

Araştırma Makalesi / Research Article

FINANSAL KOŞULLAR ENDEKSİ VE EKONOMİK BÜYÜME: BRICS-T ÖRNEĞİ

Öğr. Gör. Dr. Ayşegül Ladin SÜMER 

Aydın Adnan Menderes Üniversitesi Söke Meslek Yüksekokulu, Aydın (a.sumer@adu.edu.tr)

Dr. Nur AYDIN 

(nurhepkarsi@gmail.com)

ÖZET

Finansal koşullar endeksi, finansal koşulların reel ekonomiye etkisini özetlemek için tasarlanan analitik bir araçtır. Bu kapsamda çalışmada, BRICS-T ülkeleri için finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştırılmıştır. Bu amaçla, gecelik faiz, hisse senedi ve reel efektif döviz kurunu içeren finansal koşullar endeksinin gayri safi yurtiçi hasılaya etkisi 1999:M1-2020:M2 döneminde yatay kesit bağımlılığını baz alan panel veri analiz yöntemiyle incelenmiştir. Panelin geneli için elde edilen uzun dönem analiz sonuçlarına göre, BRICS-T ülkelerinde finansal koşullar endeksi, reel efektif döviz kuru haricinde gecelik faiz ve hisse senedindeki değişikliklerin ekonomik büyümeyi negatif etkilediğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Finansal Koşullar Endeksi, Ekonomik Büyüme, BRICS-T Ülkeleri, Yatay Kesit Bağımlılığı, Panel AMG.

THE EFFECT OF FINANCIAL CONDITIONS INDEX AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF BRICS-T

ABSTRACT

The financial conditions index is an analytical tool designed to summarize the impact of financial conditions on the real economy. In this context, the relationship between the financial conditions index and economic growth for BRICS-T countries was investigated. For this purpose, the effect of the financial conditions index, which includes overnight interest, stocks and real effective exchange rates, on the gross domestic product was examined with the panel data analysis method based on the cross-section dependency in the 1999:M1-2020:M2 period. According to the long-term analysis results obtained for the overall panel, the financial conditions index in BRICS-T countries, except for the real effective exchange rate, indicates that changes in overnight interest rates and stocks have a negative impact on economic growth.

Keywords: Financial Conditions Index, Economic Growth, BRICS-T Countries, Cross-Section Dependence, Panel AMG.

1. Giriş

2008 küresel krizi ve 2010'daki Euro bölgesine dair kamu borcu krizi, reel ekonomi üzerinde finansal şokların etkilerinin tespit edilmesi ve ölçümüne yönelik ilgiyi artırmıştır. Buna göre, finansal şoklar esas itibarıyla fiyat mekanizmasının fırsat maliyetine dayalı olarak tüketim ve yatırım kararları üzerinden reel ekonomiyi etkilemektedir. Bununla birlikte, finansal bilgi eksikliği kökenli şoklar, kurumsal finansman ve yatırım kararları üzerinden iş döngülerinde dalgalanmalara yol açarak reel ekonomiyi etkilemektedir (Auer, 2017:5). Bu kapsamda, finansal koşullar endeksi, finansal koşulların reel sektörle bağlantısının mevcut durumunu özetlemektedir (Gonzales & Bautista, 2013:1).

Diğer taraftan, söz konusu işlevi doğrultusunda finansal koşullar endeksinin kullanımı, ekonomik eğilimin tahmini ve olası finansal krizlerin erken uyarı sistemine göre farklılık göstermektedir (Koop & Korobolis, 2014:102; Davis vd., 2016:9). Örneğin, Guihuana & Yu (2014), finansal koşullar endeksinin döviz kuru, hisse senedi endeksi ve konut fiyatları gibi değişkenlerin kombinasyonundan oluştuğunu belirtmiştir. Davis vd. (2016), piyasa beklentilerinin, merkez bankası ve uluslararası kuruluşların tepkisinin göz önünde bulundurulduğu finansal koşullar endeksi tanımlamaktadır. Kim & Sanchez (2017), finansal koşulların bir endekste nasıl özetlenebileceğinden yola çıkarak, tahvil marjları ve hisse senedi piyasası oynaklığına dikkat çekmiştir. Arrigoni vd. (2020) ise finansal koşullar endeksinin iki tür olarak değerlendirmiştir. Bunlardan ilki, spreadler ve oynaklıklara karşı finansal stresin etkili ölçütleridir. İkincisi, kredi miktarı ve maliyetlerinin düzeyiyle ilgili ölçütlerdir. Finansal koşullar endeksinin oluşturulması ve kullanılmasında dikkate alınması gereken hususlar ise Guichard vd. (2009:28) tarafından şöyle belirtilmiştir: i) Finansal koşullar endeksinde bulunan değişkenler yüksek oranda birbirleriyle ilişkili olabilir. Bu nedenle, çift sayma, çoklu bağlantı ve tanımlama sorunları yaşanabilir. ii) Finansal değişkenlerin zamanla değişimi anlamına gelen, ayarlanabilir oranlı ipotekler, gölge bankacılık faaliyetlerinin gelişmesi gibi yapısal değişiklikler önemlidir. iii) Reel ekonomi ve finansal koşullar arasındaki ilişkinin tahmininde, uzun bir dönemin baz alınması istatistiksel olarak daha verimli olmasına karşın, döngüsel düzenlemeler nedeniyle mutlak doğru değildir.

Bu çalışmanın amacı, benzer ekonomilere sahip Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye (BRICS-T) için 1999:M1-2020:M2 döneminde, finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Bu amaçla, temel bileşenler analizi (Principal Component Analysis: PCA) yoluyla BRICS-T ülkelerinin her biri için finansal koşullar endeksi geliştirilerek ekonomik büyüme ile arasındaki ilişki, güçlendirilmiş ortalama grup etkisi (Augmented Mean Group Estimator: Panel AMG) yöntemiyle karşılaştırmalı olarak incelenmiştir.

Çalışmanın diğer bölümleri şu şekilde yapılandırılmıştır: İkinci bölümde, finansal koşullar endeksinin geliştirilmesine ilişkin kullanılan yöntem ve finansal değişkenlerin teorik çerçevesi ele alınmıştır. Üçüncü bölümde, konu ile ilgili ampirik literatür özetlenmiştir. Dördüncü bölümde ampirik analize, beşinci bölümde ise veri setine yer verilmiştir. Altıncı bölümde elde edilen bulgular sunulmuş, yedinci bölümde genel bir değerlendirme ve öneriler kapsamında çalışma sonlandırılmıştır.

2. Teorik Çerçeve

Finansal koşullar endeksi, finansal sistemin işlerliğinin göstergesidir. *PCA* ya da ağırlıklı ortalamalar yöntemleriyle elde edilen, zaman serisi panelindeki varyasyonun, gizli faktör ve hata teriminden oluşan rastlantısal gösterge modelidir. Bu kapsamda *PCA* yöntemi, yüksek boyutlu gözlemlerde, değişkenler arasındaki korelasyonu tespit etmek için gözlemler küçük boyuta indirgenmektedir (Jolliffe, 2002:1). Finansal koşullar endeksinin *PCA* yöntemiyle oluşturulmasına ilişkin modelin temel unsuru olan statik ölçüm denklemi ise şöyle tanımlanmaktadır (Brave & Butters, 2011:23-25).

$$X_t = \Gamma F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1)'de, F_t ; standardize edilmiş $N \times T$ matrisinde zamanda değişen ve ortak varyasyon kaynağını yakalayan $1 \times T$ gizli faktörünü, X_t ve Γ ; sabit finansal göstergeler olarak gizli faktör üzerindeki $N \times 1$ yüklemelerini temsil etmektedir.

Diğer taraftan, gizli faktöre bazı sonlu sıraların dinamiklerinin eklenmesiyle, model Doz vd. (2006)'ın dinamik faktör denklemine dayalı olarak şöyle yazılmaktadır:

$$F_t = AF_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Denklem (2)'de, A ; gizli faktörün zaman içindeki gelişimini açıklayan geçiş matrisidir. Söz konusu dinamik süreçte Denklem (1)'de yer alan Γ finansal gösterge kesitinden hesaplanan faktör yüklerini ifade etmektedir. Burada, Shumway & Stoffer (1982) tarafından özetlenen, beklenti maksimizasyonu (Expectation Maximization: *EM*) algoritmasıyla, sistem matrisleri ve modelin ilk tahmini yapılmaktadır. Eldeki gözlemlerden bir kısmının eksik veya hatalı olduğu durumlarda, bilinen ve bilinmeyen değişkenlere ek olarak gizli değişkenleri de içermektedir (Dempster vd., 1977:3). Algoritmanın her yinelemesinde, Kalman filtresinden bir veri geçişi yapılarak, sistem matrislerinin doğrusal regresyonla tahmini sağlanmaktadır. Ortaya çıkan, log-olabilirlik fonksiyonu yakınsama kararlılığıyla işlev görmektedir.

Bunun ardından, F_t 'nin tutarlı başlangıç değerini elde etmek için Γ ve $\frac{\varepsilon_t \varepsilon_t'}{N}$, A ve $\frac{v_t v_t'}{T}$ Stock ve Watson (2002)'nin *PCA* tabanlı *EM* algoritmasına tabi tutulmaktadır. *PCA*, faktör yüklerini tahmin edecek şekilde normleştirirken, $\frac{\Gamma_t \Gamma_t'}{N}$ ve $\frac{\varepsilon_t \varepsilon_t'}{N} = Q_j^2 I$ olarak varsaymaktadır. Dinamik faktör modeli kapsamında da, $\frac{v_t v_t'}{T} = I$ ve $\frac{\varepsilon_t \varepsilon_t'}{N} = Q_j^2 I$ içerecek şekilde genişletmektedir.

Finansal koşullar endeksinin, ağırlıklı ortalama biçimindeki yaygın kullanımı ise şöyledir (Guihuan & Yu, 2014:33-34):

$$F_t = \sum_i w_i (q_{it} - \bar{q}_{it}) \quad (3)$$

Denklem (3)'te, w_i ; i 'nin ağırlığının göstergesi, q_{it} ; i 'nin t zamandaki değeri, \bar{q}_{it} ; i 'nin uzun vadeli eğilimlerinin veya t zamandaki denge değerlerinin göstergesidir.

Son olarak, uygulamada finansal değişken seçiminde öncü niteliğindeki finansal koşullar endekslerine Tablo 1'de yer verilmiştir.

Tablo 1: Finansal Koşullar Endeksi

Endeks	Finansal Değişkenler	Kullanımı
Bloomberg	Para, tahvil ve hisse senedi piyasası göstergelerinin ağırlıklı ortalaması	Söz konusu göstergeler, endeksin 1991-2007 dönemi ortalamasının (Z-puanı) üzerindeki veya altındaki standart sapma sayısını gösterecek şekilde standardize edilmiştir. Günlük olarak güncellendiği için finansal piyasalar tarafından kolaylıkla erişilmektedir.
Citibank	Kurumsal spreadler, para arzı, hisse senedi değerleri, ipotek oranları, ticaret ağırlıklı dolar ve enerji fiyatlarının altı aylık yüzde değişiminin deflate edilmesi	Konferans kurulunun rastlantısal göstergeler endeksinin indirgenmiş form tahmin denklemlerine göre değerlendirilmektedir.
Deutsche Bank	Döviz kuru, tahvil, hisse senedi ve konut piyasası temel bileşenlerinin ağırlıklı ortalamasının federal fon oranına göre ayarlaması	Temel bileşen ağırlıkları, reel GSYİH ve gecikmeli reel GSYİH büyüme modelleri kapsamında hesaplanmaktadır. Endeks seviyesi, finansal koşulların GSYİH'deki yüzde artışı olarak yorumlanmaktadır. FAVAR yönteminden elde edilen finansal koşullar endeksinin ise en iyi örneklem dışı tahmini çıkardığı belirlenmiş, sonuç olarak finansal koşullar endeksi ekonomik aktivitenin temel göstergesi olarak önerilmiştir.
Goldman Sachs	Kısa vadeli tahvil getirisi, uzun vadeli kurumsal getiri, döviz kuru ve borsa değişkenlerinin ağırlıklı toplamı	Söz konusu değişkenlerin ağırlıklarının belirlenmesinde, Federal Rezerv Kurulu'nun makroekonomik modeli, Goldman Sachs modellemesiyle birlikte kullanılmıştır. 2005'ten önce likiditesi düşük Moodys'in Arated kurumsal tahvil endeksi kullanılırken, 10 yıllık takas oranı, 10 yıllık kredi temerrüt takas marjı uzun vadeli kurum getirisinin ölçümünde kullanılmıştır. 2003=100 olacak şekilde ayarlanan endeksteeki artış, finansal koşulların sıkılaştığını, düşüş ise genişlemeyi göstermektedir.

Tablo 1 devam

Kansas City Federal Rezerv Bankası	Getiri spreadleri ve varlık fiyat davranışı	Finansal stres endeksi olarak da adlandırılan endeks diğer endekslerden farklı olarak, finansal değişkenlerdeki değişim yerine, değişken seviyelerini dikkate almaktadır. Piyasa fiyatlarının temel alındığı endekste, 1990'dan itibaren aylık değerler mevcuttur. 2009'un başında ise, standartlaştırılmış finansal göstergeler, temel bileşenler ölçüsü olarak güncelleştirilmiştir. Pozitif bir endeks değeri, finansal stresin uzun vadeli ortalamasının yüksek olduğunu göstermektedir.
Makroekonomik Danışmanlar	Yüzeysel tepki metodolojisiyle birleştirilen uzun ve kısa vadeli faiz oranı, temettü oranı, reel döviz kuru ve reel hisse senedi piyasası liberalizasyonu	Finansal değişkenlerin GSYİH üzerindeki dinamik etkilerini ölçmek için 1990'lı yılların sonunda geliştirilmiştir. Buna göre, finansal değişkenlerin zaman içinde ekonomik büyüme üzerindeki bileşik etkisi endeks aracılığıyla tahmin edilmiştir.
OECD	GSYİH üzerinde dört ile altı çeyrek dönem boyunca etkili olan kısa ve uzun vadeli reel faiz oranı, reel konut fiyatları, reel efektif döviz kuru, spreadler ve kredi anketlerinin ağırlıklı ortalaması	Söz konusu ağırlık, uzun vadeli reel faiz oranındaki değişime göre normalize edilmiştir. Finansal koşullar endeksindeki bir birimlik artış, uzun vadeli faiz oranındaki %1'lik artışın GSYİH etkilerine eşittir.

Kaynak: Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F., Schoenholtz, K. L. & Watson, M. W. (2010). Financial conditions indexes: A fresh look after the financial crisis. University of Chicago Booth School of Business, Initiative on Global Markets, 16150, 3-59 izlenerek tarafımızca oluşturulmuştur.

3. Literatür Özeti

Finansal koşullar endeksinin nasıl oluşturulması gerektiği tartışılırken, uygulamada çeşitli finansal değişken kombinasyonunun ortak eğilimlerini yansıttığı görülmektedir. Nitekim finansal koşullar endeksi, seçilmiş finansal değişkenlerin bilgi içeriklerini özetlemektedir. Böylece, ulusal ve uluslararası finansal piyasalardaki gelişmelerin reel ekonomiye olası etkilerini değerlendirmektedir. Bu amaçla, farklı ülke ve ülke gruplarının ekonomik dinamikleri göz önünde bulundurularak yapılan ve sonuçları değerlendirilen söz konusu ampirik literatür özetlenmiştir.

Gauthier vd. (2004), Kanada için 1981-2000 döneminde finansal koşullar endeksinin, ekonomik büyümenin tahmininde önemli ölçüde güçlü olduğunu belirlemiştir. Swiston (2008), Amerika için 1990:Q4-2008:Q1 dönemini kapsayan çalışmasında reel ekonomik

büyümenin belirlenmesine yönelik, finansal koşullar endeksinin 6-9 aylık gibi bir sürede dönüm noktalarını yakaladığını ve ekonomik büyüme üzerinde genel etkisinin pozitif olduğunu gözlemlemiştir. Gumata vd. (2012), Güney Afrika'da 1990:Q1-2011:Q4 döneminde finansal koşullar endeksinin kısa vadeli ekonomik büyümenin tahmininde öngörü gücünün yüksek olduğunu belirlerken, Ho & Lu (2013), Polonya ekonomisinde finans sektörünün konumunu belirlemeye yönelik 2004:Q1-2012:Q4 dönemini kapsayan çalışmalarında, finansal koşullar endeksinin kısa vadeli ekonomik büyümenin tahmin edilmesinde önemli bir gösterge olduğunu saptamıştır. Charleroy & Stemmer (2014), BRICS ülkeleri için 2001:M1-2013:M3 döneminde, her bir ülke endeksinin, ana finansal aktarım kanalları aracılığıyla ekonomik büyümeyle ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Balcılar vd. (2016), Güney Afrika'da 1966:M2-2012:M1 döneminde finansal koşullar endeksinin ilişkin şokların ekonomik büyüme üzerinde etkili olduğunu tespit etmiştir. Kapetanios vd. (2018), 2004:M1-2014:M6 dönemine ilişkin finansal koşullar endeksinin, İngiltere'nin ekonomik büyümesinde etkili bir tahmin gücüne sahip olduğunu belirtmiştir.

Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda ise Kara vd. (2015), finansal koşullar endeksi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin zaman içinde değiştiğini gözlemlemiştir. 1988:Q1-2014:Q2 dönemi verilerin yer aldığı çalışmada özellikle 2011'den itibaren finansal koşullarda ve sermaye akımlarında artan oynaklığa rağmen GSYİH oynaklığında önemli bir düşüş yaşanmıştır. Akdeniz & Çatık (2017) ise 1992:M1-2015:M12 döneminde küresel koşulların ulusal finansal koşullar üzerinde önemli ölçüde etkisinin olduğunu, finansal koşulların açıklanmasında faiz oranı ve döviz kuru değişkenlerinin yetersiz kalabileceğini göstermiştir. Buna karşın, finansal koşullar endeksinin en iyi örneklem dışı öngörüyü sağladığı belirlenmiş ve finansal koşullar endeksi ekonomik aktivitenin temel göstergesi olarak önerilmiştir. Kaya & Barut (2020) yaptıkları çalışmada 2007:Q2-2018:Q4 döneminde finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki bulmuştur. Ekonomik aktivitelerin artışı ile GSYİH ve sanayi üretim endeksinde meydana gelen iyileşmeler, finansal koşullar endeksinin yükselmesiyle sonuçlanmıştır.

Söz konusu çalışmaların aksine, Davis vd. (2016) Euro Alanı, Japonya, İngiltere ve ABD için 1970:Q1-2014:Q4 dönemini kapsayan çalışmada, finansal koşullar endeksinin ekonomik büyüme üzerinde etkili olmasına karşın, ekonomik büyümenin güçlü öncülleri olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Sahoo (2017), Hindistan için 2009:Q4-2016:Q4 döneminde finansal koşullar endeksinin enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptarken, finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi saptamamıştır. Ejem & Ogbonna (2020), Nijerya'ya ilişkin 1985-2018 dönemini kapsayan çalışmalarında finansal koşullar endeksi değişkenlerinden, özel sektöre verilen kredi ve borsa endeksinin ekonomik büyüme üzerinde etkili olduğunu belirlemiştir. Fakat finansal koşullar endeksinin gelecekteki büyüme oranı ve enflasyon eğilimi hakkında yeterli öngörü içermediğini görmüştür.

Sonuç olarak, finansal koşullar endeksinin önemli bir politika değişkeni olarak değerlendiren ilgili literatür incelendiğinde, Türkiye'ye ilişkin çalışmaların çok az olduğu göze çarpmaktadır. Bu çalışma, konuya ilişkin gerek Türkiye özelinde gerekse BRICS-T gibi benzer ekonomiye sahip ülke grupları arasında karşılaştırmalı analiz imkânı sunması nedeniyle literatüre katkı sağlayacaktır. Tutarlı sonuçlara ulaşılması amacıyla da ampirik analizde yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran panel veri analiz yöntemleri tercih edilmiştir.

4. Ampirik Analiz

Ampirik analizde ilk aşamada, paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığı sapması düzeltilmiş (Adjusted Lagrange Multiplier: LM_{adj}) testiyle incelenmiştir. İkinci aşamada, serilerin durağanlığı Hadri & Kurozumi (2012) panel birim kök testiyle analiz edilmiştir. Üçüncü aşamada, seriler arasındaki eşbütünlüşme katsayılarının homojenliği, homojenite testiyle araştırılırken, serilerin eşbütünlüşme olup olmadığı Durbin-Hausman (2008) panel eşbütünlüşme testiyle araştırılmıştır. Son aşamada ise panelin geneline ait uzun ve kısa dönem katsayıları, güçlendirilmiş ortalama grup etkisi (Augmented Mean Group Estimator: *Panel AMG*) yöntemiyle değerlendirilmiştir. Söz konusu yöntemlerin uygulanmasında, Gauss 10.0, Eviews10 ve Stata12 programları ve bu programlar için yazılan kodlardan faydalanılmıştır.

4.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Yatay kesit bağımlılığı, seriye gelen bir şokun yatay kesit birimlerini aynı ya da farklı yönde etkileyip etkilemediğini göstermektedir. Eğer seriye gelen bir şok yatay kesit birimlerini aynı yönde etkiliyorsa yatay kesit bağımlılığının varlığını, farklı yönde etkiliyorsa yatay kesit bağımlılığının yokluğunu ifade etmektedir. Seriler arasındaki bu şokların göz ardı edilmesi sapmalara yol açabilmektedir (Breusch & Pagan, 1980:239; Pesaran, 2004:1-2).

Breusch-Pagan (1980) *LM* ve Pesaran (2004) *CD* testi, panel veri analizlerinde yatay kesit bağımlılığının durumunu inceleyen yöntemlerdir. Breusch-Pagan (1980) *LM* testi, $T > N$ durumunda, Pesaran (2004) *CD* testi ise $T > N$ ve $T < N$ durumunda uygulanmaktadır. Buna göre, Breusch-Pagan Lagrange Çarpmanı (*LM*) test istatistiği şöyledir (Pesaran, 2004:4):

$$CD_{LM1} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim X^2 \frac{N(N-1)}{2} \quad (4)$$

Denklem (4)'te, $\hat{\rho}_{ij}$; modelin kalıntılarından elde edilen korelasyon katsayılarıdır. Asimptotik dağılım (X^2), $T_{ij} \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow sabit$ olarak bulunmaktadır. $T_{ij} \rightarrow \infty$ ve için $N \rightarrow \infty$ durumunda ise *LM* test istatistiği şöyledir (Pesaran, 2004:5).

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T(\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \sim N(0, 1) \quad (5)$$

Denklem (5), N 'nin T 'ye göre daha yüksek olduğu durumlarda çarpıklık oluşturabileceğinden CD_{LM3} testi geliştirilmiştir (Pesaran, 2004:5).

$$CD_{LM3} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij}^2 \sim N(0, 1) \quad (6)$$

Breusch-Pagan (1980) *LM* ve Pesaran (2004) *CD* testi; grup ortalaması sıfır ancak bireysel ortalaması sıfırdan farklı olan durumlarda sapmalı sonuç vermektedir. Bu nedenle Pesaran vd., (2008), test istatistiğine ortalama ve varyansı eklemiştir. Bu sayede, ortaya çıkan sapma düzeltilmiştir. Bundan dolayı bu test, sapması düzeltilmiş *LM* testi (LM_{adj}) olarak adlandırılmaktadır. Düzeltmenin eklenmesiyle *LM* test istatistiğinin son hali şöyle ifade edilmiştir (Pesaran vd., 2008:108).

$$LM_{adj} = \left(\sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \right) \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k) \hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \sim N(0, 1) \quad (7)$$

Denklem (7)'de, $\hat{\mu}_{Tij}$ ortalama, v_{Tij} varyanstır. Denklemden ulaşılan test istatistiği asimptotik şekilde standart dağılım göstermektedir (Güloğlu & İvrendi, 2010:384; Menyah vd., 2014:390). Test istatistiklerinin boş hipotezi ise, “yatay kesit bağımlılığı yoktur” biçimindedir (Pesaran vd., 2008:108-109).

4.2. Hadri & Kurozumi Panel Birim Kök Testi

Hadri & Kurozumi (2012) panel birim kök testi, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan, seriyi meydana getiren ortak faktörlerin varlığına ve otokorelasyona imkân sağlayan yöntemdir. Hadri & Kurozumi (2012) bu otokorelasyonu; Sul-Phillips-Choi (SPC) yönteminde Sul vd. (2005) tarafından geliştirilen görünüşte ilişkisiz modeller (Seemingly Unrelated Regression: SUR) yöntemine dayalı $AR(p)$ süreciyle düzeltilmiştir. Optimum gecikme uzunluğunu ifade eden p , yatay kesit bağımlılığı altında genişletilmiş Dickey Fuller (Cross-section Dependency Augmented Dickey Fuller: CADF) yöntemiyle bulunmuştur. Toplamsal Gecikmeli (Lag-Augmented: LA) yönteminde ise Choi (1993) ve Toda-Yamamoto (1995) yöntemlerine dayanarak $AR(p+1)$ süreci gecikme sayısına bir ekleyerek düzeltilmiştir. Test süreci şöyledir (Hadri & Kurozumi, 2012:31-32):

$$y_{it} = z_i' \delta_i + f_t y_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$\epsilon_{it} = \phi_{i1} \epsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \epsilon_{it-p} + v_{it} \quad (9)$$

Denklem (8)'deki f_t ; gözlenemeyen ortak faktörlerdir. SPC yönteminde ise panelin her yatay birimi için en küçük kareler yöntemi kullanılmış ve $AR(p)$ süreci için aşağıdaki denkleme ulaşılmıştır:

$$y_{it} = z_i' \hat{\phi}_{i1} y_{it-1} + \dots + \hat{\phi}_{ip} y_{it-p} + \hat{\psi}_{i0} \bar{y}_i + \dots + \hat{\psi}_{ip} \bar{y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (10)$$

Denklem (10)'nun uzun dönem tahmincisi; $\hat{\sigma}_{ispc}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{(1-\hat{\phi}_i)^2}$ denklemi burada; $\hat{\phi}_i = \min \left\{ 1 - \frac{1}{\sqrt{T}}, \sum_{j=1}^p \hat{\phi}_{ij} \right\}$ ve $\hat{\sigma}_{vi}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T$ denklemleriyle hesaplanmış ve Z_A^{SPC} istatistiği şöyle tanımlanmıştır:

$$Z_A^{SPC} = \frac{1}{\sigma_{ISPC}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^{vw})^2 \quad (11)$$

Denklem (8)'deki seriye, Choi (1993) ve Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen LM yönteminden yararlanılarak $AR(p+1)$ süreci eklenmiştir. Bu işlemler sonucunda ulaşılan genişletilmiş denklem şöyledir:

$$y_{it} = z_i' \tilde{\delta}_i + \hat{\phi}_{i1} y_{it-1} + \dots + \tilde{\phi}_{ip} y_{it-p} + \tilde{\phi}_{ip+1} y_{it-p-1} + \tilde{\psi}_{i0} y_t + \dots + \tilde{\psi}_{ip} \bar{y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (12)$$

Denklem (12)'de test istatistiği kullanılarak uzun dönem varyansı şöyle ifade edilmiştir:

$$(\sigma_{vi}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2) \quad (13)$$

Son olarak, varyans denklemi kullanılarak LA varyansına $(\hat{\sigma}_{iLA}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{(1 - \hat{\phi}_{i1} - \dots - \hat{\phi}_{ip})^2})$ ulaşılmış ve Z_A^{LA} istatistiği şöyle tanımlanmıştır:

$$Z_A^{LA} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iLA}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (14)$$

Hadri & Kurozumi panel birim kök testinin hipotezleri ise şu şekildedir (Hadri & Kurozumi, 2012:32): $H_0: \phi_i(1) \neq 0, \forall i$ için seride birim kök yoktur. $H_1: \phi_i(1) = 0, \exists i$ için seride birim kök vardır.

4.3. Homojenite Testi

Swamy (1970)'in modelini geliştiren Pesaran & Yamagata (2008), eğim katsayılarının homojenliğini şöyle ele almıştır:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Denklem (15)'teki β_i ; yatay kesit birimleri arasındaki eğim katsayılarının farklı olup olmadığını incelemektedir. Testin boş hipotezi “eğim katsayıları homojendir” şeklindedir (Pesaran & Yamagata, 2008:2). Pesaran & Yamagata (2008), hipotezleri sınamak amacıyla örneklemin büyüklüğüne göre şu iki tür test istatistiği ortaya koymuştur (Pesaran & Yamagata, 2008:8-9):

$$\text{Büyük örneklem için: } \hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S - k}{2k} \right) \sim X_k^2$$

$$\text{Küçük örneklem için: } \hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S - k}{v(T, k)} \right) \sim N(0, 1)$$

Yukarıdaki denklemlerde bulunan k ; açıklayıcı değişken sayısını, N ; yatay kesit sayısını, $v(T, K)$; standart hatayı; S ; Swamy test istatistiğini temsil etmektedir.

4.4. Durbin-Hausman (Durbin-H) Panel Eşbütünleşme Testi

Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığını ve ortak faktörleri temel alan (Westerlund, 2008:201) Durbin-H panel eşbütünleşme testi, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini iki farklı şekilde ölçmektedir. Bunlar; Durbin-H panel istatistiği ve Durbin-H grup istatistiğidir. Durbin-H grup test istatistiği, otoregresif parametrenin heterojen olmasına, Durbin-H panel test istatistiği ise, otoregresif parametrenin homojen olmasına imkân vermektedir. İki testte de H_0 hipotezinin reddilmesi eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Durbin-H grup (DH_g) istatistiği ve Durbin-H panel (DH_p) istatistiği şöyledir:

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T e_{it-1}^2 \quad (16)$$

$$DH_p = \hat{S}_n (\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it-1}^2 \quad (17)$$

Burada, S_n ; uzun dönem varyansı, $\tilde{\phi} - \hat{\phi}$ eşbütünleşme parametrelerini ve \hat{e}_{it}^2 ise kalıntıları ifade etmektedir. Testin boş hipotezi de “eşbütünleşme ilişkisi yoktur” şeklindedir (Westerlund, 2008:196-199).

4.5. Uzun ve Kısa Dönem Analizi

Yatay kesit bağımlılığını içeren AMG yöntemi, panelin tamamına ait sonuç ve bireysel katsayıları ağırlıklandırarak hesaplamaktadır (Eberhardt & Bond, 2009:1). Bunun yanı sıra, seriler arasındaki ortak faktör ve dinamik etkileri baz aldığı (Kurt vd., 2018:294), hata terimine ait içsellik problemlerine çözüm olduğu için dengesiz panel analizlerinde de tercih edilmektedir (Eberhardt & Bond, 2009:4). Bu amaçla AMG yönteminde değişkenler şöyle ayrıştırılmaktadır (Eberhardt & Bond, 2009:2; Bond & Eberhardt, 2013:11):

$$y_{it} = \beta'_i x_{it} + u_{it} \quad (18)$$

$$u_{it} = \alpha_i + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (i = 1 \dots N, T = 1 \dots T) \quad (19)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta'_{mi} g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{it} \quad (20)$$

$(m = 1 \dots k \text{ ve } f_{mt} \subset f_t)$

$$f_t = \tau' f_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ve } g_t = \chi' g_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

Burada, x_{it} ; gözlemlenebilen ortak değişken vektörü, f_t ve g_t gözlenemeyen ortak faktörler, λ_t ise ülkelere ait faktör yükleridir.

5. Veri Seti

Bu çalışmada; BRICS-T örneğinde finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştırılmıştır. Gerek teorik ve ampirik literatür gerekse finansal sistemin işleyişinin ana yönlerini kapsayıcı nitelikteki finansal değişkenler seçilerek finansal koşullar endeksi oluşturulmuştur (Brave & Butters, 2011; Charleroy & Stemmer, 2014; Guihuan & Yu, 2014; Kara vd., 2015). Çalışmada ele alınan BRICS-T ülkelerine ilişkin 1999:M1-2020:M2 dönemi veri setine Tablo 2’de yer verilmiştir.

Tablo 2: Veri Seti

Değişkenler	Kısaltması	Açıklaması	Kaynak
Ekonomik Büyüme	<i>EB</i>	Gayri safi yurtiçi hasıla endeksi	FRED
Gecelik Faiz	<i>GF</i>	Bankalararası para piyasası gecelik faiz oranı	FRED
Hisse Senedi	<i>HS</i>	Toplam hisse senedi fiyat endeksi	FRED
Reel Efektif Döviz Kuru	<i>REDK</i>	Reel efektif döviz kuru endeksi	FRED
Finansal Koşullar Endeksi	<i>FKE</i>	Finansal Koşullar Endeksi	Tarafımızca hesaplanmıştır

GF, *HS*, *REDK*, *FKE* ve *EB* arasındaki ilişkiyi analiz etmek için Kara vd. (2015), Davis vd. (2016), Ejem & Ogonna (2020), Kaya & Barut (2020) çalışmaları baz alınarak oluşturulan model şöyledir:

$$EB_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}GF_{it} + \alpha_{2i}HS_{it} + \alpha_{3i}REDK_{it} + \alpha_{4i}FKE_{it} + u_{it} \quad (22)$$

6. Bulgular

Tablo 3'te, yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına yer verilmiştir. Analiz sonucunda ulaşılan olasılık değerleri, 0.01'den küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiş, serilerde yatay kesit bağımlılığı tespit edilmiştir. Buna göre, BRICS-T ülkelerinden birinin finansal koşullar endeksi üzerine gelen şoklar diğer ülkeleri etkilemektedir. Diğer bir deyişle, ulusal finansal koşullara ilişkin politikaların belirlenmesinde küresel finansal koşullar etkili olmaktadır.

Tablo 3: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişkenler	Breusch-Pagan LM	Pesaran Scaled LM	Pesaran CD	Bias-Corrected Scaled LM
<i>EB</i>	791,16*** (0,00)	140,27*** (0,00)	24,54*** (0,00)	139,12*** (0,00)
<i>GF</i>	724,32*** (0,00)	127,34*** (0,00)	20,17*** (0,00)	136,70*** (0,00)
<i>HS</i>	1053,84*** (0,00)	189,80*** (0,00)	18,11*** (0,00)	181,10*** (0,00)
<i>REDK</i>	618,18*** (0,00)	100,98*** (0,00)	13,65*** (0,00)	125,16*** (0,00)
<i>FKE</i>	679,13*** (0,00)	124,87*** (0,00)	15,07*** (0,00)	142,54*** (0,00)

Not: EB; ekonomik büyüme, GF; gecelik faiz, HS; hisse senedi, REDK; reel efektif döviz kuru, FKE; finansal koşullar endeksidir. ***; %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığını göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 4'te panel birim kök testi sonuçlarına yer verilmiştir. Tüm serilerin birinci farkında durağan hale gelmesi, BRICS-T ülkelerinde finansal koşullar endeksi üzerine gelen şokların ekonomik büyümeyi uzun süre etkileyecek nitelikte olduğunu göstermektedir.

Tablo 4: Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzy Değerleri		Birinci Farkları	
	Z_A^{SPC}	Z_A^{LA}	Z_A^{SPC}	Z_A^{LA}
<i>EB</i>	3,76 (0,00)	4,26 (0,00)	-1,91*** (0,48)	-2,23*** (0,12)
<i>GF</i>	3,65 (0,00)	6,10 (0,00)	-2,09*** (0,18)	-2,85*** (0,18)
<i>HS</i>	-0,23 (0,00)	-0,37 (0,00)	-1,63*** (0,85)	-1,04*** (0,91)
<i>REDK</i>	20,99 (0,00)	28,15 (0,00)	-2,18*** (0,90)	-2,63*** (0,96)
<i>FKE</i>	4,19 (0,00)	9,10 (0,00)	-1,95*** (0,57)	-2,12*** (0,82)

Not: EB; ekonomik büyüme, GF; gecelik faiz, HS; hisse senedi, REDK, reel efektif döviz kuru, FKE; finansal koşullar endeksidir. ***, %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Serilerin düzey değerleri ve birinci farkları ile yapılan testte sabitli model seçilmiştir.

Homojenite test sonuçlarının yer aldığı Tablo 5'te görüldüğü gibi test istatistiklerinin olasılık değerleri 0.01'den büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Yani, eşbütünleşme denklemindeki eğim katsayılarının homojen olması, panelin geneline yönelik yorumların geçerliliğine işaret etmektedir.

Tablo 5: Homojenite Testi Sonuçları

Örneklem	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\tilde{\Delta}$	-1,612***	0,908
$\tilde{\Delta}_{adj}$	-1,387***	0,907

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyinde eğim katsayılarının homojenliğini göstermektedir.

Tablo 6'da ise eşbütünleşme testi sonuçlarına yer verilmiştir. Elde edilen Durbin-H panel istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde 2,326'dan büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla *EB*, *GF*, *HS*, *REDK* ve *FKE* arasında eşbütünleşme ilişkisi görülmektedir.

Tablo 6: Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	Kritik Değer (%1)	Karar
Durbin-H Panel İstatistiği	2,698	0,003	2,326	Eşbütünleşme ilişkisi vardır

Son olarak, uzun ve kısa dönem analizleri Panel AMG yöntemiyle ele alınmış ve ulaşılan sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur. Bu amaçla çalışmanın kısa dönem analizinde, farkı alınmış serilerin gecikmeleri ve uzun dönem analizinden sağlanan hata teriminin bir dönem gecikmeli (Error Correction Term: ECT_{t-1}) kullanılmıştır. Genel itibarıyla, uzun ve kısa dönem analiz sonuçları incelendiğinde, BRICS-T ülkelerinde finansal koşullar endeksinin uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde daha anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Çünkü kısa dönem analizinde panelin geneli için hata düzeltme katsayılarının pozitif ve

anamlı çıkması, BRICS-T ülkelerinde hata düzeltme teriminin çalışmadığını göstermektedir. Bu nedenle, uzun dönemde birlikte seyreden seriler arasında kısa dönemde oluşan sapmalar ortadan kalkmamakta ve seriler uzun dönem denge değerinden uzaklaşmaktadır. İktisadi açıdan ise kısa dönem analiz sonuçları, finansal koşullardaki değişikliklerin, para politikası uygulamaları baz alındığında ekonomik büyümeyi 6-12 aylık süreçte yani gecikmeli olarak etkilediğini göstermektedir.

Tablo 7: Uzun ve Kısa Dönem Eşbütünleşme Katsayıları

Uzun Dönem Analizi							
Ülkeler Değişkenler	Brezilya	Rusya	Hindistan	Çin	Güney Afrika	Türkiye	Panel
<i>GF</i>	-0,039*** (-2,71)	-0,012*** (-2,39)	0,049* (1,40)	-0,029** (-1,90)	0,001 (1,07)	-0,009** (-1,81)	-0,039** (-1,83)
<i>HS</i>	-0,039*** (-2,45)	-0,016*** (-238)	-0,009*** (-3,05)	0,001 (0,12)	-0,010** (-1,78)	0,002 (1,14)	-0,011** (-2,09)
<i>REDK</i>	0,001 (0,55)	-0,009** (-2,15)	0,013 (0,09)	-0,022 (-0,45)	-0,031*** (-3,21)	-0,001 (-0,78)	0,015 (0,46)
<i>FKE</i>	-0,007** (-1,70)	-0,001* (-1,54)	-0,073** (-2,01)	0,002** (1,89)	-0,038 (-0,69)	-0,008 (-0,02)	-0,005** (-2,16)
Kısa Dönem Analizi							
<i>GF</i>	-0,007 (-1,13)	-0,020** (-1,98)	-0,018 (-0,09)	-0,009** (-1,81)	0,052 (1,01)	0,001 (0,05)	-0,066 (-0,88)
<i>HS</i>	-0,003* (1,85)	-0,002 (-0,75)	-0,002** (1,61)	-0,002** (-1,79)	-0,001 (-0,88)	0,002 (1,16)	-0,0001 (-0,01)
<i>REDK</i>	0,002 (1,10)	0,003 (1,13)	0,011** (2,23)	0,049*** (2,49)	-0,001 (-1,01)	0,002 (1,11)	0,011* (1,45)
<i>FKE</i>	0,0004 (1,06)	0,037 (0,98)	0,006 (1,08)	0,002 (0,98)	0,020 (0,01)	-0,140 (-0,11)	-0,032 (-0,10)
<i>ECT_{t-1}</i>	0,012*** (4,33)	-0,0001 (-0,03)	-0,0004 (-0,07)	0,069** (2,14)	0,010** (2,19)	-0,005 (-1,02)	0,013* (1,40)

Not: *GF*; gecelik faiz, *HS*; hisse senedi, *REDK*, reel efektif döviz kuru, *FKE*; finansal koşullar endeksidir. *, **, *** ifadeleri sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler t-istatistikleridir.

Ele alınan değişkenlerin ülke özelindeki uzun dönem analiz sonuçları şöyledir: Gecelik faizlerdeki artış, Brezilya, Rusya, Çin ve Türkiye'nin ekonomik büyümesini negatif etkilemektedir. Hindistan'da pozitif yönde etkiye sahipken, Güney Afrika'da ise anlamlı bir etkiye sahip değildir. Hindistan haricinde diğer ülkeler için yapılan tespitler, faiz teorisiyle örtüşmektedir. Çünkü bankaların hesaplarını kapatılmak için gün sonunda birbirlerine verdikleri gecelik faiz oranı, bankalar için maliyet unsuru olarak değerlendirilmekte ve kısa vadeli piyasa faiz oranlarına yansıtılmaktadır. Bu durum, tüketici ve yatırımcıların borçlanma maliyetini artıracığından ekonomik aktivite düzeyi düşecektir. Buna karşın, Hindistan

ekonomisi yeni sanayileşen ülke olarak 20 yıldır ortalama %7 oranında büyümüş, dünyanın hem nominal bazda yedinci hem satın alma gücü paritesi bakımından üçüncü büyük ekonomisi olmuştur. Dolayısıyla, BRICS-T ülkeleri içerisinde pozitif ayrıştığı düşünülmektedir.

Hisse senedindeki olumlu gelişmeler Brezilya, Rusya, Hindistan ve Güney Afrika'nın ekonomik büyümesini negatif etkilemektedir. Çin ve Türkiye için anlamlı bir etkisi olduğu söylenemez. Genel olarak, söz konusu sonuçlar, varlık fiyatları teorisiyle uyumlu değildir. Nitekim kaynakların etkin dağılımı ve kullanımına bağlı olarak verimliliğin artırılmasında hisse senedi piyasası etkin ekonomik unsurlardandır. Fakat BRICS-T ülkeleri gibi küresel ekonomik konjonktürün hissedildiği ülkelerde finansal piyasaların derinleşmemesi ve oynaklığın yüksek olması nedeniyle ekonomik aktiviteye yeterince katkıda bulunması beklenmemektedir.

BRICS-T ülkelerinde reel efektif döviz kuru, Rusya ve Güney Afrika'nın ekonomik büyümesini negatif etkilerken diğer ülkelerin ekonomik büyümesi üzerinde anlamlı bir etki gözlenmemiştir. İktisat teorisi açısından döviz kuru öncelikle dış ticaret ve enflasyonu etkilemektedir. Döviz kurundaki artış, ihraç mallarının döviz cinsinden ucuzlamasına dolayısıyla ithal mallarının da ulusal para cinsinden pahalılaşmasına yol açmaktadır. İhraç mallarının lehine sonuçlanan bu fiyat değişikliği ihracata yönelik üretimi artırmaktadır. Diğer taraftan, ithal malı tüketiminden kaynaklanan enflasyon düşerken, ithal hammadde ve ara malı kullanan üretim alanlarında maliyet enflasyonunu yükseltmektedir. Bu çerçevede, döviz kurunun maliyet enflasyonu etkisinin ekonomik büyüme üzerindeki ağırlığı düşünüldüğünde, Güney Afrika ve Rusya için üretimde rekabet gücünü azalttığı görülmektedir.

Son olarak, finansal koşullar endeksindeki pozitif gelişmeler ise Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'de ekonomik büyümeyi negatif etkilemektedir. Panelin geneli için ise, reel efektif döviz kuru haricinde gecelik faiz, hisse senedi ve finansal koşullar endeksinde meydana gelen artış, ekonomik büyümeyi negatif etkilemektedir.

Ele alınan değişkenlerin ülke özelindeki kısa dönem analiz sonuçları şöyledir: BRICS-T ülkelerinde reel efektif döviz kurundaki artışın ekonomik büyüme üzerinde kısa dönemde az da olsa arttırıcı etkiye sahip olduğu, uzun dönemde ise herhangi bir etkiye sahip olmadığı belirlenmiştir. Panelin geneli için kısa dönemde reel efektif döviz kurundaki artış, ekonomik büyümeyi pozitif etkilemektedir. Ülke özelinde değerlendirildiğinde, reel efektif döviz kurundaki artış, Hindistan'ın ve Çin'in ekonomik büyümesi üzerinde pozitif bir etki oluşturmaktadır. Çin'in Hindistan'a kıyasla yüksek katsayıya sahip olmasının nedeni uyguladığı sabit döviz kuru rejimi olabilir. Sabit döviz kuru rejiminde, merkez bankası döviz piyasasına müdahalede bulunarak ekonominin geleceğine ilişkin belirsizlik ortamını kaldırmakta, özellikle uluslararası yatırım ve ticarete güven ortamının sağlanmasında önemli rol oynamaktadır. Bu sayede reel efektif döviz kuru, kısa dönemde ekonomik büyümeye katkı sunmaktadır. Gecelik faizdeki artış, Rusya ve Çin'in ekonomik büyümesini azaltmaktadır. Hisse senedindeki artış, Brezilya, Hindistan ve Çin'in ekonomik büyümesini çok küçük oranda negatif etkilemektedir. Kısa dönemde finansal koşullar endeksi ise ekonomik büyüme üzerinde herhangi bir etkiye sahip değildir.

Özetle, finansal piyasaların ileriye dönük yapısal özelliğinden dolayı uzun dönemde BRICS-T ülkelerinde finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişkiye ulaşılmıştır.

7. Sonuç

Finansal koşullar endeksinin reel ekonomiye etkisinin tespiti, hem finansal koşullardaki değişikliklerin hem de finansal koşullar endeksinin yönünün belirlenmesi anlamına gelmektedir. Bu amaçla çalışmada, BRICS-T ülkelerinin her biri için PCA analiziyle oluşturulan finansal koşullar endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1999:M1-2020:M2 dönemi verileri kullanılarak panel veri analiz yöntemleriyle tahmin edilmiştir. Ülke özelinde uzun dönem analiz sonuçları incelendiğinde, gecelik faizdeki artışın, Brezilya, Rusya, Çin ve Türkiye'nin ekonomik büyümesini azalttığı sonucuna varılmıştır. Faiz teorisiyle uyumlu sonuçlar elde edilmiştir. Piyasada oluşan geçici likidite sıkışıklığı durumunda bankaların geçici süreyle likiditelerini arttırmak amacıyla kullandığı gecelik faiz oranı, bankalara ek maliyet yüklemektedir. Ekonomik birimlerin, yatırım ve harcama kararlarını olumsuz yönde etkileyen bu durumun ekonomik büyümeye katkısı olmamaktadır. Hindistan ise küresel ekonomide son dönemde önemli bir ekonomik gelişme gösterdiği için ele alınan ülkelere kıyasla pozitif ayrışma göstermiş, gecelik faizdeki artış, ekonomik büyümesini de pozitif etkilemiştir. Diğer taraftan, hisse senedindeki artış Brezilya, Rusya, Hindistan ve Güney Afrika'nın ekonomik büyümesini negatif etkilemektedir. Bu durum, varlık fiyatları teorisiyle uyumlu değildir. Çünkü gelişmiş ve etkin bir hisse senedi piyasası, tasarrufların ve sermayenin verimli yatırımlara aktarılmasını, yani ekonomik büyümenin hızlanmasını sağlamaktadır. Ancak, BRICS-T ülkelerinde görülen finansal kırılganlık ve oynaklıklar, ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemiştir. Reel efektif döviz kurundaki artışın, Rusya ve Güney Afrika'nın ekonomik büyümesi üzerinde negatif etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, Güney Afrika ve Rusya'da reel efektif döviz kurundaki artışın ülkelerin rekabet gücünü zayıflattığını göstermektedir. Finansal koşullar endeksindeki artışın da Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'in ekonomik büyümesini negatif etkilediği görülürken, söz konusu durum panelin geneli için de geçerlidir. Kısa dönem analiz sonuçlarında ise, panelin geneli için hata düzeltme katsayıları pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Buna göre, BRICS-T ülkelerinde hata düzeltme terimi çalışmadığı için kısa dönemde oluşan sapmalar kalıcı olmakta ve seriler uzun dönem denge değerinden uzaklaşmaktadır. Ayrıca, panelin geneli için kısa dönemde sadece reel efektif döviz kuru ekonomik büyüme üzerinde etkilidir. Elde edilen bulgular; Gauthier vd. (2004), Gumata vd. (2012), Ho & Lu (2013), Charleroy & Stemmer (2014), Kara vd. (2015), Balcılar vd. (2016), Akdeniz & Çatık (2017), Kapetanios vd. (2018) çalışmalarıyla örtüşürken, Davis vd. (2016), Sahoo (2017), Ejem & Ogbonna (2020) çalışmalarıyla farklılık göstermektedir. Ayrıca, Switson (2008), Kaya & Barut (2020) çalışmasında olduğu gibi finansal koşullar endeksinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin varlığına ilişkin örtüşen sonuçlar, bu etkinin yönü ile çelişmektedir.

Özellikle, 2008 küresel krizi finansal ve reel sektör arasındaki makroekonomik bağların önemini vurgulamıştır. Bu çerçevede, zamanında ve uygun ekonomi politikası için finansal koşulları izleme gerekliliği, finansal koşullar endeksinin öne çıkarmıştır. Finansal koşullar endeksinin oluşturulması ve kullanılmasında, finansal değişkenlerin seçimi ve makroekonomik ilişkilerine dikkat edilmiştir. Böylece, finansal sektörün reel sektöre yayılımları tahmin edilmiş, finansal koşulların ekonomik büyümede genel bir artışa yol açması beklenmiştir. Yalnız, söz konusu artışın, yatırım veya tüketim odaklı olup olmaması yani üretken yapının ekonomideki büyüklüğüne bağlı olması kilit rol oynamaktadır. Bu nedenle, finansal koşullar endeksi ve ekonomik büyüme arasındaki statik ilişkiyi koşullandırmak yerine, mevcut ekonomik konjonktüre göre finansal koşullar endeksinin güncellemek gerekmektedir. Buna yönelik olarak,

finansal sektördeki yapısal gelişmeleri takip etmek, finansal koşulların para politikasındaki değişikliklere tepkisini öngörmek elverişli olacaktır.

Katkı Oranı Beyanı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamışlardır.

Çıkar Çatışması Beyanı

Çalışmada yazarlar arasında, sonuçları veya yorumları etkileyebilecek herhangi bir maddi veya diğer asli çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Akdeniz, C. & Çatık, A. N. (2017). Türkiye için finansal koşulların bir analizi: Faktör ve VAR modellerinden bulgular. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 12(1), 99-120.
- Arrigoni, S., Beck, R., Ca' Zorzi, M. & Stracca, L. (2020). Globalisation: What's at stake for Central Banks. Erişim Tarihi: 15.09.2020, <https://voxeu.org/article/globalisation-what-s-stake-central-banks>.
- Auer, S. (2017). A financial conditions index for the CEE economies. *Banca D'Italia EuroSistema*, 1145, 5-25.
- Balcılar, M., Thompsonb, K., Guptab, R. & Eydenb, R. (2016). Testing the asymmetric effects of financial conditions in South Africa: A nonlinear vector autoregression approach. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 43(C), 30-43.
- Brave, S. & Butters, R. A. (2011). Monitoring financial stability: A financial conditions index approach. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, 45(1), 22-43.
- Bond, S. R. & Eberhardt, M. (2013). Accounting for unobserved heterogeneity in panel time series models. Nuffield College, University of Oxford.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Charleroy, R. & Stemmer, M. A. (2014). An emerging market financial conditions index: A VAR approach. *Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*, 140(68), 1-27.
- Choi, I. (1993). Asymptotic normality of the least-squares estimates for higher order autoregressive integrated processes with some applications. *Econometric Theory*, 9(2), 263-282.
- Davis, E. P., Kirby, S. & Warren, J. (2016). The estimation of financial conditions indices for the major OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, 1335, 1-30.
- Dempster, A. P., Laird, N. M. & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Wiley for the Royal Statistical Society*, 39(1), 1-38.
- Doz, C., Giannone, D. & Reichlin, L. (2006). A quasi maximum likelihood approach for large approximate dynamic factor models. *European Central Bank Working Paper*, 674, 1-38.
- Eberhardt, M. & Bond, S. (2009). Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator. *Munich Personal RePEc Archive Paper*, No: 17692.
- Ejem, C. & Ogbonna, U. G. (2020). Financial conditions index and economic performance in Nigeria. *American Finance & Banking Review*, 5(1), 62-70.
- FRED- Federal Reserve Economic Data (2020). Erişim Tarihi: 20.09.2020, <https://fred.stlouisfed.org/categories/18>.

- Gauthier, C., Graham, C. & Liu, Y. (2004). Financial conditions indexes for Canada. Bank of Canada Working Paper, 22, 1-37.
- Gonzales, M. D. & Bautista, M. S. G. (2013). Financial conditions indexes for Asian Economies. ADB Economics Working Paper Series, 333, 1-53.
- Guichard, S., Haugh, D. & Turner, D. (2009). Quantifying the effect of financial conditions in the Euro Area, Japan, United Kingdom and United States. Economics Department Working Papers, 677, 1-35.
- Guihuana, Z. & Yu, W. (2014). Financial conditions index's construction and its application on financial monitoring and economic forecasting. *Procedia Computer Science*, 31, 32-39.
- Gumata, N., Klein, N. & Ndou, E. (2012). A financial conditions index for South Africa. IMF Working Paper, 196, 1-19.
- Güloğlu, B. & İvrendi, M. (2010). Output fluctuations: Transitory or permanent?. The case of Latin America. *Applied Economics Letters*, 17(4), 381-386.
- Hadri, K. & Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economics Letters*, 115(1), 31-34.
- Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F., Schoenholtz, K. L. & Watson, M. W. (2010). Financial conditions indexes: A fresh look after the financial crisis. University of Chicago Booth School of Business, Initiative on Global Markets, 16150, 3-59.
- Ho, G. & Lu, Y. (2013). A financial conditions index for Poland. IMF Working Paper, 252, 1-14.
- Jolliffe, I. T. (2002). *Principal component analysis* (2. Baskı). New York: Springer.
- Kapetanios, G., Price, S. & Young, G. (2018). A UK financial conditions index using targeted data reduction: Forecasting and structural identification. Bank of England Working Paper, 699, 1-32.
- Kara, H., Özlü, P. & Ünalmiş, D. (2015). Türkiye için finansal koşullar endeksi. TCMB Çalışma Tebliği, 13, 1-31.
- Kaya, E. & Barut, A. (2020). Finansal koşulların değerlendirilmesi: Türkiye için endeks bazlı bir çalışma. *Maliye Dergisi*, 177, 121-144.
- Kim, H. S. & Sanchez, M. J. (2017). Financial conditions: Do the ups and downs affect the rest of the economy?. *Federal Reserve Bank of St. Louis*, 25(1), 8-12.
- Koop, G. & Korobilis, D. (2014). A new index of financial conditions. *European Economic Review*, 71, 101-116.
- Kurt, S., Sezgin, F. & Sart, G. (2018). G7 ülkelerinde patent üretimini etkileyen değişkenler için panel veri analizi. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 16(32), 285-298.
- Menyah, K., Nazlıoğlu, Ş. & Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modelling*, 37, 386-394.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, 435, 1-39.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted Lm test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Sahoo, M. (2017). Financial conditions index (fci), inflation and growth: Some evidence. *Theoretical and Applied Economics*, 3(612), 147-172.

- Shumway, R. H. & Stoffer, D. S. (1982). An approach to time series smoothing and forecasting using the EM algorithm. *Journal of Time Series Analysis*, 3(4), 253-264.
- Sul, D., Phillips, P. C. B. & Choi, C. Y. (2005). Prewhitening bias in HAC estimation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(4), 517-546.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), 1167-1179.
- Swamy, P. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Switson, A. (2008). Financial conditions index: Putting credit where credit is due prepared. *IMF Working Paper*, 161, 1-31.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233.

EXTENDED SUMMARY

Research Problem

Specifically, the focal point of geopolitical position, Brazil, Russia, India, China, South Africa and Turkey, have attracted attention in 2008 with a growing economy and political power after the global crisis. This situation led to the investigation of the effect of financial conditions index including various financial variables on economic growth in BRICS-T countries. For this purpose, in the study, the effect of financial conditions index on economic growth was analyzed by using monthly frequency data for the period 1999-2020 in the BRICS-T sample.

Research Questions

Which financial variables are mostly based on in determining the financial conditions index in the economics literature? Does the financial conditions index have an impact on economic growth in BRICS-T countries? If so, in what direction is this effect? Are the results obtained from the study compatible with the results in the empirical literature?

Literature Review

Gauthier et al. (2004), Swiston (2008), Gumata et al. (2012), Ho & Lu (2013), Charleroy & Stemmer (2014), Kara et al. (2015), Balcilar et al. (2016), Akdeniz & Çatık (2017), Kapetanios et al. (2018), Kaya & Barut (2020) found that in general, the financial conditions index has an impact on economic growth. Contrary to these studies, Davis et al. (2016), Shao (2017), Ejem & Ogbonna (2020) found that there is no causality relationship between the financial conditions index and economic growth, and the financial conditions index is not a strong precursor in forward-looking economic growth forecast.

Methodology

In the study, panel data analysis, which takes into account the cross-section dependence, was used in order to reach consistent results. In this context, firstly, cross-section dependence between BRICS-T countries was examined with the adjusted lagrange multiplier (LM_{adj}) test. Subsequently, the stationarity of the series included in the analysis was determined by the panel unit root test of Hadri and Kurozumi (2012). While the homogeneity of the cointegration coefficients between the series was investigated with the homogeneity test developed by Pesaran and Yamagata (2008), the cointegration of the series was investigated with the Durbin-Hausman (2008) panel cointegration test. Finally, the long and short term coefficients of the panel in general were handled with the augmented mean group estimator (Panel AMG) method.

Results and Conclusions

The financial conditions index, which consists of the combination of various financial variables, manifested itself as a policy variable that negatively affected economic growth in the BRICS-T countries in the period 1999:M1-2020:M2. As a matter of fact, increase in overnight interest rate and total stock price index for the panel generally reduces the economic growth. First of all, the cross-section of the overnight interest (GF), stock (HS), real effective exchange rate (REDK) series representing the economic growth (EB) and financial conditions index was

investigated, and cross-section dependence was determined between these series. Accordingly, shocks on the financial conditions index of one of the BRICS-T countries affect other countries. After the cross-section dependence test, the panel unit root test was passed, and it was observed that all series were stationary at the first difference. This situation shows that the shocks on the BRICS-T countries financial conditions index will affect the economic growth for a long time. In order to determine whether the slope coefficients of the series have changed or not, the homogeneity test was performed and it was concluded that slope coefficients did not change. On the other hand, with the panel cointegration test, a cointegration relationship between the series was determined. Finally, long and short term analyzes were handled by panel AMG method. In the short-term analysis, the error correction coefficients for the panel in general were positive and significant, indicating that the error correction term did not work in BRICS-T countries. For this reason, the deviations that occur in the short term between the series moving together in the long run do not disappear and the series are moving away from the long term equilibrium. Therefore, financial conditions index in BRICS-T countries has a more significant and negative effect on economic growth in the long run. The results obtained, Gauthier et al. (2004), Switson (2008), Gumata et al. (2012) Ho and Lu (2013), Charleroy and Stemmer (2014), Kara et al. (2015), Balcilar et al. (2016), Akdeniz and Çatık (2017), Kapetanios et al. (2018) is compatible with their studies, while Davis et al. (2016), Shaoo (2017), Ejem and Ogbonna (2020). In addition, the overlapping results regarding the existence of the effect of the financial conditions index on economic growth, as in the study of Switson (2008), Kaya and Barut (2020), contradict the direction of this effect. As shown in the empirical literature part of the study, there are few of the study, particularly Turkey on the subject, in order to ensure the comparison between countries in similar economic structure as BRICS-T, are expected to contribute to the literature of this study.