Veriler

Çalışma hem zaman hem de kesit boyutu içerdiğinden panel veri analizlerine konu olmaktadır. Son zamanlarda panel veriler ile çalışmaya duyulan ilgide önemli bir artış olmuş ve tüm Dünya'da oldukça sık kullanılır olmuştur. Panel verilerle çalışmaya duyulan ilgideki artışın önemli nedenlerinden biri, ekonomik bir ilişkinin belirlenmesinde model kapsamındaki diğer değişkenlerle ilişkili olabilen ve gözlenemeyen bireysel özel etkileri kontrol etme isteğidir (Hausman ve Taylor, 1981: 1377). Panel verilerle çalışmanın diğer nedenlerini ise şu şekilde ifade etmek mümkündür (Sun ve Parikh, 2001: 190):

- Panel veri ile yapılan çalışmalarda zaman serisi ve yatay kesit analizlerinde ortaya çıkan gözlem sayısı yetersizliği görülmez. Panel hem zaman hem de kesit boyutunu içerdiği için gözlem sayısı artmaktadır.

- Daha fazla değişkenliğe ve bilgiye katkıda bulunur.

- Mevcut veriler için yeterli bir zaman dönemi sağlayarak, iki farklı kapsam içinde (yatay kesit ve zaman serisi) işlem görecektir verilerin oluşumuna izin verir.

- Son olarak da sabit ve tesadüfi etkili modeller ile ekonometrik belirlenmeyi zenginleştirir.

Bir panel veri setinin oluşabilmesi için N sayıda ekonomik birime ait T sayıda gözlemin bir arada ele alınması gerekmektedir. Panel çalışmalarda herhangi bir yıla ait değerler, panelin kesit boyutunu; ekonomik birimlerin yıllar itibariyle aldıkları değerler ise, zaman boyutunu ifade etmektedir. Yani her ekonomik birime karşılık gelen bir zaman serisi söz konusudur.

Genel anlamda bir panel veri modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Greene, 2000: 560):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada i yatay kesit dâhilindeki birimleri ($i = 1, \dots, N$) ve t zamanı ($t = 1, \dots, T$) ifade etmektedir. Bu genel ekonometrik model, sabit ve diğer regresyon parametrelerinin her zaman döneminde bütün birimler için ayrılmasına izin vermektedir.

Çalışmamız açısından kullanılan model ise aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$KBBHBO_{it} = \alpha_{it} + \beta KKBHBHİP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

		<p>Burada; KBBHBO: i bölgesi için t dönemindeki kişi başına bölgesel hâsıla büyüme oranı BKHBHİP: i bölgesi için t dönemindeki kamu harcamalarının bölgesel hâsıla içerisindeki payı ϵ_{it}= hata terimini ifade etmektedir.</p> <p>Çalışmada panel veri analizlerinden sabit etkili tahmin modeli kullanılmıştır. Birçok araştırmacı, sabit etkileri tahmin etmeyi tesadüfi etkileri tahmin etmekten daha uygun bulmuştur. Bu tercih, 'sabit etkilerin ilgili açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olması mümkün değildir' düşüncesinden kaynaklanmaktadır. Aslında ne sabit etkiler tahmincisi ne de tesadüfi etkiler tahmincisi mükemmeldir. Tesadüfi etkiler tahmincisi, gerçek etkinin üzerinde sapmalı tahminler verirken; sabit etkiler tahmincisi gerçek etkinin altında sapmalı tahminler verebilmektedir (Johnston ve Dinardo, 1997: 403). Bu durumda hangi modelin kullanılacağı sorusuna şu şekilde cevap bulunabilir.</p> <p>(1) Eğer etkiler açıklayıcı değişkenler ile ilişkisiz ise, tesadüfi etkiler tahmincisi tutarlı ve etkindir. Sabit etkiler tahmincisi ise tutarlı, fakat etkin değildir.</p> <p>(2) Eğer etkiler açıklayıcı değişkenler ile ilişkiliyse, sabit etkiler tahmincisi tutarlı ve etkin, fakat tesadüfi etkiler tahmincisi tutarsızdır.</p> <p>Çalışmada ayrıca panel veri uygulamalarında çok fazla bilinmeyen ve bu nedenle de ihmal edilen birim kök testlerine de yer verilmiştir. Panel veri birim kök testleri ilk olarak Levin ve Lin (1993) ve Quah (1994) tarafından geliştirilmiştir. Daha sonra Im, Peseran ve Shin (1997), Taylor ve Sarno (1998), Haris ve Tzavalis (1999) Maddala ve Wu (1999), Breitung (2000), Hadri (2000), Levin, Lin ve Chu (2002) tarafından geliştirilmiştir. Çalışmada beş farklı birim kök testine ait sonuçlara yer verilmiştir.</p> <p>Çalışma 1990–2001 dönemi için Türkiye'deki yedi coğrafi bölgeyi kapsamaktadır. Model çözümlerinde kullanılan veri seti yıllık olup, veriler Devlet İstatistik Enstitüsü ve Maliye Bakanlığı Muhasebat Genel Müdürlüğü'ne ait istatistiklerden derlenmiştir. Çalışmanın veri setini oluşturan değişkenlerden, KBBHBO kişi başına bölgesel hâsıla büyüme oranını, BKHBHİP ise bölgesel kamu harcamalarının bölgesel hâsıla içerisindeki payı'nı temsil etmektedir. Çalışmanın uygulama kısmına ait sonuçlar Eviews 5.0 paket programından elde edilmiştir.</p>
--	--	--

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
İNOVASYON VE EKONOMİK KALKINMA İLİŞKİSİ: ÜST-ORTA GELİRLİ ÜLKELER ÜZERİNE PANEL VERİ ANALİZİ	İnovasyon Panel veri	<p>ÖZET</p> <p>İnovasyon, ekonomik büyümenin tetikleyicisi ve ekonomik kalkınmanın itici bir gücü olmasıyla birlikte, orta ve uzun vadede ülkelerin rekabetçi yapılarını korumaları ve sürdürebilmelerini sağlayan önemli bir unsur olarak değerlendirilmektedir. Ülkelerin inovasyon faaliyetlerine hız vermesi sosyal refah açısından bir ihtiyaçtır. Bu bağlamda, ekonomik kalkınma ve ekonomik büyüme olguları inovasyonla daha da önemli bir hal almıştır. Dolayısıyla bu çalışmanın amacı; üst-orta gelirli ülkelerde inovasyon ve ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Bu amacı gerçekleştirmek için, 2000-2017 dönemine ait veriler kullanılarak seçilmiş 24 üst orta gelirli ülkeler üzerinde inovasyon ve ekonomik kalkınma ilişkisi panel eşbütünleşme testleri ve panel FMOLS ve DOLS katsayı tahmin yöntemleri ile incelenmiştir. Çalışmada değişken olarak, insani kalkınma endeksi, Ar-Ge harcamaları,</p>

yerleşik patent başvuruları, bilimsel araştırma ve teknik makale sayısı ile bilgi ve iletişim teknolojileri hizmet ihracatı kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, inovasyonun ekonomik kalkınma üzerinde pozitif bir etkisinin olduğunu göstermektedir.

Veri Seti ve Model

Çalışmada 2000-2017 dönemine ait yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışmaya konu olan ülkeleri, veri setine tam olarak ulaşılabilen seçilmiş ülkeler oluşturmaktadır. Dünya Bankası her yıl temmuz ayında kişi başına GSMH' yı esas alarak ülkeleri gelir gruplarına göre sınıflandırmaktadır. Bu sınıflandırma ile orta gelirli ülkeler alt ve üst orta gelirli ülkeler olarak iki kategoriye ayrılmaktadır. 2019 yılı itibari ile toplam 107 orta gelirli ülkenin 47 ülkesi alt orta gelir sınıfında yer alırken 60 ülkesi üst orta gelir sınıfında yer almaktadır. Çalışmada 60 üst orta gelirli ülke içerisinde 36 ülkede seçilen değişkenlerde yaşanan veri sıkıntısından dolayı 24 üst orta gelirli ülke çalışmanın veri setini oluşturmaktadır. Çalışmada yer alan ülkelere ilişkin bilgiler Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1. Analize Dahil Edilen Üst-Orta Gelirli Ülkeler

Ariantin	Brezilya	Ermenistan	İran	Malezya	Paraguay
Azerbaycan	Bulgaristan	Guatemala	Kazakistan	Meksika	Peru
Belarus	Çin	Güney Afrika	Kolombiya	Rusya	Tayland
Bosna Hersek	Ekvador	Gürcistan	Kuzey Makedonya	Romanya	Türkiye

Çalışmada yer alan değişkenlerden bağımlı değişkeni ekonomik kalkınmayı temsil etmek amacıyla; İnsani Kalkınma Endeksi, bağımsız değişken olan inovasyonu temsil etmek amacıyla; Ar-Ge harcamaları, yerleşik patent başvuruları, bilimsel araştırma ve teknik makale sayısı ile bilgi ve iletişim teknolojileri (BİT) hizmet ihracatı oluşturmaktadır. Modelde kullanılan değişkenlere ait bilgiler Tablo 2' de gösterilmektedir.

Tablo 2. Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Temsil Eden Değişken	Veri Kaynakları
İnovasyon	Ar-Ge Harcamalarının GSYH içerisindeki payı	Dünya Bankası- Dünya Kalkınma Göstergeleri
	Yerleşik Patent Başvuruları	Dünya Bankası- Dünya Kalkınma Göstergeleri
	Bilgi ve İletişim Teknolojileri (BİT) hizmet ihracatı (% Hizmet İhracatı)	Dünya Bankası- Dünya Kalkınma Göstergeleri
	Bilimsel Araştırma ve Teknik Makale Sayısı	Dünya Bankası- Dünya Kalkınma Göstergeleri
Ekonomik Kalkınma	İnsani Kalkınma Endeksi	Birleşmiş Milletler- İnsani Kalkınma Raporu

Analizde kullanılan tüm değişkenler logaritmiştir. İnovasyon ve ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi belirleyebilmek amacıyla kurulan model şu şekildedir:

$$\log HDI_{it} = \alpha_i + \beta_1 \log ARGE_{it} + \beta_2 \log PAT_{it} + \beta_3 \log BTM_{it} + \beta_4 \log BIT_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

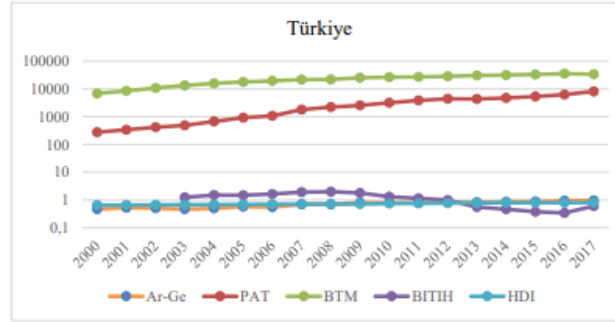
HDI_{it} : t yılında i ülkesindeki insani kalkınma endeksini, $ARGE_{it}$: t yılında i ülkesindeki araştırma-geliştirme harcamalarını, PAT_{it} : t yılında i ülkesindeki yerleşik patent başvurularını, BTM_{it} : t yılında i ülkesindeki bilimsel araştırma ve teknik makale sayısını, BIT_{it} : t yılında i ülkesindeki bilgi ve iletişim teknolojileri (BİT) hizmet ihracatını, α : sabit katsayıyı, β : bağımsız değişken katsayısını, i: analizde yer alan ülkeleri, t: zamanı göstermektedir.

Tablo 3'te, analizde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere ön bilgi sunması amacıyla yer verilmiştir.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler (2000-2017)

	PAT	HDI	BTM	BİTİH	AR_GE
Ortalama	22901.41	0.728410	20695.35	6.092123	0.527224
Maksimum	1245709.	0.832000	473438.5	18.41067	2.145120
Minimum	2.000000	0.571000	12.65000	0.325886	0.015240
Standart Hata	127461.9	0.054284	63518.51	4.166370	0.421965
Çarpıklık	7.489056	-0.388024	5.009145	0.649929	1.286775
Basıklık	62.46092	2.809725	29.00190	2.554715	4.684515
Jarque-Bera	54205.87	9.204397	11194.04	27.21740	136.3925
Olasılık	0.000000	0.010030	0.000000	0.000001	0.000000
Gözlem Sayısı	346	346	346	346	346

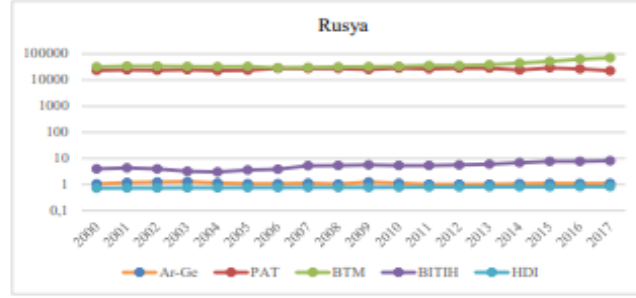
Çalışmada kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin verilerin 2000-2017 dönemine ait seyri seçilmiş ülkeler itibarıyla (Türkiye, Rusya ve Çin) Grafik 1, Grafik 2 ve Grafik 3 aracılığıyla gösterilmiştir.

Grafik 1. Türkiye'nin İnovasyon Göstergeleri ve İnsani Kalkınma Endeksi (2000-2017)

Kaynak: World Bank Data, World Development Indicators; UNDP, Human Development Report.

Grafik 1'e göre; Türkiye'nin Ar-Ge harcamalarına ele alınan dönem boyunca artan oranda pay ayırdığı görülmektedir. Bilimsel araştırma ve teknik makale sayısı ile yerleşik patent başvurularının sayısı diğer göstergelere göre önemli ölçüde yüksektir. 2000-2003 dönemi arasında bilgi ve iletişim teknolojileri hizmet ihracatının toplam hizmet ihracatındaki payı bulunmamaktadır. 2010 dönemine kadar bu payın arttığı ancak 2010 sonrasında hizmet ihracatındaki payının yeniden azaldığı görülmektedir. İnsani kalkınma endeksinde ise, 2000-2006 döneminde yaklaşık 0.65 seviyesinde iken 2006 ve sonrasında insani kalkınmışlık seviyesi yükselmeye devam etmiştir.

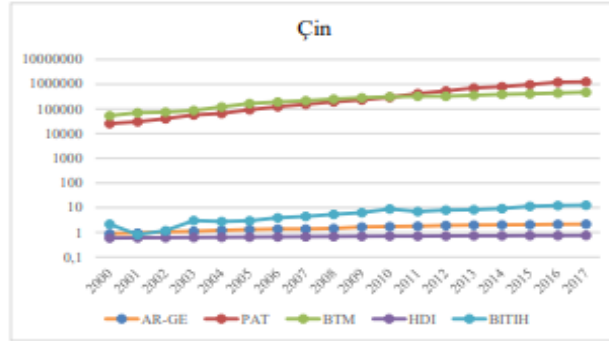
Grafik 2. Rusya'nın İnovasyon Göstergeleri ve İnsani Kalkınma Endeksi (2000-2017)



Kaynak: World Bank Data, World Development Indicators; UNDP, Human Development Report.

Grafik 2'ye bakıldığında; zamanla Rusya'nın Ar-Ge harcamalarına GSYH'dan ayırdığı payın arttığı görülmektedir. Bilimsel araştırma ve teknik makale sayısı ile yerleşik patent başvurularının sayısı diğer göstergelere göre önemli ölçüde yüksektir. Bilimsel araştırma ve teknik makale sayısının 2006-2010 döneminde azalmış ancak 2010 sonrasında ilgili gösterge yeniden artma eğilimi sergilemiştir. Rusya'nın özellikle 2010 döneminden itibaren bilgi ve iletişim teknolojileri hizmet ihracatının toplam hizmet ihracatındaki payı artmaya devam etmiştir. İnsani kalkınma endeksinde ise, 2000-2013 dönem aralığında yaklaşık 0.70 seviyelerinde iken 2013 ve sonrasında insani kalkınmışlık seviyesi yükselmeye devam etmiştir.

Grafik 3. Çin'in İnovasyon Göstergeleri ve İnsani Kalkınma Endeksi (2000-2017)



Kaynak: World Bank Data, World Development Indicators; UNDP, Human Development Report.

		<p>Grafik 3'e bakıldığında Çin'in Ar-Ge harcamalarına bir önceki döneme göre daha fazla pay ayırdığı görülmektedir. Bilimsel araştırma ve teknik makale sayısı ile yerleşik patent başvurularının sayısı diğer göstergelere göre önemli ölçüde yüksektir. Çin'de, Türkiye'ye benzer şekilde, 2010 döneminde bilgi ve iletişim teknolojileri hizmet ihracatının toplam hizmet ihracatındaki payının yükselmiştir. 2011 döneminde söz konusu gösterge düşüş eğilimi gösterirken; 2012 yılından itibaren artış eğilimine geçmiştir. İnsani kalkınma endeksi değeri ilgili ülkede 2000 yılında yaklaşık 0.60 iken 2017 yılında bu değer 0.75'e yükselmiştir.</p> <p>3.2. Yöntem</p> <p>Çalışmada, orta gelirli ülkelerdeki inovasyon faaliyetlerinin ekonomik kalkınma üzerindeki etkisi panel veri analizi ile araştırılmıştır. Panel veri analizlerinde öncelikle serilerin durağan olup olmadıklarının araştırılması gerekmektedir. Bu analizlerde durağanlığı test etmek için sıklıkla kullanılan birim kök testlerinin birçoğu ADF birim kök testinin genişletilmesi temeline uzanmaktadır (Asteriou ve Hall, 2007: 366). Panel veri analizi yönteminde genel olarak kullanılan birim kök testleri; Levin-Lin-Chu (2002), Breitung (2000), Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003), Fisher (1932) ve Hadri (2000)'dir.</p> <p>Birim kök içeren bir serinin birim kök içeren başka bir seri ile regresyon uygulanması sahte regresyon durumunu ortaya çıkarabilir. Her iki serinin birim kök testi sonucunda iki seride uzun dönemli ya da denge ilişkisi içerisindeyse eşbütünlük olmaktadır. Birim kök ya da eşbütünlük testleri regresyon kalıntılarının birim kök içerip içermediğini sınamaktadır. Eşbütünlük testleri, her birim kökü olan bir grup değişken arasındaki ilişki ile ilgilenmektedir (Gujarati ve Porter, 2012: 762-763). Bu testler, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla kullanılır. Panel veri analizi yönteminde genel olarak kullanılan eşbütünlük testleri; Pedroni eş bütünlük ve Kao eşbütünlük testleridir.</p> <p>Panel eşbütünlük testleri uygulandıktan sonra uzun dönem ilişkilerin katsayıları tahmin edilmektedir. Bu nedenle, Pedroni tarafından panel tam düzeltilmiş en küçük kareler (FMOLS) ve dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemleri geliştirilmiştir. FMOLS ve DOLS katsayı tahmin yöntemleri, değişkenlerin birinci dereceden durağan olduğu panel veri analizlerine uygulandığında en küçük kareler (OLS) yöntemine göre oldukça üstündür. Bu tür panel analizlerinde FMOLS yöntemi ile elde edilen tahminler asimptotik olarak sapmasızdır (Harb, 2004: 14).</p> <p>FMOLS, standart sabit etkili tahminlerdeki otokorelasyon, değişen varyans gibi sorunlardan doğan sapmaları düzelteren katsayı tahmin yöntemidir. DOLS katsayı tahmin yöntemi, modele dinamik unsurları da ekleyerek statik regresyondaki içsellik sorunlarından kaynaklanan sapmaları giderebilen bir yöntemdir. Aynı zamanda DOLS, sınırlı gözlem ve heterojen yapı olması halinde de etkin tahminler veren bir katsayı tahmin yöntemi olarak tanımlanmaktadır (Kök vd., 2010: 8).</p>
--	--	---

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
VERGİ GELİRLERİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER: SEÇİLMİŞ ÜLKELER İÇİN PANEL VERİ ANALİZİ	Vergi Panel veri	<p>Özet</p> <p>İktisadi hayata müdahale araçlarından birisi olan vergilerin gelir dağılımı üzerinde ne tür etkiler ortaya çıkarabileceği literatürde sıkça tartışılmaktadır. Kamu kesimi vergi politikası vasıtasıyla gelir dağılımı üzerinde bir takım düzenlemeler yapabilmektedir. Dolayısıyla ülke ekonomileri bakımından gelir dağılımına etki eden vergisel boyutların ortaya konulması önem arz etmektedir. Bu kapsamda çalışmada amaç, dolaylı ve dolaysız vergilerin gelir dağılımını etkileyip etkilemediğini Türkiye'nin de içinde bulunduğu OECD üyesi 36 ülke için test etmektir. Bu amaçla çalışmanın ampirik kısmında, 1990-2017 dönemine ait yıllık veri seti kullanılmış olup, araştırma konusu olan ilişkiler panel veri analizi çerçevesinde</p>

		<p>incelenmiştir. Elde edilen analiz sonuçlarına göre, dolaylı ve dolaysız vergiler ile Gini katsayısı arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Bahsi geçen ülkelerde incelenen periyotta vergilerdeki (dolaylı, dolaysız) artışın gelir dağılımını olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.</p> <p style="text-align: center;">IV. Model ve Veri Seti</p> <p>Bu çalışmada dolaysız vergiler (DZV), dolaylı vergiler (DLV) [her bir vergi gelirlerinin toplam vergi gelirleri içerisindeki payı] ve GINI katsayısı (GINI) ilişkisi, Türkiye'nin de içinde bulunduğu OECD üyesi 36 ülke¹ özelinde eş-bütünleşme analizi kullanılarak tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu kapsamda, bahsi geçen ülkelerin 1990-2017 arası döneme ait verileri, Dünya Bankası'nın World Development Indicators (WDI) ve www.oecd.org veri tabanından temin edilmiştir. Çalışmada, OECD ekonomileri için dolaysız ve dolaylı vergilerin GINI katsayısı üzerindeki etkisinin araştırılmasında aşağıdaki iki ayrı panel regresyon modeli kullanılmıştır;</p> $GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DZV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$ $GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DLV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$ <p>Model 1'de yer alan, $GINI_{it}$ (Gini coefficient), GINI katsayısını, DZV_{it} (direct taxes), dolaysız vergileri ve DLV_{it} (indirect taxes) dolaylı vergileri göstermekte ve β_0 sabit terimi, β_1 katsayıları eğim parametrelerini, ε_{it} ise hata terimini ifade etmektedir. Buradaki i, modelde yer alan yatay kesit dâhilindeki birimleri ($i = 1, \dots, n$); t ise ($t = 1, \dots, T$) her bir birime ait zaman serisi boyutunu belirtmektedir (Baltagi, 2005: 10-34). Yukarıda görülen modellerde, Gini katsayısı bağımlı değişken olarak alınmış, dolaysız vergiler (DZV) ve dolaylı vergiler (DLV) bağımsız değişkenler olarak regresyona koşulmuştur.</p>
--	--	--

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
DOĞRUDAN YABANCI SERMAYE YATIRIMLARI VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: GEÇİŞ EKONOMİLERİ ÖRNEĞİNDE PANEL EŞTÜMLEŞME VE PANEL	Yabancı Sermaye Panel veri	<p>Özet:</p> <p>Bu çalışmada doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, panel eştümleşme ve panel nedensellik yöntemleri kullanılarak 25 geçiş ekonomisi için incelenmiştir. Teorik olarak, doğrudan yabancı sermaye yatırımları gittiği ülkenin tasarruf yetersizliği sorununun çözümüne veya sermaye birikimine katkıda bulunarak ekonomik büyümeye neden olacağı beklenir. Diğer yünden, doğrudan yabancı sermaye akımlarının yönü yüksek büyüme performansına, ekonomik ve siyasi istikrara sahip ülkelere doğru olacaktır. Bu çalışmada uygulanan Pedroni panel eştümleşme, geleneksel Granger nedensellik, Holtz-Eakin ve diğerleri (1988) tarafından önerilen ve iki aşamalı EKK yöntemine dayanan panel nedensellik sonuçları teoriyi desteklemektedir. Böyle ki, panel eştümleşme analizine göre doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve ekonomik büyüme değişkenleri uzun dönemde</p>

NEDENSELLİK ANALİZLERİ		<p>birlikte hareket etmekte ve ortak bir yönelime sahipler. Kısa dönem ilişkinin incelendiği panel nedensellik sınamalarının sonuçları doğrudan yabancı sermaye yatırımlarından ekonomik büyümeye doğru güçlü, tersi yönde ise daha zayıf bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar, geçiş ekonomilerinde doğrudan yabancı sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu gösterir. Ekonomik büyümeden yabancı sermaye yatırımlarına doğru nedensellik ilişkisinin varlığı, içsel büyüme teorilerindeki büyüme dinamiklerinin sistem içinde olduğu görüşünü desteklemektedir.</p> <p style="text-align: center;">II) EKONOMETRİK YÖNTEM VE VERİ SETİ</p> <p>Panel veri ekonomik birimlere ait zaman serisi gözlemlerinin yatay kesit formunda bir araya getirilmesi ile oluşturulur. Bu yöntemin yatay kesit ve zaman boyutuna sahip olması, ekonomik davranış ve ilişkilerin modellenmesinde yatay kesit ve zaman serisi analizlerine oranla daha geniş olanak sunmaktadır (Baltagi, 2005:4–7). Panel veri için oluşturulan kendiyle bağlaşımlı model aşağıdaki gibi ifade edilebilir;</p> $Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + \delta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$ <p>Burada, $i=1, \dots, N$ yatay kesit birimlerini ve $t=1, \dots, T$ birimlere ait gözlem sayısını ifade eder. N, modeldeki birimlerin sayısını; T, her birime ait gözlem sayısını, ε_{it} i'inci ekonomik birimin t dönemindeki hata terimidir. ε_{it} hata teriminin tüm zaman ve birimler için bağımsız (mutually independent idiosyncratic disturbance) ve IID(0, σ^2) şeklinde dağılım gösterdiği varsayılmaktadır (Maddala, 2001:574–575). ρ_i kendiyle bağlaşım katsayılarının da aynı şekilde tüm zaman ve birimler için bağımsız olduğu varsayılır. Eğer $\rho_i < 1$ ise Y_i serisinin durağan, eğer $\rho_i = 1$ ise Y_i serisi birim kök içerir.</p>
------------------------	--	--

Panel veri durağanlık analizlerinde yaygın olarak kullanılan LLC ve IPS birim kök sınamaları Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pasaran ve Shin (2003) çalışmalarından hareketle aşağıdaki gibi açıklanabilir. LLC ve IPS birim kök sınamaları 1 numaralı bağlaşımdaki ρ_i katsayısına ilişkin farklı varsayımlardan ve kullanılan test istatistiklerinden dolayı farklılık gösterirler. LLC birim kök testinde ρ_i katsayıları, panel yatay kesitleri için özdeş kabul edilir. Bu durum, tüm i 'ler için $\rho_i = \rho$ şeklinde ifade edilebilir. IPS birim kök testinde ise ρ_i katsayılarının, panel yatay kesitleri için değiştiği kabul edilir. $\alpha = \rho - 1$ için ADF prensiplerine dayanan LLC ve IPS birim kök sınamaları için temel bağlaşım aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$Y_{it} = \alpha_i Y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta Y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Bu modelde LLC birim kök sınaması için sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_i &= 0 \\ H_A : \alpha_i &= \alpha < 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Hipotezlerden de anlaşıldığı gibi LLC birim kök sınamasında panel verideki her bir yatay kesit birimine ait zaman serisinin birim kök içerdiği, yine her bir yatay kesit birimine ait zaman serisinin durağan olduğuna karşı sınanmaktadır.

IPS birim kök sınaması için sıfır ve alternatif hipotezleri de aşağıda ifade edildiği gibidir;

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_i &= 0, \forall_i \\ H_A : \begin{cases} \alpha_i = 0 & i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i < 0 & i = N + 1, N + 2, \dots, N \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

Sıfır hipotezinde ifade edilen husus, paneldeki tüm yatay kesitlere ait serilerin birim kök içerdiğidir. Alternatif hipotezde ise, yatay kesitlere ait bazı serilerin veya yatay kesit serilerin tamamının durağan olduğu ifade edilmiştir.

Daha önce ifade edildiği gibi, LLC ve IPS birim kök sınamaları kullanılan test istatistiklerinden dolayı da farklılık gösterirler. LLC birim kök sınamasında standart α_i katsayısının yanaşık olarak normal dağılımı için

standart t istatistiği kullanılır. IPS birim kök sınamasında ise yatay kesitler için hesaplanan t istatistiklerinin aritmetik ortalaması kullanılır.

Eştümleşme ilişkisi, değişken serilerini etkileyen kalıcı dışsal şoklara rağmen seriler arasında uzun dönem denge ilişkisinin var olduğunu ifade etmektedir. O halde iki değişken arasında eştümleşme ilişkisinin sınanmasında, değişkenler arasında ortak tümleşik ilişkinin var olup olmadığı veya bu ilişkiden sapmaların olup olmadığı incelenecektir. Durağan olmayan serilerin durağanlıklaştırılması için genellikle serilerin devresel farkları alınmaktadır. Fakat fark alma işlemi ile birlikte serinin taşıdığı uzun döneme ilişkin bilginin kaybolması nedeniyle uzun dönem ilişkilerinin incelendiği eştümleşme sınamalarına değişken serilerin seviyedeki değerleri ile bakılmaktadır. Zaman serisi değişkenlerine ilişkin eştümleşme analizlerinde Engle-Granger ve Johansen-Jeselius en çok olabilirlik yöntemleri kullanılabilir. Fakat bu testler panel verinin kısa dönemli kesitlerden oluşmasından dolayı yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle, bu çalışmada Pedroni (1999, 2004) tarafından geliştirilen eştümleşme analizi kullanılmıştır. Pedroni eştümleşme sınaması panelde sabit etkilerin ve yönelim terimlerin bireysel heterojenliğine olanak tanımaktadır. Yani eştümleşme bağlaşımındaki sabit terim ve eğim katsayısının farklı yatay kesitler arasında heterojenliği mümkün kılınmaktadır. Pedroni eştümleşme analizi aşağıdaki bağlaşım ile ifade edilebilir;

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \quad (5)$$

Y ve X birinci farklarında durağan olan değişkenlerdir. α_i ve δ_i parametreleri yatay kesitlere ait bireysel ve yönelim etkileri ifade eder.

Pedroni eştümleşme analizinde Y ve X değişkenleri arasında eştümleşme ilişkisinin varlığı, e_{it} hata terimlerine ilişkin durağanlık analizleri ile sınanmaktadır. Hata terimlerinin durağanlık analizleri aşağıdaki yardımcı bağlaşım ile gerçekleştirilir;

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (6)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + u_{it} \quad (7)$$

Hipotez testlerinde ρ_i katsayısının bire eşit olup olmadığı test edilir. Dolayısıyla Pedroni eştümleşmesi için sıfır hipotezinde Y ve X değişkenleri arasında eştümleşme ilişkisinin olmadığı ifade edilir. Alternatif hipotezinde

ise iki durum söz konusudur. Birinci durum tüm yatay kesitler için ρ_i katsayılarının birden farklı (homojen) olduğudur. Bu durumda eştümleşme analizinin tüm panele ilişkin veya grup içi (within-dimension) yönü incelenmektedir. Pedroni eştümleşme analizinde 6 numaralı yardımcı bağlaşımdaki ρ_i katsayısı veya grup içi istatistik testleri için sıfır ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i &= 1 \\ H_A : \rho_i &= \rho < 1 \end{aligned} \quad (8)$$

İkinci durum ise ρ_i katsayılarından bazılarının birden farklı (heterojen) olduğudur. Bu durumda eştümleşme analizinin tüm panele ilişkin veya gruplar arası (between-dimension) yönü incelenmektedir. Pedroni eştümleşme analizinde 7 numaralı yardımcı bağlaşımdaki ρ_i katsayısı veya gruplar arası istatistik testleri için sıfır ve alternatif hipotezleri de aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i &= 1 \\ H_A : \rho_i &< 1 \end{aligned} \quad (9)$$

Pedroni (1999) eştümleşme analizinde dördü grup içi ve üçü gruplar arası olmak üzere yedi test istatistiği önermektedir. Bu istatistiklerden ilk dördü grup içi özelliklidir. Pedroni eştümleşme sınavındaki grup içi test istatistikleri sırasıyla değişirlik oranı (variance ratio), parametrik olmayan Phillips ve Perron tipi ρ , parametrik olmayan Phillips ve Perron tipi t ve Dickey-Fuller tipi t istatistikleridir. Bu kategorideki test istatistikleri için 8'de ifade edilen sıfır ve alternatif hipotezleri kullanılır. Pedroni panel eştümleşme analizinin gruplar arası olarak ifade edilen ikinci kategori test istatistikleri Phillips ve Perron tipi ρ , Phillips ve Perron tipi t ve Dickey-Fuller tipi t istatistikleridir. İkinci grup test istatistiklerinin sınavmasında ise 9'da ifade edilen sıfır ve alternatif hipotezleri kullanılır.

Eştümleşme analizi değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin incelenmesini mümkün kılmaktadır. İktisadi değişkenler arasında kısa dönem nedensellik ilişkisinin incelenmesi nedensellik sınavlarıyla gerçekleştirilmektedir. İktisatta nedensellik, gecikmeli olarak iktisadi değişkenler arasındaki sebep sonuç ilişkilerinin ifade edilmesi için kullanılmaktadır. Panel nedensellik analizlerinde geleneksel Granger nedensellik sınavının yanı sıra Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) tarafından geliştirilen alternatif yöntem de kullanılmaktadır. Bilindiği gibi

geleneksel Granger nedensellik sınaması aşağıdaki iki bağlaşımın tahmin edilmesini gerektirir;

$$\Delta X_{it} = \alpha_{it} + \sum_{l=1}^m \beta_{il} \Delta Y_{it-l} + \sum_{l=1}^n \delta_{il} \Delta X_{it-l} + \mu_{it} \quad (10)$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha'_{it} + \sum_{l=1}^p \gamma_{il} \Delta Y_{it-l} + \sum_{l=1}^q \varphi_{il} \Delta X_{it-l} + \nu_{it} \quad (11)$$

10 numaralı bağlaşımında Y değişkeninin sebep, X değişkeninin sonuç değişken olduğu sınanmaktadır. 11 numaralı bağlaşımında ise X değişkeninin sebep, Y değişkeninin sonuç değişken olduğu sınanmaktadır. Bunun için her iki bağlaşım için ayrı ayrılıkta kısıtlı F istatistikleri hesaplanarak bağlaşımındaki β_{il} ve ayrıca φ_{il} 'lerin grup olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarına bakılmaktadır. Y ve X değişkenleri arasında eştümleşme ilişkisinin varlığı durumunda modellere hata düzeltme parametresi ilave edilir. Bu durumda örneğin X 'de meydana gelen değişme bir önceki dönemde X ve Y arasındaki uzun dönem ilişkisinden sapmaya da bağlanmaktadır.

Panel veri analizlerinde, 10 ve 11 numaralı bağlaşımındaki α_{it} ve α'_{it} 'lerin taşıdıkları özelliklerden dolayı iki farklı model uygulanabilmektedir. Bu modeller panel veri sabit etkiler ve rastsal etkiler modelleridir. Sabit etkiler modelinde birimler arasındaki bireysel farklılıkların sabit terimdeki farklılıklarla yakalanabileceğini varsaymaktadır. Bu durumda her bir ekonomik birim zamana göre değişmeyen bir sabit terime sahip olacaktır. Sabit terimler model dışında bırakılan bağımsız değişkenlerin (omitted variables) etkilerini gösterirler (Greene, 2000:560; Maddala, 2001:573-575; Stock-Watson, 2003:278-283). Sabit etkiler modelinde sabit terim paneldeki her bir birim için farklı bir değer almaktadır.

Rastsal etkiler modelinde sabit terimin birimler için rastsal olarak değiştiği kabul edilir. Yani bireysel etkilerin rastsal bir olaydan çıktığı varsayılır. Sabit terimin modelin hata teriminden bağımsız olduğu varsayılır. Her iki terimin tüm zamanlarda ve tüm birimler için bağımsız, yani $u_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ ve $\alpha_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ şeklinde dağılım gösterdiği varsayılır.

Panel verinin standart EKK yöntemine göre tahmin edilmesinde ise sabit terimin paneldeki tüm birimler için aynı olduğu kabul edilir.

		<p>Literatürde, panel veri tahmininde sabit etkiler ve rastsal etkiler modellerinden hangisinin tercih edilmesi ile ilgili testler vardır. Bunlar Hausman ve Breusch-Pagan testleridir. Fakat sabit etkiler ve rastsal etkiler modellerinden sadece birinin kullanılması gerektiğine ilişkin kesin bir ayırım yoktur. Bu modeller arasında kesin bir tercihin yapılması hatalı tahminlere neden olabilir (Greene, 2000, s.576). Aynı şekilde, Erlat (2006)'ya göre Hausman test sonuçları sabit etkiler ve rastsal etkiler yöntemleri arasında kesin bir tercih yapılmasını sağlamaz (Erlat, 2006:22). Bu nedenle çalışmada geleneksel Granger sınamasının sabit etkiler ve rastsal etkiler modellerinin her ikisine de yer verilmiştir.</p> <p>Holtz-Eakin ve diğerleri (1988) tarafından geliştirilen nedensellik sınamasının işleyişi ise aşağıdaki gibidir;</p> $y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j x_{it-j} + f_i + u_{it} \quad (12)$ <p>Modeldeki sabit etkiler göstericisini ortadan kaldırmak için modelin farkı alınmıştır. Farkı alınmış model aşağıdaki şekli almaktadır;</p> $y_{it} - y_{it-1} = \sum_{j=1}^m \alpha_j (y_{it-j} - y_{it-j-1}) + \sum_{j=1}^m \delta_j (x_{it-j} - x_{it-j-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (13)$ <p>Bağlaşımından da görüldüğü gibi, hata terimleri ile bağımlı değişkeni arasında ilişileşim sorunu vardır. Bu nedenle Holtz-Eakin ve diğerleri tarafından önerilen panel nedensellik sınaması iki aşamalı EKK yöntemine dayanmaktadır. Nedensellik tespiti için 13 numaralı bağlaşımındaki δ_j 'lerin grup olarak sıfıra eşit olup olmadığı test edilir. Böylelikle x'lerin y'ye neden olup olmadığı ortaya konur. Nedenselliğin diğer yönü, y'lerin x'e neden olup olmadığı, 13 numaralı bağlaşımında x'lerle y'ler karşılıklı yer değiştirilerek sınanır.</p> <p>Doğrudan yabancı sermaye yatırımları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi için, çalışmada 25 geçiş ekonomisine ve 1994–2008 yıllarına ait net giriş olarak doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve sabit fiyatlarla GSYİH'ya ilişkin yıllık veri seti kullanılmıştır. Kullanılan her iki değişken ABD doları cinsindedir. Araştırmaya konu olan geçiş ekonomileri Arnavutluk, Bulgaristan, Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Makedonya, Polonya, Romanya, Slovakya, Slovenya, Ermenistan, Azerbaycan, Beyaz Rusya, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Moğolistan, Rusya, Tacikistan, Türkmenistan ve Ukrayna'dır. Veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir.</p>
--	--	---

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN DÖVİZ KURU DEĞİŞMELERİNE ETKİSİ: BİR PANEL VERİ ANALİZİ	Döviz Kuru Panel veri	<p>Özet</p> <p>Türkiye'de döviz kurları 2002-2013 yılları arasında yavaş artış gösterirken, 2014-2016 yılları arasında daha hızlı artış göstermiştir. Döviz kurlarındaki söz konusu bu durum bir taraftan belirsizliğe neden olurken diğer taraftan dövizle iş yapan kesimleri olumsuz etkilemektedir. Bu nedenle döviz kurlarının etkin bir şekilde</p>

		<p>yönlendirilebilmesi için döviz kurlarını etkileyen faktörler belirlenmelidir. Bu çalışmada son zamanların en çok konuşulan ekonomik konularından, döviz kuru olgusu ele alınmakta, 1995-2016 dönemini kapsayan yıllık verilerle reel döviz kuru, dış ticaret haddi, faiz oranı, ödemeler dengesi, ticaret hacmi (GSYH %), büyüme oranı, GSYH deflatörü, yatırım harcamaları değişkenlerinin, döviz kuru ilişkisini tespit etmek, Dünya ekonomileri için önemli ticaret ortakları, üretim merkezleri ve ileri teknoloji ihracatçısı olan Brezilya, Avro Bölgesi, İsrail, Japonya, İngiltere Çin, Rusya, İran, Singapur ülkeleri ile Türkiye'nin etkilenme boyutu ile etkileyen değişkenleri ortaya koymak amaçlanmaktadır.</p> <p>Veri Seti</p> <p>Çalışmanın ampirik analizinde 1995-2016 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Veri setinde yer alan değişkenler, Dünya Bankası (WB) elektronik veri tabanından elde edilmiş, ekonometrik analizler EViews 9 ve Stata 14 paket programı kullanılarak yapılmıştır.</p> <p>Çalışmada döviz kurunu etkileyen değişkenler olarak; reel döviz kuru, dış ticaret haddi, faiz oranı, ödemeler dengesi, ticaret hacmi (GSYH %), büyüme oranı, GSYH deflatörü, yatırım harcamaları, ülkeler olarak Brezilya, Avro Bölgesi, İsrail, Japonya, İngiltere Çin, Rusya, İran, Singapur, Türkiye kullanılmıştır.</p>
--	--	---

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Enerji Tüketiminin Cari Açık Üzerindeki Etkisinin Panel Veri Yöntemleri ile Analizi: Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü'ne Dair Kanıtlar	Enerji Panel veri	<p>Özet</p> <p>Bu çalışmada Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü ülkeleri için cari açık ile enerji tüketimi arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu bağlamda bağımsız değişken olarak toplam enerji tüketimi verileri kullanılmıştır. Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü ülkeleri için toplam enerji tüketimi verilerine 2014 yılına kadar erişilebilmesi nedeniyle örneklem dönemi olarak 1992- 2014 dönemi belirlenmiştir. Ekonometrik analizde ilk olarak panele ilişkin homojenlik, yatay kesit bağımlılık ve durağanlık durumları incelenmiştir. Varsayım testleri doğrultusunda seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin belirlenebilmesi için yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testinden yararlanılmıştır. Analiz sonuçları cari açık ve toplam enerji tüketiminin eşbütünleşik olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü ülkelerinde cari açık ile enerji tüketiminin uzun dönemde birlikte hareket etme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Daha sonra enerji tüketiminin cari açık üzerindeki etkisinin yönü ve boyutunun incelenebilmesi için Pedroni (2001) tarafından önerilen ortalama grup</p>

		<p>dinamik en küçük kareler tahmincisi kullanılarak uzun dönem katsayı tahmini gerçekleştirilmiştir. Katsayı tahmin sonuçları incelendiğinde Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü ülkelerinde enerji tüketiminin cari açığı negatif yönde etkilediği yani enerji tüketimindeki artışın cari açığı arttırıcı etki yapacağı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü ülkelerinde oluşturulması gereken enerji politikalarında oldukça önem arz etmektedir. Bu bağlamda Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü ülkelerinde cari açığı azaltmak için enerji tüketiminin kontrol altına alınması ve/veya yenilenebilir enerji kaynakları gibi enerjide dışa bağımlılık oranının azaltılmasını sağlayacak politik hamleler yapılması önerilmektedir.</p> <p>3.1. Veri ve Model</p> <p>Çalışmada, Karadeniz Ekonomik İşbirliği Örgütü'ne üye olan ülkeler (Azerbaycan, Bulgaristan, Ermenistan, Gürcistan, Moldova, Romanya, Rusya, Türkiye ve Ukrayna)⁷ açısından toplam enerji tüketimi ile cari açık arasındaki ilişki ampirik olarak incelenmektedir. Veriler 1992-2014 (yıllık) dönemine aittir. Bu örneklemin ve dönemin seçilme nedeni, analizde yer alan ülkelere dair verilerin kısıtlı olmasıdır. Ampirik analizde cari açık bağımlı değişken, toplam enerji tüketimi ise bağımsız değişken olarak kullanılmaktadır. Yöntemlerin uygulanma aşamalarında Gauss-10 ve Eviews-12 paket programlarından yararlanılmıştır. Analizdeki kullanılan ampirik model Eşitlik 1'de gösterildiği gibidir:</p> $ca_{it} = a_{it} + enerji_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$ <p>Burada ca, cari açığı ve $enerji$, enerji tüketimi değişkenlerini temsil etmektedir. Cari işlemler dengesi, net mal ve hizmet ihracatı, net birincil gelir ve net ikincil gelirin toplamından elde</p>
--	--	---

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkisi: BIST'de Yer Alan Bankalar Üzerine Bir Uygulama	Hisse Senedi Panel veri	<p>ÖZET</p> <p>Bu çalışmada, finansal ve politik risk gibi makroekonomik faktörlerin BIST'de yer alan bankaların hisse senedi getirileri üzerindeki etkisi araştırılmıştır. 2008-2018 dönemine ait aylık veriyi kapsayan bu çalışmada panel veri regresyon analizinden yararlanılmıştır. Bağımlı değişken olarak BIST'de yer alan 13 bankanın hisse senedi getirileri kullanılmıştır. Bağımsız değişken olarak ise; finansal risk oranı, politik risk oranı, enflasyon oranı, faiz oranı ve döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda; politik risk oranı ve döviz kuru değişkenleri ile hisse senedi getiri oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilirken, faiz oranı değişkeni ile hisse senedi getiri oranları arasında ise istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Finansal risk oranı ve enflasyon oranı değişkenleri ile</p>

hisse senedi getirileri arasında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

ÇALIŞMANIN YÖNTEMİ

Ekonometrik araştırmalarda farklı veri türleri kullanılabilir. Bu veri türleri, zaman serisi verileri olabileceği gibi, yatay kesit verileri de olabilir. Zaman serileri ile ilgili yapılan çalışmalarda zaman boyutu üzerinde durulurken, yatay kesit çalışmalarında ise kesit boyutu dikkate alınmaktadır (Greene, 2002: 283). Zaman serileri ve yatay kesit verilerinin ayrı ayrı kullanılmasının yanı sıra, bu iki verinin bir arada kullanıldığı analizler de bulunmaktadır. Bu tür analizlere panel veri analizi denilmektedir (Wooldridge, 2009: 452). Bu çalışmada, makroekonomik faktörler ile BIST'e kayıtlı olan bankaların hisse senedi getirileri arasında istatistiksel olarak bir ilişkinin olup olmadığı, ilişki var ise bu ilişkinin yönünü ve derecesini belirlemek için panel veri regresyon analizi kullanılmıştır.

5. ÇALIŞMADA KULLANILAN MODEL VE DEĞİŞKENLER

Çalışmanın amacı doğrultusunda kurulan modelde kullanılacak olan değişkenler, benzer çalışmalardan esinlenerek belirlenmiştir. Bu bağlamda, çalışmada kurulan model aşağıdaki gibidir:

$$GETİRİ_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}FİNİRİSK_{it} + \beta_{2it}POLİRİSK_{it} + \beta_{3it}ENF_{it} + \beta_{4it}FAİZ_{it} + KUR_{it} + \varepsilon_{it}$$

Modelde;

GETİRİ: Hisse senedi getiri oranını,

FİNİRİSK: Finansal risk oranını,

POLİRİSK: Politik risk oranını,

ENF: Enflasyonu,

FAİZ: Faiz oranını,

KUR: Döviz kurunu ifade etmektedir.

BIST'de yer alan bankalar ve özel finans kurumları sektörüne ait toplam 13 bankanın hisse senedi getirilerinin bağımlı değişken olarak kullanıldığı çalışmada; finansal risk, politik risk, enflasyon, faiz oranı ve döviz kuru gibi makroekonomik değişkenler ise bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Finansal ve politik risk verileri, PRS (Political Risk Services) grup tarafından hazırlanan ICRG (International Country Risk Guide) sitesinden elde edilmiştir. Enflasyon verisi TCMB'den alınmış ve yurt içi üretici fiyat endeksi değeri kullanılmıştır. Faiz verisi de TCMB'den alınmış ve bir ay vadeli mevduat faiz oranları kullanılmıştır. Döviz kuru verisi ise, TÜİK'den alınmış olup reel efektif döviz kuru verisi kullanılmıştır.

Çalışmada kullanılan bankalar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Bankalar

• Akbank	• Şekerbank
• Albaraka Türk	• Halk Bankası
• Denizbank	• Türkiye Kalkınma Bankası
• Qatar National Bank (QNB) Finansbank	• Türkiye Sınai Kalkınma Bankası
• Garanti Bankası	• Vakıflar Bankası
• ICBC (Industrial and Commercial Bank of China) Turkey Bank	• Yapı ve Kredi Bankası
• İş Bankası	

Çalışmada kullanılan finansal ve politik verileri çeşitli faktörlere göre hesaplanmaktadır. PRS grup tarafından hazırlanan, finansal ve politik riski hesaplamada kullanılan bu faktörler Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2. Finansal ve Politik Riskin Hesaplanmasında Kullanılan Faktörler		
	Politik Risk Faktörleri	Finansal Risk Faktörleri
	<ul style="list-style-type: none"> - Hükümet istikrarı - Sosyoekonomik durum - Yatırım ortamı - İç karışıklık - Dış karışıklık - Yozlaşma - Askeri otoritenin politikaya etkisi - Dinsel gerilimler - Kanun ve düzenlemeler - Etnik gerilim - Demokratik sorumluluklar - Bürokrasi etkisi 	<ul style="list-style-type: none"> - GSMH'nın yüzdesi olarak toplam dış borç - Toplam mal ve hizmet ihracatının yüzdesi olarak dış borç servisi - Toplam mal ve hizmet ihracatının yüzdesi olarak cari hesap - İthalatın yapıldığı aylar bazında net uluslararası likidite - Yüzde değişim değeri olarak döviz kuru kararlılığı

MAKALE YA DA TEZ ADI	KONU	Veri Ve Yöntem (Model)
Türkiye'de Gelir, Gelir Eşitsizliği Ve Sağlık ilişkisi: Panel Veri Analizi Bulguları	Gelir Eşitsizliği Panel veri	<p>Özet</p> <p>Sağlık ve gelir değişkenleri arasındaki ilişki refah ekonomisi ve sosyal politika alanlarında artan oranda ilgi görmektedir. Çoğunluğu gelişmiş ülkelerde yürütülen çalışmalarda gelir ve gelir eşitsizliğinin sağlık çıktıları (bebek ve çocuk ölüm hızları) üzerindeki etkisi alternatif politikalar öngören mutlak gelir ve gelir eşitsizliği hipotezleri çerçevesinde test edilmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de gelir ve gelir eşitsizliğinin sağlık çıktıları üzerindeki etkisini söz konusu hipotezler çerçevesinde araştırmaktır. Çalışmada 1975-2001 yılları arasındaki döneme ait bölgesel veriler havuzlanmış EKK ve panel veri analizi yöntemlerinden sabit etkili hesaplama ve birinci derece farklar hesaplaması yöntemleriyle incelenmiştir. Sabit etkili hesaplama ve birinci derece farklar hesaplamalarının sonuçları mutlak gelir hipotezini destekler nitelikte olup, artan gelir düzeyi bebek ve beş yaş altı çocuk ölüm hızını azaltmaktadır. Yalnızca bebek ölümleri üzerine yapılan Havuzlanmış EKK sonuçları gelir eşitsizliği hipotezini destekler yöndedir.</p> <p>VERİ SETİNİN OLUŞTURULMASI</p> <p>Analizlerde bağımlı değişkenler bebek ve beş yaş altı çocuk ölüm hızları ve bağımsız değişkenler kişi başı GSYİH ve Theil Endeksine dayanan gelir eşitsizliği verileridir. Analizlerde tüm değişkenlerin doğal logaritmik formu kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler;</p> <p>Kişi Başı Gelir: 1975-2001 yıllarına ait beş bölgenin kişi başı verileri TÜİK, Özötün (1980, 1988) ve Karaca'nın (2004) verileri kullanılarak oluşturulmuştur. İllerin 1987 fiyatlarıyla hesaplanmış 1987-2001 yılları için GSYİH ve nüfus verileri TÜİK sitesinden alınırken, illerin 1987 fiyatlarıyla hesaplanmış 1975-1986 yıllarına ait GSYİH ve nüfus verileri Özötün (1980, 1988) ve Karaca'nın (2004) verileri kullanılarak oluşturulmuştur. İller Ek-1'de verilen beş bölgeye göre ayrılmış ve beş</p>

	<p>bölgenin 1987 fiyatlarıyla 1975-2001 yılları için kişi başı GSYİH verileri oluşturulmuştur.</p> <p>Gelir Eşitsizliği: Bu çalışmada resmi gelir eşitsizliği verilerinin yetersiz olması dolayısıyla gelir eşitsizliği bölgesel düzeyde 1975-2001 yılları için Theil endeksi yöntemiyle hesaplanmıştır. Kawachi ve Kennedy (1997) farklı gelir eşitsizliği ölçüm yöntemleri kullanarak (Gini endeksi, Robin Hood endeksi, Atkinson endeksi, Theil endeksi, ondalık oran ve en düşük %50,%60,%70 gelir grubuna) yaptıkları çalışmada, gelir eşitsizliği ölçüm yönteminin sağlık ve gelir ilişkisini değiştirmediyini bulmuşlardır. Theil endeksinin sıfıra yaklaşması gelir eşitsizliğinin azaldığını yani tüm grupların nüfuslarına oransal olarak gelirden pay aldıklarını gösterirken, bire yaklaşması gelir eşitsizliğinin arttığını göstermektedir (Conceição and Ferreira, 2000). Theil Endeksi gruplar arası ($T'g$) ve grup içi (Tw) olmak üzere iki parçadan oluşmaktadır. $T = T'g + Tw$ Bölge içi gelir eşitsizliklerini gösteren Theil Endeksi (Tw) aşağıdaki formüllere göre hesaplanmıştır (Galbraith and Garcilazo, 2004): Tw : Bölgeler içi Theil endeksini n_i : i bölgesinin nüfusunu n_{ij} : i bölgesindeki j şehrinin nüfusunu P : Toplam nüfusu Y_i : i bölgesinin kişi başına gelirini Y_{ij} : i bölgesindeki j şehrinin kişi başına gelirini Y : Ortalama ulusal kişi başına gelirini ifade eder.</p> <p>Sağlık Çıktısı: Türkiye’de ulusal düzeyde bebek ölüm hızı verileri yıllar itibarıyla bulunurken bölgesel düzeyde hem bebek ölüm hızı hem de beş yaş altı çocuk ölüm hızı verileri yıllar itibarıyla bulunmamaktadır. 1975- 2001 yıllarını kapsayan analizde bölgesel bebek ölüm hızı ve beş yaş altı çocuk ölüm hızı verileri 1998 ve 2003 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması ve Türkyılmaz (1998)’in çalışmasından alınmıştır. Yazarın beş bölge için 1975-1993 arasındaki tahminleri alınmış ve buna ek olarak 1998 ve 2003 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırmasında rapor edilen bölgesel bebek ölüm hızı ve beş yaş altı çocuk ölüm hızı verileri sırasıyla 1998 ve 2001 yılları için kullanılmıştır. Ara yıllar ise interpolasyon yöntemiyle hesaplanmıştır.</p> <p>EKONOMETRİK YÖNTEM</p> <p>Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde gelir değişkenleri ile sağlık çıktıları arasındaki ilişki zamana göre daha çok değişkenlik sergilemekte ve bölgesel heterojenlik göstermektedir. Türkiye’nin, gelişmiş ülkelerle karşılaştırıldığında, bölgeleri arasında gelir değişkenleri dışındaki değişkenlerinde de (altyapı farklılıkları, sağlık hizmet yeterliliği, eğitim farklılıkları, vb.) var olan büyük farklılıklar bölgelerin sağlık çıktılarındaki değişen oranda etkileme olasılığını artırdığından bu çalışmada sağlık ve gelir ilişkisi havuzlanmış EKK ve panel veri analizleri yardımıyla incelenmiştir. Panel veri analizleri hem zamansal hem de bölgesel farklılıkları dikkate alan dinamik analizler olduğundan etkili ve tutarlı sonuçlar için önemli olabilir (Hsiao, 2003; Wooldridge, 2002). Özellikle panel veri analizi bölge düzeyi (bireysel etki) heterojenliği zaman kesitini de dikkate alarak hesapladığı için olası yanlış sonuç ihtimalini azaltmakta olup veriler daha fazla değişkenlik ve bilgi içerdiği için değişkenler</p>
--	--

		<p>arasında olası doğrusal bağlantı sorunlarını da azaltmaktadır (Wooldridge, 2002). Ayrıca, analizlere hem zaman hem de bölgesel zaman kesitleri dahil edildiği için serbestlik derecesi artmakta ve daha güvenilir parametre hesaplamalarına olanak tanınmaktadır (Wooldridge, 2002). Panel veri analizleri zamansal ve bireysel (kişi, firma bölge, ülke, vb.) boyutları dikkate aldığından gelir değişkenleriyle sağlık çıktıları arasındaki dinamik ilişkiyi açıklamada daha etkili olabilmektedir (Leigh ve Jencks, 2007).</p>
--	--	--