

NPL ve Makroekonomik Göstergeler Arasındaki İlişkinin MTAR Modeli ile Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi*

Seyfullah GÜL^a & Ayben KOY^b

Öz

Banka bilançolarındaki varlık kalitesinin finansal krizlerin temel etkenlerinden olduğu 90'lı yıllardan itibaren yaşanan krizlerle ve yapılan akademik araştırmalarla daha fazla anlaşılmaya başlanmıştır. Kredi riskinin makro belirleyicilerinin ne olduğu, diğer taraftan hangi makroekonomik faktörlerin kredi riski üzerinde etken olabileceği konuları tartışılmıştır. Bu çalışma, Türkiye'deki bankaların ekonomi içerisindeki şekillendirici etkin rolü ve konumu göz önünde bulundurularak, banka aktiflerinin öncül göstergelerinden olan sorunlu kredi oranları (NPL) ile ilişkilendirilebilecek makroekonomik göstergelerin tespit edilmesi amacıyla yapılmıştır. NPL oranı ile işsizlik, enflasyon, GSYİH oranları, kredi hacmi ve sanayi üretim endeksi gibi bazı makroekonomik göstergeler arasındaki uzun dönem denge ve nedensellik ilişkisi doğrusal olmayan eşbütünleşme testi olan Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (MTAR) ile analiz edilmiştir. Analiz, 1999/IV. dönem ile 2020/IV. dönem arasındaki 85 adet gözlem sayısını içermektedir. MTAR vektör hata düzeltme modeli ve nedensellik testi ile yapılan bu koentegrasyon analizi, NPL oranları ile enflasyon oranları arasında doğrusal olmayan, asimetrik bir nedensellik ilişkisi bulunduğuna işaret etmektedir.

Cointegration and Causality Analysis of the Relationship Between NPL and Macroeconomic Indicators with MTAR Model

Abstract

The fact that the quality of assets in the balance sheets of banks is one of the main factors of financial crises has started to be understood more with the crises experienced and academic research since the 90s. The macro determinants of credit risk and on the other hand, which macroeconomic factors can be effective on credit risks are discussed. This study was carried out to determine the macroeconomic indicators that can be associated with NPL, which is one of the main indicators of bank assets. The long-run relationships of causality between NPL rates and some macroeconomic indicators such as unemployment, inflation, GDP rates, credit volume, and industrial production index were analyzed with Momentum Treshold Autoregressive Model (MTAR). The analysis includes 85 observations between the 1999/IV period and the 2020/IV period. This cointegration analysis using the MTAR vector error correction model and causality test indicates that there is a non-linear, asymmetric causal connection between NPL rates and inflation rates.

Anahtar

Kelimeler:

NPL,
Eşbütünleşme,
Momentum Eşik
Değer,
Doğrusallık,
Asimetrik İlişki.

JEL

Sınıflandırması:

G10, G21, G32

Keywords:

NPL,
Cointegration,
Momentum
Threshold
Model,
Linearity,
Asymmetrical
Relationship.

JEL

Classification:

G10, G21, G32

* Bu çalışma "Sorunlu Kredileri Etkileyen Faktörlerin Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (MTAR) ile Analizi" başlıklı doktora tezi esas alınarak hazırlanmıştır.

^a Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finansal Ekonomi Doktora Programı, Türkiye, seyfullah.gul@gmail.com, ORCID: 0000-0003-2990-1112

^b Doç. Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü Müdürü, Türkiye, akoy@ticaret.edu.tr, ORCID: 0000-0002-2506-6634.

Bu eser Creative Commons Atıf-Gayri Ticari 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriř

Yasal otoriteler tarafından uygulanan para politikası aralarının makroekonomik gstergeler zerindeki etkisini gsteren parasal aktarım mekanizması (PAM), 1960'lerden sonra teori ve uygulamalı olarak birok alıřmaya konu olmuřtur. PAM, para politikası mercilerinin aldıėı kararların hangi aralar zerinden, hangi srede bir gecikmeyle ve hangi lde sz konusu ekonomi ile fiyatlar genel dzeyini etkilediėini ifade etmektedir. ncelikle merkez bankaları, planlanan genel likidite dzeyini yakalamak veya kontrol edebilmek iin para arzı veya fiyat dzeyleriyle ilgili artırma veya azaltma ynnde program deėiřikliklerine gitmektedirler. Bu srecin ierisinde bařta rezervler olmak zere swap, repo ve aık piyasa iřlemleri gibi finansal mekanizmaları devreye alırlar. Sz edilen bu finansal mekanizmalar, parasal aktarım mekanizmasının temel unsurlarını oluřturur. Para politikası kararlarının ekonomiyi etkilediėi diėer bir ifadeyle parasal aktarım kanallarının varlıėı iktisatılar tarafından kabul edilmektedir. Diėer taraftan bu mekanizmanın ekonomiye etkilerine ynelik para ile kredi grř ekseninde toplansa da hangisinin daha etkin olduėuna ynelik arařtırmalar alıřmalara konu olmaktadır. Mishkin ve diėerleri (2004), PAM konusunu iki temel ereve zerine kategorize etmiřlerdir. Bunlar dviz, tketim, yatırım gibi kanallar bařta olmak zere finans piyasasında aksaklıėın mevcut olmadıėı neo-klasik kanal ve finans piyasasında aksaklıkların olduėu neo-klasik olmayan kanal, diėer bir ifadeyle kredi kanalıdır. Faiz enstrmanı kanalının uzun vadede yatırım harcamalarının zerindeki para politikası etkilerini net bir řekilde aıklayamaması ve IS/LM modelinin benzer řekilde reel sektre yansımalarını ortaya koymada yetersiz kalması, finans piyasalarında asimetrik bilgi kaynaklı kredi kanalı aktarım mekanizmasını n plana ıkarmıřtır (Bernanke, 1988). Finansal piyasalarda karar mekanizmasını oluřturacak bilginin eksiksiz ve tam doėru edinilememesi ile tarafların kendi ekseninde farklı bilgilere haiz olmaları finansal piyasaların iřleyiř srecinde bazı aksaklıklara, sorunlara veya eksikliklere sebep olmaktadır. Asimetrik bilgi, yanlıř tahsis edilen kredi kararları sebebiyle ekonomik etkinliėin zayıflamasına ve kredi kısıtlamalarına neden olmaktadır. Aynı zamanda bu durum finansal piyasanın etkinlik dzeyini de dřrebilmektedir. Bu durumda yatırımlara kanalize olacak fonların ve verimli projelerin hayata geirilmesi engellenecek, zetle asimetrik bilgi ekonomik aktivite zerinde negatif bir etki yaratacaktır (Mishkin ve diėerleri, 2004). Genel bir řekilde ifade etmek gerekirse, neo-klasik olmayan aktarım mekanizmaları, kredi piyasasındaki aksamaları ierisinde barındırmaktadır ve bu sebeple kredi grř olarak adlandırılır. Kredi grř mekanizmasında, geleneksel faiz kanalından ayrı olarak banka kredisi, menkul kıymet ve para olarak  aktif dikkate alınır. Kredi mekanizması, para otoritesinin finansal aracıları olan bankaların rezervi zerinde etkili olmasıyla alıřmaktadır. Parasal sıkılařtırma veya geniřleme řeklinde uygulanan deėiřiklikler bankaların rezervlerini etkileyerek kredi plasman imkanlarını sınırlandırıcı veya geniřletici etkiye yol amaktadır. Diėer taraftan ekonomik birimlerin kredi kořullarındaki deėiřiklikler yatırım ve tketim harcamasına etki ederek toplam talep ve gelir zerinde etki oluřurmaktadır.

Amalanan para politikası kararının ekonomik fonksiyonlar zerindeki yansımalarını ortaya koymada nemli bir yeri bulunan kredi kanalı mekanizmasının fonksiyonel olarak iřleyebilmesi iin bankaların da piyasa aracılık iřlevlerini yerine getirebilmeleri

gerekmektedir. Bankalar aracılık faaliyetlerini yerine getirirken karşılaştığı risk faktörlerini sistematik ve sistematik olmayan şekilde ikiye ayırabiliriz. Sistematik faktörlerin finansal piyasaların üzerinde oldukça kuvvetli etkisi olmaktadır ve bu faktörler bankacılık alanının dışında gelişmektedir. Diğer taraftan sistematik olmayan riskler, bankanın kendisine bağlı olarak değişkenlik gösterirler. Bankaların faaliyetlerini sürdürürken karşılaştıkları en önemli risk konularından olan sorunlu kredilerinin temelinde yönetmek zorunda oldukları söz konusu bu riskler, diğer bir ifadeyle kontrol edilemeyen ve kontrol edilebilen riskler yer almaktadır. Bankalar faaliyetlerinden risk primi -kredi kullandırmadan elde edilen gelir ile mevduat sahibine ödenen faiz farkı- elde edebilmesi için bu risklere katlanması, söz konusu bu riskleri iyi yönetebilmesi gerekir. Araştırmalar, finansal piyasalarda karşılaşılan en temel, önemli riskin kredi riski olduğunu ortaya koymaktadır. Kredi riski, kredi alan müşterilerin imzalamış oldukları kredi sözleşmesindeki gerekliliklere uymayarak, ödeme sorumluluklarını belirlenen vadede kısmen veya tamamen yerine getirmemesinden kaynaklı finans piyasasının maruz kaldığı risk şeklinde tanımlanabilir (Candan ve Özün, 2006). 80'li yıllarda ABD'de, 90'lı yıllarda kuzey ülkelerinde, 2000'li yılların başlarında önce Japonya sonra Amerika ve Avrupa başta olmak üzere yaşanan finans krizleri kredi borçlarının geri ödenmesi sıkıntısından kaynaklanmış olup bankalardaki sorunlu kredi hacmini artırmıştır. Sorunlu kredi hacminin yükselmesi başta bankaların kaynak maliyetlerini, karlılıklarını etkilemekle birlikte makro ekonomik göstergeler üzerinde olumsuz etkilerde bulunmaktadır. Literatürde sorunlu kredi (NPL); banka ile kredi kullanıcısı arasında borcun geri ödenmesine dair yapılan akdin bozulması, kredi tahsilatının gecikmesi ile beraber zarar durumunun vuku bulması şeklinde özetlenmektedir (Seval, 1990). Bu bağlamda, mevcut çalışmada sorunlu krediler ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki doğrusal olmayan Momentum Eşik Değerli Otoresgresif Model (MTAR) ile analiz edilmiştir. Değişik zaman dilimlerinde ve koşullarda değişkenler arası ilişkiler farklılaşabileceğinden doğrusal olmayan modellerle çalışılması analizde daha gerçekçi ve tahminlenebilir sonuçlar ortaya koyacaktır. MTAR modeli, geçmiş negatif/pozitif değerler için daha yüksek/düşük azalmaları ortaya çıkarmaktadır, bu model ile yapılan çalışmalarda keskin artış ve azalışları öngörüp modelleyebilmek mümkün hale gelmektedir.

2. Literatür

Uluslararası yazında ve Türkiye'de makroekonomik değişkenler ile sorunlu kredilerin etkileşimi üzerine birçok araştırma yapılmıştır. Literatürdeki çalışmalar sistematik ve sistematik olmayan faktörler tarafıyla bir bütün olarak incelenmiştir. Farklı ekonomiler için NPL ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri analiz eden birçok çalışma vardır. Ancak sözü edilen bu ilişkiyi doğrusal olmayan modeller ile değerlendiren çalışmalar özellikle uluslararası düzeyde ve ülkemizde sınırlı kalmıştır. Son yıllara kadarki çalışmalar daha çok VAR, Panel veri analizleri ve Granger Nedensellik testleri kullanılarak yapılmıştır.

1993-2000 yılları arasında ABD'deki ve ABD dışındaki üç değişik bankayı kapsayan bir çalışmada (Hasan ve Wall, 2004) bankaların kredi kayıpları ve bu kayıplara ayrılan karşılıklara sebep olan faktörleri incelemiştir. Bankalar tarafından kıyaslama yapılabilmesi

maksadıyla analize NPL faktörü de dahil edilmiştir. Farklı ülkedeki faaliyet gösteren seçili bankaların muhasebe kuralları ve denetim süreçleri değişiklik gösterdiği belirtilmiştir. Çalışmanın sonucunda, yüksek oranda sorunlu kredilerin oluşu, kredi kayıpları rezervinin de yüksek olmasına bağlanmıştır. Bankaların sermaye yapıları ile gelişmekte olan seçili ülkelerin kredi riskleri arasındaki ilişkinin araştırılması amacıyla Godlewski (2004), tarafından Güney Amerika, Asya ile Orta ve Doğu Avrupa, bölgelerine ait 30'a yakın gelişmekte olan piyasa detaylı incelemiştir. Çalışma sonucunda banka büyüklük ve karlılıklarının sorunlu krediler üzerinde negatif etkileri bulunduğu tespit edilmiştir. Benzer çalışma Çek Cumhuriyeti'nde faaliyette bulunan ticari bankalarda NPL ile maliyet yönetiminin nedensellik ilişkisi Podpiera ve Weill (2008) tarafından 1994-2005 yılları arasında kapsayan dönemler için genelleştirilmiş momentler metodu kullanılarak dinamik panel analizi ile test edilmiştir. Godlewski'nin çalışmasına benzer şekilde sorunlu kredilerin bankaların maliyet etkinliğinin bozulması üzerinde negatif etki yarattığı tespit edilmiştir.

Jung Hyun Park ve Lei Zhang (2012) Amerika'daki bankacılık sektöründe NPL ile makroekonomik değişkenlerin ve bankalara özgü değişkenlerin arasında gözlemlenebilen bir ilişkinin var olup olmadığını regresyon analiziyle incelemiştir. Çalışmada makro ekonomik göstergeler olarak; işsizlik oranı, GSYİH büyüme ve merkez bankası borçlanma faiz oranları kullanılmış, diğer taraftan bankalara özgü; borç ödemeyebilme gücü oranı, özkaynak karlılığı, etkinlik oranı, faiz dışı gelirler ve banka ölçeği değişkenleri kullanılmıştır. 2002-2006 yılları kriz öncesi ve 2007-2010 dönemi kriz aşaması şeklinde sürece bağlı iki aşamaya ayrılan araştırmada, 2670 bankaya ait yıl sonu verileri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda GSYİH oranı ile NPL arasında istatistiksel olarak anlamlı negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Finansal kriz öncesi dönem (2002-2006) ve kriz süreci (2007-2010) olmak üzere iki farklı döneme ayrılan çalışmada, 2670 bankanın yıllık verileri kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına bakıldığında, kriz öncesi dönemde GSYİH büyüme oranı ile sorunlu kredi oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif ilişki bulunmuştur. Çalışmada ayrıca kriz öncesi dönem içerisinde özkaynak karlılığı ile NPL arasında negatif yönlü, faiz dışı gelir ile pozitif yönlü ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Diğer taraftan banka ölçeği ile NPL arasında ise herhangi bir ilişki gözlemlenmemiştir. Kriz dönemi analizinde ise, işsizlik oranı, GSYİH oranı ve özsermaye karlılığı ile NPL arasında negatif yönde ilişki olduğu tespit edilirken, Merkez bankası borç verme faiz oranı ile NPL arasında anlamlı ilişki bulunamamıştır.

Gelişmiş ekonomiler içerisinde seçili 26 ülkenin verileriyle sorunlu kredileri ve makroekonomik değişkenleri arasındaki ilişki Nkusu'nun 2011 yılındaki araştırmasına konu olmuştur. Bu araştırma kapsamında GSYİH oranı, işsizlik oranı, enflasyon, efektif döviz kuru, kredi hacmi, politika faizi, konut fiyat endeksi gibi değişkenler ile NPL arasındaki ilişki panel veriler kullanılarak regresyon analiziyle incelenmiştir. GSYİH oranı ile NPL oranları arasında ise negatif yönlü bir ilişki bulunmasına rağmen, önceki çalışma sonuçlarına benzer şekilde makroekonomik görünümdeki bozulmanın, işsizlik oranını ve sorunlu kredi oranını pozitif yönde etkileyerek NPL rakamlarını yükselttiği, aynı şekilde enflasyondaki artışın sorunlu krediyi pozitif yönlü etkilediği tespit edilmiştir. Sorunlu krediler kapsamında değerlendirilebilecek benzer bir çalışma Mileris (2012) tarafından kredi risklerini etkileyebilen makroekonomik değişkenlerin incelenmesi amacıyla yapılmış; GSYİH, faiz

oranı, enflasyon, sanayi üretim endeksi, para arzı ve cari işlemler dengesi gibi değişkenler çalışmada bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Avrupa Birliği'ne mensup 22 ülkeye ait (Avusturya, Bulgaristan, Belçika, Kıbrıs, Estonya, Almanya, Danimarka, İspanya, Fransa, Finlandiya, Macaristan, Yunanistan, İtalya, Letonya, Litvanya, Malta, Hollanda, Portekiz, Polonya, Romanya, Slovakya ve Birleşik Krallık) bankaları NPL oranlarına ve sorunlu kredilere benzerliklerine göre gruplandırarak 3 grup altında incelemiştir. Ülkeler gruplandırılırken faktör analizi, probit modeller ve lojistik regresyon modelleri kullanılmıştır. Geliştirilen bu model, bankaların tahsili şüpheli ve sorunlu krediler oranını doğru tahminleme konusunda %98 oranında başarı sağlamıştır. Çalışmanın literatüre en önemli katkısı, tahsili şüpheli ve sorunlu kredilerin, ülkeye ait makroekonomik göstergelerdeki değişimlere büyük oranda duyarlı olduğunun ortaya konulması noktasında olmuştur.

Sorunlu kredilere etki eden faktörler hususunda uluslararası literatür çalışmalarının yanı sıra ulusal çalışmalar da yapılmıştır. Literatür araştırmasında yer verilen bu çalışmalardan bazıları şu şekildedir.

Türkiye'deki bankaların tahsil kabiliyeti şüpheli kredileri ile makroekonomik faktörler ve bunun banka bazında içsel faktörlerle olan ilişkilerinin tespiti üzerine Vatansever ve Hepşen (2013) tarafından çalışma yapılmıştır. Regresyon analiziyle yapılan 2007-2013 yılları arasını kapsayan bu araştırma sonucuna göre, BİST 100 Endeksi ve Sanayi Üretim Endeksi bankalardaki sorunlu kredi oranlarını negatif şekilde etkilerken işsizlik ve sermaye yeterlilik oranların, sorunlu kredileri pozitif yönde etkilediği anlaşılmıştır. Diğer taraftan Reel Sektör Güven Endeksi, Tüketici Fiyat Endeksi, Döviz kurları, Türkiye ile Euro Bölgesi GSMH oranları ve Standart and Poor's Hisse Senedi Endeksi'nin sorunlu krediler ile anlamlı bir etkisinin olmadığı kanaatine varılmıştır. Benzer içerikli bir çalışma Yağcılar ve Demir (2015) tarafından bankalarda risk ve temel performansın başlıca göstergelerinden olan NPL ile makro ekonomik göstergeler ve bankaların kendilerine özgü belirleyicilerinin tespitine yönelik yapılmıştır. 2002/IV. dönem ile 2013/I. dönem aralığında Türkiye'de faaliyette bulunan 26 bankaya ait bilgiler panel veri ve regresyon testine tabi tutulmuştur. Çalışmada makroekonomik göstergeler olarak GSYİH oranı, kredi faiz oranı, enflasyon ve net faiz marjı kullanılmakla beraber, banka kaynaklı değişkenler tarafında halka açıklık, likidite, mevduat/kredi oranı, banka büyüklüğü, aktif karlılık ve sermaye yeterlilik rasyosu bilgileri de dahil edilmiştir. Çalışmanın sonucunda, halka açıklık, likidite, mevduat/kredi oranı, banka büyüklüğü, aktif karlılık değişkenleri ile NPL arasında negatif yönlü ilişkinin varlığı tespit edilirken GSYİH oranı, kredi faiz oranı ve sermaye yeterlilik rasyosu ile sorunlu krediler arasında pozitif yönde bir ilişki tespit edilmiştir. Diğer taraftan kredi faiz oranı, enflasyon ve net faiz marjı ile sorunlu kredi oranları arasında istatistiksel anlamlı ilişki tespit edilememiştir.

Türkiye'de faaliyette bulunan bankaların 1998/II.-2012/III. dönemler arasında sorunlu krediler rakamlarındaki artış hızı ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişki Şahbaz ve İnkaya (2014) Granger Nedensellik ve regresyon yöntemiyle yapılan çalışmasına konu olmuştur. Makroekonomik değişkenler olarak GSYİH oranı, özel tüketim harcamaları, kredi hacmi ve özel sermaye harcamaları verilerinin kullanıldığı çalışma, NPL ile söz konusu bu makroekonomik değişkenler arasında çift taraflı ilişkiyi ortaya koymuştur. Şahbaz ve

İnkaya (2014) çalışmasına benzer nitelikte Ercan ve Karahanoğlu (2015) Türkiye’de faaliyette bulunan bankaların sorunlu krediler rakamları ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ekonometrik yöntem olarak panel verilerin kullanıldığı çalışma 2005-2015 yılları arasındaki dönem verilerini kapsamıştır. Sorunlu kredi oranları bağımlı değişken olarak kullanılırken, döviz kuru değişimleri, Sanayi Üretim Endeksi ve BIST 100 endeksi bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. VAR modeli ile yapılan analizde, bağımsız değişkenlerin logaritmik değişimi ile NPL oranları arasında tek taraflı ilişki olduğu tespit edilmiştir. İlaveten, döviz borçlanması yüksek firmaların kurlarda yaşanan değişimlere aşırı duyarlı olması sebebiyle bu şirketlerin kredi ödemelerinde sorunlar yaşayabildiği anlaşılmıştır. 2007-2013 yılları arası dönemlik veriler kullanılarak sorunlu kredilerin makroekonomik ve bankalara özgü belirleyici değişkenleri ile ilgili bir çalışma Vardar ve Özgüler (2015) tarafından yapılmıştır. Konuyla ilgili önceki araştırmalardan farklı olarak Vardar ve Özgüler (2015) çalışmasında ekonometrik yöntemler olarak Johansen-Juselius eşbütünleşme testi ile Nedensellik ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanılmıştır. Kapsamlı ekonometrik modellerin kullanıldığı bu araştırma sonucunda, bireysel kredi hacmi ve kişi başı GSYH değişkenleri ile sorunlu kredilerin arasında negatif yönlü, kredi kartları, işsizlik, enflasyon, cari açık ve gecelik faiz oranları ile NPL oranları arasında pozitif yönlü ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca, kişi başı GSYH ve işsizlik oranlarının sorunlu kredilerin kısa vadede granger nedeni olduğu ortaya çıkmıştır. Koentegrasyon metodu kullanan Genç ve Şaşmaz (2016), sorunlu kredileri etkileyen makroekonomik faktörlere yönelik Hatemi-J eş bütünleşme yöntemiyle çalışma yapmıştır. 2005-2015 yılları arası dönem verileriyle yapılan analiz sonucunda reel efektif döviz kuru, faiz oranı ve GSYİH ile sorunlu kredi rakamları arasında pozitif yönde, BIST 100 endeksi ile NPL rakamları arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Kredi türleri bazında NPL ile bazı makroekonomik göstergeler ve bankalara özgü değişkenlerin arasındaki ilişki konuyla ilgili ilk çalışmalardaki gibi regresyon yöntemi kullanılarak Karamustafa (2019) tarafından analiz edilmiştir. Çalışma 2005-2016 yılları arası çeyrek dönem verilerini kapsamış olup tüketici, kredi kartları, bireysel, kobi, ticari ve kurumsal krediler özelinde ayrı ayrı analiz yapılmış bulguları ayrı değerlendirilmiştir. Genel çerçevede, enflasyon, reel efektif döviz kuru, aktif ve özkaynak karlılığı gibi değişkenler ile sorunlu krediler arasında anlamlı bir ilişki bulunamazken GSYİH ile NPL oranları arasında negatif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı ilişki bulunmuştur. Türkiye’de faaliyette bulunan bankalara ait sorunlu kredi rakamları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi Poyraz ve Arlı (2019) çalışmasında, Johansen Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik testleri ile analiz etmiştir. 2008-2018 yılları arası dönem verilerini kapsayan çalışma daha önce Genç ve Şaşmaz (2016) tarafından ortaya konan bulgularla benzer nitelikte olup Dolar kuru ile sorunlu krediler arasında uzun dönemli nedensellik ilişkisi tespit edilmiş, Dolar kurunun sorunlu kredilerin Granger nedeni olabileceği belirtilmiştir.

Yurtiçindeki Katılım Bankalarının sorunlu kredi rakamlarını etkileyen faktörler hakkında regresyon, nedensellik ve eşbütünleşme yöntemleri kullanılarak analizler yapılmıştır. Apan ve İslamoğlu (2019) 2005-2018 dönem verilerini kapsar çalışmasında, sorunlu kredi oranları ile GSYİH göstergeleri arasında negatif yönde, diğer taraftan NPL oranları ile banka aktif büyüklükleri arasında pozitif yönde ilişki tespit edilmiştir. Farklı bir

eşbütünleşme metoduyla, Sevinç (2021) tarafından 2005-2019 yılları arası dönemler itibariyle seçili bazı makroekonomik faktörlerin Türk Bankacılık Sektörü NPL oranlarına etkisi ARDL Sınır Testi kullanılarak araştırılmıştır. Araştırma sonucunda enflasyon ve ekonomik büyümedeki artışlarının sorunlu kredi oranları üzerinde negatif yönde, diğer taraftan döviz kuru ve işsizlik faktörlerindeki artışların sorunlu kredi oranları üzerinde pozitif yönde etki yaptığı tespit edilmiştir. Ayrıca, NPL oranları ile işsizlik oranları arasında çift taraflı nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Aynı ARDL Sınır Testi yöntemi kullanılarak daha önceki Sevinç (2021)'in çalışmasıyla benzer metot ve içerikte Özel (2022) tarafından Türkiye Bankacılık sektöründeki sorunlu kredilerin yapısı ve bankalara özgü makroekonomik belirleyicilerine yönelik bir araştırma yapılmıştır. 2003-2019 yılları arası dönem verilerini kapsar analiz sonucunda, NPL oranları ile makroekonomik ve bankalara özgü faktörler arasında uzun dönem koentegre ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Analiz bulgularına göre, NPL oranı ile kredi büyümesi, döviz kuru artışı, tüketici enflasyonu, sermaye yeterlilik oranı ve mevduat/kredi oranı değişkenleri arasında pozitif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı ilişkiler tespit edilmiştir. Diğer taraftan sanayi üretim endeksi ile NPL oranları anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

3. Veri, Yöntem ve Bulgular

Türkiye örneği üzerinden sorunlu kredi (NPL) oranları ile işsizlik, enflasyon, GSYİH, kredi hacmi ve sanayi üretim endeksi gibi bazı makroekonomik göstergeler arasındaki uzun dönem denge ilişkisi Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (MTAR) ile analiz edilmiştir. Çeyreklik veriler üzerinde logaritmik dönüşüm yapılmıştır. Analiz 1999/IV. dönem ile 2020/IV. dönem arasındaki 85 adet gözlem sayısını içermektedir. Veriler Dünya Bankası, OECD ve IMF veri tabanı ile Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu'ndan alınmıştır.

Doğrusal olmaması, pozitiflik için daha düşük, negatiflik için daha keskin azalmalar göstermesi MTAR Modeli ile çalışılmasında belirleyici olmuştur. İlk bölümde değişkenlerin birim kök özellikleri MTAR modele dayanan birim kök testi ile analiz edilmiş, genişletilmiş ADF testi kullanılmıştır. İlerleyen bölümde R studio programında NPL ile söz konusu ekonomik değişkenler arasındaki koentegre ilişki Enders ve Siklos (2001) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan eşbütünleşme testi olan MTAR ile sınanmıştır.

3.1. Durağanlık Kavramı

Birim kök testleri vasıtasıyla zaman serilerinde durağanlık kavramı analiz edilebilmektedir. Serinin durağan olup olmadığı öncelikle test edilir. Serinin durağanlığını incelemeyen yapılan çalışmalar yanıltıcı sonuçlar ortaya koyacaktır. Durağanlık kavramı, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki kovaryans ve bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de sadece iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan bir süreç şeklinde tanımlanır. Süreç aşağıdaki şekilde ifade edilir:

Ortalama : $E(Y_i) = \mu$

Varyans: $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

Kovaryans: $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = Y_k$

Durağanlık birim kök testleriyle analiz edilir. Birim kök analizi için regresyon denklemi,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

olarak oluşturulur. Söz konusu denklemde istatistiksel olarak ρ değeri 1'e eşit olursa seride durağanlık yoktur, birim köke sahiptir. Denklem,

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

şeklinde ifade edilebilir. δ parametresinin 0'a eşitliği birim kök testinde araştırılır. Hipotezler;

$H_0: \delta \geq 0$, seride birim kök vardır.

$H_1: \delta < 0$, seri durağandır.

Bu çalışmada Enders ve Granger (1998) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan asimetric birim kök testi olan Momentum TAR modeli (MTAR) birim kök analizinde kullanılmıştır. Model,

$$\Delta Y_t = I_t \rho_1 Y_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

şeklinde ifade edilir (Steven Cook, 2004-310). Enders ve Granger (1998) I_t gösterge fonksiyonunu aşağıdaki gibi yazılır:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta Y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{eğer } \Delta Y_{t-1} < 0 \end{cases}$$

Burada birim kökün olduğu temel hipotez $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, durağanlığın olduğu alternatif hipoteze $H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq 0$ karşın sınanmaktadır.

Enders ve Granger araştırmalarında birim kök testi için üç aşamalı prosedür geliştirmişlerdir (Enders, 2001: 258).

1- Y_t serisi sabit bir terim ile bir regresyon oluşturularak hata terimleri elde edilir. Bu hata terimlerinin negatif ve pozitif olmasına göre bir gösterge fonksiyonu oluşturulur, sonra MTAR modelinin tahmini yapılır ve F istatistiği hesaplanarak, temel hipotez $\rho_1 = \rho_2 = 0$ test edilir, buradan sağlanan istatistik Enders ve Granger (1998) çalışmasında tablolaştırılmış olan kritik değerler ile karşılaştırılır.

2- Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda, ρ_1 ve ρ_2 'nin ortak dağılımı çok değişkenli bir normal dağılıma yaklaştığından, asimetrik düzeltmeler simetrik düzeltmelere karşın test edilebilir. Dolayısıyla, temel hipotez olan $\rho_1 = \rho_2 = 0$, F-istatistiği kullanılarak test edilebilmektedir.

3- Bu aşamada hata terimlerinin kontrol edilmesi gerekir. Kalıntıların beyaz gürültü özelliklerini taşıyıp taşımadıkları testlerle kontrol edilmelidir. Bu yüzden, eğer hata terimleri arasında otokorelasyon varsa ikinci aşamaya dönüp aşağıdaki model tahmin edilir.

$$\Delta \hat{y}_t = I_t \rho_1 (\hat{y}_{t-1}) + (1-I_t) \rho_2 \hat{y}_{t-1} + \gamma_1 \Delta \hat{y}_{t-1} + \dots + \Delta \hat{y}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Gecikme uzunlukları Akaike (AIC) ve Schwarz (BIC) gibi bilgi kriterleri kullanarak belirlenmektedir. Kritik değer, hesaplanan test istatistiğinden küçük kalması, test istatistik değerinin büyük olması durumunda birim kökün varlığını temeline dayanan H_0 hipotezi reddedilecektir. Yani birim kökün olmadığından söz edilir (Güriş, 2008: 43).

Değişkenlerin öncelikle birim kök özellikleri ve durağanlıkları Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ile sınanmıştır. R Studio programında NPL, işsizlik, enflasyon, GSYİH, kredi hacmi ve sanayi üretimi verileri Enders ve Granger (1998) birim kök testine tabii tutulmuştur. Fonksiyon çıktısındaki case=1 verinin ham halini, case=2 ortalamadan arındırılmış veriyi ve üçüncü aşamadaki case=3 ise ortalama ve trendden arındırılmış veriyi göstermektedir. Gecikme sayısı max_lags ile ifade edilmektedir. Ayrıca lsm=1 Akaike (AIC), lsm=2 Schwarz (BIC) bilgi kriterlerini ifade etmektedir.

Tablo 1. MTAR Model Birim Kök Test Analiz Sonuçları

Değişkenler	Ham (Case=1)	Ortalamadan Arındırılmış (Case=2)	Ortalama ve Trendden Arındırılmış (Case=3)
NPL	1,4452	1,8304	2,7767
İşsizlik	0,1001	5,9262	6,7808
Enflasyon	6,5980	7,4764	5,9649
GSYİH	22,4107	24,9762	24,3923
Kredi Hacmi	25,5261	15,5688	2,9514
Sanayi Üretimi	0,6901	2,0895	2,4350

Ham veri (Case = 1) durumunda, birim kk test istatistik sonuları Enders ve Granger (1998) tablo deęerleri olan %10 iin 2.51, %5 iin 3.21, %1 iin 4.85 anlamlılık dzeyleri ile karřılařtırılır. Test istatistik deęeri Enders ve Granger tablo deęerinden kk ise birim kk ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir. Ortalamadan arındırılmıř (Case = 2) durumunda, birim kk test istatistik sonuları Enders ve Granger (1998) tablo deęerleri olan %10 iin 4.05, %5 iin 4.95, %1 iin 6.91 anlamlılık dzeyleri ile karřılařtırılır. Test istatistik deęeri Enders ve Granger tablo deęerinden kk ise birim kk ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir. Ortalama ve trendden arındırılmıř (Case = 3) durumunda, birim kk test istatistik sonuları Enders ve Granger (1998) tablo deęerleri olan %10 iin 5.60, %5 iin 6.57, %1 iin 8.74 anlamlılık dzeyleri ile karřılařtırılır. Test istatistik deęeri Enders ve Granger tablo deęerinden kk ise birim kk ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir.

Tablo 1’de deęiřkenlerin birim kk test sonularına yer verilmiřtir. Genel itibariyle enflasyon, GSYİH deęiřkenlerine ait serilerin test istatistik deęerleri tablo deęerinden byk olduęundan temel hipotez reddedilir, bu serilerde birim kk yoktur. Dięer taraftan NPL ve sanayi retimi deęiřkenlerinin test istatistik deęerleri tablo deęerlerinden kk olduęundan temel hipotez kabul edilir, bu seride birim kkn varlıęından sz edilebilir. İřsizlik deęiřkenine ait serinin sadece %1 anlamlılık dzeyinde birim kke sahip olduęu anlařılmıřtır. Ayrıca kredi hacmi deęiřkenine ait seri, ortalama ve trendden arındırılması durumunda birim kke sahip olmaktadır. Birim kk testi sonularımıza gre, duraęan olmayan deęiřkenlere ait serilerin birinci dereceden fark serileri alınarak eřbtnleřme iin duraęanlık kořulu saęlanmıřtır.

3.2. Doęrusal Olmayan MTAR Eřbtnleřme Testi, Hata Dzeltme Modeli ve Nedensellik

Doęrusal ve doęrusal olmayan zaman serilerinde tercih edilen en nemli yntemlerden biri de eřbtnleřmedir. Ekonometri literatrnde son dnemlerde zerinde durulan bu eř btnleřme konusu daha ok doęrusal olarak kullanılmaktadır. Benzer Őekilde eřbtnleřme iliřkisinden yola ıkararak oluřturulan hata dzeltme modelleri de doęrusal olarak analiz edilmektedir.

Duraęan hale getirmek iin duraęan olmayan zaman serilerinde fark alma iřlemi uygulanır. Bu metot uzun dnem bilgisinde bilgi kayıplarına sebep olmaktadır. Bu nedenle eřbtnleřme (koentegrasyon) kavramı ortaya atılmıřtır. Duraęan olmayan serilerin bileřimlerinin duraęan olması eřbtnleřme olarak tanımlanır (Griř, 2020: 195).

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu_t \quad (5)$$

Yukarıdaki Őekilde ifade edilen regresyon denkleminde Y_t ve X_t , $I(d)$ ve “d” aynı deęerleri tařıyorsa bu iki serinin eřbtnleřik olma durumu sz konusu olacaktır.

Granger (1987) tarafından önerilen eşbütünleşme testi, iki değişken Y_t ve X_t gibi değişkenler ele alınarak ifade edilir. Durağan olmayan Y_t ve X_t değişkeninin farkı alınarak durağan hale getirilir. Durağan hale gelinceye kadar kaç defa farkının alınması gerektiği o serinin koentegre derecesi olarak bilinir. $X_t \sim I(d)$ ve $Y_t \sim I(d)$ iki değişkenin “d” dereceden koentegre olduğunu ifade etmektedir. X_t ve Y_t ‘ye ait “d” değerleri aynı ise bu seriler koentegre olabilirler. X_t ve Y_t ‘nin arasında olan regresyon aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Söz konusu denklemden elde edilen $\varepsilon_t \sim$ hata terimi durağan ve değişkenlerin eşbütünleşik olması durumunda iki seri arasında uzun dönem dengesinin göstergesi olabilir. Hata düzeltme modellerindeki doğrusallık çalışması başlıca üç ana soruna sebebiyet vermektedir.

Eşitlik tarafındaki düzeltmenin simetrik olması, dengenin uzun dönemde tek olması, denge düzeltmesinin önceki denge hatalarının bir sabiti olması gibi sınırlandırmalar doğrusal olmayan hata düzeltme modellerinin gerekliliklerini ortaya çıkarmaktadır (Escribano, 2004: 77).

Doğrusal olmayan koentegrasyon kavramı ilk kez Balke ve Fomby’nin (1997) araştırmalarında eşbütünleşme ve doğrusal olmama birleştirilerek ortaya atılmış bir kavramdır. Araştırmaya göre koentegrasyon ilişkisinin olması durumunda hata düzeltme modeli kullanılmaktadır. Söz konusu bu hata düzeltme yaklaşımı eşitlikten sapmaya verilen tepkiyi açıklamaktadır. Doğrusal olmayan eşbütünleşme modellerinde devamlı bir düzeltme mekanizmasından bahsedilemez. Hata düzeltme mekanizması sadece belirlenen eşik değer dengeden sapmayla aşılması durumunda devreye girmektedir. Yani eşitlikten sapma belirlenen kritik değeri geçtiğinde düzeltmenin faydası maliyetleri aşacağından ekonomik faktörler sistemin dengesini geri getirmek için devreye girecektir (Balke ve Fomby, 1997: 627-628). Özetle modelde, eşbütünleşme içerisindeki değişkenlerin denge sapmalarına nasıl tepki verdiği ve kritik değerin aşılması durumunda bir hata düzeltme mekanizmasının (ECM) devreye girip girmemesi koentegrasyon ilişkisinin temel mantığını ifade etmektedir.

Enders ve Siklos (2001) eşik değerli eşbütünleşme çalışmalarında hata düzeltme mekanizmalarından Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (MTAR)’i ortaya atmışlardır.

X_{1t}, \dots, X_{nt} birinci dereceden değişkenleri göstermektedir. Birinci dereceden durağan I (1) serilerinden değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki,

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} + \mu_t \quad (7)$$

řeklinde yazılır. Burada uzun dđnem iliřkisinin bulunması iin μ_t 'nin durađan olmasını gerektirir. Koentegrasyon iliřkisinin tespitinde asimetrik dđzeltmelere imkân veren MTAR modeli,

$$\Delta\mu = I_t\rho_1(\mu_{t-1}) + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

řeklinde kullanılmıřtır. I_t gđsterge fonksiyonu olup, ρ_1 ve ρ_2 sırasıyla pozitif ve negatif řoklar iin dđzeltme katsayısıdır. Yani, bu řoklar dđzeltme hızını gđsterir. Eđer $\rho_1 = \rho_2$ ise, simetrik dđzeltme sđz konusudur (Enders ve Siklos, 1998). Gđsterge fonksiyonu;

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eđer } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eđer } \mu_{t-1} < \tau \end{cases}$$

řeklinde yazılır. τ bilinmeyen eřik deđerini ifade etmektedir. Dođrusallığı net olarak bilinmediđinden μ_{t-1} yerine $\Delta\mu_{t-1}$ kullanılır.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eđer } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 2 & \text{eđer } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases}$$

$\Delta\mu_{t-1} \geq \tau$ fonksiyonu, pozitif sapmaların eřik deđere eřit veya bđyđk olduđunu ifade etmektedir.

$\Delta\mu_{t-1} < \tau$ fonksiyonu ise, negatif sapmaların, tahmin edilen eřik deđerden kđek olduđunu gđsterir (Tsagkanos, 2015: 127).

Mantıksal ıkarıma dayalı tespitlerle eřik deđerinin tahminlenmesi yerine 0 olarak alınırsa fonksiyon,

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eđer } \Delta\varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{eđer } \Delta\varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases}$$

řeklinde oluřturulabilir.

Durađanlıđın yeterli kořullarını oluřturabilmek iin $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$ ve $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ olması gerekmektedir (Maki ve Kitasaka, 2006: 1587). MTAR modeli serideki asimetrik hareketleri yaklar ve asimetrik dđzeltmelere imkân verir. Modelde otokorelasyon ile karřılařılması durumunda otokorelasyonu ortadan kaldırmak iin model geniřletilerek ařađıdaki řekilde yazılır.

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i\Delta\mu_t - p \varepsilon_t \quad (9)$$

p optimal gecikme uzunluğu olarak Akaike bilgi kriteri kullanarak elde edilir. Enders ve Siklos (2001), koentegre ilişkisini test etmek için t test istatistiğini kullanmışlardır. T test istatistiği için F test istatistiğinden faydalanılır. $\rho_1 = \rho_2 = 0$ temel hipotezi momentum eşik değerli otoregresif model kullanılarak F istatistiğiyle hesaplanır.

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, hipotezi koentegre ilişkisi olmadığını açıklayarak, doğrusal olmayan eşbütünleşmeye karşın test edilir. Temel hipotez reddedildiğinde, doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisinin asimetrik olup olmadığı $\rho_1 = \rho_2$ ile test edilir. Test istatistiğinin dağılımı standart olmadığı için Enders ve Siklos (2001) kritik değerleri ile karşılaştırılır. Bu kritik değerler Enders ve Siklos (2001) çalışmasında tablolaştırılmıştır (JanSchneider 2015: 10).

Tablo 2. Enders ve Siklos Test İstatistik Dağılım Tablosu

Gözlemler	Gecikmesiz değişim (no lagged change)			(1) Gecikmeli değişim (one lagged change)			(4) Gecikmeli değişim (four lagged change)		
	%90	%95	%99	%90	%95	%99	%90	%95	%99
Panel A/ TAR düzeltmesi									
50	5.09	6.20	8.78	5.08	6.18	8.67	5.22	6.33	9.05
100	5.01	5.98	8.24	4.99	6.01	8.30	5.20	6.28	8.82
250	4.94	5.91	8.08	4.92	5.87	8.04	5.23	6.35	8.94
500	4.91	5.85	7.89	4.88	5.79	7.81	5.21	6.33	9.09
Panel B/ M-TAR düzeltmesi									
50	5.59	6.73	9.50	5.56	6.67	9.32	5.32	6.39	8.89
100	5.45	6.51	8.78	5.47	6.51	8.85	5.20	6.20	8.46
250	5.38	6.42	8.61	5.36	6.38	8.62	5.13	6.12	8.26
500	5.36	6.35	8.43	5.32	6.28	8.40	5.06	6.05	8.31

Kaynak: Enders ve Siklos (2001)

Tablo 2’de Enders ve Siklos’un geliştirdiği MTAR modeline ait doğrusal olmayan koentegrasyon testlerinin sonuçları özetlenmiştir. Momentum değerinin sıfır (0), sabit şekilde varsayıldığı model iki rejimlidir. Model düşük ve yüksek rejimli olarak iki rejime ayrılmaktadır. Birinci rejim ile ikinci rejim olasılıkları kıyaslanmaktadır. Akaike bilgi kriterince seçilen gecikme uzunluğunun “1” olduğu modelin “ $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ” şeklinde Tablo 3’te gösterilen test istatistiğine ait değerler, Tablo 2’deki Enders ve Siklos (2001) test

istatistik daęılım tablosu ile karřılařtırılmaktadır. Tablo 3’de bulunan NPL - işsizlik oranı, kredi hacmi, GSYİH ve sanayi üretim endeksine ait elde edilen test istatistik deęerleri, Enders ve Siklos (2001) çalıřmasındaki kritik tablo deęerleri -%10 için 5.32, %5 için 6.28 ve %1 için 8.40 - ile karřılařtırıldıęında bulunan test istatistik deęerlerinin söz konusu tablo deęerlerinden küçük olmasından dolayı alternatif hipotez reddedilir. Eřbütünleřme iliřkisinin olmadıęını ifade eden $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ temel hipotezi kabul edilir. Bu parametreler NPL ile işsizlik oranı, kredi hacmi, GSYİH ve sanayi üretim endeksi gibi seçili makroekonomik göstergeler arasında uzun dönem nedensellik iliřkisinin bulunmadıęını da ifade etmektedir.

Dięer taraftan çalıřmada enflasyon deęiřkeni için bulunan 7.934196 test istatistik deęerinin, %10 anlamlılık düzeyi için 5.32, %5 anlamlılık düzeyinde 6.28 olan kritik tablo deęerlerinden büyük olması NPL ile enflasyon deęiřkeni arasında koentegre iliřkinin varlıęını ortaya koymaktadır. Böylece eřbütünleřme iliřkisinin olmadıęını ifade eden $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ temel hipotezi reddedilir. Temel hipotez olan koentegrasyon hipotezi reddedildięinde, doęrusal olmayan eřbütünleřme iliřkisinin asimetrik olup olmadıęı $\rho_1 = \rho_2$ ile doęrudan test edilir. NPL ile enflasyon arasındaki koentegrasyonun varlıęı uzun dönem nedensellik iliřkisinin her iki deęiřkende bulunduęunun göstergesidir.

Tablo 3. MTAR Eřbütünleřme Test Sonuçları

	NPL-İřsizlik	NPL-Enflasyon	NPL-Kredi Hacmi	NPL-GSYİH	NPL-Sanayi Üretimi
Yüksek rejim olasılıęı	0,4268	0,4390	0,5244	0,5244	0,4024
Düşük rejim olasılıęı	0,5732	0,5610	0,4756	0,4656	0,5976
p- deęeri	0,7581	0,1185	0,9903	0,7213	0,8591
AIC	159	140	156	153	164
Hipotezler					
$\rho_1 = \rho_2 = 0$	1,9027	7,9342	1,8292	1,6417	1,8612
$\rho_1 = \rho_2$	0,0948	2,4376	0,0002	0,1272	0,0315

MTAR hata düzeltme modelinin MTAR_ECM gösterge fonksiyonu ile tahmini yapılabilmektedir. Fonksiyondaki *lags* argümanı gecikme uzunluęunu göstermektedir.

Tablo 4. MTAR Hata Düzeltme ve Nedensellik Sonuçları

	NPL-İşsizlik	NPL-Enflasyon	NPL-Kredi Hacmi	NPL-GYİSH	NPL-Sanayi Üretimi
ECT ₁	0,0117	0,0187	0,0029	0,0089	0,1674
ECT ₂	0,1552	0,0487	0,1861	0,2236	0,1328
Dx	0,0087	0,2479	1,6051	-0,0263	0,0003
Dy	0,2879	0,0042	2,4591	0,2648	0,2631
AIC	391,2959	377,1071	389,5225	390,9132	389,9593
BIC	405,8089	391,6201	404,0356	405,4262	404,4723
Nedensellik Olasılık değ.	0,9872	0,0002	0,9961	0,6998	0,9893
Nedensellik F test değ.	0,3074	14,5460	0,1437	0,1498	0,2047

MTAR hata düzeltme modeline ait sonuç bulguları Tablo 4'te özetlenmiştir. ECT₁ ve ECT₂, hata düzeltme terimlerini ifade etmektedir. DX ΔX_{t-1} NPL değişkenini, DY₁ ΔY_{t-1} diğer makroekonomik değişkenleri göstermektedir.

Enflasyon değişkeni hariç diğer parametrelerinin ECT₂ olasılık değerleri 0.05 'ten büyük olduğu için parametreler istatistiksel olarak anlamsızdır. İstatistiksel olarak anlamsızlık, rejimler arasında nedensellik ilişkisinin bulunmadığını ifade etmekle birlikte devreye alınan hata düzeltme modelinin çalışmadığının da göstergesidir. Mevcut bir Y değişkenin değeri, diğer değişkenin (X) şimdiki değerinden çok, geçmiş devre değerleri ile daha iyi tahminlenebiliyorsa, X değişkeninden Y değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır. ECT parametresinin pr (>/t/) olasılık değerinin 0.05 'ten küçük olması sebebiyle NPL- enflasyon rejimleri arasında uzun dönem nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu uzun dönem nedensellik ilişkisi aynı zamanda hata düzeltme mekanizmasının devreye girdiğinin, doğru çalıştığının ispatıdır.

MTAR hata düzeltme mekanizmasıyla kısa dönemli nedensellik ilişkisi de araştırılabilir. Nedensellik ilişkisi için F test istatistik ve olasılık değerlerinin 0.05 'ten küçük olması beklenir. Tablo 4'te NPL ve enflasyon rejimlerine ait parametrenin Pr(>F) olasılık değeri ise 0.0002 tespit edilmiştir. Bu olasılık değerinin 0.05 ten küçük olması her iki rejimde de kısa dönem nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Diğer değişkenlere ait Pr(>F) olasılık değerlerinin 0.05 'ten büyük olması kısa dönem nedensellik ilişkisinin diğer rejimler arasında bulunmadığını göstermektedir.

4. Sonuç

Türkiye bankacılık sektörü, aktif yönetim kalitesi açısından büyük dünya ekonomilerindeki bankalardan olumlu yönde ayrılmakla birlikte, bankacılık sektörümüzün aktif kalitesindeki başarısının korunması açısından, bazı kritik parametrelerin yakından izlenmesi önem taşımaktadır. Uluslararası araştırmalar, bankalara özgü bazı değişkenler ve birtakım makroekonomik göstergeler ile NPL oranları arasında negatif ya da pozitif yönlü

iliřkiler bulunduđunu ortaya koymaktadır. Bu bađlamda, s3z konusu deđiřkenler arasındaki iliřkinin ve y3n3n3n tespit edilmesi, NPL oranlarının kontrol edilebilir seviyelerde dođru tahmin edilmesine y3nelik çıkarımlara katkı sađlayabileceđi gibi, sekt3rdeki aktif kalitenin korunması amacıyla banka y3neticileri ve yasa koyucu otoriteler tarafından uygulanacak politikalara da iřik tutacaktır.

Çalıřmada, serilerin dođrusal olmadıkları tespit edildikten sonra, birim k3k testleri kullanılarak koentegre dereceleri elde edilmiřtir. Serilerin zaman ierisinde aynı trendde hareket edip etmemeleri ve rejimler arasındaki iliřki dođrusal olmayan eřb3t3nleřme testi ile sınanmıřtır. MTAR eřb3t3nleřme ve nedensellik testi ile hata d3zeltme modeli kullanılmıřtır.

Rejimler arasında uzun d3nem denge iliřkisi olduđu zaman, dengeden sapma olursa ekonomik baskılar dengeye d3nmeyi sađlar. NPL ile enflasyon rejimleri arasındaki iliřkinin hata d3zeltme modeli MTAR_ECM olduđunda d3zeltme hızı (dengeye d3nme hızı) y3ksektir. B3ylece, dengede bir sapma olursa, bu iliřkinin d3zeltilmesi ok zaman almayacaktır. Diđer taraftan NPL ile diđer deđiřkenler arasında uzun d3nem nedensellik iliřkisi bulunamadıđından hata d3zeltme mekanizması kurulamayacak ve iliřkinin d3zelmesi zaman alacaktır. Sevin (2021) ve 3zel (2022) tarafından eřb3t3nleřme testiyle yapılan alıřmayla benzer sonulara ulařılmıřtır. alıřma, NPL ve enflasyon g3stergeleri arasında dođrusal olmayan asimetric bir iliřkinin bulunduđunu g3stermiřtir. Gemiř negatif/pozitif deđerler iin daha y3ksek/d3ř3k azalıřları ifade eden MTAR, vekt3r hata d3zeltme modeline ait bulgular, NPL oranları ile enflasyon oranları arasında hem uzun d3nem hem de kısa d3nemde asimetric bir nedensellik iliřkisini ortaya koymaktadır. Ekonometrik ve teoriyle de uyumlu olan bu sonu, literat3re uygun ve istatistiki olarak da anlamlıdır. Bu dođrultuda alınacak k3kl3 tedbirlerle NPL oranlarının d3ř3r3lerek kontrol altına alınması aynı řekilde enflasyonun kontrol altına alınması ile sorunlu kredi oranları d3ř3r3lebilecektir. alıřma, d3zenleyici otorite ve politika yapıcılara ekonomik istikrarın sađlanmasına y3nelik yol g3sterici bilgiler vermektedir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/3zel izin alınmasına gerek olmayan bu alıřmada arařtırma ve yayın etiđine uyulmuřtur.

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

- 1.Yazar, makalenin tamamına %60 oranda katkı sađlamıř olduđunu beyan eder.
2. Yazar, makalenin tamamına %40 oranda katkı sađlamıř olduđunu beyan eder.

Arařtırmacıların ıkar atıřması Beyanı

Bu alıřmada herhangi bir potansiyel ıkar atıřması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Apan, M. and İslamoğlu, M. (2019). Determining the relationship between non-performing loans, economic growth, and asset size: An application in Turkish participation banking sector. *Afro Eurasian Studies*, 8(1): 106-123.
- Balke, N.S. and Fomby, T.B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3): 627-645. <https://doi.org/10.2307/2527284>
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. (2006). Bank concentration, competition and crises: First results. *Journal of Banking and Finance*, 30(5): 1581-1603.
- Bernanke, B. (1988). Monetary policy transmission: Through money or credit. *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, November/December, 3-11.
- Candan, H. ve Özün, A. (2006). Bankalarda risk yönetimi ve Basel II. Türkiye İş Bankası Kültür Yayınları, I. Baskı.
- Demirgüç-Kunt, A. and Detragiache, E. (1998). The Determinants of banking crises in developing and developed countries. *IMF Economic Review*, 45(1): 81-109.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49: 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Eğilmez, M., ve Kumcu, E. (2004). *Ekonomi politikası*. İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Enders, W. and Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2): 166-176.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2): 251-76.
- Escribano, A. (2004). Nonlinear error correction: The case of money demand in the United Kingdom (1878-2000). *Macroeconomic Dynamics*, 8(1): 76-116.
- Genç, E. ve Şaşmaz, M.Ü. (2016). Takipteki banka kredilerinin makroekonomik belirleyicileri: Ticari krediler örneği. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 36: 119-129.
- Godlewski, C.J. (2004). *Capital regulation and credit risk taking: Empirical evidence from banks in emerging market economies*. Large Research Center, Université Robert Schuman Institut d'Études Politiques, France. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.588163>
- Damodar G., Porter G. and Down C. (2017). *Temel Ekonometri* (Beşinci Baskı). Çevirenler: Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen. Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Güriş, B. (2020). *R Uygulamalı doğrusal olmayan zaman serileri analizi*. İstanbul: Der Yayınları (202-207).
- Hasan, I. and Wall, L.D. (2004). Determinants of the loan allowance: Some cross-country comparisons. *Financial Review*, 39(1), 129-152.
- JanSchneider, R. (2015). Retail fuel price adjustment in Germany: A threshold cointegration approach. *Energy Policy*, 78: 1-10.
- Karahanoğlu, İ. and Ercan, H. (2015). The Effect of macroeconomic variables on non-performing loans in Turkish banking sector. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(39): 883-883.
- Karamustafa, C. (2021). *Türkiye'de sorunlu krediler ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği* (Yayınlanmış doktora tezi). Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Bankacılık Anabilim Dalı. İstanbul.
- Maki, D. and Kitasaka, S.I. (2006). The equilibrium relationship among money, income, prices, and interest rates: Evidence from a threshold cointegration test. *Applied Economics*, 38(13): 1585-1592

- Mileris, R. (2014). Macroeconomic factors of non-performing loans in commercial banks. *Ekonomika*, 93(1): 22-39.
- Mishkin, F.S. (2004). *The economics of money, banking and financial markets* (7th Edition). United States of America: The Addison Wesley.
- Nkusu, M. (2011). *Nonperforming loans and macrofinancial vulnerabilities in advanced economies* (IMF Working Paper). Retrieved from: <https://doi.org/10.5089/9781455297740.001>
- Özel, Ö. ve Sayılğan, G. (2021). Türkiye bankacılık sektörü takipteki krediler görünümü, takibe dönüşüm oranı ve bazı hesaplama önerileri. *Bankacılar Dergisi*, 119: 77-104.
- Park, J.H. and Lei Z. (2012). *Macroeconomic and bank-specific determinants of the U.S. non-performing loans: Before and during the recent crisis*. Simon Fraser University, Canada.
- Podpiera, J. and Weill, L. (2008). *Bad luck or bad management? Emerging banking market experience*. *Journal of Financial Stability*, 4(2): 135-148.
- Poyraz, E. ve Arlı, O.E. (2019). Dövizdeki volatilitenin takipteki krediler üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 84: 133-114.
- Seval, B. (1990). *Kredilendirme süreci ve kredi yönetimi*. İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Muhasebe Enstitüsü Yayınları, Yayın, 59.
- Sevinç, D. (2021). Türkiye'de takipteki banka kredileri ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişki. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2): 609-629.
- Şahbaz, N. ve İnkaya, A. (2014). Türk bankacılık sektöründe sorunlu krediler ve makro ekonomik etkileri. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 1(1): 69-82.
- Tsagkanos A. and Siriopoulos C. (2015). Stock markets and industrial production in north and south of Euro-zone: Asymmetric effects via threshold cointegration approach. *The Journal of Economic Asymmetries*, 12: 162-172.
- Vardar, G. and Özgüler, İ.C. (2015). Short term and long-term linkages among non-performing loans, macroeconomic and bank-specific factors: An empirical analysis for Turkey. *Ege Akademik Bakış*, 15(3): 313-325.
- Vatanserver, M. and Hepşen, A. (2013). Determining impacts on non-performing loan ratio in Turkey. *Journal of Finance and Investment Analysis*, 2(4): 119-129.
- Yağcılar, G. ve Demir S. (2015). Türk bankacılık sektöründe takipteki kredi oranları üzerinde etkili olan faktörlerin belirlenmesi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 7(1): 221-229.