



KREDİ TEMERRÜT TAKASLARININ (CDS) BELİRLENMESİNDE MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN GÜCÜ: GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER İÇİN PANEL ARDL ANALİZİ

Utku ALTUNÖZ¹

ÖZET

Küreselleşmeye bağlı olarak artan kırılganlıklar ve bu durumun kaçınılmaz sonucu meydana gelen finansal krizler işletmeler için risk yönetimini oldukça önemli bir noktaya taşımıştır. 1990'lı yıllarla birlikte finans piyasalarında artan kredi riskini bölüp dağıtma amacına yönelik olarak tasarlanan Kredi Temerrüt Takası (CDS, Credit Default Swap) ile makroekonomik göstergelerin yakından ilişkili olduğu görülmüştür. Çalışmada söz konusu ilişkiler gelişmekte olan ülkeler için 2010-2019 yılları için temel makroekonomik göstergelerle incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre ülke risk primi EXC, GDP ve EMBU+ değişkenlerine en büyük tepkiyi vermektedir. Bu bağlamda kurda 1 birim artış risk primini %9 oranında arttırırken büyüme oranında %1 artış olması durumunda ülkenin risk primi % 4 oranında düşmekte ve cari işlemler dengesindeki %1'lik olumlu artış ülke risk primini %1,7 oranında düşürmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin yabancı para cinsi bono ve tahvillerinin getirilerinin ABD hazine tahvili getirisinde meydana gelecek farkta meydana gelecek %1 artış ülke risk primini %3,7 oranında arttırmaktadır. Kısa dönemli sonuçlar uzun dönemi desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: CDS, Gelişmekte Olan Ülkeler, ARDL

JEL Sınıflaması: G01, E52, C53.

THE POWER OF MACROECONOMIC INDICATORS IN DETERMINING CREDIT DEFAULT SWAPS (CDS): A PANEL ARDL ANALYSIS FOR DEVELOPING COUNTRIES

ABSTRACT

Increasing vulnerabilities due to globalization and financial crises caused by this inevitable situation have brought risk management to a very important point for businesses. It has been observed that the Credit Default Swap (CDS, Credit Default Swap) designed for the purpose of dividing and increasing the risk of increasing credit in the financial markets with the 1990s is closely related to the macroeconomic indicators. In the study, the relations in question were analyzed for developing countries with basic macroeconomic indicators for 2010 and 2019. According to the results obtained, the country's risk premium gives the biggest response to EXC, GDP and EMBU + variables. In this context, 1 unit increase in exchange rate increases the risk premium by 9% while in case of 1% increase in the growth rate, the country's risk premium decreases by 4% and the 1% positive increase in the current account balance decreases the country risk premium by 1.7%. The 1% increase in the difference in the return on US Treasury bond yields of foreign currency bonds and bonds of developing countries increases the country risk premium by 3.7%. Short term results support the long term.

Key Words: CDS, Developing Countries, ARDL

JEL Classification: G01, E52, C53.

¹ Doç. Dr., Sinop Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü, utkual@hotmail.com



1. GİRİŞ

Bir ülkenin siyasi, ekonomik ve finansal tüm risk etmenlerini bünyesinde barındıran ülke riski, o ülkenin dış borçlarını ödemede isteksiz davranma ya da ödeyememe ihtimali olarak tanımlanmaktadır. Ülke riskinin artması gerek yerli gerekse yabancı yatırımcıların o ülkeye yapacakları yatırımları ve finansal varlık fiyatlarını genellikle olumsuz yönde etkilemektedir. Yatırımcılar çeşitli ülkelerde yatırım yapmayı planladıklarında genelde o ülke riskinin nasıl bir seyir içinde olduğunu analiz etmektedirler. Bu bağlamda kredi temerrüt takasları (CDS) oldukça önemli referans kaynaklarıdır. Çünkü bir ülkenin riski artmaya (azalmaya) başladığında bu durumun ilk yansımaları kendini CDS piyasasında göstermekte ve CDS primleri yükselmektedir (düşmektedir).

İletişim teknolojileri ve bilgiye ulaşımdaki hızlı gelişmeler doğrultusunda finansal piyasalarda sayısız yenilikler ve farklı ihtiyaçlara hitap eden finansal araçlar geliştirilmiştir. Bu araçlar arasında en fazla kullanım alanı bulanlardan biri kredi türevleridir. Kredi türevleri finansal varlıkla ilgili olarak meydana gelen kredi riskinden korunma amacıyla gerçekleştirilen finansal sözleşmeleri ifade etmektedir (Ötger-Robe ve Podpiera, 2010:5). Kredi türevleri toplam getiri takası (total return swap, TRS), kredi spread opsiyonu (credit spread option, CSO), temerrüt takası (credit default swap, CDS), teminatlı borç yükümlülüğü (collateralized debt obligation) ve krediye dayalı tahvil (credit linked note, CLN) olarak sınıflandırılmaktadır. Sözü edilen kredi türevleri içinde en fazla tercih edilen kredi türevi CDS'lerdir. CDS'lerin daha fazla tercih edilmesinde ihraççının temerrüt riskini diğer risklerden ayırarak yalın bir şekilde yansıması ve kredi riskinin ölçümünde ve fiyatlamasında uygun bir gösterge olarak kabul edilmesinin rolü büyüktür (Başarır ve Ketten, 2016: 370).

Küreselleşme ile artış gösteren kırılğanlıklara bağlı olarak finansal krizlerde de artış olmuş ve işletmeler için risk yönetimi önemli bir hal almıştır. 1990'lı yıllarla birlikte finans piyasalarında artan kredi riskini bölüp dağıtma amacına yönelik olarak JP Morgan tarafından tasarlanan Kredi Temerrüt Takası (CDS, Credit Default Swap), 1995 yılında finans literatürüne kazandırılmış olup piyasada oluşabilecek riskleri takip aracı olarak da kullanılmaktadır (Augustin, 2014:90). CDS'ler fiyat(spread,prim) şeklinde isimlendirilen belirlenmiş bir ödeme tutarı karşılığında muhtemel bir kredi olayı yaşanması durumunda koruma sağlayan sabit getirili türev enstrümanlarıdır (Ekrem vd, 2018: 489). Finansal piyasaların en önemli sistematik risklerinden birinin kredi riski olduğu göz önüne alındığında, söz konusu riskten korunmanın en temel yolu kredi temerrüt swaplarının kullanımınıdır. Ayrıca Türk tahvillerine ait CDS'ler 2003 yılından itibaren uluslararası pazarda yoğun olarak takip edilmeye başlanmıştır.

Bu çalışmada öncelikle Kredi Temerrüt Takaslarının işlevinden bahsedilecek olup yerli ve yabancı literatür taramasının ardından CDS'lerin belirlenmesinde makroekonomik göstergelerin gücü gelişmekte olan ülkeler özelinde panel testler yardımıyla analiz edilecektir. Literatürde CDS'lerle ilgili çalışmalar genelde tek bir ülkeye odaklanmaktadır. Yine birçok makro ekonomik değişkenin analize dahil edildiği çalışma sayısı oldukça seyrek. Ayrıca gerek Türkiye ekonomisinde gerekse dünya ekonomisinde son dönemde meydana gelen gelişmeleri kapsayan CDS konulu çalışmalar yetersizdir. *Bu bağlamda çalışmada son dönem verilerin kullanılmasının, birçok makroekonomik değişkenin ve ülkenin analize dahil edilmesinin çalışmayı özgün kılacağı düşünülmektedir.*

2. KREDİ TEMERRÜT TAKASLARININ İŞLEVİ

Kredi Temerrüt Takası (CDS), alacaklının, borçlunun borcunu ödememesi/ödeyememesi riskinden kendisini korumak amacıyla yaptırdığı sigorta işlemi olarak düşünülebilir. Brandon ve Fernandez (2004) kredi temerrüt takaslarını, herhangi bir ülke hazinesinin ya da o ülkede faaliyet gösteren şirketlerin ihraç ettiği borçlanma senetlerini vadesi geldiğinde ödememesi riskine karşılık, yatırımcının satın aldığı bir sigorta olarak tanımlamaktadır. Yalnızca risk koruma yöntemi olmayan CDS'ler aynı zamanda arbitraj olanaklarından faydalanma özelliği de taşımaktadır (Hancı, 2014:10). Yapılan bir sözleşmeyi ifade eden CDS'ler farklı tarafları bir araya getirmektedir. Weistroffer (2009), CDS'de tarafları şekil 1'deki gibi açıklamaktadır (Weistroffer, 2009:4).

Şekil 1: CDS'de Taraflar ve CDS'in İşleyişi

Kaynak: Weistroffer, 2009:4.

Şekil 1'den görüldüğü gibi CDS sözleşmelerinde temel olarak korumayı satın alan taraf ve korumayı satan taraf olmak üzere 2 muhatap mevcuttur. CDS'te referans varlık (dayanak varlık) ihraç edilen borçlanma aracı karşılığında alınan borçtur. Genelde CDS'ler gelişmekte olan ülkelerin şirket tahvilleri, devlet tahvilleri, hazine bonoları ve gayrimenkul ipotegine dayalı menkul kıymetler için sigorta şirketleri ve bankalar tarafından düzenlenerek alacaklılara satılır. CDS'i satan kesim verdiği taahhüt nedeniyle borçlunun gecikmeye düşmesi durumunda CDS kontratının alıcısına vade sonuna kadar tahakkuk eden faizle birlikte borç tutarını ödemek zorundadır. Benzer şekilde CDS kontratını satın alan taraf ise muhatabının (borçlanma aracını ihraç eden) temerrüde düştüğü durumda işleyen faiz ve ana parasını alma hakkına sahiptir. Ayrıca borçlanma enstrümanını portföyünde tutma opsiyonuna sahiptir.

Son dönemde birçok finansal skandalla gündeme gelen ve verdikleri kredi notları sorgulanan kredi derecelendirme kuruluşlarının ülke risk göstergesi olarak verdikleri kararlar, piyasadaki anlık değişimleri fiyatlamada CDS'ler kadar esnek olamamaktadır. Bu bağlamda CDS'ler günümüzde ülke risk göstergesi olarak da kullanılmaya başlanmıştır (Şahin ve Özkan, 2018: 1940). Diğer bir ifadeyle kredi derecelendirme kuruluşlarının verdikleri kredi notları herhangi bir varlığın, firmanın ya da ülkenin ödeme gücüyle ilgili bilgi verirken, CDS'ler, kullanılan kredilerin alacaklılarına ödeme yeterliliğiyle ilgili bilgi vermektedirler (Çonkar ve Vergili, 2017: 60). Ayrıca kredi türleri arasında CDS'lerin kredi riskini bilanço dışına çıkarması bağlamında en likit piyasaya sahip ve en çok işlem gören ürünler olması, CDS'lere olan ilgiyi arttırmaktadır (Hull, 2012).

Piyasalarda alınıp satılan CDS primleri, CDS arz ve talebinin kesiştiği noktada yatırımcıların risk algısına göre belirlenmektedir. Bu bağlamda CDS'ler şu özelliklere sahiptir (Bozkurt ve Kaya, 2018: 2)

- Yatırımcıların, o ülke ile ilgili olarak nasıl bir risk algılaması içinde olduğunu ortaya koyar,
- Piyasaların, ilgili ülkenin borçlarını ödeyebilme yeteneklerine olan inancını temsil eder,
- Bu sebeplerden dolayı da ilgili tarafların için vazgeçilmez nitelikte göstergelerdir

CDS primlerinin rakamlarla ifade edildiği göz önünde tutulduğunda bir ülkenin risk priminin artması, CDS'e konu olan rakamın ve o ülkenin temerrüt olasılığının artması anlamına gelecektir. Ulusoy ve Yılmaz (2017), CDS primlerinin derece kuruluşları notlarının aksine oldukça hareketli ve dinamik bir yapıya sahip olduklarını dile getirmektedir. Bu özellikleri ile CDS'ler ülkelerde meydana gelecek politik ya da ekonomik gelişmelere anında tepki verebilmektedirler. Ulusoy ve Yılmaz (2017)'a göre harf olarak ifade edilen kredi derecelendirme kuruluşlarının notları birden fazla ülkeye aynı şekilde verilebilmektedir. Fakat bu durum aynı not grubunda yer alan ülkelerin ekonomik şartlarının veya taşıdıkları riskin aynı düzeyde olduğu anlamına gelmemektedir. Bu



nedenle CDS'ler rakamsal ifadeler olduklarından ve bu rakamlar küsuratlar halinde bile değişiklik gösterebilmekte, aynı nota sahip ülkelerin arasında daha doğru bir kıyas yapma olasılığına imkân sağlamaktadırlar.

Tablo 1'de gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere ait 5 yıllık vadeli CDS primleri Aralık 2019 itibariyle izlenebilmektedir.

Tablo 1: Seçilmiş Gelişmiş ve Yükselen Ekonomilerin 5 Yıl Vadeli CDS Risk Primi

Ülkeler	5 Yıl Vadeli CDS Risk Primi	Ülkeler	5 Yıl Vadeli CDS Risk Primi
<u>Danimarka</u>	<u>7,85</u>	İspanya	<u>41,90</u>
<u>Almanya</u>	<u>8,8</u>	Şili	<u>41,99</u>
<u>Avusturya</u>	<u>8,91</u>	İsrail	<u>44,50</u>
<u>Finlandiya</u>	<u>9,94</u>	Rusya	<u>55,02</u>
<u>Norveç</u>	<u>10,6</u>	Polonya	<u>56,40</u>
<u>Hollanda</u>	<u>11,6</u>	Endonezya	<u>62,54</u>
<u>Amerika Birleşik Devletleri</u>	<u>15,70</u>	Katar	<u>65,00</u>
<u>Belçika</u>	<u>16,00</u>	Hindistan	<u>68,34</u>
Yeni Zelanda	<u>16,30</u>	Hırvatistan	<u>69,55</u>
Singapur	<u>19,28</u>	Kolombiya	<u>71,52</u>
Fransa	<u>19,50</u>	Meksika	<u>77,47</u>
Japonya	<u>20,00</u>	Brezilya	<u>102,80</u>
İsveç	<u>20,40</u>	Yunanistan	<u>113,60</u>
Güney Kore	<u>21,15</u>	İtalya	<u>125,10</u>
<u>İrlanda</u>	<u>22,80</u>	Kuzey Afrika	<u>162,91</u>
Birleşik Krallık	<u>28,1</u>	Bahreyn	<u>255,00</u>
Kanada	<u>29,80</u>	Türkiye	<u>279,33</u>
Çin	<u>31,39</u>	Mısır	<u>285,20</u>
Slovakya	<u>34,05</u>	<u>Pakistan</u>	<u>365,00</u>
Filipinler	<u>34,12</u>	Ukrayna	<u>415,35</u>
Malezya	<u>35,64</u>	Arjantin	<u>4729,36</u>
Portekiz	<u>38,10</u>	<u>Venezüella</u>	<u>72150,20</u>

Kaynak: <http://www.worldgovernmentbonds.com> sitesinden yazar tarafından derlenmiştir.

Tablo 1'deki ülkelerin 5 yıl vadeli CDS risk primleri incelendiğinde risk priminin en düşük olduğu ülkelerin genel anlamda gelişmiş ülkeler olduğu izlenebilmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin risk primlerine bakıldığında genel anlamda 45 üzeri değer aldığı anlaşılmaktadır. Türkiye 279,33 ile riskli bir ülke kategorisindeyken en yüksek risk primi siyasi karışıklıkların yaşandığı Venezüella'dadır.

Yatırımcılar yatırımlarına yön vermede önce yatırım yapacakları şirketin veya ülkenin risklilik durumunu göz önünde bulundurmaktadırlar. Bilhassa 1990'ların ortalarına kadar bu görev kredi derecelendirme kuruluşları tarafından yerine getirilirken 1990'ların ikinci yarısında bu görevi CDS primleri üstlenmiştir. Grafik 1, Türkiye'nin beş yıl vadeli borcunu iflasa karşı sigortalamanın maliyetini göstermektedir.

Grafik 1: Türkiye'nin 5 Yıl Vadeli CDS Risk Primi (2014 – 2019)

Kaynak: Bloomberg.com

Grafik 1'e göre 2014 yılından 2018 yılının ağustos ayına kadar genelde 100 ile 300 bandında bir değer alan Türkiye'ni 5 yıl vadeli risk primi, 2018 yılının ağustos ayında Ankara-Washington gerilimi ve sonucunda meydana gelen kur şoku neticesinde 558,574 ile tarihi seviyelere yükselmiştir. Her ne kadar sonrasında düşüş trendine girmiş olsa da Türkiye-Rusya yakınlaşması ve ABD ilişkilerindeki gerginlikler nedeniyle 270 banının aşağısına inmemiştir.

3. LİTERATÜR

Ming (1998) Amerikan Hazine tahvilleri ile gelişmekte olan ülkeler tahvillerinin getiri farkının nedenlerini araştırdığı çalışmasında iş ve dış borç çevirme oranı ile borç/GSYİH oranının ülkelerin borç ödeme yeteneklerini açıklamada en iyi oranlar olduğu sonucuna ulaşmıştır. Fung vd. (2008) çalışmalarında Asya ülkeleri (Tayland, Filipinler, Kore, Çin ve Malezya) ile ABD için CDS, borsa etkileşimini 2001-2007 yılları için analiz etmişlerdir. Söz konusu çalışmada hisse senedi piyasasının yüksek getirili CDS pazarına öncülük ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Norden ve Weber (2009) VAR analizi ile 1998-2002 periyodunda 58 firmanın CDS primleri, tahvil primleri ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi analiz ettiği çalışmalarında Granger nedensellik testinden yararlanmışlardır. Analiz sonucunda hisse senedi getirilerinin CDS primlerinin Granger nedeni olduğu ortaya konulmuştur. İlave olarak, pozitif hisse getirilerinin beraberinde negatif CDS primleri getirdiği de tespit edilmiştir. Ratner ve Chiu (2013), CDS'ler ile ABD hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi 2004-2011 yılları için analiz ettikleri çalışmalarında CDS'lerin hisse senedi piyasasında etkili ve etkin bir koruma sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Heinz ve Sun (2014), CDS primlerinin belirleyicilerini Avrupa ülkeleri için 2007-2012 dönemi özelinde analiz etmişlerdir. GLS hata düzeltme modelinin kullanıldığı analizde CDS primlerinin belirlenmesinde ülkelerin makroekonomik göstergelerin, yatırımcı duyarlılığının ve likidite koşullarının etkili olduğu anlaşılmıştır. Ho (2016) CDS'lerin makroekonomik göstergelerle etkileşimini analiz ettikleri çalışmalarında CDS piyasasının uluslararası rezerv oranı, dış borç stoku ve cari işlemler dengesini uzun dönemde etkiledikleri sonucuna ulaşmışlardır. Bununla birlikte kısa dönemde CDS piyasası dış borç stoku ve uluslararası rezervleri önemli derecede etkilemektedir.

Çiftçi ve Çeviş (2012), Avrupa Birliği üyesi 14 ülkeyi kullanarak makro ekonomik göstergeler ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi sabit etki modeliyle tahmin etmişlerdir. 2004-2011 yıllarını kapsayan analizlerinde ülkeler için kamu borçları, rezervler, reel kur seviyesi ve faiz oranlarını kullanarak oluşturdukları kriz endeksini de analizlerine dahil etmişlerdir. Analiz sonucunda kriz endeksinin birim arması sonucu CDS priminin 5,6 puan arttığı ve benzer şekilde kamu borç stoku / GSYİH oranının 1 birim arttığı durumda da CDS priminin 11,9 birim arttığı anlaşılmıştır.



Kargı (2014) Türkiye’de 2005-2013 periyodu için CDS ile büyüme ve faiz oranları arasındaki ilişkileri Granger nedensellik yöntemi ile incelemiştir. Analiz sonucunda CDS dağılımlarında faiz oranlarının çok önemli bir rol oynadığı anlaşılmıştır. İlave olarak büyüme ve faiz oranları ile CDS dağılımları arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı da tespit edilmiştir. Yenice ve Hazar (2015) gelişmekte olan ülkeler için menkul kıymet piyasaları ile kredi temerrüt takası ilişkisini incelediği çalışmalarında Brezilya, Arjantin, Türkiye, Çin, Malezya ve Endonezya’yı örneklem olarak kullanmışlardır. Regresyon analizi sonuçlarına göre borsa endeksleri ile CDS primleri arasında ilişki ülkeden ülkeye farklılık göstermiştir. Çalışma sonucunda en zayıf ilişki Endonezya’da en hassas ilişki ise Malezya’da tespit edilmiştir. Başarır ve Keten (2016) EMBI ve JP Morgan endeksinin kapsadığı 12 gelişmekte olan ülke için CDS primleri ile döviz kuru ve hisse senedi etkileşimini inceledikleri çalışmalarında Granger nedensellik ve johansen eş bütünlük testlerini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda hisse senetleri ile CDS primleri arasında karşılıklı nedensellik ilişkisine ulaşılrken döviz kurları arasında nedenselliğe ulaşılamamıştır. Bektur ve Malcıoğlu (2017) Türkiye’de CDS ile Borsa İstanbul 100 endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini ve analize konu olan değişkenlerde meydana gelecek negatif ve pozitif şoklar arasındaki ilişkileri incelemiştir. Asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre Borsa’ya ulaşan olumsuz şoklar, CDS primine ulaşan olumsuz şokların Granger nedenidir. Bununla birlikte tersi durum söz konusu değildir. Öte yandan CDS primine ulaşan olumlu şoklar, Borsa’ya ulaşan olumlu şokların Granger nedenidir. Akkaya (2017) Türk tahvillerinin kredi risk primini etkileyen içsel değişkenlerin belirlemek amacıyla 2008- 2016 yıllarını kapsayan çalışmada CDS priminin aylık değişimlerinde altın fiyatı değişkenlerinin ve Borsa İstanbul getiri endeksinin dışsal olduğunu ve bu bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bağımlı değişkenin nedeni olduğu sonucuna ulaşmıştır. Dinç vd. (2018) Türkiye ekonomisi için CDS’lerde oluşan kırılmaları ve söz konusu kırılmaların siyasi ve ekonomik nedenlerini 2012- 2016 yılları için analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda Türkiye’nin CDS priminde 2013 (Nisan), 2014 (Eylül), 2015 (Haziran) ve 2016 (Şubat) tarihlerinde anlamlı kırılmalara ulaşmışlardır. Söz konusu tarihlerde meydana gelen siyasi ve ekonomik olaylar kırılmalarda etkili olmuştur. Ekrem vd. (2018), ülke risk primleri ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi 2006-2017 yılları için kırılmalı beşli ülkeleri için inceledikleri çalışmalarında büyüme oranı ile CDS primi arasında ters yönlü ilişkinin varlığına ulaşmıştır. Analizde kamu borcu artışı ile CDS primleri aynı yönlü ilişkiye sahipken cari fazla ile CDS primleri ters yönlü ilişkiye sahiptir. EMBI+ artışları ise CDS primini arttırmaktadır.

4. AMPİRİK ANALİZ

Çalışmanın ampirik analiz bölümünde 2010: Q4 ile 2019: Q3 periyodunda seçilmiş yükselen ekonomiler için (Türkiye, Hindistan, Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Çin ve Güney Kore) CDS priminin belirlenmesinde makroekonomik göstergeleri gücü analiz edilecektir. Analize bu ülkelerin dahil edilmesinin temel amacı, bu ülkelerin her birinin gelişmekte olan ülkeler kategorisinde olup G20 ülkeleri arasında yer almalarıdır. Bilhassa analize konu olan ülkelerin son yıllarda farklı özellik göstermesinden dolayı analizin daha güvenilir sonuçlar vereceği düşünülmektedir. Bunun temel nedeni analize konu olan ülkelerin bazılarının büyük sıçramalar yaparken bazılarının da büyük düşüşler yaşamasıdır. Bu durumun da CDS'lere yansması da analizde bu ülkelerin seçilmesinin temel nedenlerindedir. Çalışmada kullanılan değişkenler, sembolleri ve elde edilen kaynaklar tablo 2’de izlenebilmektedir.

Tablo 2: Analize Konu Olan Değişkenler, Sembolleri ve Kaynakları

DEĞİŞKEN	SEMBOL	KAYNAK
Kredi Temerrüt Takası (Baz Puan)	CDS	Bloomberg
Büyüme Oranı	GDP	IMF,OECD
Ülkenin Toplam Borç Stoku / GSYİH	TDS	IMF,OECD
Reel Kur	EXC	IMF,TCMB
Cari Denge/GSYİH	CAD	IMF,TÜİK
Gelişmekte Olan Ülkelerin Yabancı Para Cinsi Bono ve Tahvil Getirilerinin ABD Hazine Tahvili Getirisinde Meydana Gelen Farkı (Baz Puan)	EMBI+	Bloomberg
Kapasite Kullanım Oranı	RCU	OECD,TÜİK

Not: EMBI+JP Morgan tarafından oluşturulan bir endekstir

Tablo 2’de büyüme değişkeni için bir önceki yıla göre yüzdelik değişim ve ülke toplam borç stoku değişkeni için kamu kesimi ve özel sektör borçlarının toplamı göz önünde bulundurulmuştur. Reel kur değişkeni için analize



konu olan her bir ülkenin ithalat ve ihracat ilişkisinde buldukları ülkelere göre ağırlıklandırılan ve TÜFE'ye göre yeniden hesaplanan döviz kuru endeksi (2010=100) kullanılmaktadır. Ödemeler dengesi değişkeni için cari işlemler hesabı / GSYİH oranı göz önünde tutulmaktadır. Çalışmada kullanılacak model eşitlik (1) de izlenebilmektedir.

$$\log(CDS) = \alpha_0 + \alpha_1 GDP + \alpha_2 TDS + \alpha_3 EXC + \alpha_4 CAD + \alpha_5 EMBI + \alpha_6 RCU \quad (1)$$

Tablo 2'deki değişkenlerden büyüme değişkeninin artmasının CDS katsayısını düşürmesi beklenmektedir. Ülkelerin borçlanmalarındaki artış, iflas riskin de beraberinde getireceği için CDS primlerinde artış beklenecektir. Cari denge değişkeni ile CDS primi de yakından ilişkili olmasından dolayı cari açık durumlarında CDS primi artarken cari fazla durumunda CDS priminin düşmesi beklenmektedir. EMBI+ arttıkça CDS primi de artacaktır. Reel kur arttığında, ülkelerin rekabetçiliği azalacağından CDS primlerinin yükselmesi beklenmektedir. Kapasite kullanım oranının artmasının da CDS primlerini düşürmesi beklenmektedir. Ekonometrik analizlerde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmaması ve kullanılacak modelin belirlenebilmesi amacıyla her bir değişkenin birim kök testleri ile durağanlık seviyelerinin belirlenmesi gerekmektedir.

4.1. Yatay kesit Bağımlılık Testleri

Panel analizlerinde birim kök testleri öncesinde yapılması gereken testlerden biri yatay bağımlılık testleridir. Yatay kesit bağımsızlığı, paneli meydana getiren her bir birimden herhangi birinde meydana gelecek şoktan analize konu olan tüm ülkelerin aynı şekilde etkilenme derecesine sahip olması ve herhangi bir ülkede meydana gelebilecek makroekonomik şokun panelde yer alan diğer ülkeleri etkilemediği düşüncesine dayanmaktadır. Küresel dünyada ülkelerde meydana gelen makroekonomik gelişmelerini kur şoklarının o ülke ile ticaret yapan diğer ülkeleri, hatta ülkenin yer aldığı coğrafyayı etkilediği yadsınamaz bir gerçekliktir. Bundan dolayı yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmadığı panel analizlerde ulaşılan tahmin sonuçları tutarsız ve sapmalı olabilecektir. Bu bağlamda seriler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı test edilmelidir (Menyah vd. 2014:389).

Yatay kesit bağımlılığının varlığını araştırmak amacıyla geliştirilen testlerin ilki Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen ve eşitlik (2) de görülen Lagrange Multiplier (LM) testidir.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N P_{ij}^2 \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikte P, örnek tahmin olarak kalıntıların ikili korelasyonunu ifade etmektedir. Lagrange Multiplier (LM) testinde iki farklı hipotez kurulmakta olup yokluk hipotezi ve alternatif hipotez $H_0 = \text{yatay kesitler arasında ilişki yok}$ ve alternatif hipotez $H_1: \text{Yatay kesitler arasında ilişki var}$ şeklinde kurulmaktadır. Yokluk hipotezinde $T \rightarrow \infty$ olduğunda N sabite $\frac{N(N-1)}{2}$ derecesinde kıkare asimptotik dağılıma sahip olduğu ve testin zaman boyutu T'nin yatay kesit boyutu N'den büyükse tercih edileceğini varsaymaktadır. Söz konusu test Pesaran (2004) tarafından geliştirilerek literatürde CD_{LM} olarak isimlendirilmiş olup eşitlik (3) deki gibi ifade edilmektedir.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (TP_{ij}^2 - 1) \quad (3)$$

3 numaralı denklemde $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ durumunda yatay kesit bağımlılığının olmadığı iddia edilir. Bununla birlikte $N > T$ olduğu durumlarda CD_{LM} testi seviyede bozulmalar göstermektedir bundan dolayı yine Pesaran (2004), $> T$ olduğu durumlarda geçerli olan CD testini geliştirmiş olup eşitlik (4) de izlenebilmektedir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N P_{ij} \quad (4)$$

Diğer bir yatay kesit bağımlılık testi Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilmiş olan LM_{adj} testidir ve eşitlik (5) de izlenebilmektedir.

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right) \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N P_{ij} \frac{(T-k)p_{ij}^2}{\sqrt{v_{Tij}^2}}} \quad (5)$$

Eşitlik (5) de regresör numaraları k ile ifade edilirken v_{Tij}^2 , $(T-k)p_{ij}^2$ nin ortalamasıdır.

Bu testleri için:

Yokluk hipotezi H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur ve alternatif hipotez H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır şeklinde kurulmaktadır. Yokluk hipotezinin reddedildiği ve yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumlarda analize birinci nesil panel birim kök testleri ile devam edilirken yatay kesitin olması durumunda ikinci nesil panel birim kök testleriyle devam edilir (Baltagi, 2008: 284).

Tablo 3: Yatay Kesit Testleri

Test	İstatistik	Olasılık
<i>LM (Breusch ve Pagan, 1980)</i>	21,18	0,00
<i>CD_{LM} (Pesaran, 2004)</i>	1,87	0,02
<i>CD (Pesaran, 2004)</i>	-0,71	0,05
<i>LM_{adj} (Pesaran vd. 2008)</i>	1,91	0,00

Eğim katsayılarının homojenlik durumunu test etmek için yapılan Tablo3'deki yatay kesit testlerinin sonuçlarına göre örnekleme konu olan 7 ülkede yatay kesit bağımlılığının olmadığını ifade eden sıfır hipotez %99 önem düzeyinde kabul edilmektedir. Elde edilen sonuca göre analize konu olan ülkelerden herhangi birinde ortaya çıkacak etkinin diğer ülkeleri etkilemeyeceği söylenebilir. Bu nedenle analizin bundan sonraki kısmında birinci nesil panel birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir. Bu bağlamda çalışmada Levin, Lin ve Chu (2002), Levin, Lin, Chu ve Im, Pesaran, Shin (2003), panel birim kök testleri tercih edilecektir.

4.2. Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pesaran, Shin (2003) Birim Kök Sınamaları

Klasik zaman seri analizlerindeki gibi panel analizlerde de ilk analiz edilmesi gereken basamak durağanlıktır. Çalışmada uygun ekonometrik modelin belirlenebilmesi amacıyla değişkenlere öncelikle Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pesaran, Shin (2003) birim kök testleri uygulanacaktır. Levin, Lin ve Chu (2002) birim kök sınamasında, birim kök varsayımlarının denge düzeyinden yüksek oranda sürekli bir sapma göstermekte olan alternatif varsayımın karşısında kısıtlı bir etkiye sahip olduğunu değerlendirmişlerdir. Bu bağlamda Levin, Lin ve Chu (2002) birim kök sınaması, söz konusu etkinin daha fazla hissedildiği küçük örneklemlerli uygulamalarda daha fazla hissedilmesinden dolayı önerilmektedir (Baltagi, 2005).

Levin, Lin ve Chu (2002) birim kök testinde paneldeki bütün birimlerin ilk dereceden kısmi oto korelasyon içerdiği varsayılır ve eşitlik (6) daki aşağıdaki temel ADF spesifikasyonunu kullanmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Eşitlik (2) de $\alpha = p - 1$ ortak kabul edilmekte fakat fark terimlerinde gecikme uzunlukları göz önünde bulundurulmaktadır. Ayrıca α tahmini deterministik ve otokorelasyondan arındırılmış ve standartlaştırılan Δy_{it} ve y_{it} vekil değişkeniyle yapılmaktadır. Bu bağlamda oluşturulan hipotezler $H_0: \alpha = 0$ ve $H_1: \alpha < 0$ şeklindedir. Birim kök testine ait sonuçlar tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4: Levin, Lin, Chu Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Model	t istatistiği	Sonuç
CDS	<i>sabitli</i>	-6,711*	I(1)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-5,655*	I(1)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-4,908*	I(1)
GDP	<i>sabitli</i>	-8,867*	I(0)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-6,812*	I(0)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-5,211*	I(0)
TDS	<i>sabitli</i>	-7,166*	I(1)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-5,511*	I(1)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-3,877**	I(1)
EXC	<i>sabitli</i>	-4,656*	I(0)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-3,411**	I(0)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-2,412**	I(0)
CAD	<i>sabitli</i>	-8,312*	I(0)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-7,412*	I(0)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-5,511*	I(0)
EMBU+	<i>sabitli</i>	-6,311*	I(1)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-5,511*	I(1)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-4,908*	I(1)
RCU	<i>sabitli</i>	-6,312**	I(1)
	<i>sabitli ve trendli</i>	-5,312**	I(1)
	<i>sabitsiz ve trendsiz</i>	-3,112**	I(1)

Not: * ve ** sırasıyla; %1 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4'ten izlenebileceği gibi her bir değişken için sabitli, sabitli ve trendli ve sabitsiz ve trendsiz olmak üzere üç farklı model göz önünde bulundurulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre tüm değişkenler seride durağan olmayıp GDP, EXC ve CAD değişkenleri seride durağandır. Geri kalan değişkenlerin tümü birinci farklar alındığında durağan hale gelmişlerdir. Diğer bir ifadeyle birim kök içermeyen değişkenler için H_0 hipotezi reddedilirken CDS, TDS, EMBU+ ve RCU değişkenleri için H_0 hipotezi reddedilememektedir. Birim kök analizinde gecikme değerleri, Schwartz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre otomatik olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılacak diğer bir birim kök testi Im-Pesaran-Shin (2003) tarafından geliştirilen test istatistiğinin bootstrap versiyonu olup eşitlik (7)deki gibi hesaplanır.

$$t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i T \quad (7)$$

Eşitlik (7)'de $t_i T$ ADF-t istatistiğini ifade etmektedir. LM istatistiği, Solo (1984)'nin önerdiği bireysel Lagrange test istatistiklerinin ortalamasıdır ve eşitlik (8)'de izlenebilmektedir.

$$LM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N LM_i \quad (8)$$

Im-Pesaran-Shin (2003) birim kök testi sonuçları tablo 5'te izlenebilmektedir.



Tablo 5: Im – Pesaran – Shin Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Model	t İstatistiği	Sonuç
CDS	Sabitli	-7,90*	I(1)
	Sabitli ve Trendli	-6,11*	I(1)
GDP	Sabitli	-6,56*	I(0)
	Sabitli ve Trendli	-5,32*	I(0)
TDS	Sabitli	-6,78*	I(1)
	Sabitli ve Trendli	-5,11*	I(1)
EXC	Sabitli	-5,10*	I(0)
	Sabitli ve Trendli	-4,11*	I(0)
CAD	Sabitli	-9,61*	I(0)
	Sabitli ve Trendli	-6,27*	I(0)
EMBU+	Sabitli	-8,10*	I(1)
	Sabitli ve Trendli	-7,70*	I(1)
RCU	Sabitli	-6,75*	I(1)
	Sabitli ve Trendli	-4,11*	I(1)

Not: *, %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 5 sonuçlarına göre Im-Pesaran-Shin Birim Kök Test Sonuçları, Levin, Lin, Chu Birim Kök Test Sonuçları ile birebir paralellik göstermektedir.

Çalışmanın güvenilirliğinin artırılması amacıyla değişkenlere ayrıca ikinci nesil birim kök testi uygulanacaktır. İkinci nesil birim kök testleri analize konu olan bir ülkede meydana gelecek şokun diğer ülkelere farklı şekillerde etki ettiği tezini kabul etmektedir. Çalışmada Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) testi kullanılacaktır.

CADF test istatistiği eşitlik (9) tahmin edilmektedir (Pesaran, 2007: 268).

$$y_{it} = (1 - \theta_i) \mu_i + \theta_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T) \quad (9)$$

Yukarıda kurulan denklem Yit'nin i yatay kesit düzeyinde ve t zamanında gözlemlenebilir bir değer olduğu varsayılarak oluşturulmuştur.

$$u_{it} = \gamma_i f_i + \varepsilon_{it}$$

ε_{it} : Hata terimi

f_i : Analize konu olan ülkelerin gözlemlenemeyen ortak etkileri

CADF test istatistiğinin hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$H_0 : \beta_i = 0$ tüm i'ler için (seri durağan değildir)

$H_0 : \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N, \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ (seri durağandır)

Pesaran tarafından 2007 yılında geliştirilmiş olan CADF birim kök testlerinin ortalamasını alınarak panelin geneli için CIPS birim kök test istatistiği hesaplanmaktadır. CIPS istatistiğinin formülasyonu eşitlik (19)'daki şekilde gösterilmektedir (Pesaran, 2007: 277).

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (10)$$



Elde edilen tahminle Perasan(2007) değerlerle karşılaştırılmaktadır. Sonuçlar mutlak değerler olarak tablo değerlerinden büyükse H0 hipotezi reddedilir. CADF birim kök testine ait tahmin sonuçları Tablo 6'da izlenebilmektedir.

Tablo 6:CADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	CADF İstatistiği	Gecikme sayısı	Kritik Değer (%5)
CDS	-1,87	2	-3,35
ΔCDS	-	-	-3,35
GDP	-28,10	2	-3,35
ΔGDP	-	-	-3,35
TDS	31,10	4	-3,35
ΔTDS	-	-	-3,35
EXC	-1,10	2	-3,35
ΔEXC	-	-	-3,35
CAD	-1,18	2	-3,35
ΔCAD	-	-	-3,35
EMBU+	40,17	2	-3,35
ΔEMBU+	-	-	-3,35
RCU	33,19	2	-3,35
ΔRCU	-	-	-3,35

Not: Tabloda her ülke için bireysel kritik değerler, Pesaran (2007) çalışmasındaki Tablo I (b)'den, panelin geneli için kritik değerler ise aynı çalışmadaki Tablo II (b))'den elde edilmiştir.

Tablo 6'da elde edilen CADF birim kök testi sonuçları birinci nesil birim kök testleri ile paralel doğrultuda olup bağımlı değişken birinci farkta durağandır. Diğer değişkenlerin ise bazıları seride bazıları da birinci farkta durağandır. Gerek birinci nesil gerekse ikinci nesil birim kök testleri sonucunda farklı dereceden durağanlık seviyelerine ulaşılması nedeni ile farklı durağanlık seviyelerinde eş bütünleşme ilişkisine imkân veren panel ARDL modelinin en uygun model olduğuna karar verilmiştir. Panel ARDL(p,q) modelinin genel formu eşitlik (11)'de izlenebilmektedir.

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \delta_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + e_{it} \quad (11)$$

Eşitlik (9) te bağımlı değişkenin vektörü Y_{it} ile ifade edilirken bağımsız değişkeni vektörü $X_{i,t}$ ile ifade edilmektedir. Eş bütünleşme ilişkilerinin analizlerinde uzun dönem dengelerden sapma problemiyle karşılaşmaktadır. Bu nedenle hata düzeltme modeli yardımı ile kısa dönemli ilişkiler ve kısa dönemli sapmaların ne kadar sürede dengeye geldiği analiz edilebilmektedir. Bu amaçla uygulanacak hata düzeltme modeli eşitlik (12) da izlenebilmektedir.

$$\Delta Y_{it} = \phi_i (Y_{i,t-1} - \beta' X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + e_{it} \quad (12)$$

Eşitlik (12)'de kısa dönem katsayıları ω_{ij} ve δ_{ij} ile ifade edilmektedir. β , uzun dönem katsayıları ifade ederken ϕ_i hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Hata düzeltme teriminin 0 ile 1 arasında ve negatif olması beklenmektedir. Paseran ve diğerleri (1999) Pooled Mean Grup tahmincisi (PMG) ve Mean Grup Tahmincisi (MG) olmak üzere ARDL modeli için iki tahminci geliştirmişlerdir. MG, ARDL tanımlama değişkeni üzerine herhangi bir sınır koymamaktadır. Ayrıca uzun dönem tanımlarını ARDL tahminlerinden ulaşılan uzun dönem tanımlama ortalamasından türetilir. Sözü edilen tahmindeki noksanlık, belirli parametrelerin paneli oluşturan birimler arasında aynı olmasına izin vermemesidir. Bu noksanlık PMG tahmincisi ile ortadan kaldırılmaktadır. Elde edilen tahmin katsayılarının heterojen mi yoksa homojen mi olduğuna karar verebilmek için Hausman tipi testler tercih edilmektedir. Elde edilen sonuçlar homojenliği gösterirse PMG tahmincisi heterojenliğe izin veren MG (Mean Group) tahmincisinden daha etkindir. Diğer bir ifadeyle uzun dönem katsayı tahminlerinin homojenliği durumunda PMG, tersi durumunda ise MG tahmincisi tercih edilmelidir. Analizde optimal gecikme sayısı

belirlenirken Akaike bilgi kriterinden yararlanılmış olup uygun modelin ARDL(4,3,2,2,2,2) olduğu anlaşılmıştır. Uzun dönem ARDL denklemi eşitlik (13)'deki gibidir.

$$LOG CDS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LOG GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} LOG TDS_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} EXC_{t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{4i} LOG CAD_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_{5i} LOG EMBU_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{6i} LOG RCU_{t-i} + \mu_t \quad (13)$$

Çalışmada uzun dönem ARDL tahmin sonuçları tablo 7'de izlenebilmektedir.

Tablo 7: Panel ARDL Tahmin Sonuçları

Uzun Dönem	PMG	MG	Hausman
LOGGDP	-0,044*	-0,042(0,00)	chi square (7) = 5.17
LOGTDS	0,091***(0,00)	0,112***(0,00)	Probability=0,58
LOGEXC	0,099*(0,01)	0,10*(0,00)	
LOGCAD	-0,017*(0,00)	-0,147*(0,00)	
LOGEMBU +	0,037*(0,00)	-0,041*(0,00)	
LOGRCU	-0,0131(0,160)	-0,016(0,171)	

Not: *,** ve *** sırasıyla %1,%5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantezi içindeki değerler standart hataları ifade etmektedir.

Tablo 7'deki sonuçlara göre kapasite kullanım oranı (RCU) değişkeni dışındaki tüm değişkenler istatistiksel olarak anlamlı ve beklentiler doğrultusundadır. Ayrıca Hausman testinden elde edilen sonuçlara göre katsayıların homojen olduğu anlaşılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre PMG tahmincisinin kullanılmasına karar verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre ülke risk primi EXC, GDP ve EMBU + değişkenlerine en büyük tepkiyi vermektedir. Bu bağlamda kurda 1 birim artış risk primini %9 oranında arttırırken büyüme oranında %1 artış olması durumunda ülkenin risk primi % 4 oranında düşmekte ve cari işlemler dengesindeki %1'lik olumlu artış ülke risk primini %1,7 oranında düşürmektedir.

Gelişmekte olan ülkelerin yabancı para cinsi bono ve tahvillerinin getirilerinin ABD hazine tahvili getirisinde meydana gelecek farkda meydana gelecek %1 artış ülke risk primini %3,7 oranında arttırmaktadır. Uzun dönem sonuçlarına göre elde edilen tüm katsayıların işaretleri teorik beklentiler uyumludur. Uzun dönem modeliyle alakalı teşhis testi sonuçları tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: Uzun Dönem Modeline Ait Teşhis Testleri

Teşhis Testleri	Katsayılar
R^2	0.912
Düzeltilmiş R^2	0.871
F istatistiği	376.118(0.000)
Breusch – Godfrey Testi	1.711(0.4212)
ARCH LM Testi	0.131 (0.434)
Jarque – Bera Normallik Testi	1.412(0.316)
Ramsey Reset Testi	2.011 (0.212)

Tablo 8'deki sonuçlar incelendiğinde modelde değişen varyans (ARCH LM Testi) ve otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM Testi) probleminin olmadığı görülmektedir. Ayrıca hata teriminin normal dağılıma (Jarque-Bera Normallik Testi) sahip olduğu ve model kurma hatasının (Ramsey Reset Testi) olmadığı izlenmektedir. Uzun dönemli sonuçların ardında hata terimine dayalı kısa dönem sonuçları tahmin edilmiş olup elde edilen kısa dönem sonuçları tablo 9'da izlenebilmektedir.

Tablo 9: Panel ARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Uzun Dönem	PMG	MG
ΔLOGGDP	-0,034*	-0,036(0,00)
$\Delta \text{LOGGDP} (-1)$	-0,014*	-0,011(0,00)
ΔLOGTDS	0,076***(0,00)	0,080***(0,00)
$\Delta \text{LOGTDS} (-1)$	0,068***(0,00)	0,068(***)(0,00)
ΔLOGEXC	0,011*(0,01)	0,011*(0,00)
$\Delta \text{LOGEXC} (-1)$	0,076*(0,01)	0,070*(0,00)
ΔLOGCAD	-0,014*(0,00)	-0,11*(0,00)
$\Delta \text{LOGCAD} (-1)$	-0,010*(0,00)	-0,10*(0,00)
$\Delta \text{LOGEMBU} +$	0,030*(0,00)	-0,041*(0,00)
$\Delta \text{LOGEMBU} + (-1)$	0,018*(0,00)	-0,041*(0,00)
ΔLOGRCU	-0,0111(0,00)	-0,011(0,01)
$\Delta \text{LOGRCU} (-1)$	-0,009(0,000)	-0,009(0,001)
ECT	-0,30*(0,00)	-0,27(0,03)
Sabit	-0,68*(0,57)	-4,67(7,18)

Not: **, * ve **

* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantezi içindeki değerler olasılık değerleridir.

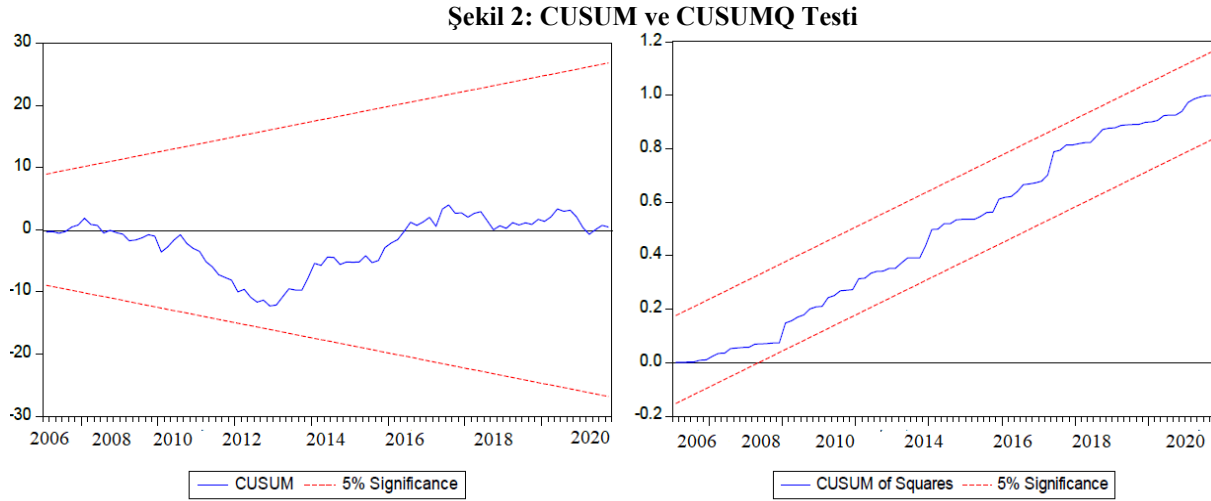
Ekonometrik modellerde hata düzeltme terimi (ECT) kısa dönemdeki bozulmaların ne kadar sürede dengeye ulaştığını gösteren bir ölçüt olup 0 ile 1 arasında ve negatif olması beklenmektedir. Tablo 8'teki sonuçlara göre ECT beklenen şekilde negatif ve 0 ile 1 arasında bir değer almıştır. Elde edilen 0,30 değeri kısa vadeli bozulmaların %30'unun bir çeyrekte ortadan kalkacağını ifade etmektedir. Diğer bir ifadeyle kısa dönemli bozulmaların tamamının 3 çeyrekte ortadan kalktığı söylenebilir. Kısa dönem tahminlerinde dikkat çekici nokta uzun dönemde istatistiksel olarak anlamsız olan kapasite kullanım oranının kısa dönemde anlamlı olmasıdır. Bu sonuç kapasite kullanım oranının ülke risk primi üzerinde kısa dönemli etkiye sahip olup bu etkinin uzun dönemde ortadan kalktığını ifade etmektedir. Kısa dönem katsayı sonuçları incelendiğinde uzun dönemden daha az etkili olduğu ve süre uzadıkça etkilerin daha da arttığı söylenebilir. Yine kısa dönemli ilişkilerin bir dönem gecikmeli etkilerinde de zayıflamalar izlenebilmektedir. Kısa dönemli ilişkiler ile uzun dönemli ilişkilerin katsayı işaretleri birbiri ile aynı yönde olup etkiler her iki dönemde de aynı yöndedir. Kısa dönem modeline ait teşhis etsi sonuçları tablo 10'da izlenebilmektedir.

Tablo 10: Kısa Dönem Modeline Ait Teşhis Testleri

Teşhis Testleri	Katsayıları
R^2	0.948
Düzeltilmiş R^2	0.911
F istatistiği	367.311(0.000)
Breusch – Godfrey Testi	1.611(0.3212)
ARCH LM Testi	0.105 (0.654)
Jarque – Bera Normallik Testi	1.214(0.506)
Ramsey Reset Testi	2.011 (0.212)

Tablo 10'daki teşhis sonuçlarına göre ARDL modelinde oto korelasyon, fonksiyonel form ve değişen varyans problemlerinin olmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca sonuçlara göre hataların normal dağılım gösterdiği ortaya konmaktadır.

Ekonometrik analizin Parametrelerinin yapısal kırılmalarını ve istikrarını test etmek amacıyla, diğer bir ifadeyle modelin kararlılığının belirlenebilmesi amacıyla yapılan CUSUM ve CUSUMSQ testleri Şekil 2'de izlenebilmektedir.



Şekil 2'ye göre devamlı çizgi %5 önem seviyesinde kesikli çizgiler ile gösterilen sınırlar içinde kaldığı için parametrelerin kararlı olduğu ve yapısal değişme olmadığı anlaşılmaktadır.

Ekonometrik çalışmalarda nedensellik analizleri iki değişkenin nedensel ilişki içinde olup olmadıklarının anlaşılması için tercih edilmektedir. Granger nedenselliği “Y'nin öngörüsü, X'in geçmiş değerleri kullanıldığında, X'in geçmiş değerleri kullanılmadığı duruma göre daha başarılı ise X, Y'nin Granger nedenidir”. Şayet ifade edilen doğrusa nedensellik ilişkisi X→Y şeklinde ifade edilir. Granger nedensellik testi Denklem (14) ve (15)'deki regresyon modeline dayanmaktadır.

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (14)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \phi_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (15)$$

Denklem (14) ve (15)'de u hata terimlerini ifade ederken gecikme uzunlukları m ile ifade edilmektedir.

Tablo 11: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedensellik Yönü		F İstatistiği	Olasılık	
CDS	→	GDP	12,14	0,671
GDP	→	CDS	8,26*	0,000
CDS	→	TDS	9,14	0,078
TDS	→	CDS	7,14*	0,001
CDS	→	EXC	12,11	0,132
EXC	→	CDS	5,59	0,440
CDS	→	CAD	9,14	0,342
CAD	→	CDS	7,14	0,000
CDS	→	EMBU+	8,76*	0,000
EMBU+	→	CDS	9,49	0,54
CDS	→	RCU	18,14	0,189
RCU		CDS	5,37	0,541

Not: *, ve *

* katsayıların sırasıyla %1 ve %5 katsayıların anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir



Tablo 11'deki Granger nedensellik sonuçlarına göre GDP, TDS, CAD değişkenlerinden CDS primine granger nedensellik ilişkisinin varlığına ulaşılmış olup aynı durum CDS değişkeninden EMBU+ değişkenine doğru da söz konusudur.

5. SONUÇ

Herhangi bir enstrümana yatırım yapılmadan önce yatırım yapılacak ülke ve/veya firmanın riskinin en sağlıklı şekilde analiz edilmesi gerekmektedir. Bir ülkenin riskinin azalmaya (artmaya) başlamasıyla beraber bu duruma ilk tepkinin CDS piyasasında olduğu ve CDS primlerinin düştüğü (yükseldiği) düşünüldüğünde söz konusu analizin CDS primlerinden başlanması rasyonel bir davranış olacaktır. Bunun temel nedeni CDS primlerinin, ilgili ülkenin borçlarını ödeyebilme kabiliyetine olan inancını temsil etmesi ve yatırımcılar için vazgeçilmez bir gösterge niteliği taşımasıdır.

Bu çalışma CDS çalışmaları ile ilgili literatüre farklı bir bakış açısı sunmak amacıyla ülke risk primlerini makroekonomik değişkenler üzerinden açıklanmaktadır. Bu amaçla yapılan yatay kesit testi sonucunda analize konu olan ülkelerden herhangi birinde ortaya çıkacak etkinin diğer ülkeleri etkilemeyeceği anlaşılmıştır. Bu nedenle çalışmaya birinci nesil birim kök testleri ile devam edilmiştir. Elde edilen birim kök testi sonuçlarına göre en uygun modelin ARDL olduğuna karar verilmiş olup analize konu olan ülkelerde makro ekonomik değişkenlerle CDS primi ilişkisi analiz edilmiştir. Uzun dönem analiz sonuçlarına göre kapasite kullanım oranı (RCU) değişkeni dışındaki tüm değişkenler istatistiksel olarak anlamlı ve beklentilerle uyumlu sonuç vermiştir. Diğer bir ifadeyle analizde yer alan makroekonomik değişkenler CDS primini açıklar niteliktedir. Modelden elde edilen diğer bir sonuç ise kısa vadeli bozulmaların %30'unun bir çeyrekte ortadan kalkacağıdır. Bunun anlamı bozulmaların tamamı yakınının 3 çeyrekte ortadan kalktığıdır. Elde edilen kısa dönem sonuçlar ile uzun dönem sonuçlar karşılaştırıldığında kapasite kullanım oranının ülke risk primi üzerinde kısa dönemli etkiye sahip olup bu etkinin uzun dönemde ortadan kalktığı görülmüştür. Kısa dönem katsayı sonuçları incelendiğinde uzun dönemden daha az etkili olduğu ve süre uzadıkça etkilerin daha da arttığı söylenebilir. Yine kısa dönemli ilişkilerin bir dönem gecikmeli etkilerinde de zayıflamalar izlenebilmektedir. Kısa dönemli ilişkiler ile uzun dönemli ilişkilerin katsayı işaretleri birbiri ile aynı yönde olup etkiler her iki dönemde de aynı yöndedir.

Türkiye, jeopolitik bakımdan oldukça stratejik bir konumda yer almaktadır. Türkiye ve benzeri ülkeler için ülke riskinin politik faktörlerden doğrudan etkileniyor olması olağandır. Bununla beraber ekonomik faktörler de ülke riski algısı üzerinde önemli rol oynamaktadır. Bu nedenle CDS'ler ve CDS'lerde meydana gelen ani değişimler irdelenirken politik ve ekonomik etmenlerin birlikte değerlendirilmesi en rasyonel davranış olacaktır.

KAYNAKÇA

AKKAYA, Murat.(2017), Türk Tahvillerinin CDS Primlerini Etkileyen İçsel Faktörlerin Analizi, **Maliye Finans Yazıları**, (107), 129-146

AUGUSTIN, Patrick.(2014), Sovereign credit default swap premia. **Journal of Investment Management**, 12(2):65-102.

BALTAGI, Badi (2008), **Econometric Analysis of Panel Data** (Fourth Edition). West Sussex: John Wiley & Sons.

BEKTUR, Çisem , Gürkan, MALCIOĞLU(2017), Kredi Temerrüt Takasları ile BİST 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi, **Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi** , 17 (3) , 73-83

BOZKURT, İbrahim. ve Muhammed, Veysel ,KAYA(2018), Arap Baharı Coğrafyasından Gelen Haberlerin CDS Primlerine Etkisi: Türkiye Örneği, **UIİİD-IJEAS**, 2018 (20):1-16 .

BRANDON, Kyle I. ve Fernandez, FRANK Fernandez,(2004), Financial Innovation and Risk Management: An Introduction to Credit Derivatives, **SIA Research Reports**, Volume: 5, No:13, December 8.

BREUACH,, Trevor ve Adrian, PAGAN(1980), The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics, **Review of Economic Studies**, 47(1), s. 239-253.



CONKAR, Kemalettin ve Gizem, VERGİLİ(2017), Kredi temerrüt swapları ile döviz kurları arasındaki ilişki: Türkiye için ampirik bir analiz. **Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 10(4), 59-66.

ÇİFTÇİ, Dilek ve İsmail, ÇEVİŞ (2012), Küresel Finansal Kriz Işığında Avrupa Borç Krizi ve Kredi Temerrüt Swapları İlişkisi, **İktisat İşletme ve Finans**, 27 (321): 2012:57-84

DİNÇ, Mehmet, Ümit, YILDIZ, ve Mustafa, KIRCA(2018), Türkiye Kredi Risk Primindeki (CDS) Yapısal Kırımların Ekonometrik Analizi, **UIİİD-IJEAS**, 2018 (Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı):181-192.

EKREM, Bünyamin, İsmail, ÇEVİŞ, Reşat, CEYLAN ve Nihal, YAYLA(2018), Makroekonomik Göstergelerin CDS Primini Açıklama Gücü: Kırılgan Beşli Ülkeleri İçin Bir Panel Veri Analizi, ICOAEF'18 IV. **International Conference on Applied Economics and Finance**, 488-500.

FUNG, gay., Gregory, SIERRA, Jot, YAU ve Gaiyan., ZHANG(2008), Are the US stock market and credit default swap market related? Evidence from the cdx indices. **SSRN Working Paper**.

HANCI, Görkem (2014), Kredi Temerrüt Takasları ve BİST-100 Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. **Üretim Ekonomisi Kongresi**. 21-22 Mart 2014.

HEINZ, Frigyes Ferdinand ve Yan, SUN (2014), Sovereign CDS Spreads in Europe—The Role of Global Risk Aversion, Economic Fundamentals, Liquidity, and Spillovers, **IMF Working Paper**

HO, Sy, Hoa (2016), Long and Short-runs Determinants of the Sovereign CDS Spread in Emerging Countries. **Research in International Business and Finance**, 36, 579-590.

HULL, John C. (2012), **Options, Futures and Other Derivatives**. 8. b. United Kingdom: Pearson Education Limited.

KARGI, Bilal (2014), Credit Default Swap (CDS) Spreads: The Analysis of Time Series For The Interaction With The Interest Rates and The Growth in Turkish Economy. Montenegrin **Journal of Economics**. 10(1), 59-66

KYUNG So Im; , Muhammed, Haşim PESERAN and Yongcheol ,SHIN (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels, **Journal of Econometrics**, 115, (1), 53-74

LEVIN, Andr, Chien, Fu ,LIN ve Chia, Shang, James., CHU, (2002), Asymptotic and finite sample properties. **Journal of Econometrics**, 108, 1-24

MENYAH, Kojo; Şaban, NAZLIOĞLU ve Yemane, WOLDE-RUFAEL (2014), Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach, **Economic Modelling**, 37, pp. 386-394.

MIN, Hong (1998), The determinants of Emerging Market Bond Spread: Do economic fundamentals matter, **Policy Research Working Paper** ,1899, The World Bank

NORDEN, Lars ve Martin, WEBER(2009), The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: An Empirical Analysis, **European Financial Management**, 15(3), 529-562.

ÖTKER, Robe, Podpiera, Jiri, İNCİ (2010), The Fundamental Determinants of Credit Default Risk for European Large Complex Financial Institutions, **IMF Working Paper**, WP/10/153

PESERAN, Muhammed Haşim, Yongcheol ,SIN ve Ron, SMITH (1999), Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, **Journal of the American Statistical Association**, Vol.94, No.446, 621-634.

PESERAN, Muhammed, Hashem; (2004), General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, **University of Cambridge Working Paper**.

PESERAN, Muhammed, Haşim (2007). A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross Section Dependence. **Journal Of Applied Econometrics**, 22(2), 265-312.

RATNER, Mitchell. ve Chih CHIU (2013), Hedging stock sector risk with credit default swaps. **International Review of Financial Analysis**. 5(30), 18-25.

ŞAHİN, Eyüp, Ensri ve Oktay, ÖZKAN (2018), Kredi Temerrüt Takası, Döviz Kuru ve BİST100 endeksi ilişkisi, **Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 11(3), 1939-1945.



WEISTROFFER, Christan. (2009), Credit default swaps. **Deutsche Bank Research**.

YENİCE, Sedat. ve Adalet, HAZAR (2015). "A Study For The Interaction Between Risk Premiums And Stock Exchange In Developing Countries". **Journal Of Economics, Finance and Accounting**, 2(2): 135-151.