

TÜRKİYE'DE TÜKETİCİ BAZLI SORUNLU KREDİ HACMİNE ETKİ EDEN MAKRO İKTİSADİ FAKTÖRLER: YAPISAL KIRILMALI EKONOMETRİK YÖNTEMLER İLE ANALİZ

Loan Volume in Turkey Macroeconomic Factors Affecting the Problem: Analysis and Structural Breaks Econometric Methods

Cavid SÜLEYMANLI*

Öz

Çalışmada sorunlu kredi hacmini etkileyen makro iktisadi faktörleri incelemek amacıyla yapısal kırılmaları dikkate alan ve güncel zaman serisi yöntemleri ile ampirik uygulama yapılmıştır. Tasfiye edilecek tüketici kredilerini sorunlu kredi hacmi değişkeni olarak belirlendiği modelde, bu değişkeni açıklamak için TÜFE, işgücü, toplam tüketici kredileri, tüketici kredi faizi, reel efektif döviz kuru ve kamu harcamaları gibi açıklayıcı değişkenler kullanılmıştır. Değişkenlerin durağanlıklarının incelenmesinde hem geleneksel hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki yapısal kırılmalı Maki (2012) testi ile incelenmiş ve her 4 modele göre eşbütünleşme matrisi bulunmuştur. Bulunan yapısal kırılma tarihleri 6 aylar için Türkiye Ekonomisinde yaşanan iktisadi şokları açıklar nitelikte bulunmuştur. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki FMOLS tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Tahminci sonuçlarına göre TÜFE ve kamu harcamaları değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız bulunurken, diğer tüm değişkenler ile bağımlı değişken arasında pozitif ilişki

ABSTRACT

In the study, an empirical application was made to examine the macroeconomic factors affecting the problematic loan volume, considering the structural breaks and using current time series methods. Explanatory variables such as loan interest, real effective exchange rate and public spending were used. Both conventional and structural break unit root tests were applied to examine the stationarities of the variables. The long-term relationship between the variables was examined with the structural break Maki (2012) test and a cointegration matrix was found according to all 4 models. It has been found that a structural break date found in nature explains the economic shocks experienced in Turkey's Economy for months. The long-term relationship between variables was estimated with the FMOLS estimator. According to the estimator results, while CPI and public expenditures variables were found to be statistically insignificant, a positive relationship was found between all other variables and the dependent variable. In addition, Hacker-Hatemi-J Bootstrap causality test was

* Öğr. Gör., Azerbaycan Devlet İktisat Üniversitesi (UNEC), suleymanli_javid@unec.edu.az, ORCID: 0000-0003-2381-4085

saptanmıştır. Bunun yanı sıra Hacker-Hatemi-J Bootstrap nedensellik testi uygulanmış ve sorunlu kredi hacminden TÜFE'ye doğru tek yönlü, kredi faizlerinden ve toplam kredi hacminden sorunlu kredi hacmine doğru tek yönlü, kamu harcamaları ile sorunlu kredi hacmi arasında ise çift yönlü ilişki bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Sorunlu krediler, Yapısal kırılmalı birim kök testleri, Maki eşbütünleşme, Bootstrap nedensellik

applied, and a one-way relationship from problematic credit volume to CPI, one-way relationship from loan interest and total loan volume to bad loan volume, and a two-way relationship between public spending and problem loan volume was found.

Keywords: Problem loans, Unit root tests with structural break, Maki cointegration, Bootstrap causality.

1. GİRİŞ

Sorunlu banka kredileri, bankacılık sektörünün temel sorunlarından olmakla beraber, finansal piyasalarda dengesizlik unsuru yaratan istikrarsız bir olgudur. Özellikle, son yıllarda büyüyen finansal sektör ile beraber oluşan kredi balonları, kredilerin zamanında ödenememesi veya genel olarak ödenemesi sorununu beraberinde getirmiştir. Türkiye`de bankacılık sektöründe son yıllarda artan bir trend izleyen bu sorun, makro iktisadi göstergeleri etkilemek ile beraber, makro iktisadi göstergelerden de etkilenmektedir.

Sorunlu kredi tabanının büyümesi başta banka karlılığı gibi faktörler olmakla ülkedeki finansal sektörü etkilemektedir. Sorunlu kredilerin oluşması ve büyümesi, finansal sektör için kronik hale gelmesi ve bir kaç bankada değil dağıtımli olarak hem kamu hem de özel bankalarda bu durumun yaşanması finans sektörünü derinden etkilemektedir. Sorunlu kredi kavramını; bireysel, ticari veya ipotek kredisinin zamanında ödenememesi veyahut genel olarak borçlananın herhangi bir nedenden kaynaklı olarak krediyi ödeyebilemeyeceği durumda olması olarak açıklayabiliriz. Verilmiş kredinin sorunlu hale gelmesi yani ödenememesi, borçlunun varlık yetersizliğinden, sağlık durumunu kaybetmesinden, ticari girişimin ödeme kabiliyeti yaratacak kar sağlanamamasından, vefat etmesinden, bulunamamasından, genel olarak borçlunun borcunu ödeme kabiliyetini kaybetmesinden kaynaklanabilir. Bu durumda bankalar veya banka olmayan finansal kuruluşlar, borç yükümlülüğünün geri alınması için hukuki süreç başlatır veya geri ödenmesi imkânsız olan durumlarda borcun ödenemeyeceğini kabullenirler.

Sorunlu kredi tabanının büyümesinin temel nedenleri olarak, kredi hacminin denetimsiz bir şekilde büyümesi, kredi derecelendirme yetersizliği, bankaların yanlış kredi politikaları, ülkede yaşanan ekonomik kriz veya doğal afet, ekonomik göstergelerdeki düşüş ve genel olarak gelirdeki azalış olarak sıralayabiliriz. Buradan geleceğimiz kanaata göre, sorunlu kredilerin bir kriz yaratma olanağının olduğunu ve aksine ekonomik krizin de sorunlu kredi hacmini büyüttüğü görülmektedir. Yani, sorunlu krediler ile ekonomik krizler (reel ve ya finansal kriz) arasında karşılıklı nedensellik de mevcut olmaktadır.

Genel olarak, kredi hacmindeki büyümenin orantılı olarak sorunlu kredileri artırdığı kabul edilmektedir. Ülkedeki uygulanan genişletici bir para politikası sonucu olarak genişleyen finansal kesimin, kredi şartlarını esnetmesi bazen yanlış seçilmiş kredi derecelendirme politikalarına neden olmaktadır. Oluşan kredi balonu sonucunda, borçluların yukarıda belirtilen ve başka durumlardan kaynaklı olarak kredilerini ödeyememeleri sonucunda banka karlılığında düşüş yaşanmakta

ve bununlada bankalarda yaşanan fonksiyonel bozulmalar sonucunda bankacılık krizleri yaşanmaktadır. Yaşanan bankacılık krizlerinin, para krizini doğurarak ikiz kriz yaratması ile birlikte finansal krizler de gerçekleşmektedir. Yani, sorunlu kredi hacminin yükselmesi önemli finansal krizlere yol açabilmektedir.

Bu çalışma sorunlu banka kredilerine yönelik makro iktisadi perspektifte ampirik analiz yapmayı amaçlamaktadır. Çalışma genel hatları itibari ile hem teorik kısmında hem ampirik kısmında bankacılık terimlerinden ve sorunlu kredilere bankacılık perspektifinden yanaşmadan yoksun bir çalışmadır. Çünkü, çalışmanın amacı sorunlu kredi tabanı ile makro iktisadi göstergeler arasında ilişki kurmaktır. Bu amaç doğrultusunda yapılan zaman serisi analizinde, Türkiye’de 2014 yılının ocak ayı ile 2021 yılının ocak ayı arasındaki dilimde sorunlu kredi hacmi ile anlamlı ilişki beklenen makro iktisadi değişkenler arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi incelenecektir. Çalışma kapsamında, sorunlu banka kredilerine yönelik Türkiye’de ve yurtdışında yapılmış farklı ampirik çalışmalardan oluşan kısa literatür incelemesi yapılmıştır. Bunun yanı sıra sorunlu banka kredilerine iktisadi perspektifte bakan kısa arka plan değerlendirilmesi yapılmıştır. Literatür taramasında belirtilen çalışmaların yöntem ve sonuçları değerlendirilerek, özgün bir model ve yeni bir yöntem denemesi yapılmıştır. İlgili modelin tahmininde yeni nesil zaman serisi yöntemleri kullanılarak hem daha tutarlı sonuçlar ortaya koymaya hem de kapsadığı zaman dilimi ve yeni değişkenler açısından literatüre önemli katkı yapılması amaçlanmaktadır.

2. TÜKETİCİ SORUNLU KREDİLERİNE MAKRO İKTİSADI PERSPEKTİFTE BAKIŞ

Sorunlu Kredi kavramı, karşılıklar mevzuatındaki ismi ile “donuk alacaklar”, “tahsili gecikmiş alacaklar”, “takipteki krediler”, “idari takipteki krediler”, “tahsil olunacak alacaklar”, “tasfiye olunacak alacaklar”, “gibi de tasnif edilmektedir. Sorunlu kredi kelimesi, “banka ile borçlu arasındaki geri ödeme anlaşmasının önemli şekilde bozularak tahsilatın gecikmesi ve zarar olasılığının ortaya çıkması” olarak da tanımlanabilir (Selimler, 2015). Tahsis edilen kredinin sorunsuz şekilde bankaya dönememesi durumunda bankanın krediyi yeniden yapılandıramaması, müşteri ile sorunu giderici her hangi bir diyalog kuramaması veya borçlunun krediyi ödeme olanağının bulunmadığı durumda, bu krediler sorunlu kredi haline gelirler ve çok zaman bankanın yasal süreç başlatmasına neden olurlar. Sorunlu kredi sürecini; erken uyarı, ön idari, idari ve yasal olmak üzere dört ayrı süreç olarak değerlendirebiliriz. Erken uyarı aşaması ile yasal aşama arasındaki süreçte banka-müşteri ara-

sında yapılandırma seçenekleri gözden geçirilmekte, eğer bu süreç gerçekleşemezse kredi yasal yollar ile tasnif edilmeye çalışılmaktadır (Yücememiş ve Sözer, 2011).

Doğru derecelendirilmemiş kredi riskleri, uygun olmayan kredi politikaları, kredi şartlarında esneklikler, düşük kredi faizinden kaynaklanan kredi balonları genel olarak tüketici kredilerinde artış sağlamaktadır. Bu artış, geri ödenmesi zorlaşan kredileri de beraberinde getirmektedir. Kredilendirme sürecinde yaş kriterine gözetlememe, gelir durumunu ve iş durumundan kaynaklı olarak ödeme kabiliyetini doğru belirleyememe ve buna benzer riskleri hesaba katmadan verilen krediler, ileride tahsilatında güçlük yaşanan kredilere dönüşebilmektedir. Bankaların, kredi ödemelerini geri almakta yaşadıkları zorluklar başta banka karlılığı olmakla bankalar için negatif bir dışsallıklar sağlamaktadır. Banka kredilerinin geri ödenememesi, finansal risk belirtisi olmakla beraber, tüketici bazında bakıldığında tüketicinin ekonomik gücünün azaldığının da göstergesi olmaktadır. Ülkede yaşanan doğal afet, politik veya ekonomik şok, epidemiyolojik durum gibi olaylardan kaynaklı olarak borçlunun gelir kaynağının kredi ödeme gücüne yetmemesi durumu da sorunlu kredileri oluşturan ayrı bir nedendir.

Sorunlu krediler makro iktisadi faktörleri etkilemekle beraber, makro iktisadi faktörlerden de etkilenmektedirler. Bireysel borçlunun kredi ödeme kabiliyetinde olması için gereken veya krediyi alırken amaçladığı gelir seviyesine erişmesi için, borçlunun gelir düzeyini etkileyecek iktisadi faktörlerde pozitif hareketlenmeler beklenmektedir. Örneğin, kredi ödeyicilerinin de aralarında bulunduğu nüfusun genel olarak gelir düzeyinde artış yaratan kamu harcamalarında ve para arzındaki artışların gelir düzeyi üzerinde pozitif etki yarattığı teori gereğince kabul edilen bir görüştür. Bunun yanı sıra iştilhamın artması, enflasyonun ılımlı seyretmesi de toplumsal gelir üzerinde pozitif etkili değişkenlerdir. Yani, gelir yaratan veya gelir artıran iktisadi olgular, borçlunun ekonomik sıkıntılarında kaynaklı olarak borcunu ödeyememesi durumunda oluşan sorunlu krediler üzerinde azaltıcı etki yapması mümkündür. Bunun aksine döviz kurundaki yükselişten kaynaklı yaşanabilecek gelir daralması ve enflasyon etkisi, borçlunun gelirinde azalış yaratarak kredi ödeme kabiliyetini düşürebilir. Bu gibi makro iktisadi olgular, bireysel borçlunun kredi ödeme kabiliyeti üzerinde doğrudan ve dolaylı bir şekilde etkilidirler.

3. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Sorun kredi hacmi, literatürde takipteki kredi hacmi ve tasfiye edilecek kredi hacmi olarak da geçmektedir. Literatürde bu hacme etki eden ve bu hacmin etki ettiği iktisadi çalışmalarda hem zaman serisi hem panel veri hem de anket çalışma-

ları bulunmaktadır. Bu bölümde sorunlu kredi hacmi ile makro iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiyi sadece Türkiye örneğinde ve makro iktisadi perspektifte inceleyen bazı öne çıkan ampirik çalışmaların sonuçları kısaca özetlenmiştir.

Koyuncu ve Berrin (2011) çalışması 1986-2008 yılları arasındaki dönem için takipteki kredi hacmi ile özel sektöre yatırılan kredi hacmi arasında ilişkiyi incelemiş ve EKK modeli sonuçlarına göre azaltıcı etki tespit edilmiştir. Şahbaz ve İnka-ya (2014) çalışması 1998Q2- 2012Q3 dönemleri için sorunlu krediler ile yurtiçi kredi hacmi, reel büyüme, özel tüketim harcamaları ve özel sabit sermaye harcamaları arasında ilişkiyi incelemiştir. VAR yöntemi ile oluşturulan çalışmada seriler arasında eşbütünlük ilişkisi ve Granger nedenselliğine rastlanmıştır. Altınöz (2018) çalışmasında ise kredi zarar oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir. Yapılan zaman serisi analizi sonuçlarına göre M3 para arzındaki ve faiz oranındaki artış, kredi zararı karşılığını düşürdüğü görülmüştür.

Yüksel (2016) çalışması takipteki kredi hacmi ile makro iktisadi değişkenler arasında ilişkiyi 1998-2014 dönemi için incelemiştir. Toplam 13 adet değişken ile yürütülen çalışmada MARS yöntemi kullanılmıştır. Modelin sonuçlarına göre, döviz kurundaki artışın takipteki kredi hacmini artırdığı, iktisadi büyümenin ve bankaların faiz gelirlerinin ise ilgili hacmi azalttığı görülmüştür.

Çiftçi (2016) çalışması 2006-2015 dönemine ait aylık veriler ile TÜFE değişim hızı, çıktı açığı parasal büyüklükler, bankalararası gecelik faizler gibi değişkenler ile sorunlu krediler arasındaki ilişkiyi VAR analizi ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, makro iktisadi değişkenler ile sorunlu kredi hacmi arasındaki ilişki banka gruplarına göre değişmektedir.

Baş ve Kara (2020) çalışmasında döviz kuru ve enflasyon değişkenleri ile sorunlu krediler arasındaki ilişki ARDL analizi ile araştırılmıştır. Türkiye için yapılan 2005Q4-2017Q4 dönemini kapsayan çalışmada hem uzun hem de kısa dönemde reel efektif döviz kurundaki artışın sorunlu kredileri artırdığı sonucu elde edilmiştir.

Kuzu ve Çelik (2019) çalışmasında Türkiye’de 2005-2018 yılları arasında bankacılık sektöründe faaliyet gösteren 25 ticari bankanın sorunlu kredileri ile Reel Efektif Faiz Oranı, Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYİH), Aktif Kârlılığı, Reel Döviz Kuru (RDK), Aktif Büyüklüğü, Ticari Kredi Faiz Oranı (FO) Türk Parası Kredilerinin Payı, Borsa İstanbul-100 (BİST) endeksi Mevduatın Krediyeye Dönüşüm Oranı, Bankalar Arası Gecelik Ortalama Faiz Oranı Sermaye Yeterlilik Rasyosu Enflasyon= Tüfe Değişim Hızı Öz sermaye Kârlılığı, Parasal Büyüklük= Parasal

Taban/ TUFİ Kredi Büyüme Oranı, İşsizlik Oranı, Tüketici Kredilerinin Payı değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Enflasyon oranı, Tüketici kredilerini, İşsizlik oranı, Sermaye yeterlilik rasyosu değişkenleri ile bağımlı değişken arasındaki ilişki pozitif bulunurken, Mevduatın krediye dönüşüm oranı ve BİST 100 endeksi ile bağımlı değişken arasındaki ilişki negatif bulunmuştur.

Torun ve Altay (2019) çalışmasında 2008-2015 dönemleri için 25 ticari bankanın sorunlu kredilerine sebep olan mikro ve makro ekonomik değişkenler analiz edilmiştir. Dengeli panel analizi sonucunda; enflasyonun, işsizlik oranının, reel döviz kurunun, GSMH büyüme hızının, Euro bölgesine ait GSMH büyüme hızının ve BİST Endeksinin gösterilebileceği, mikro değişkenler olarak da; reel efektif faiz oranının, sermaye yeterlilik rasyosunun, tüketici kredilerinin payının sorunlu krediler ile ilişkisi saptanmıştır.

Kabataş ve Karamustafa (2019) çalışmasında Türkiye`de 2005Q1–2016Q4 döneminde tüketici bazlı sorunlu kredi oranları ile makroekonomik ve bankalara özgü mikroekonomi değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir. Sonuç olarak; büyüme, işsizlik ve özkaynaklar/toplam aktifler oranı değişkenleri ile Türk bankacılık sektöründe tüketici kredilerinde oluşan sorunlu kredi oranları arasında negatif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

4. AMPİRİK ANALİZ

Çalışmanın ampirik kısmında tüketici bazlı sorunlu kredi hacmini etkileyen makro iktisadi faktörler güncel zaman serisi yöntemleri ile analiz edilmiştir. Bu kapsamda hem Türk Lirasından hem de döviz cinsinden olan tasfiye edilecek tüketici kredileri bağımlı değişken olarak belirlenmiştir. Çalışma kapsamında değerlendirilecek dönem, modeldeki tüm değişkenlerin aralıksız ve kayıpsız gözlemlendiği dönemi göz önünde tutarak değerlendirilmiştir. Çalışmanın veri seti 2014 yılının ocak ve 2021 yılının şubat aylarını kapsayan 89 gözlemden oluşan aylık veriler ile yapılmaktadır. Verilerin tamamı Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Merkezinden (EVDS) derlenmiştir. Modelin tahmininde “Eviews 9.0”, “Rats” ve “Gauss 21.0” paket programları kullanılmıştır.

Makro iktisadi değişkenlerde yaşanan yapısal kırılmaları, şokları dikkate alan bir çalışma yapmak perspektifinde yapısal kırılmalı güncel yöntemler tercih edilmiştir. Bu bağlamda değişkenlerin durağanlık sınamaları hem literatürde en çok rastlanan ve zaman serisi çalışmalarında önemli test niteliği taşıyan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron testleri ile yapılmış hem de yapısal kırılmalara izin veren Zivot ve Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997), Lee ve

Strazicich (2003, 2004) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleri uygulanmıştır. Durağanlık sınamalarının ardından Maki (2012) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi yapılmış ve uzun dönemli ilişki FMOLS tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi Hacker ve Hatemi (2006) tarafından bootstrap simülasyonları ile geliştirilmiş nedensellik analizi ile yürütülmüştür.

Değişkenlerin farklı yüzdelerde olmasından dolayı modelde yer alan tüm değişkenlerin doğal logaritması alınarak ve mevsimsellikten arındırılarak çalışmaya dahil edilmiştir. Ayrıca, trend içeren LNKAMU serisi trendden arındırılmıştır. Aşağıdaki tabloda değişkenlere ait açıklayıcı bilgiler verilmiştir :

Tablo 1. Değişkenlerin Tanımı

Değişkenin Tanımı	Modeldeki İsmi
Tasfiye Olunacak Tüketici Kredileri (TL+Yp) (Bin TL)	LNSORKR
İşgücü - Düzey	LNİSGUCU
Tüketici Fiyat Endeksi (Genel) - Düzey	LNTUFE
TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (2003=100) - Düzey	LNRKUR
Bireysel Kredi Faizleri (TL ve Döviz Cinsinden Açılan)- %	LNFAİZ
Toplam Kredi Hacmi (Bin TL) - Düzey	LNTPKREDİ
Kamu Harcamaları (Merkezi Yönetim Bütçe Giderleri) - Bin TL	LNKAMU

Modelde yer alan makro iktisadi değişkenlerdeki artışın makro iktisadi açıdan istikrar sağladığı veya istikrarı azalttığı teorik açıdan kabul edilmiş görüştür. Sorunlu kredi hacmindeki artış makro iktisadi tehdit unsuru doğurmasından, yani bir kriz göstergesi olarak değerlendirilmesinden dolayı, kredinin ödenmesini zorlaştıran veya ödenemeyeceği durumun oluşmasını etkileyen faktörler değerlendirilmiştir. Teorik beklentiler çerçevesinde, İşgücündeki artışın olumlu makro iktisadi etki yaptığı perspektifinden hareketle, bu değişkendeki değişimin sorunlu kredi hacmindeki azalışa neden olması, Reel Effektif kurdaki ve TÜFE`deki artışın ise sorunlu kredi üzerinde yükseltici etkisi olması beklenmektedir. Bunun yanı sıra, kredi hacmindeki gelişmenin ve kredi faizlerindeki yükselişin de sorunlu krediler üzerinde pozitif etkisi olduğu tahmin edilmektedir. Bunların yanı sıra, kamu harcamalarındaki artışın, bireyin gelirini pozitif yönde etkilemesi beklentisi perspektifinde sorunlu kredi hacmi arasında negatif ilişki beklenmektedir.

4.1. Durağanlık Sınamaları

İktisadi ve finansal değişkenler çoğu zaman durağan olmamaktadır. Durağanlığı göz önünde bulundurmeyen yani, serinin birim kök içerip içermediğini dikkate almayan tahminler sahte regresyona neden olmaktadır (Göktaş,2015:66) . Durağan olan serilerde baş veren her hangi bir şokun etkisi kalıcı olmamaktadır. Durağanlık kavramı genel olarak, serinin varyansının, kovaryansının ve ortalamasının zaman içinde değişmemesi olarak açıklanmaktadır. Bu nedenden dolayı, ekonometrik tahmine geçmeden önce seriyi oluşturan stokastik sürecin zaman içerisinde sabit kalıp kalmadığı sınanmalıdır. Durağanlık sınamalarında en çok tercih edilen tutarlı ve temel testlerden olan Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF ve Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen testlerdir.

ADF testi, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini bağımsız değişken olarak dahil eden otoregresif sürece sahip olan ve T istatistiği sonuçlarına göre karar verilen bir test istatistiğidir. ADF testinde gecikmeli değişkene ait uygun gecikme mertebesi belirlenirken Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bayesian Kriteri (SBC) ve Hannan-Quinn Kriteri (HQC) kullanılmaktadır. (Göktaş,2005:67). Aşağıda sırasıyla testin sabitsiz ve trendsiz, sabitsiz ve trendli, sabitli ve trendli modelleri verilmiştir :

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1) \quad [\text{sabitsiz ve trendsiz}]$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2) \quad [\text{sabitsiz ve trendli}]$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3) \quad [\text{sabitli ve trendli}]$$

Phillips-Perron (1988) testi finansal veriler üzerinde daha çok uygulanan ve Dickey-Fuller süreci üzerine geliştirilen birim kök testidir. PP testi ADF testine nazaran daha esnek varsayımlar içermektedir. ADF testi, hate terimlerini homojen varsayarken, PP testi hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılmasına olanak tanımaktadır. Aşağıdaki denklemlerde PP testinin her üç yapısı verilmiştir:

$$Y_t = \delta Y_{(t-1)} + u_t \quad (4) \quad [\text{Sabitsiz ve Trendsiz}]$$

$$Y_t = \beta 1 + \delta Y_{(t-1)} + u_t \quad (5) \quad [\text{Sabit Terimli}]$$

$$Y_t = \beta 1 + \delta Y_{(t-1)} + \beta 2(t-T/2) + u_t \quad (6) \quad [\text{Sabit Terimli ve Trendli}]$$

Aşağıdaki tabloda 11 gecikme göze alınarak yapılmış ve SBC kriterine göre karar verilmiş ADF testi sonuçları ve Newey-West düzeltmeli PP testi sonuçlarının sabit ve sabit ve trendli model sonuçları verilmiştir :

Tablo 2. ADF ve PP Testi Sonuçları

Değişken	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LNSORKR	-1.6431 0.7674	1.0083 0.9164	-1.6480 0.7654	2.2521 0.9940
Δ LNSORKR	-4.2717 0.0056*	-2.9533 0.0036*	-10.1687 0.0000*	-8.2146 0.0000*
LNİSGUCU	-2.1996 0.4833	0.7912 0.8818	-2.4979 0.3285	0.9141 0.9025
Δ LNİSGUCU	-6.6315 0.0000*	-7.0392 0.0000*	-3.5218 0.0097*	-3.5676 0.0005*
LNTUFE	-1.7773 0.7067	4.4675 1.0000	-1.6288 0.7733	8.2100 1.0000
Δ LNTUFE	-5.5317 0.0001*	-1.3155 0.0001*	-6.8287 0.0000*	-4.0137 0.0001*
LNKAMU	-6.4426 0.6010	6.0177 1.0000	-6.4261 0.2050	1.7359 0.9795
Δ LNKAMU	-5.7326 0.0000*	-13.8955 0.0000*	-25.6773 0.0001*	-23.5257 0.0000*
LNRKUR	-4.1064 0.1090	-1.0908 0.2476	-3.3177 0.1703	-0.9205 0.3149
Δ LNRKUR	-7.0656 0.0000*	-7.0038 0.0000*	-5.6724 0.0000*	-5.8042 0.0000*
LNFAİZ	-2.5125 0.3216	-0.1545 0.6274	-2.1088 0.5333	0.1591 0.7298
Δ LNFAİZ	-5.4727 0.0001*	-5.5366 0.0000*	-5.5445 0.0001*	-5.6096 0.0000*
LNTPKRE	-2.1318 0.5207	-1.7773 0.7067	-2.5164 0.3197	5.4672 1.0000
Δ LNTPKRE	-7.7638 0.0000*	-5.8254 0.0000*	-7.7598 0.0000*	-6.0574 0.0000*

* %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunduğunu göstermektedir.

Modeldeki tüm değişkenler için hem ADF hem de PP testi sonuçlarına göre, düzey değerlerinde hesaplanan T istatistik değerlerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için, serilerde birim kökün olduğuna yönelik kurulan H_0 hipotezi reddedilememektedir. Fakat, serilerin 1.farkları alındığında, bu değerlerde hesaplanan T istatistik değerlerinin, kritik değerden küçük olduğu, yani H_0 hipotezinin reddedildiği görülmüştür. Sonuç olarak, tüm seriler ADF ve PP testlerine göre düzey değerlerinde durağan olmadığı, $I(1)$ değerlerinde ise durağan hale geldiği sonucu saptanmıştır.

Geleneksel birim kök testlerinin ardından yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri uygulanmıştır. Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılma tarihini içsel olarak belirleyen birim kök testi geliştirmiştir. ZA testi sabitte kırılma, sabitte ve trendde kırılma ve trendde kırılma olarak A model, B model ve C model olarak isimlendirilen üç farklı model altında bir tek kırılmaya izin veren birim kök testidir. Yapısal kırılmalı birim kök modelleri retroperspektifinde ZA modelinin tek kırılmalı olduğunu eleştirerek, bu model üzerine inşa edilen ve iki yapısal kırılmaya izin veren Lumsdaine ve Papell (1997) testleri geliştirilmiştir.

Zivot ve Andrews (1992) Lumsdaine ve Papell (1997) modelleri seri birim köklüdür sıfır hipotezinde yapısal kırılmanın olmadığını varsayılmaktadır ve kritik değerler bu varsayıma göre bulunmaktadır. Bu sorunu çözmeye yönelik olarak, ZA ve LP testlerinin ardından Lee ve Strazich (2003, 2004) tarafından minimum Langrange Çarpanı (LM) bir ve iki kırılmaya izin veren yapısal kırılmalı birim kök testleri geliştirilmiştir (Gövdeli,2016).

Ekonomide farklı dönemlerde yaşanan krizler, siyasi olaylardan kaynaklı şoklar ve başka nedenlerden kaynaklı olarak çok sayıda yapısal kırılmanın gerçekleşmesi, uzun dönemli analizler açısından yapısal kırılmalı birim kök testlerini yetersiz bulmuştur. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılma tarihlerini içsel olarak belirleyen ve beş kırılmaya kadar izin veren yapısal kırılma testleri, bu yetersizliği doldurmuştur. CS testi, yapısal kırılma tarihlerini, Bai ve Perron (2003) yöntemindeki algoritmasını kullanarak ve Q-GLS yöntemi yardımıyla, dinamik programlama yöntemleri ile hata kareler toplamını minimize ederek elde etmektedir. CS testi beş farklı test istatistiğinden oluşmaktadır ve bu test istatistikleri bootstrap yöntemi ile üretilmektedir.

Aşağıdaki tabloda yapısal kırılma tarihlerini içsel olarak belirleyen ve tek yapısal kırılmaya izin veren ZA testi sonuçları verilmiştir:

Tablo 3: ZA testi sonuçları

Değişken	Model A (Sabitte Kırılma)	Model B (Trendde Kırılma)	Model C (Sabitte ve Trendde Kırılma)
LNSORKREDİ	-2.27763	-2.28348	2.28844
	2019:11	2019:08	2019:05
LNİSGUCU	-4.49070	-4.79954	-4.50740
	2019:11	2019:03	2019:01
LNTUFE	-3.51720	-3.08562	-3.68904
	2018:07	2016:08	2018:07
LNRKUR	-5.4305	-1.80012	-3.32947
	2019:06	2018:08	2018:05
LNKRFAİZ	-3.74041	-1.11500	-3.32947
	2019:06	2016:04	2018:05
LNTPKREDİ	-3.61717	-3.23072	-4.49740
	2018:08	2020:01	2019:05
LNKAMU	2.91738	3.51382	2.80653
	2018:11	2016:08	2018:03
Kritik Değerler %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde	-5.34 -	-4.80	5.57
	-4.93 -	4.42	-5.08

ZA testine ilişkin hipotezler aşağıdaki şekildedir:

H_0 : Yapısal kırılma olmadan seri birim kök içermektedir.

H_1 : Yapısal kırılma ile birlikte seri durağandır

ZA testi sonucunda üç modelde de %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki t-istatistiği ZA kritik değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerden mutlak değerce küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez. Bu bağlamda tüm değişken için belirlenen yapısal kırılma tarihlerinde hesaplanan T istatistik değerinin hem %5 hem de %1 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden küçük olduğu için, serilerin yapısal kırılma olmadan birim kök içerdiği kanaatine gelinmiştir.

Lumsdaine ve Papell (1997) iki yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testi geliştirmiştir.

Tablo 4. Lumsdaine ve Papell Birim Kök Testi

Değişken	Model A (Sabitte Kırılma)	Model B (Trendde Kırılma)	Model C (Sabitte ve Trendde Kırılma)
LNİSGUCU	-5.0577	-6.1197	-5.5416
	2018:10 2020:01	2018:03 2019:08	2018:04 2019:05
LNTUFE	-5.2640	-5.2640	-2.3808
	2016:01 2018:07	2016:01 2018:07	2016:07 2018:07
LNRKUR	-2.4659	-2.8612	3.5779
	2015:09 2018:03	2017:08 2018:08	2018:08 2018:03
LNKRFAİZ	-5.4305	-4.0777	-5.7279
	2018:05 2019:06	2017:08 2018:08	2018:07 2019:12
LNTPKREDİ	-5.0874	-4.7255	-4.9806
	2018:09 2020:02	2018:08 2019:09	2018:04 2019:05
LNKAMU	-5.3982	-5.1425	-6.3629
	2017:11 2018:11	2017:09 2018:12	2016:11 2017:11
LNSORKREDİ	-3.4303	-3.4493	-4.3991
	2015:04 2020:02	2015:07 2020:01	2015:04 2019:05
Kritik Değerler %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde	-6.74	-7.19	-7.19
	-6.16	-6.62	-6.75

LP testi de ZA testi ile aynı hipotezleri kullanmakta ve aynı yöntem ile T istatistik değerlerinin kritik değerler ile karşılaştırılması ile karar verilmektedir. Elde edilen bulgulara göre tüm değişkenlerde iki yapısal kırılma dönemi dikkate alındığında, hesaplanan mutlak T istatistik değerlerinin, %1 ve %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden küçük olmasından dolayı “Yapısal kırılma olmadan seri birim kök içermektedir” şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilememektedir.

LP ve ZA testlerinde birim köklüdür sıfır hipotezinde yapısal kırılmanın olmadığı varsayılması ve kritik değerler ile bu varsayımın araştırılmasına karşılık Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından minimum Langrange Çarpanları birim kök testi geliştirilmiştir. Bu test hem tek yapısal kırılmaya hem de iki kırılmaya izin veren iki ayrı test şeklinde gelişmiştir. Yani, LS testine kadar yapısal kırılmanı dikkate

alan birim kök yöntemleri kullanılıyorsa, LS testi ile birlikte yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi uygulamalı literatüre kazandırılmıştır. LS testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Yapısal kırılmalar ile birlikte seri birim kök içermektedir.

H_1 : Yapısal kırılmalar ile birlikte seri durağandır.

Tablo 5. Tek Kırılmalı ve İki Kırılmalı Lee ve Strazieich Birim Kök Testi

Değişken	Tek kırılmalı Test Sonuçları		İki kırılmalı Test Sonuçları	
	Model A (Sabitte Kırılma)	Model C (Sabitte ve Trendde Kırılma)	Model A (Sabitte Kırılma)	Model C (Sabitte ve Trendde Kırılma)
LNİSGUCU	-1.9754	-4.4012	-1.5007	-6.8761
	2020:06	2019:12	2018:10 2020:07	2019:01 2020:01
LNTUFE	-1.4245	-3.0261	-4.3674	-1.6139
	2018:06	2018:06	2017:09 2018:10	2017:10 2018:06
LNRKUR	-3.2624	-1.8242	-4.7596	-4.1673
	2018:05	2018:07	2018:06 2019:01	2017:09 2019:03
LNKRFAİZ	-2.8140	-3.5934	-3.2657	-5.9076
	2019:07	2019:04	2018:10 2019:07	2018:04 2019:09
LNTPKREDİ	-3.4978	2.8149	-3.6516	-4.9053
	2018:09	2018:09	2018:09 2020:05	2018:07 2020:02
LNKAMU	3.8768	4.3793	-4.4290	-3.4545
	2016:03	2017:05	2016:09 2019:04	2015:04 2018:02
LNSORKREDİ	-3.3694	-0.9763	-3.9866	-1.1370
	2015:10	2017:07	2015:03 2017:12	2017:07 2018:11
Kritik Değerler %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde	-4.029033	-4.8532	-4.0730	-6.7500
	-3.430333	-4.2889	-3.5630	-6.1080

Tek ve iki kırılmalı LS testi sonuçlarına göre tüm değişkenler için hesaplanan LM testi istatistiği değerlerinin hem sabitte hem de sabitte ve trendde kırılmaya

izin veren modelde %1 ve %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olması H_0 hipotezinin reddedilemez olduğu sonucunu doğurmuştur. Bununla da tüm seriler için yapısal kırılma altında birim kök vardır yönündeki hipotez doğrulanmaktadır. Sonuç itibari ile Tek kırılmalı LS testi sonuçları da ADF, PP ve yapısal kırılmalı ZA ve LP testi sonuçlarını bir kez daha teyit etmiştir. Uygulanan yapısal kırılmalı birim kök testleri olan ZA, LS ve LM testleri bir ve iki yapısal kırılmalara izin verirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testi, beş tane yapısal kırılmaya izin vermekte ve yapısal kırılma tarihleri test yöntemi tarafından içsel olarak belirlenebilmektedir. Bir sonraki aşamada CS testi uygulanmıştır.

Tablo 6. Yapısal Kırılmalı Carrion-i-Silvestre (CD)Testi

Değişken	Düzy Değeri					Yapısal Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
LNSORKR	7.11 [9.41]	6.48 [9.41]	-12,12 [-17.45]	0,29 [0.09]	-3,31 [-4.7]	2015:03 2017:12 2018:11
LNİSGUCU	6.56 [9.41]	6.83 [9.41]	-14,64 [-17.45]	0,40 [0.09]	-2,16 [-4.7]	2017:03 2019:01 2020:01
LNTUFE	7.61 [9.41]	7.34 [9.41]	-11,39 [-17.45]	0,35 [0.09]	-3,52 [-4.7]	2015:06 2016:09 2017:10 2018:06 2019:03
LNRKUR	8.43 [9.41]	9.30 [9.41]	-10,26 [-17.45]	0,45 [0.09]	-2,66 [-4.7]	2016:08 2017:09 2019:03 2020:09
LNFAİZ	8.67 [9.41]	8.95 [9.41]	-12,48 [-17.45]	0,43 [0.09]	-1,97 [-4.7]	2018:04 2017:03 2019:09 2020:05
LNTPKREDİ	7.27 [9.41]	7.45 [9.41]	-12,28 [-17.45]	0,35 [0.09]	-2,03 [-4.7]	2016:07 2018:09 2020:05
LNKAMU	7.78 [9.41]	5.34 [9.41]	-15,35 [-17.45]	0,23 [0.09]	-3,39 [-4.7]	2016:09 2019:04 2018:02
Δ LNSORKR	11.5 [9.41]	11.3 [9.41]	-28.90 [-17.45]	0.03 [0.09]	-5.6 [-4.7]	

Değişken	Düzyey Değeri					Yapısal Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
Δ LNİSGUCU	19.6 [9.41]	20.3 [9.41]	-31.44 [-17.45]	0.07 [0.09]	-7.8 [-4.7]	
Δ LN TUFE	15.7 [9.41]	15.3 [9.41]	-25.93 [-17.45]	0.03 [0.09]	-5.1 [-4.7]	
Δ LN RKUR	33.6 [9.41]	37.8 [9.41]	-39.48 [-17.45]	0.02 [0.09]	-6.7 [-4.7]	
Δ LNFAİZ	26.9 [9.41]	28.3 [9.41]	-21.84 [-17.45]	0.08 [0.09]	-8.5 [-4.7]	
Δ LNTPKREDİ	18.4 [9.41]	17.6 [9.41]	-28.41 [-17.45]	0.06 [0.09]	-5.3 [-4.7]	
Δ LN KAMU	26.3 [9.41]	25.7 [9.41]	-31.36 [-17.45]	0.01 [0.09]	-9.4 [-4.7]	

* parantez içerisindeki değerler bootstrap tekniği kullanılarak yapılan 1000 yenileme sonucu bulunan kritik değerlerdir. Önünde “ Δ ” simgesi bulunan değişken ise serinin 1.farkı alınmış değişkenlerdir. Değişkenlerin sadece düzey değerlerinde kırılma tarihleri verilmiştir

CS testi sonuçlarına göre, PT, MPT, MZA, MSB ve MZT test istatistiklerinin tümüne göre, serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı, birinci farklarında ise I(1) durağan olduğu sonucuna rastlanmıştır.

Hem ADF ve PP birim kök test sonuçları hem de yapısal kırılma altında yapılan ZA, LP, LM ve CS (tüm test istatistiklerine göre) testine göre tüm değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadığı, I (1) durumunda ise durağan olduğu saptanmıştır. Bu durum değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin araştırılmasına olanak tanımaktadır.

4.2. Eşbütünlüşme Analizi

Makro iktisadi değişkenler, ekonomilerde yaşanan önemli konjonktür değişikliklerden ve ekonomi dışı gelişen olaylardan yapısal bir şekilde etkilenmektedirler. Böyle olduğu durumda, ilgili seri şimdiye kadar sürdürdüğü çizgiden uzaklaşmaktadır. Ampirik çalışmalarda yapısal kırılma olarak açıklanan bu durumun göz ardı edilmesi, ilgili tahminlerin tutarlığını düşürmektedir. Özellikle son yıllarda ekonometri çalışmalarında, geleneksel birim kök, eşbütünlüşme ve nedensellik testlerinin yerini alan, güncel yapısal kırılmalı yöntemler ile yapılan çalışmaların, geleneksel yöntemlere göre daha tutarlı sonuçlar doğurduğu görüşü hakimdir. Yapısal kırıl-

malı testler, yapısal kırılma sayısının artması ile gelişmiş, bootstrap tekniklerinin kullanılması ile tutarlı test istatistikleri hesaplamaya izin vermiştir.

Yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizleri kullanımı Gregory ve Hansen (1996) yöntemi ile başlamış, Carrion-i-Silvestre ve Sanso (2006) ve Westerlund ve Edgerton (2006) yöntemleri ile daha da gelişmiştir. Bu testler, bir yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme vektörleri geliştirmişken, Maki (2012) testi ise beş taneye kadar yapısal kırılmaya izin vermektedir. Yani, beş yapısal kırılmanın varlığı durumunda uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmektedir. Yapısal kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği bu yöntem, her bir dönem için muhtemel kırılma noktası belirlemede ve o dönemler için hesaplanan T istatistik değerleri arasında T'nin minimum olduğu noktaları belirleyerek, o noktaları yapısal kırılma tarihleri olarak seçmektedir. Maki (2020) testi, şu an literatürde en çok yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testi olarak, Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) testlerinden daha üstün bir yöntem olarak bilinmektedir. Maki (2012), yapısal kırılma altında ko-entegre ilişkisini tespit etmeye yönelik dört model geliştirmiştir:

Yapısal kırılmaların varlığı altında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını incelemeye yönelik çalışmalar Gregory ve Hansen (1996) ile başlamış, bunu Carrion-i-Silvestre ve Sanso (2006) ve Westerlund ve Edgerton (2006) takip etmiştir. Bu testlerde eşbütünleşme vektöründe bir tane yapısal kırılma dikkate alınabilirken, Maki (2012) beş taneye kadar yapısal kırılmanın varlığı durumunda, seriler arasında eşbütünleşmenin varlığını test edebilen bir yöntem geliştirmiştir. Bu yöntem yapısal kırılma tarihlerini de içsel olarak hesaplayabilmektedir. Özellikle, eşbütünleşme denkleminde üç ve daha fazla yapısal kırılma olduğunda, bu yöntem, Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-j (2008) yöntemlerden daha üstündür. (Maki, 2012). Testin çalışma algoritmasında; her bir dönem muhtemel bir kırılma noktası olarak alınmakta, t istatistikleri hesaplanmakta ve t'nin minimum olduğu noktalar, kırılma noktası olarak kabul edilmektedir. Maki (2012), yapısal kırılmaların varlığı durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmek için, dört farklı model geliştirmiştir:

Model 0: Sabit terimde kırılmaya izin verilen trendiz model:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k a_i + D_{i,t} + \beta X_t + e_t$$

Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin verilen trendiz model:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k a_i + D_{i,t} + \beta X_t + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i D_{i,t} + e_t$$

Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin verilen trendli model:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k a_i + D_{i,t} + \gamma t + \beta X_t + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i D_{i,t} + e_t$$

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmaya izin verilen model :

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k a_i + D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta X_t + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i D_{i,t} + e_t$$

$D_{i,t}$ değişkeni burada, yapısal kırılma tarihlerini açıklayan kukla değişkenleri göstermektedir. Maki (2012) testi için gereken kritik değerler Monte Carlo simülasyonu vasıtasıyla türetilmiştir. Testin hipotezleri aşağıdaki gibidir :

H_0 : Seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünlük ilişkisi yoktur.

H_1 : Seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünlük ilişkisi vardır.

Hipotezleri test etmek için, hesaplanan test istatistiği değerlerinin mutlak değerce kritik değer ile karşılaştırılmaktadır. Aşağıdaki tabloda Maki (2012) eşbütünlük testi sonuçları verilmiştir :

Tablo 7. Maki (2012) Eşbütünlük Analizi

Model	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Kırılma tarihleri
		%1	%5	%10	
Model 0	-7.143	-6.640	-6.132	-5.892	2016:1,2018:7,2020:8
Model 1	-7.067	-7.053	-6.494	-6.220	2016:7,2018:7,2020:7
Model 2	-9.490	-9.441	-8.869	-8.541	2018:7,2019:8,2020:7
Model 3	-11.043	-10.08	-9.482	-9.151	2018:8,2019:5,2020:08

Her dört modelin sonuçlarına göre hesaplanan test istatistiğinin, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması H_0 hipo-

tezinin ret edildiği anlamına gelmektedir. Literatürde daha çok model 2` nin tercih edilmesinin de göz önünde bulundursak, model 2` de de eşbütünleşik ilişkiye rastlanmıştır. Tüm modeller için eşbütünleşik ilişkinin saptanması, serilerin düzey değerleri ile yapılacak tahminin tutarlı olacağını göstermektedir. Maki (2012) testi 5 yapısal kırılmaya kadar tespit etse de tüm modeller için 3 yapısal kırılma belirlenmiştir. Bu durumun yaşanması, kurulan modelin istatistiksel ve ekonometrik başarısı olarak da değerlendirilebilir. Tüm birim kök testlerinin de her üç anlamlılık düzeyinde tüm testler için aynı sonuçların doğması model tahmini başarılı kılan göstergelerdendir. Aynı zamanda, tüm modellere göre belirlenen yapısal kırılma tarihleri de birbirine yakın tarihler olduğunu görmekteyiz. Örneğin, 2020:7 ve 2020,11 dönemleri tüm modeller için bulunmuş yapısal kırılma tarihleridir.

Literatürdeki bir çok sorunlu krediler ile makro iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiyi ölçen çalışmada kişi başına düşen GSYİH değişkeni bulunmaktadır. Bu değişkenin çalışma kapsamında modele dahil edilmeme nedeni, çalışmanın aynı frekanslarla (aylık) frekanslarla yapılmasıdır. Fakat, önemli bir değişkenin model dışında bulunmasının yol açacağı tanımlama hatası durumuna karşılık Ramsey Reset testi uygulanmış ve hesaplanan F istatistiği değerlerinin (2.293143, P=1.3339) ilgili serbestlik düzeyindeki kritik değerler ile karşılaştırılması sonucunda “Modelde spesifikasyon hatası vardır” yönündeki H_0 hipotezi reddedilmiştir. Yani, modelde herhangi bir değişkeni model dışında bırakmaktan kaynaklı olabileceği spesifikasyon hatası bulunmamıştır.

Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS), bağımsız değişkenler ile hata terimi arasındaki içsellik ilişkisini ve hata terimleri arasındaki otokorelasyon sorununu dikkate alan bir yarı-parametrik bir düzeltme yöntemine dayalı bir tahmincidir. FMOLS tahmincisi tutarlı, az sayıda gözlemlerde de başarılı sonuçlar veren ve asimptotik olarak sapsız bir yöntemdir (Aslan ve Küçükaksoy, 2006: 751). Uzun dönem katsayıları FMOLS tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Bu bağlamda, literatürde en çok tercih edilen ve her üç anlamlılık düzeyinde eşbütünleşik ilişkiye rastlanan model 2` deki yapısal kırılma tarihlerinin kukla değişken olarak alındığı model tahmin edilmiştir.

Tablo 8. FMOLS Eşbütünleşme Tahmincisi Sonuçları

Değişken	Katsayı	Test istatistiği	Olasılık
LNTPKREDI	1.097527	6.634482	0.0000
LNTUFE	-0.149463	-0.557617	0.5787

Değişken	Katsayı	Test istatistiği	Olasılık
LNKRFAIZ	0.119612	2.376389	0.0200
LNKAMU	0.044954	0.913489	0.3638
LNISGUCU	1.116837	3.482328	0.0008
LNEFKUR	0.372849	3.436425	0.0010
D2018:7	0.044929	2.371426	0.0202
D2019:9	0.056578	3.074151	0.0029
D2020:7	-0.051000	-2.587297	0.0116
Sabit	-7.740704	-4.505250	0.0000

F istatistiği anlamlı (864.71. P=0.000), modelin açıklayıcılık düzeyi yüksek ($R^2=0.95$) bulunan modelin sonuçlarına göre, LNTUFE ve LNKAMU değişkenleri istatistiksel (%1,%5 ve %10 anlamlılık düzeyinde) olarak anlamsız bulunmuştur. Yapısal kırılma tarihlerini gösteren kukla değişkenler dahil olmakla diğer değişkenler ve sabit anlamlı bulunmuştur. FMOLS tahmincisi sonuçlarını iktisadi olarak aşağıdaki gibi yorumlamak mümkündür:

- Toplam kredi hacmindeki %1`lik artış sorunlu kredi hacmini 1,09 kadar artırmaktadır.
- Kredi faizindeki %1`lik artış sorunlu kredi hacmini 0,11 kadar artırmaktadır.
- İşgücündeki %1`lik artış sorunlu kredi hacmini 1,11 kadar artırmaktadır.
- Efektif kurdaki %1`lik artış sorunlu kredi hacmini 0,37 kadar artırmaktadır.
- Değişkenler arasındaki ilişki çerçevesinde 2018 yılının temmuz, 2019 yılının eylül ve 2020 yılının temmuz aylarında yapısal kırılmaya neden olan şoklar yaşanmıştır. 2018 ve 2019 yılında yaşanan şokların sorunlu kredi hacmi üzerinde pozitif, 2020 yılında yaşanan şokun ise negatif etkisi bulunmuştur.

Çalışma kapsamında bulunan yapısal kırılma tarihleri, o dönemler için Türkiye ekonomisinde ilgili değişkenleri de etkileyen ve aynı zamanda ilgili değişkenlerden de etkilenmiş olan şokları açıklamaktadır. 2018 yılının temmuz, 2019 yılının eylül

aylarında Türkiye`de önemli kur dalgalanmaları yaşanmış ve bu kur dalgalanmaları ekonomiyi çok yönden etkilemiştir. 2020 yılının mart ayından itibaren Türkiye geneline yayılmaya başlamış olan COVID-19 pandemisinin Türkiye ekonomisini çok yönden etkilemesi ile de ilgili seriler üzerinde yapısal değişikliklerin yaşanmasına neden olmuştur. Fakat, COVID-19 pandemisinden dolayı yaşanan ekonomik sorunların, bir sorun göstergesi olan sorunlu kredi hacmini pozitif yönde etkilemesi beklenirken, azaltıcı bir etkinin saptanması iktisadi açıdan beklenmedik bir sonuçtur. Bunun yanı sıra, işgücündeki artışın, sorunlu kredi hacmi ile arasında negatif bir ilişkinin beklenmesinin aksine, pozitif bir ilişki saptanmıştır. LNİSGU-CU ve 2020:7 kukla değişkeni dışında, diğer değişkenler ile sorunlu kredi hacmi arasındaki ilişki iktisadi olarak beklenen ve anlamlı bir ilişki olarak değerlendirilmektedir.

4.3. Nedensellik Analizi

Hacker-Hatemi-J (2006), Todo-Yomamoto(1995) testini olası normal dağılmamalara karşı bootstrap tekniği ile hesaplanan kritik değerler ile uygulamıştır. Hacker ve Hatemi-J (2006) tarafından geliştirilen test, Todo-Yomamoto (1995) testindeki gibi yokluk hipotezinde değişkenler arasında Granger nedeninin olmadığını, alternatif hipotezde ise değişkenler arasında Granger nedeninin olduğunu sınamaktadır (Ulucak,2014,14). Hacker-Hatemi-J (2006) testi, değişkenler arasında Vektör Otoregresif Modeli (VAR) kullanarak değişkenler arasındaki nedenselliği test etmektedir:

$$Y_T = \alpha + A_1 Y_{y-1} + \dots + A_p Y_{y-p} + \dots + A_{p+d} Y_{y-p-d} + u_t$$

Prosesteki p sırası bilinmekte ve d değişkenlerin maksimum entegrasyon sayısına eşittir. Hacker-Hatemi-J (2006) testinde hesaplanan Wald test istatistiği değerinin bootstrap yöntemi ile elde edilen Hatemi dağılımı değerleri ile kıyaslanarak hipotez testleri yapılmaktadır. Testde uygun gecikme uzunluğu Hatemi-J(2003) tarafından geliştirilen Schwarz bilgi kriteri (SBC) ile Hannan-Quin (HQC) bilgi kriterinin birleşiminden oluşan (HJC) bilgi kriterine göre karar verilmektedir.

VAR modeli ile HJC bilgi kriterine göre seçilen 2. Uygun gecikme uzunluğunun üzerine 1 ilave edilerek 3. Gecikme uzunluğu ile, Bootstrap tekniği ile 10000 yenileme ile bulunan kritik değerler ile yapılan tet sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir:

Tablo 9. Hacker-Hatemi-J (2006) Bootstrap Nedensellik Testi Sonucu

Nedenselliğin Yönü	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değeri		
		%1	%5	%10
LNSORKREDİ→LNİSGUCU	0.587969	10.042	6.745	4.962
LNİSGUCU→LNSORKREDİ	22.85983*	9.870	6.540	4.827
LNSORKREDİ→LNTUFE	11.28568*	10.739	6.539	4.561
LNTUFE→ LNSORKREDİ	3.927539	12.831	7.095	5.130
LNSORKREDİ→LNRKUR	0.473535	12.673	7.018	5.042
LNRKUR→ LNSORKREDİ	0.905394	10.830	6.481	4.741
LNSORKREDİ→LNFAİZ	0.879002	9.895	5.038	4.217
LNFAİZ→ LNSORKREDİ	8.875933*	9.673	5.013	4.183
LNSORKREDİ→LNTPKREDİ	0.972073	10.531	6.692	4.721
LNTPKREDİ→LNSORKREDİ	27.65959*	10.439	6.971	4.818
LNSORKREDİ→L NKAMU	5.459710*	9.514	6.104	4.582
L NKAMU→ LNSORKREDİ	11.04296*	9.386	6.051	4.345

*- Nedensellik ilişkisinin bulunduğu ilişkiyi göstermektedir.

Test sonuçlarına göre işgücünden sorunlu kredi hacmine doğru tekyönlü nedensellik, sorunlu kredi hacminden TÜFE'ye doğru tek yönlü, kredi faizlerinden ve toplam kredi hacminden sorunlu kredi hacmine doğru tek yönlü, kamu harcamaları ile sorunlu kredi hacmi arasında ise çift yönlü (%10 anlamlılık düzeyinde) nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

5. SONUÇ

Kredi risklerinin doğru ölçümlenmemesi, bankaların kredi politikalarında gevşeklik, bankacılık sektöründeki aksaklıklar gibi bankalara has mikro nedenlerden, ülkede yaşanan doğal afetler, ekonomide yaşanan sarsıcı şoklar, milli geliri azaltıcı politikalar, makro iktisadi istikrarsızlık, işsizlik, enflasyon, döviz kurundaki yükseliş gibi makro nedenlerin sonucu olarak artan sorunlu kredi hacmi bankacılık sektörü için dolayısıyla da finansal ve reel ekonomi için tehdit oluşturmaktadır. Başta banka karlılığı olmakla, finansal istikrarsızlık yaratan sorunlu kredilerin oluşması, finansal krizlerin başlıca nedenlerindedir.

Çalışmada Türkiye`de 2014 Ocak ayı ile 2021 Mart ayı aralığını kapsayan aylık veriler ile sorunlu kredi hacmini (tasfiye edilecek krediler) etkileyen makro iktisadi değişkenlerin analizi yapılmıştır. Çalışma, sorunlu kredi hacmine sadece makro iktisadi perspektiften yanaştığı için, bankacılık sektörüne has olan mikro değişkenler modele dahil edilmemiştir. Çalışma, sorunlu kredileri negatif bir olgu olarak belirleyip, olumlu makro iktisadi değişimlerin sorunlu krediler üzerinde azaltıcı bir etki yaratacağı ampirik beklentisinde yürütülmüştür. Bu bağlamda modelde yer alan işgücü ve kamu harcamaları değişkenlerindeki artışın, borç ödeme kabiliyetinin iyileştirmesi açısından olumlu ekonomik etki yaptığı beklentisinde bulunmuş ve bu değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde azaltıcı etki yapacağı iktisadi beklentisi olmuştur. Sorunlu kredinin genel olarak kredi hacmindeki orantısız ve uygun olmayan kredi risk derecelendirmesi sonucu oluştuğu görüşünden hareketle, kredi hacmindeki artışların belirli bir düzeyde uygun olmayan risk derecelendirmeli olduğu ve genel olarak sorunlu kredinin, kredinin mevcudiyetinden doğduğu gerekçesi ile toplam kredi hacmindeki artış ile sorunlu kredi hacmi arasında negatif bir ilişki beklenmiştir. Bunun yanı sıra, kredi ödemelerini zorlaştıran temel nedenlerden olan yüksek kredi faizlerinin sorunlu kredilere yol açması gerçeğinden hareketle, kredi faizlerindeki artışların da sorunlu kredi hacminde artışa yol açacağı beklenmiştir. Genel olarak halkın gelir düzeyine etki eden ve sorunlu kredilere yönelik ampirik çalışmalarda en öne çıkan değişkenlerden olan reel döviz kuru ve enflasyon ile sorunlu krediler arasında pozitif ilişki tahmin edilmiştir.

Yapılan zaman serisi analizi çalışmasında ilk önce serilerin durağanlığı incelenmiştir. Bu bağlamda, değişkenler hem geleneksel birim kök testleri olan ADF ve PP hem de yapısal kırılmalı birim kök testlerinden olan ZA, LM, LP ve CS testlerine tabi tutulmuştur. Tüm testlerde tüm modellere göre serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı, I(1) düzeyinde ise durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durumda, seriler arasında eşbütünlük ilişkinin mümkün olması kanaati ile yapısal kırılmalı Maki (2012) Eşbütünlük testi yapılmıştır. Testin sonuçlarına göre, her dört modelde yapısal kırılma altında eşbütünlük vektörüne rastlanmıştır. Model 2 tercih edilerek, bu modelde bulunan; 2018:7,2019:8,2020:7 yapısal kırılma tarihlerinin kukla değişken olarak eklenildiği FMOLS tahmincisi ile katsayılar tahmin edilmiştir. Uygun seçilen modeldeki yapısal kırılma tarihleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve o dönemler için Türkiye`de yaşanan döviz kuru şokları ve COVID-19 pandemisinin getirdiği ekonomik zorlukların yaşandığı dönemler ile uygun geldiği yönünde değerlendirilmiştir.

Modelde TÜFE ve kamu harcamaları değişkeni istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. İşgücündeki artışın sorunlu kredi hacminde artışa yol açtığı yönünde-

ki sonuç haricinde, diğer değişkenler olan; döviz kurunda, toplam kredi hacminde, kredi faizlerindeki artışın, sorunlu kredilerde artışa yol açtığı yönündeki sonuçlar iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. FMOLS yönteminin standart hatalara karşı dirençli bir tahmince olmasından dolayı, tanısıl test sonuçları verilmemiştir. Elde edilen bulgular Çiftçi (2016) ve Yüksel (2016) çalışması sonuçlarını destekler niteliktedir. Kuzu ve Çelik (2019) çalışmasında TÜFE değişkeni istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşken, bu çalışmada anlamsız sonuç doğurmuştur. Reel efektif döviz kuru sonuçları ise Torun ve Altay (2019) ve Altınöz (2018) çalışmalarını destekler niteliktedir.

Bir sonraki aşamada uygulanan Hacker-Hatemi-J (2006) Bootstrap Nedenlilik testi sonucu olarak, işgücü ile sorunlu kredi hacmi arasında, sorunlu kredi hacmi ile TÜFE arasında, kredi faizleri ile sorunlu kredi arasında ve toplam kredi hacmi ile sorunlu kredi hacmi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken, kamu harcamaları ile sorunlu krediler arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur. “Sorunlu kredi hacmi, Kamu harcamasının Granger Nedenidir” sonucu iktisadi olarak beklenmedik sonuç olarak değerlendirilmekte ve istatistiksel tesadüf olarak düşünülmektedir. Bu sonuç dışındaki diğer sonuçlar ise iktisadi olarak beklenen sonuçlar olarak yorumlanmıştır.

Çalışma, sorunlu kredi hacmini etki eden makro iktisadi faktörler üzerinde aylık ve en güncel dönemi kapsamı ile ve ileri nitelikler taşıyan yeni ekonometrik yöntemler ile yürütülmüştür. Çalışma, hem makro iktisadi ve finansal tehdit unsuru taşıyan sorunlu kredi hacmine ampirik ve iktisadi perspektifte yaşanan güncel bir çalışma olmak niteliği taşımakla beraber , Türkçe literatürde yer alan yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme analizi ve güncel nedensellik yöntemi olan Hacker- Hatemi-J yöntemi ile bootstrap tekniği kullanılmış bir analiz olma özelliği ile literatürde önemli bir yer kazanma ve bu yöntemler ile yapılacak diğer makro iktisadi çalışmalara ışık tutmayı amaçlamaktadır.

Etik Beyanı: Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde Kamu Yönetimi ve Politikaları Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

Yazar Katkıları: Cavid Süleymanlı, çalışmanın tamamında tek başına katkı sunmuştur.

Çıkar Beyanı: Yazar ya da herhangi bir kurum/kuruluş arasında çıkar çatışması yoktur.

Ethics Statement: The author declares that the ethical rules are followed in all preparation processes of this study. In the event of a contrary situation, the Journal of Public Administration and Policy has no responsibility and all responsibility belongs to the author of the study.

Author Contributions: Cavid Süleymanlı has contributed to all parts and stages of the study.

Conflict of Interest: There is no conflict of interest among the author and/or any institution.

KAYNAKÇA

- Altunöz, U. (2018). Sorunlu Krediler Bağlamında Türk Bankacılığında Kredi Kayıp Karşılığının Makroekonomik Değişkenlere Etkisi: Panel Data ve Zaman Serileri Analizi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 63-82.
- Aslan, A. G. Ö. ve Küçükaksoy, İ. (2006). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama. *Ekonometri ve İstatistik E-Dergisi*, (4), 25-38.
- Carrion-Í-Silvestre, JI, Kim, D. ve Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric theory*, 25(6), 1754-1792.
- Çiftci, R. (2016). *Türk Bankacılık Sisteminde Sorunlu Krediler ve Makroekonomik Konjonktür*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. Eskişehir.
- Baş, G. ve Kara, M. (2020). Türkiye’de Döviz Kuru ile Sorunlu Krediler İlişkisi: Bir Zaman Serisi Analizi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(22), 997-1023.
- Göktaş, Ö. (2005). *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. İstanbul: Beşir Kitabevi
- Hacker, R.S. and Hatemi-J, A. (2006) Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38, 1489-1500.
- Phillips, P. C. ve Hansen, B. E. (1990). Estimation and inference in models of cointegration: A simulation study. *Advances in Econometrics*, 8(1989), 225-248.
- Kabataş, Y. ve Karamustafa, C. (2019). Tüketici Kredilerinde Takipteki Kredi Oranlarının Makroekonomik ve Bankalara Özgü Belirleyicileri: Türkiye Örneği. *Marmara Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 15, 1- 17.
- Koyuncu, C. ve Berrin, S. (2011). Takipteki Kredilerin Özel Sektöre Verilen Krediler Ve Yatırımlar Üzerindeki Etkisi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (31), 113-124.
- Kuzu, S. ve Çelik, İ. E. (2019). Türk Bankacılık Sektöründe Sorunlu Kredileri Belirleyen Değişkenlerin Analizi. *Turkish Studies Social Sciences*, 14(4), 1637-1656.
- Lee, J., ve Strazicich, M. (2004). Minimum LM unit root test with two structural breaks. Department of Economics, University of Central Florida Working Paper Series.

- Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the Unit-Root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Selimler, H. (2015). Sorunlu Kredilerin Analizi, Banka Finansal Tablo ve Oranlarına Etkisinin Değerlendirilmesi. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 7(12), 131-172.
- Şahbaz, N. ve İnkaya, A. (2014). Non-performing loans in Turkish banking sector and macro economic effects. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 1(1), 69-82.
- Torun, M., ve Altay, E. (2019). Ticari Bankacılık Sektöründe Sorunlu Kredileri Etkileyen Faktörlerin Analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(1), 179-200.
- Ulucak, R. ve Ulucak, Z. Ş. (2014). Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik: Türkiye Örneği. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10(23), 81-98.
- Yücememiş, B. T. ve Sözer, İ. (2011). Bankalarda Takipteki Krediler: Türk Bankacılık Sektöründe Takipteki Kredilerin Tahminine Yönelik Bir Model Uygulaması. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 3(5), 43-56.
- Yüksel, S. (2016). *Katılım Bankalarında Karlılığı Belirleyen Faktörlerin Mars Yöntemiyle İncelenmesi*. Erişim adresi: https://www.researchgate.net/publication/307969122_Katilim_Bankalarinda_Karlılığı_Belirleyen_Faktörlerin_MARS_Yöntemiyle_Incelenmesi