



Ekonominin Stres Dönemlerinin Makroekonomik Göstergelerle Tahmininde Logit/Probit Model Kullanımına Yönelik Bir Uygulama

An Application of the Logit/Probit Model for Estimating Economic Stress Periods Using Macroeconomic Indicators

Doç. Dr. Ali Cüneyt ÇETİN¹

Öz

Ekonominin stres dönemlerinin öngörülebilirliğinin makroekonomik göstergelerle belirlenmesi bu çalışmanın ana konusunu oluşturmaktadır. Bu amaçla Türkiye'nin 1996:01-2020:10 dönemi makroekonomik göstergeleri üzerinden spekülasyon baskı endeksi oluşturulmuş ve Logit ve Probit olasılık modelleri kullanılarak ekonominin stres dönemlerinin öncü göstergeleri tespit edilmeye çalışılmıştır. İncelenen dönemde spekülasyon baskı endeksinin Ağustos 1998, Aralık 2000, Şubat-Mart-Nisan ve Haziran 2001, Haziran 2006, Ekim 2008, Ocak 2014, Haziran, Ağustos ve Eylül 2018, Mart ve Nisan 2020 tarihlerinde eşik değeri aştığı görülmüştür. Eşik değerin aşılması 1998 Rusya krizi, 2001 döviz krizi, 2008 küresel finansal kriz, 2018 yılında yaşanan döviz kurunda ve finansal piyasalarda ortaya çıkan dalgalanmaya bağlı kriz ve 2020 yılında brüt rezervlerdeki azalış yönlü değişimle açıklanabilmektedir. Ekonominin stres dönemlerinin oluşma olasılığını en yüksek oranda açıklayan Logit/Probit Model-1'in dolar faiz oranı ve gecelik faiz oranı değişkenlerinden oluştuğu belirlenmiştir. Logit/Probit Model-1'de dolar faiz oranındaki ve gecelik faiz oranındaki artışların ekonomide stres dönemlerinin oluşma ihtimalini artırdığı belirlenmiştir. Ayrıca diğer Logit/Probit Modellerde yer alan ve anlamlı katsayılarla sahip bazı değişkenlerin önemli sonuçlar sunduğu görülmüştür. Güvenirlilik bakımından yüksek orana sahip Logit/Probit Model-2'de portföy yatırımlarındaki azalışın ekonominin stres dönemlerinin oluşma olasılığını artırabileceği belirlenmiştir. Logit/Probit Model-3'de bankalarca verilen kredilerdeki ve tüketici fiyat endeksindeki artışların, Logit/Probit Model-4'de BIST100 endeksindeki ve TÜFE bazlı reel kur endeksindeki düşüşlerin ekonomide stres dönemlerinin oluşma olasılığını artırabileceği sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Ekonomi, stres dönemi, spekülasyon baskı endeksi, makroekonomik göstergeler

Makale Türü: Araştırma

Abstract

The main subject of this study is to determine the predictability of the stress periods of the economy with macroeconomic indicators. For this purpose on Turkey's macroeconomic indicators during 1996:01-2020:10 the speculative pressure index has been established and identified the leading indicators of the stress periods of the economy using Logit/Probit models. It was observed that the speculative pressure index exceeded the threshold value in August 1998, December 2000, February, March, April and June 2001, June 2006, October 2008, January 2014, June, August and September 2018, March and April 2020. Exceeding the threshold value can be explained by the 1998 Russian crisis, 2001 currency crisis, 2008 global financial crisis, the crisis due to fluctuations in the exchange rate and financial markets in 2018, and the change in gross reserves in 2020. It has been determined that the Logit/Probit Model-1, which explains the probability of the occurrence of stress periods in the economy at the highest rate, consists of dollar interest rate and overnight interest rate variables. In the Logit/Probit Model-1, it has been determined that increases in the dollar interest rate and the overnight interest rate increase the likelihood of stress periods in the economy. In addition, it has been seen that some variables with significant coefficients in other Logit/Probit Models provide important results. In the Logit/Probit Model-2, which

¹Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, alicuneytcetin@mehmetakif.edu.tr

Atf için (to cite): Çetin, A. C. (2023). Ekonominin stres dönemlerinin makroekonomik göstergelerle tahmininde logit/probit model kullanımına yönelik bir uygulama. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 25(1), 88-104.

has a high rate of reliability, it has been determined that the decrease in portfolio investments may increase the probability of occurrence of stress periods in the economy. It was concluded that the increases in loans given by banks and consumer price index in Logit/Probit Model-3, decreases in BIST100 index and CPI-based real exchange rate index in Logit/Probit Model-4 may increase the probability of occurrence of stress periods in the economy.

Keywords: Economy, stress period, speculative pressure index, macroeconomic indicators

Paper Type: Research

Giriş

Ekonominin stres dönemlerinin öngörülmesi mikro ölçekte bireylerin ve şirketlerin makro ölçekte ise ülkelerin ve uluslararası kredi derecelendirme kuruluşları olmak üzere her kesimin en önemli gündem maddelerinden birisini oluşturmaktadır. Uzun yıllardan beri akademik çalışmaların yanı sıra, ekonomik riskleri ve buna bağlı olarak stres dönemlerini izlemekle görevli olan Merkez Bankaları, Hazine gibi kamu kurumlarının yanı sıra IMF gibi küresel ölçekte ekonomi ve mali durumu izleyen kurumların çalışmalarının olduğu da bilinmektedir.

Ülke ekonomilerinde geçmişte yaşanan finansal serbestleşme uygulamaları, bütçe açıkları ve makroekonomik göstergelerde meydana gelen değişimler, 1982 Meksika krizi, 1994 Latin Amerika ülkelerinin dış borç krizleri, 1997 Güney Doğu Asya krizi, 1998 Rusya, 1994 ve 2001 Türkiye, 2002 Arjantin ve 2008 yılı küresel finansal krizine neden olmuştur. Ekonomide krizlerin sıklıkla görülmesi ve doğurduğu sosyal-ekonomik sonuçların ağır olması ekonominin stres dönemlerinin önceden belirlenebilmesine yönelik araştırmaların ve analizlerin yapılmasında etken olmuştur.

Ekonominin dönemleri gerileme, normalleşme ve durağan şeklinde dönemlere ayrıldığında normalleşmeden gerilemeye doğru gidişte yaşanan ekonomik streslerin etkisi yadsınmamaktadır. Özellikle ekonominin stres dönemlerinin ülkelerin reel piyasaları ve para piyasaları üzerinde bıraktığı derin etkiler, araştırmacıları ekonominin stres dönemlerini önceden tahmin edebilmeye yönelik çalışmalar yapmaya yönlendirmektedir. Bu çalışmaların neticesinde ekonominin stres dönemlerinin belirlenmesine yönelik spekülatif baskı endeksi (SPI), döviz piyasası baskı endeksi (Exchange Market Pressure Index-EMPI) ve finansal baskı endeksi (Financial Pressure Index-FPI) gibi literatürde farklı şekillerde ifade edilen çeşitli göstergeler oluşturulmuştur.

Bu çalışmanın amacı ekonominin stres dönemlerinin öngörülmesi, öncü göstergelerden diğer bir ifadeyle makroekonomik değişkenlerden hangilerinin bu amaca daha çok hizmet edebileceğinin belirlenmesidir. Bu bağlamda ilk olarak ekonominin stres dönemlerinin tahminine yönelik yapılmış literatürdeki ampirik çalışmalar ele alınmıştır. Tahmin yöntemlerinde kullanılan istatistikî yöntemlerin teorik çerçevesi incelenerek, bu yöntemlerden en çok kullanılan Spekülatif Baskı Endeksi (SPI) temel alınarak Türkiye'nin 1996 Ocak-2020 Ekim dönemi aylık verilerinden spekülatif baskı endeksi oluşturulmuştur. Türkiye'nin belirli makroekonomik göstergelerinden Probit ve Logit modeller üretilmiştir. Böylece bu modellerde kullanılan göstergelerin ekonominin stres dönemlerini açıklama gücü irdelenmiştir.

1. Literatür

Ekonominin stres dönemlerini ve finansal krizleri açıklamaya yönelik modeller ve çalışmalarla ilgili yerli ve yabancı literatür incelendiğinde ilk olarak Krugman (1979)'ın ödemeler dengesi krizleri modelini içeren çalışması karşımıza çıkmaktadır. Söz konusu çalışma birinci nesil kriz modelleri olarak adlandırılan parasal kriz modellerinin temelini oluşturmaktadır. Krugman (1979) mali açığın finansmanı için emisyonu giden ve sabit kur sisteminde parasının değerini korumaya çalışan devletlerin resmi rezervlerin tükenmesi, büyük miktarda borçlanma ve yurtiçi kredilerde bir genişleme sorunlarıyla karşılaşabileceğini

modelleme örnekleriyle detaylandırarak ortaya koymuştur. Flood ve Garber (1984), Krugman (1979)'ın oluşturduğu modele son dönemde yaşanan krizlerdeki finansal piyasaların rolünü ekleyerek ikinci nesil model, finansal değişkenler ile kurumların özelliklerini dahil ederek de üçüncü nesil model üretmişlerdir.

Frankel ve Rose (1996), 102 ülkenin 1970-1992 dönemine ait yıllık verilerini baz alarak parasal krizlerin tahminini probit model kullanarak yapmışlardır. Modelde öncü göstergeler olarak dört değişken kullanmışlardır. Krizlere, rezervlerin azlığı, yurtiçi kredilendirmelerin yükselmesi, kuzey ülkelerinde faizlerin yükselmesi, reel kurlarının aşırı değerlenmesi ve doğrudan yabancı yatırımların yol açabileceği yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Eichengreen vd. (1996) yayılma etkisi yoluyla ortaya çıkan para krizlerini döviz kuru baskı endeksi yöntemini kullanarak test etmişlerdir. Yirmi sanayileşmiş ülkenin 1959-1993 dönemine ait üçer aylık verilerini kullanarak bu değişkenlerin yayılmacı etkileri ile ilgili sonuçları, döviz talebi artışı kaynaklı döviz kuru üzerindeki baskıyı “döviz kuru baskı endeksi” oluşturarak ortaya koymuşlardır. Endeks değerinin eşik değerini aştığı durumları ise kriz olarak ifade etmişlerdir. Sachs vd. (1996), yirmi ülke ekonomisinin on yıllık dönemini kapsayan verilerini ele alarak, uluslararası rezerv seviyesi ve döviz kurlarındaki yüzdelik değişimin ağırlıklı ortalama endeksini hesaplamışlardır. Reel döviz kurunda meydana gelen aşırı değer artışının, ulusal borçlanma oranının yüksekliğinin ve rezervlerin düşüklüğünün bir ülkede spekülasyon atak riskini artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Kaminsky vd. (1997) kriz öncesi ani sapsmalar gösterebilecek seçilmiş göstergelerin izlenmesine dayalı Kaminsky, Lizondo and Reinhart (KLR) adıyla da anılan “sinyal yaklaşımı” tahmin yöntemini 1970-1995 dönemi aylık verilerini ele alarak yirmi ülkede görülen 79 krize uygulamışlar ve bu verilerle para krizlerinin tahmin edilebilirliğini test etmişlerdir. Reel döviz kuru, M2'nin brüt uluslararası rezervlere oranı, sermaye piyasası endeksi, üretim ve ihracat artışı değişkenlerinin en önemli sinyaller verdiği, 1970-1995 yılları arasında ele alınan krizlerin yaklaşık %70'inin sinyallerle tahmin edilebildiği sonucunu elde etmişlerdir. Corsetti vd. (1998) Türkiye'nin de dahil olduğu yirmi dört ülkede yaşanan finansal kriz ile finansal kırılganlık, cari işlemlerde dengesizlik, döviz rezervi yeterliliği ve performans endeksleri arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Türkiye'de ekonominin geçmiş trend değerlerinin spekülasyon baskılarından daha etkili bir şekilde finansal kriz endeksini yükseltmekte olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Edison (2000) ilk sinyal yaklaşımı yönteminden esinlenerek 1970-1998 dönemine ait Latin Amerika, Asya ve Avrupa ülkelerinden toplam yirmi ülkenin aylık verilerini kullanarak kriz dönemlerini tahmin etmeyi amaçladığı bir yöntem geliştirmiştir. Brüggemann ve Linne (2002) AB üyesi altı ülkenin, Türkiye'nin ve Rusya'nın aylık makroekonomik verileri ile kriz arasındaki ilişkiyi 1993-2001 dönemine yönelik sinyal yaklaşımını kullanarak araştırmışlardır. Diaz ve Pacheco (2003), 1980-2001 yılları arasında oluşabilecek bir parasal krizi tahmin etmeyi amaçlamışlar ve on sekiz farklı ülkenin 1980-2001 dönemine ait üçer aylık verilerini kullanarak ayırma analizi yöntemi ile kriz yaşanabilecek dönemi saptamaya çalışmışlardır. Heun ve Schlink (2004), 1993-2003 yılları arasında Uganda'daki para krizlerinin erken uyarı sistemi yoluyla öngörülmesini amaçlamışlardır. Ekim 1993-Haziran 2003 dönemine ait aylık verileri baz alarak sinyal yaklaşımı yöntemini uygulamışlardır.

Kaya ve Yılmaz (2005) finansal küreselleşme ile para krizleri arasında iktisadi bir nedensellik ilişkisi olup olmadığını Türkiye ekonomisinin 1990-2002 dönemi aylık zaman serisi verilerini kullanarak test etmişler ve para krizlerinin tahmin olasılıklarını beş model kapsamında ve otuz bir açıklayıcı değişken kullanarak hesaplamışlardır. Gerni vd. (2005) Türkiye'de 1994 ve 2001 yılları arasında yaşanan ekonomik krizlerin temelinde ulusal paranın değer kazanması, rezervlerde yaşanan düşüşler, faiz oranı farklılıklarının artışı, kamu gelir giderlerinin birbirini karşılayamaması, sanayi üretim endeksinde yaşanan düşüşler ve enflasyon farklılığının artmasının krize sinyal niteliği taşıdığı sonucuna ulaşmışlardır. Çeviş (2005) 1990-2002 yılları arasında yirmi iki farklı gelişmekte olan ülke ekonomisi verilerini kullanarak bu dönemlerde ortaya çıkan krizleri ve nedenlerini açıklamaya yönelik panel veri analiz yöntemini

uygulamıştır. Erkekoğlu ve Bilgili (2005) 1979-2002 dönemi için aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 21 ülkeye ait veri setlerine diskriminant analizi yöntemini uygulamışlardır.

Şen (2006) 1980-2003 yılları arasında Türkiye'de meydana gelen parasal krizlerin çıkma olasılığını artıran faktörleri tahmin etmeye yönelik aylık verileri analiz etmiştir. Racaru vd. (2006) erken uyarı sistemleri yardımıyla ve bazı gelişmekte olan ülkelerdeki para krizlerini araştırmayı amaçlamışlardır. İlk sinyal yaklaşımı ve çok sınıflı logit modelleri yöntemini uygulamışlardır. Yılmazkuday ve Akay (2008) Türkiye'nin 1986-2001 dönemini Markov rejim değişimi modeli kullanarak ele almışlardır. 1991, 1994 ve 2001 krizlerini öngörmeye isabetli sonuçlar elde etmişler, krizleri tetikleyen değişkenlerin yurtiçi krediler, net uluslararası rezervler ve nominal döviz kuru olduğunu belirlemişlerdir. Davis ve Karim (2008) banka krizi yaşayan IMF'ye üye yirmi ülke ekonomisinde krizi tahmin etmede en başarılı olan ön göstergelerin tespit edilmesi amacıyla logit model ve sinyal yaklaşımı modelini kullanarak 1980:Q1-1996:Q3 dönemini ele almışlardır. Claessens vd. (2008) finansal sektör ve reel ekonomi arasındaki ilişkiyi yirmi bir OECD ülkesinin 1960-2007 dönemine ilişkin finansal ve makroekonomik verilerini ele alarak incelemişlerdir. Finansal sıkıntıdan sonra meydana gelen ekonomik durgunlukların daha uzun ve etkili olduğu, reel ekonomi ile finansal piyasalar arasında güçlü bir bağlantı bulunduğu sonuçlarını elde etmişlerdir. Çeşmeci ve Önder (2008), Türkiye'nin 1992-2004 dönemini Markov Rejim Değişimi (MRD) modeli, yapısal model ve sinyal yaklaşımı modeli kullanarak incelemişlerdir. Uluslararası rezervler, döviz kuru ve faiz oranlarından döviz piyasası baskı endeksi oluşturularak anlamlı göstergelerin para piyasası baskı endeksi ile reel sektör güven endeksi olduğunu tespit etmişlerdir.

Balakrishnan vd. (2009), on sekiz gelişmekte olan ülke ile on yedi gelişmiş ülkedeki finansal sıkıntının gelişmiş ülkelere doğru etkisini 1997 Ocak-2009 Mart dönemini ele alarak incelemişlerdir. Topcu ve Mutan (2009) 1998-2008 yılları arasındaki kriz dönemlerini tahmin etmek amacıyla, İMKB 100 endeksindeki aylık değişimleri göz önünde bulundurarak hisse senedi baskı endeksi oluşturmuşlardır. Hakkio ve Keeton (2009) ABD'ye yönelik 1990-2009 dönemini ele alarak finansal sıkıntının ekonomik faaliyetleri yavaşlattığını, finansal sıkıntının yatırımcı davranışlarında ve varlık fiyatlandırmasında belirsizliğe neden olduğunu, varlık fiyatlarındaki oynaklığı artırdığını, yatırım harcamalarını etkileyerek reel ekonomik faaliyetleri negatif yönde etkilediğini, finansman maliyetlerini arttırdığını, bankaların kredi kullandırma şartlarını ağırlaştırarak borç verme konusunda isteksiz davranmalarına yol açtığını belirlemişlerdir.

Elekdağ vd. (2010) aylık finansal stres endeksi oluşturularak gelişmekte olan ülkeler için finansal stres seviyesinin ölçülmesini, finansal stresin yüksek olduğu dönemlerin belirlenmesini amaçlamışlardır. Yaman (2010) Probit ve logit olasılık modelleri kullanarak 1996:01-2009:11 dönemi seçilen göstergelerden Türkiye'de yaşanan finansal krizlerin öngörülebilirliğini incelemiştir. Korkmaz (2010) Türkiye ekonomisinin diğer ekonomilerde gerçekleşen finansal çalkantılara ilişkin aktarımlara konu olup olmadığını tespit etmek amacıyla otuz sekiz ülke ekonomisinin 1999:02- 2008:10 dönemi verilerine Eichengreen vd. (1996)'ın "döviz piyasası baskı endeksi olasılık modeli", Favero ve Giavazzi (2002)'in "uç değerler testi" ve Pesaran ve Pick (2007)'in "eşik değer" testini uygulamıştır. Cardarelli vd. (2011) on yedi gelişmiş ülkeyi ele alarak ekonomik krizler için öncü bir göstergenin finansal sıkıntı endeksi olabileceğini belirtmişlerdir. Finansal sıkıntının özellikle bankacılık sistemini önemli derecede etkilediğini vurgulamışlardır. Çetin (2011) kriz tahmininde kullanılacak yöntemleri istatistiksel modeller ve ekonometrik zaman serisi modelleri şeklinde gruplara ayırarak, ülkede daha önce yaşanmış kriz dönemleri göz önünde bulundurularak uygun ARIMA modeli yöntemi ile krizleri öngörebilmeyi amaçlamıştır. Oet vd. (2011) bankalar arası para piyasası, döviz kuru piyasası, kredi piyasaları ve hisse senedi piyasalarından elde edilen on bir farklı değişkene ait günlük verileri kullanarak finansal sıkıntı endeksini ABD'ye yönelik 1991:04-2009:01 dönemi verileri üzerinden ölçmüşlerdir. Çevik vd. (2013) Türkiye'de finansal sıkıntı endeksini ölçmeye yönelik Ocak 1997-Mart 2010 dönemini ele almış ve Rusya krizi, 2001 Türkiye krizi, Enron skandalı ve

Irak savaşı gibi gelişmeleri finansal sıkıntı endeksinin çok iyi yansıttığını tespit etmiştir. İkinci (2013) Türkiye için 2002-2013 dönemine ilişkin döviz ve hisse senedi piyasasından, kamudan ve bankacılık sektöründen temin ettiği verilerden bir finansal sıkıntı endeksi hesaplamıştır.

Aklan vd. (2015) Türkiye'ye yönelik 2002-2014 döneminde finansal sıkıntı endeksi üzerinde hem yurt içi hem de yurt dışı ekonomik ve politik gelişmelerin etkili olduğunu ve finansal sıkıntının arttığı dönemlerde ekonomik faaliyetlerin olumsuz etkilendiğini belirlemişlerdir. Kara vd. (2015) Türkiye'ye yönelik 2006-2014 dönemi için Vektör Otoregresif (VAR) analizi uygulamışlardır. Finansal sıkıntı ile kredi kullanımı arasında istikrar bulunduğu, finansal sıkıntının kredi kullanım oranı için önemli bir göstere kabul edilebileceği sonuçlarını elde etmişlerdir. Avcı vd. (2016) Markov rejim değişimi modelini kullanarak Türkiye, Arjantin ve Tayland'da 1990-2010 dönemindeki finansal krizleri analiz etmişlerdir. Çamlıca ve Güneş (2016) Türkiye'ye ait finansal stres endeksi tahminlerinde eşit varyans ağırlıklandırma, temel bileşenler analizi ve portföy teorisi ağırlıklandırma yöntemlerini uygulayarak üç farklı finansal stres endeksi hesaplamışlardır. Oluşturdukları endeksleri 2002-2015 döneminde Türkiye'de yaşanan finansal stres olayları kapsamında karşılaştırmışlar ve inceleme döneminde üç yöntemin de finansal stres olaylarını tespit edebilmek konusunda başarılı olduğunu görmüşlerdir. Para piyasası, döviz piyasası ve bankacılık sektöründe 2000'li yılların başında ve 2008 yıllarında stresin yüksek olduğunu, bu durumun 2001 ve 2008 krizlerinden kaynaklandığını ve finansal stresin durumu açıklamada başarılı olduğunu vurgulamışlardır.

Kaya ve Kılınç (2017), Ağustos 2002-Eylül 2015 dönemi aylık bazda finansal sıkıntı endeksi oluşturarak endeksin finansal krizleri başarılı bir şekilde yansıttığını belirlemişlerdir. Akkaya ve Kantar (2018), 2005:01-2017:01 dönemini ele alarak finansal baskı endeksi oluşturmuşlar ve Logit/Probit modeller kullanarak finansal krizlerin öncü göstergelerini belirlemişlerdir. Bülbül ve Akgül (2018) Türkiye'ye yönelik 1990:01-2017:02 dönemindeki finansal istikrarı izlemek amacıyla bir finansal stres endeksi oluşturmuşlardır. Yüksek stres dönemlerinin 1991, 1994, 1998, 2000-2001 ve 2008 kriz yıllarında yoğunlaştığı bulgusuna ulaşmışlardır. Oluşturdukları finansal endeksin Türkiye krizlerini öngörmeye başarı gösterdiğini vurgulamışlardır.

Yaşar (2019), 1999:07-2019:04 dönemini kapsayan yüksek frekanslı (günlük) piyasa verileri kullanarak Türkiye ekonomisi için piyasa temelli bir finansal stres endeksi (FSE) geliştirmiştir. FSE'de döviz ve hisse senedi piyasası, uzun vadeli kredi piyasası ve dış piyasaları ele almıştır. Temel bileşenler analizi kullanarak oluşturduğu FSE'nin yüksek değerlerinin örtüştüğü, FSE ile geçmiş kriz dönemlerine piyasaların verdiği tepkilerin bir ölçüde kıyaslanabilmesinin mümkün olabileceği sonuçlarını elde etmiştir. Öruç (2019) Türk döviz piyasasındaki arz ve talebin oluşturduğu baskıyı tespit etmek amacıyla döviz piyasası baskı endeksi kullanmıştır. Barışık ve Öruç (2019) finansal stres kavramını, finansal stres testi ve ölçüm yöntemlerini genel olarak inceleyerek, Türkiye'de yapılan çalışmaların sonuçlarına yer vermişlerdir. Polat ve Özkan (2019) Türkiye'nin on üç günlük mali piyasa göstergesini kullanarak DCC-GARCH tabanlı CISS yöntemiyle yüksek frekanslı (günlük) finansal baskı endeksi geliştirmişler ve 2005:01-2016:01 dönemi finansal stresini tespit etmişlerdir. Yavuz (2019) Türkiye'deki finansal stresi ölçmek için temel bileşenler analizi kullanmak suretiyle bir finansal stres endeksi oluşturmuştur. Balakar (2020) Türkiye ekonomisi için parasal krizlerin ortaya çıkışında etkili olan makroekonomik değişkenlerin tahmin edilmesini amaçlayarak 1991:I-2019:IV dönemi üçer aylık zaman serilerini kullanmıştır. Türkiye ekonomisine yönelik spekülasyon baskı endeksi hesaplayarak probit modeli yöntemiyle parasal krizlerin determinantlarını tespit etmiştir. Makroekonomik değişkenlerin parasal krize olan etkilerini bu tahminlerin sonucuna göre yorumlamıştır.

2. Veriler ve Yöntem

Bu çalışmada Türkiye'nin 1996 Ocak-2020 Ekim dönemi aylık verilerinden yararlanarak ekonominin stres dönemlerinin öncü göstergelerle belirlenip belirlenemeyeceği

Logit ve Probit modeller kullanılarak ortaya konulmaya çalışılmıştır. Analiz dönemi belirlenirken 1998 yılı Rusya, 2001 yılı Türkiye ve 2008 yılı küresel kriz dönemlerini içermesine dikkat edilmiştir.

Logit ve Probit modeller bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi en iyi şekilde ölçmekte, bağımlı değişkenin iki sonuç arasında anlamlı bir dağılım göstermediği durumlarda iyi bir performans göstermektedir. Ayrıca normal dağılımlık, doğrusallık ve farklı varyanslılık gibi varsayımların test edilmesini gerektirmemektedir. Logit ve Probit modeller sınıflandırma ile bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya koyma bakımından en uygun modeller olması (Akkaya ve Kantar, 2018, s. 580-586) nedeniyle bu çalışmada kullanımı tercih edilmiştir.

Analizde verileri oluşturan değişkenlerin seçiminde geçmişte yapılan çalışmalarda anlamlı sonuçlar vermiş ve ekonominin stres dönemlerini tahmin etmede uygunluğu kanıtlanmış on dört adet makroekonomik değişken kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler ve kısaltmaları; ekonomik stres (sr), bankacılık kesimi verilen krediler (kredi), brüt rezervler (rezerv), vadesiz döviz tevdiat hesabı (vsdoviz), portföy yatırımı (portföy), net hata ve noksan (nethata), iç borç stoku (icborc), tüketici fiyat endeksi (enf), ihracatın ithalatı karşılama oranı (ihracat), TL aylık mevduat faizi (mfaiz), dolar faiz oranı (dfaiz), Borsa İstanbul 100 kapanış endeksi (bist), tüfe bazlı reel kur endeksi (rekur), otomotiv üretimi (otom), gecelik borç alma faiz oranı (gfaiz) ve spekülasyon baskı endeksi (SPI)'dir.

SR, 0 ve 1 değeri alan gölge bağımlı değişkeni temsil ederken SPI, bağımlı değişkenin tespitinde ve eşik hesaplamada kullanılmaktadır. Brüt rezervler, portföy yatırımları ve net hata ve noksan hesaplarına ait veriler dolar cinsinden elde edilmiştir. Bankacılık kesimi verilen krediler ile iç borç stoku TL cinsinden, ihracatın ithalatı karşılama oranı, aylık mevduat faiz oranı, dolar faizi oranı ve gecelik borç alma faiz oranı yüzdesel olarak ifade edilmiştir. Tüketici fiyat endeksi, BIST-100 kapanış endeksi ve TÜFE bazlı reel kur endeksi'nin endeks değerleri dikkate alınırken, otomotiv üretimi adet bazında değerlendirilmiştir.

Çalışmada kullanılan veriler T.C. Merkez Bankasının Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>) ile Türkiye Cumhuriyeti Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı (<https://www.sbb.gov.tr/temel-ekonomik-gostergeler/>) internet sitelerinin web sayfasından elde edilmiştir.

Ekonominin stres dönemlerinin tahmin edilmesine yönelik çeşitli stres (baskı) endeksleri oluşturulmuştur. Söz konusu endeksler; spekülasyon baskı endeksi (Eichengreen, 1996), para piyasası dalgalanma endeksi (Kaminsky ve Reinhart, 1999), bankacılık sektörü kırılma endeksi (Kibritçioğlu, 2003) ve aşırı risk endeksi (Ural ve Balaylar, 2007) olarak sıralanabilir.

Spekülasyon baskı endeksi literatürde döviz piyasası baskı endeksi (Exchange Market Pressure Index-EMP) ve finansal baskı endeksi (Financial Pressure Index-FPI) gibi farklı adlarla da ifade edilmektedir (Balakar, 2020: 59). Bu çalışmada ekonominin stres dönemleri belirlenirken Eichengreen (1996) tarafından oluşturulan spekülasyon baskı endeksi (Speculative Pressure Index-SPI) kullanılmıştır.

2.1. Spekülasyon Baskı Endeksinin Hesaplanması

Eichengreen (1996) tarafından formüleleştirilen Spekülasyon Baskı Endeksi (SPI) döviz kurundaki ve faizlerdeki artışlar ile brüt rezervlerdeki azalışları göz önüne almaktadır. Bu endeks şu şekildedir:

$$SPI = \frac{\Delta_e - \mu_e}{\sigma_e} + \frac{\Delta_i - \mu_i}{\sigma_i} - \frac{\Delta_R - \mu_R}{\sigma_R}$$

Formülde yer alan simgelerin açıklamaları aşağıda yer almaktadır.

$\frac{\Delta_e}{e}$: Döviz kuru değişim oranının ağırlıklı ortalaması

$\frac{\Delta_i}{i}$: Faiz oranı değişim oranının ağırlıklı ortalaması

$\frac{\Delta_R}{R}$: Rezerv değişim oranının ağırlıklı ortalaması

μ_e : Döviz kuru değişim oranına ait serinin ortalaması

μ_i : Faiz oranı değişim oranına ait serinin ortalaması

μ_R : Rezerv değişim oranına ait serinin ortalaması

σ_e : Döviz kuru değişim oranının standart sapması

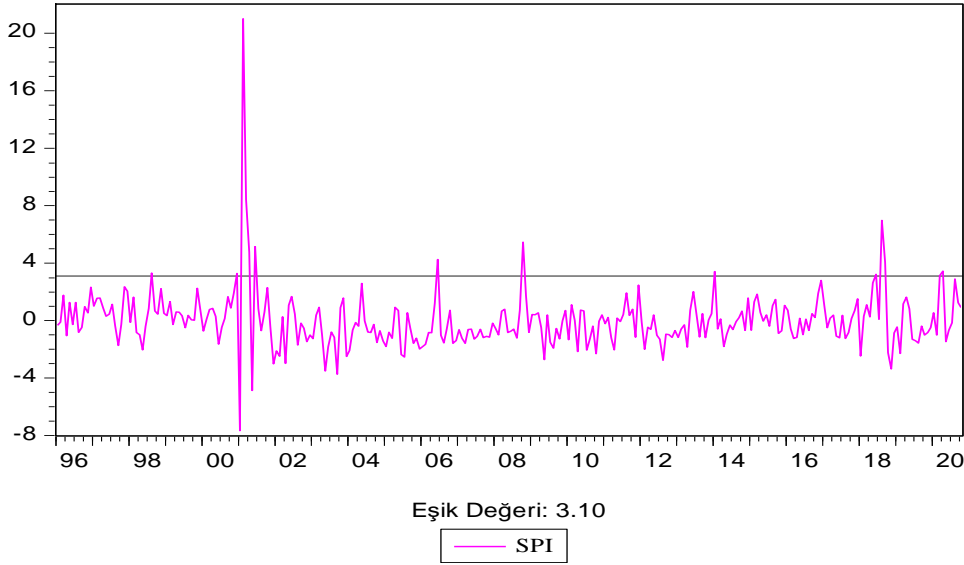
σ_i : Faiz oranı değişim oranının standart sapması

σ_R : Rezerv değişim oranının standart sapması

Bu çalışmada endeks hesaplanırken faiz oranı olarak TL aylık mevduat faiz oranı (mfaiz) kullanılmıştır. Hesaplanan endeks tek ülke uygulaması olarak Türkiye bazında ele alınmıştır. Endekste döviz kurundaki ve faiz oranındaki değişimler pozitif, rezervlerdeki değişimler ise negatif ağırlığa sahiptir. Bu nedenle döviz kuru ile faiz oranı artarken rezervlerin azalması spekülasyon baskı endeksini yükseltmektedir (Ural vd. 2007: 53).

Söz konusu formüle dayanarak Türkiye ekonomisinin 1996 Ocak-2020 Ekim dönemine ait makroekonomik verileri ile hesaplanan spekülasyon baskı endeksi (SPI) grafiği Şekil 1'deki gibidir.

Şekil 1. Spekülasyon baskı endeksi dönemsel grafiği



Şekil 1'de yer alan grafikte eşik değeri, ekonominin stres dönemlerini tanımlamakta kullanılan SPI'nin standart sapmasının 1.5 katı olarak hesaplanmış olup endeksin eşik değerini aştığı dönemler ekonomik stres döneminin bulunduğu (1), aşmayan dönemler ise ekonomik stres döneminin bulunmadığı dönemler (0) olarak tanımlanmaktadır.

$$SPI \geq \mu_{SPI} + 1.5 \sigma_{SPI} \rightarrow \text{ekonomik stres var, } D=1$$

$$SPI < \mu_{SPI} + 1.5 \sigma_{SPI} \rightarrow \text{ekonomik stres yok, } D=0$$

μ_{SPI} endeksin aritmetik ortalamasını ifade etmekte ve $\mu_{SPI} + 1.5 \sigma_{SPI}$ denklemiyle hesaplanan değere eşik değeri adı verilmektedir. Endeksin standart sapması (σ_{SPI}) 2.06 olarak hesaplandığından bu değerin 1.5 katı değer olan 3.10 eşik değeri olarak belirlenmiştir. Referans

değerin 1.5 olarak belirlenme nedeni ekonominin stres dönemlerinin öngörülerinde eşik değer oluşturmak amacıyla yaygın kullanım alanına sahip olan, birinci ve ikinci tip hata terimini optimize etmeye yönelik sabit bir değer olmasıdır (Karadeniz, 2014: 77).

Türkiye'ye yönelik oluşturulan Spekülatif Baskı Endeksi (SPI) değerlerine göre ekonominin stres dönemleri Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1. Ekonominin stres dönemleri

Dönem	SPI Değeri
1998-08	3,30
2000-12	3,28
2001-02	21,01
2001-03	8,42
2001-04	4,76
2001-06	5,15
2006-06	4,24
2008-10	5,45
2014-01	3,40
2018-06	3,21
2018-08	6,97
2018-09	4,06
2020-03	3,12
2020-04	3,44

Tablo 1'de Türkiye'de Spekülatif Baskı Endeksinin 3.10 eşik değerini aştığı dönemler gösterilmektedir. Eşik değerini aşılma nedenleri aşağıdaki gibi açıklanabilir.

- Ağustos 1998 tarihinde Rusya krizinin ortaya çıkışı Türkiye'nin 1997 yılı itibariyle toplam ihracatının yaklaşık %8'lik bir payına sahip Rusya ile olan ihracatında daralma meydana getirmiştir.
- Aralık 2000 tarihinde eşik değerin aşılması Şubat 2001 ekonomik krizine işaret etmektedir. Ekonominin stres dönemleri içerisinde Kasım 2000 dönemine ilişkin olarak herhangi bir sinyal bulunmaması bir eksiklik gibi görülse de birinci ve ikinci tip hata riski kapsamında değerlendirilmesi gerektiği ifade edilebilir. Nitekim 22 Kasım 2000 tarihinde bankacılık sektöründe ortaya çıkan kriz olumsuz etkilerini Aralık 2000'de artırarak göstermiştir.
- Şubat 2001'de ülkede döviz krizi yaşanmış ve 21 Şubat 2001 tarihinde 4,9 milyar dolar sıcak para çıkışı olmuştur. 2001 yılı Mart, Nisan ve Haziran aylarını kapsayacak şekilde kriz sürecinde ülkeden 7,5 milyar dolar kadar yabancı sermaye çıkışı gerçekleşmiş, bu gelişmelerin ardından borsa çökmüş ve gecelik faiz oranları %7500'lere çıkmıştır (Keskin, 2004: 108).
- Spekülatif Baskı Endeksinin Haziran 2006 ve Ocak 2014 dönemlerinde eşik değerini aşması bir kriz olabileceği işaretini vermiştir.
- Ekim 2008 tarihinde eşik değerin aşılması 2008 küresel finansal krizin yol açtığı etki ile açıklanabilir. Türk bankacılık sektörünün riskleri sınırlı ve yüksek sermaye oranlarıyla sağlam bir yapıya sahip olması gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere göre Türkiye'de küresel krizin etkilerinin daha az görülmesine neden olmuştur (Elekdağ vd., 2010: 5).
- Haziran 2018 ve takip eden aylarda döviz kurunda ve finansal piyasalarda ortaya çıkan dalgalanmaya bağlı olarak Spekülatif Baskı Endeksi tekrar yükseliş göstermiştir.

- Mart ve Nisan 2020 tarihlerinde eşik değerin aşılması, brüt rezervlerin Mart ayında, bir önceki aya göre %14,5 azalarak 92,1 milyar dolar düzeyine, Nisan ayında ise bir önceki aya göre %6,3 azalarak 86,3 milyar dolar düzeyine gerilemesi ile açıklanabilir (TCMB, 2020).

SPI değerinin eşik değeri (3.10) aştığı dönemler için ekonomik stres bağımlı değişkeni (SR) için 1 değeri, eşik değeri aşmayan dönemler için ise 0 değeri verilerek Logit/Probit modeli oluşturmak için ön koşul olan bağımlı değişkenin 0 ve 1 ikili sayı sisteminden oluşma şartı sağlanmış olmaktadır.

3. Uygulama ve Bulgular

3.1. Verilerin Durağanlaştırılması

Logit ve Probit model uygulamalarında verilerin seviye değerinde veya farkları alınarak durağan hale getirildiği görülmektedir. Verilerin birim kök içermesi diğer bir ifadeyle durağan hale getirilmemesi durumunda, olmayan bir ilişkinin varmış gibi görülmesine neden olduğu belirtilmektedir (Sarıkovanlık vd., 2019: 88). Bu nedenle değişkenler ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve Philipps-Perron (PP) birim kök testine tabi tutulmuşlardır. Yapılan birim kök testi sonucunda ihracatın ithalatı karşılama oranı (IHRACAT), portföy yatırımları (PORTFOY), net hata ve noksan (NETHATA) ve gecelik faiz oranı (GFAIZ) değişkenlerinin düzey değerlerinde durağan oldukları görülmüştür. Banka kredileri (KREDI), tüketici fiyat endeksi (ENF), BIST 100 endeksi (BIST), reel kur endeksi (REKUR), dolar faiz oranı (DFAIZ) ve otomobil üretimi (OTOM) değişkenleri düzeyde durağan olmadıklarından birinci farkı alınarak durağan hale getirilmişlerdir. Vadesiz döviz tevdiat hesabı (VSDOVIZ) ve iç borç stoku (ICBORC) değişkenleri ise ikinci farkı alınarak durağanlaştırılmışlardır.

3.2. Logit ve Probit Modellerin Oluşturulması

Logit ve Probit modellerini oluşturabilmek için bağımsız makroekonomik değişkenlerden, bağımlı değişkeni teorik olarak açıklayacağı düşünülen modellerin belirlenmesi gerekmektedir. Bu nedenle ekonominin stres dönemleri öncü göstergelerinden değişik modeller oluşturulmuştur. Bu modeller ile ekonomik streslerin yaşandığı dönemlerde belirlenen değişkenlerin sinyal oluşturup oluşturmadığı belirlenmeye ve ayrıca belirlenecek öncü göstergeler takip edilerek gelecekteki ekonominin stres dönemlerinin tahmin edilmesine çalışılmıştır. Ekonomik Stres bağımlı değişkeni (0 ve 1 değeri alan) ve bağımsız değişkenlerle oluşturulan logit/probit modeller Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2. Logit/Probit model-1

Bağımlı değişken: SR						
Logit model-1						
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-4.059	0.454	0.000	0.243	0.000	-42.708
Δ (DFAIZ)	1.556	0.416	0.000	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
GFAIZ	0.016	0.005	0.002	0.307	0.119	0.000
Probit model-1						
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-2.158	0.197	0.000	0.235	0.000	-43.130
Δ (DFAIZ)	0.768	0.234	0.001	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
GFAIZ	0.008	0.002	0.001	0.310	0.058	0.000

Tablo 2’de Logit/Probit-1 modellerine ait denklemlerde değişkenlerin katsayı işaretleri bağımlı değişken SR (ekonomik stres) ile olan ilişkinin yönünü vermektedir. Bağımsız değişkenlerin pozitif değer alması, ekonomik stres bağımlı değişkeni ile bağımsız değişkenin aynı yönde hareket ettiği ve bağımsız değişkendeki artışın, bağımlı değişkende de artışa neden olacağı şeklinde değerlendirilir. Eğim katsayısının negatif işaretli olması ise ekonomik stres bağımlı değişkeni ile bağımsız değişkenin ters yönde hareket ettiği ve bağımsız değişkende

meydana gelen artış (azalış), bağımlı değişkende azalışa (artışa) neden olduğu şeklinde yorumlanmaktadır.

Logit/Probit Model-1'in tamamının anlamlı olduğu görülmektedir (Prob LR statistic: 0.000). Logit/Probit Model-1'deki değişkenler, ekonomik stres değişkenini %24.3 ve %23.5 oranında açıklamıştır (McFadden R-squared). Logit Model 1'de yer alan dolar faizi değişkeni ile gecelik faiz değişkeninin katsayısı %1 düzeyinde istatistiki açıdan anlamlıdır. Logit Model 1'de dolar faizi ve gecelik faiz değişkenleri katsayısının işareti pozitif olduğundan dolar faiz oranı ve gecelik faiz oranı arttığında ekonomik stres oluşma ihtimali de artmaktadır şeklinde yorum yapılabilir.

Logit Model-1 denklemindeki her eğim katsayısı kısmi eğim katsayısı olup belli bir açıklayıcı değişkenin değerinde bir birim değişme olunca tahmin edilen logit modeldeki değişmeyi ölçmektedir. Bu nedenle dolar faiz oranı bir birim yükseldiğinde tahmin edilen logit 1.556 birim artacaktır. Anlamlı bir yorum eğim katsayılarının ters logaritmaları alınarak elde edilebilecektir. Burada aylık ortalama dolar faiz oranı değişkeni için $e^{1.556} = 4.739$ olarak hesaplanmaktadır. Diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda aylık ortalama dolar faiz oranı değişkeni bir birim arttığında ekonomik stres olabilirliğinin yaklaşık 4.7 kat arttığı söylenebilir. Aynı şekilde gecelik faiz oranı değişkeninin ters logaritması $e^{0.016} = 1.016$ hesaplanarak diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda gecelik faiz oranı değişkeni bir birim arttığında ekonomik stres olabilirliğinin 1 kat arttığı ifade edilebilir.

Probit model-1'in sonuçları incelendiğinde logit model 1'e göre benzer şekilde olduğu görülmektedir. Buna göre dolar faiz oranı bir birim yükseldiğinde tahmin edilen probit 0.768 birim, gecelik faiz oranı bir birim yükseldiğinde tahmin edilen probit 0.008 birim artacaktır. Aylık ortalama dolar faiz oranı değişkeninin ters logaritması $e^{0.768} = 2.155$ olduğundan diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda aylık ortalama dolar faiz oranı değişkeni bir birim arttığında ekonomik stres ihtimalinin 2.15 kat arttığı ifade edilebilir. Aynı şekilde gecelik faiz oranı değişkeninin ters logaritması $e^{0.008} = 1.008$ hesaplanarak diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda gecelik faiz oranı değişkeni bir birim arttığında ekonomik stres olabilirliğinin 1 kat arttığı ifade edilebilir.

Tablo 3. Logit/Probit model-2

Bağımlı değişken: SR						
Logit model-2						
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-6.597	1.851	0.000	0.078	0.013	-52.112
PORTFOY	-0.002	0.000	0.003	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
IHRACAT	0.050	0.025	0.049	0.370	0.666	0.000
Probit model-2						
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-3.366	0.863	0.000	0.080	0.010	-51.915
PORTFOY	-0.000	0.000	0.005	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
IHRACAT	0.024	0.012	0.051	0.368	0.784	0.000

Tablo 3'de Logit/Probit Model-2'de portföy değişkeninin katsayıları istatistiki olarak anlamlı ve katsayı işareti beklenildiği gibi çıkmıştır. Logit/Probit Model-2'nin genelini istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir (Prob LR statistic: 0.013 ve 0.010). Logit/Probit Model-2'deki değişkenler ekonomik stres değişkenini %7.8 ve %8.0 oranında açıklamaktadır. Logit Model-2'de portföy yatırımı bir birim azaldığında tahmin edilen logit -0.002 birim artacaktır. Portföy değişkeninin eğim katsayısının ters logaritması $e^{-0.002} = 0.998$ 'dir. Portföy değişkeni ile ekonomik stres değişkeni arasında negatif yönlü bir ilişki bulunduğu için, diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda portföy yatırımında bir azalışın ekonomik stresin olabilirliğini yaklaşık bir kat artıracığı söylenebilir.

Probit Model-2'nin sonuçları logit model-2 sonuçlarına benzer çıkmıştır. Her iki modelde de ihracat değişkenin katsayısı istatistiki olarak anlamlı ancak katsayı işareti beklenildiği gibi negatif değildir.

Tablo 4. Logit/Probit model-3

Bağımlı değişken: SR						
Logit model-3						
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-3.694	0.518	0.000	0.152	0.000	-47.846
$\Delta(KREDI)$	1.64E-08	7.37E-09	0.025	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
$\Delta(ENF)$	0.778	0.348	0.025	0.342	0.006	0.000
Probit model-3						
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-1.905	0.197	0.000	0.126	0.000	-49.271
$\Delta(KREDI)$	7.37E-09	3.79E-09	0.051	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
$\Delta(ENF)$	0.303	0.154	0.049	0.352	0.022	0.000

Tablo 4'de Logit/Probit Model-3'ün anlamlı olduğu görülmektedir. Logit/Probit Model-3'deki değişkenler ekonomik stres değişkenini %15.2 ve %12.6 oranında açıklamaktadır. Logit/Probit Model-3'de yer alan değişkenlerin katsayılarının %5 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Kredi ile enflasyon oranı değişkenlerinin eğim katsayıları işaretinin pozitif olmalarından dolayı bankacılık kesimi verilen krediler ve enflasyon oranı arttığında ekonomik stres olasılığının artacağı ifade edilebilir. Bu nedenle Logit Model-2'de bankacılık kesimi verilen kredilerde bir birim artış olduğunda tahmin edilen logitin 1.64E-08 birim artacağı ve diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda bankacılık kesimi verilen kredilerde bir artışın ekonomik stresin olabilirliğini yaklaşık bir kat artıracığı söylenebilir ($e^{1.64E-08} = 1.000$). Aynı şekilde enflasyon oranında bir birim artış olduğunda tahmin edilen logitin 0.778 birim artacağı ve diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda enflasyon oranında bir artışın ekonomik stresin olabilirliğini yaklaşık iki kat artıracığı söylenebilir ($e^{0.778} = 2.18$).

Probit Model-3 sonuçlarına göre bankacılık kesimi verilen kredilerde bir birim artış olduğunda tahmin edilen logitin 7.37E-09 birim artacağı ve diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda bankacılık kesimi verilen kredilerde bir artışın ekonomik stresin olabilirliğini yaklaşık bir kat artıracığı söylenebilir ($e^{7.37E-09} = 1.000$). Aynı şekilde enflasyon oranında bir birim artış olduğunda tahmin edilen logitin 0.303 birim artacağı ve diğer tüm değişkenler sabit tutulduğunda enflasyon oranında bir artışın ekonomik stresin olabilirliğini yaklaşık bir kat artıracığı söylenebilir ($e^{0.303} = 1.35$).

Tablo 5. Logit/Probit model-4

Bağımlı değişken: SR		Logit model-4				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-3.557	0.416	0.000	0.205	0.000	-44.800
Δ(BIST)	-0.014	0.008	0.069	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
Δ(REKUR)	-0.142	0.059	0.017	0.350	0.144	0.000
Δ(VSDOVIZ,2)	-6.05E-08	5.49E-08	0.270			
Δ(OTOM)	1.77E-07	3.33E-07	0.594			
Δ(ICBORC,2)	4.67E-08	6.05E-08	0.440			
NETHATA	-2.40E-05	0.000	0.915			
		Probit model-4				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	Prob.	McFadden R-kare	Prob(LR statistic)	Log likelihood
C	-1.903	0.163	0.000	0.206	0.000	-44.723
D(BIST)	-0.006	0.003	0.045	AIC	H-L stat. Prob.	Andrews stat. Prob.
D(REKUR)	-0.071	0.025	0.005	0.349	0.018	0.000
D(VSDOVIZ,2)	-2.30E-08	2.09E-08	0.272			
D(OTOM)	4.84E-08	1.43E-07	0.734			
D(ICBORC,2)	2.12E-08	2.50E-08	0.395			
NETHATA	4.44E-06	9.16E-05	0.961			

Tablo 5’de Logit/Probit Model-4’ün anlamlı olduğu görülmektedir (Prob. LR statistic). Logit/Probit Model-4’deki değişkenler ekonomik stres değişkenini %20.5 ve %20.6 oranında açıklamaktadır (McFadden R-kare). Logit/Probit Model-4’de sadece BIST-100 endeksi ile TÜFE bazlı reel kur endeksi (rekur) değişkeni katsayıları anlamlı, diğer değişkenlerin katsayılarının ise anlamlı olmadığı görülmektedir. BIST-100 endeksi ile TÜFE bazlı reel kur endeksi değişkenleri katsayısının negatif olmalarından dolayı Borsa İstanbul fiyat endeksindeki düşüş ve TÜFE bazlı reel kur endeksindeki azalış ekonomik stres olasılığının öncü göstergesi olarak kabul edilebilecektir.

Logit/Probit modellerin uygunluğuna ilişkin yapılan Hosmer-Lemeshow (H-L) uygunluk testi sonuçlarına göre H-L Statistic Prob. ChiSq(8) değeri 0.05 değerinden büyük olan ve Andrews Statistic uygunluk testine göre de Andrews Statistic Prob. Chi-Sq(10) değeri 0.05 değerinden küçük olan modellerin uygun olduğuna karar verilebilir (Sarıkovanlık vd., 2019: 92). Logit/Probit Model-3 ve Probit Model-4’e yönelik hesaplanan H-L Statistic Prob. Chi-Sq(8) değerleri 0.05 değerinden büyük olmadığından Hosmer Lemeshow Statistic uygunluk testini geçemedikleri, Andrews Statistic Prob. Chi-Sq(10) değerleri 0.05 değerinden küçük olduğundan Andrews Statistic uygunluk testinden geçtikleri görülmektedir.

Sonuç olarak H-L testinden geçemeyen Logit/Probit Model-3 ve Probit Model-4 ile değişkenlerin bir kısmının istatistiki olarak anlamlı olmadığı Logit/Probit Model-4’ün uygun modeller olmadığı ifade edilebilir. Bu nedenle en uygun modelin belirlenmesinde Logit/Probit Model-1 ve Logit/Probit Model-2 karşılaştırılmıştır.

3.3. Logit/Probit Modellerin Beklenen Tahmin Tablosu

Logit/Probit modellerin beklenen tahmin tablosunun oluşturularak doğruluğunun test edilmesi gerekmektedir. Tablo 6’da ekonomik stresin varlığını tespit etmek için kullanılan sıfır ve bir değerlerinin doğru tahmin edilip edilmediği ile ilgili beklenen tahmin tablosu sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6. Logit/Probit model beklenen tahmin sonuçları

	Logit Model 1			Probit Model 1		
	Tahmin Edilen Denklem			Tahmin Edilen Denklem		
	Atanan= 0	Atanan=1	Toplam	Atanan= 0	Atanan=1	Toplam
P(Dep=1)<=C	16	0	16	19	0	19
P(Dep=1)>C	267	14	281	264	14	278
Toplam	283	14	297	283	14	297
Doğru	16	14	30	19	14	33
Doğruluk Yüzdesi	5.65	100.00	10.10	6.71	100.00	11.11
Yanlışlık Yüzdesi	94.35	0.00	89.90	93.29	0.00	88.89
Toplam Kazanım*	5.65	0.00	5.39	6.71	0.00	6.40
Yüzde Kazanım**	5.65	NA	5.65	6.71	NA	6.71
	Logit Model 2			Probit Model 2		
	Tahmin Edilen Denklem			Tahmin Edilen Denklem		
	Atanan= 0	Atanan=1	Toplam	Atanan= 0	Atanan=1	Toplam
P(Dep=1)<=C	10	0	10	19	0	19
P(Dep=1)>C	274	14	288	265	14	279
Toplam	284	14	298	284	14	298
Doğru	10	14	24	19	14	33
Doğruluk Yüzdesi	3.52	100.00	8.05	6.69	100.00	11.07
Yanlışlık Yüzdesi	96.48	0.00	91.95	93.31	0.00	88.93
Toplam Kazanım*	3.52	0.00	3.36	6.69	0.00	6.38
Yüzde Kazanım**	3.52	NA	3.52	6.69	NA	6.69

*Varsayılan tanımlama (sabit olasılık)'dan itibaren yüzde doğrulukta ki değişiklik

** Denklemle düzeltilen (varsayılan) yanlış tahminin yüzdesi

Tablo 6'da yer alan Logit Model 1'de sıfır değeri atanan 283 gözlemde 16 tanesi, bir değeri atanan ondört gözlemde tamamı doğru tahmin edilmiştir. Probit model 1'de sıfır değeri atanan 283 gözlemde ondokuz tanesi doğru tahmin edilirken, bir değeri atanan ondört gözlemin tamamı doğru tahmin edilmiştir.

Logit Model 2'de sıfır değeri atanan 284 gözlemde on tanesi, bir değeri atanan on dört gözlemin tamamı doğru tahmin edilmiştir. Probit Model 2'de sıfır değeri atanan 284 gözlemde ondokuz tanesi doğru, bir değeri atanan ondört gözlemin ise tamamı doğru tahmin edilmiştir.

Tartışma ve Sonuç

Ekonomik stresler ekonomik ve sosyal sorunlara yol açmaktadır. Bu sorunların beraberinde getirdiği maliyetlerin ve finansal şokların giderilebilmesi için ekonominin stres dönemlerinin öngörülebilmesi hayati bir önem taşımaktadır. Finansal piyasalarda belirsizliği ortadan kaldırmak için ekonominin stres dönemlerini önceden tahmin edebilmeye yönelik çeşitli modeller oluşturulmuştur.

Ekonominin stres dönemlerinin öngörülmesinde ekonomik ve finansal değişkenler öncü gösterge olarak kullanılmaktadır. Bu çalışmada spekülasyon baskı endeksi temel alınarak Türkiye'nin seçilmiş makroekonomik değişkenlerinden spekülasyon baskı endeksinin oluşturulması ve Logit/Probit modeller üretilerek ekonominin stres dönemlerinin öncü göstergelerinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Oluşturulan modellerden McFadden R² ve log likelihood değeri en yüksek buna karşılık Prob(LR statistic) ve Akaike Bilgi Kriteri (AIC) değeri en düşük olan model ekonomik stres bağımlı değişkenini en yüksek olasılıkla açıklayan model olarak belirlenmiştir. Bu kriterlere göre dolar faiz oranı ve gecelik faiz oranı değişkenlerinden oluşan Logit/Probit Model-1'in ekonominin stres dönemlerini en yüksek olasılıkla açıklayan güvenilir bir model olduğuna karar verilmiştir. Bu nedenle dolar faiz oranındaki ve gecelik faiz oranındaki artışların ekonomik stres ihtimalini artırdığı ifade edilebilir.

Ayrıca çalışmada Logit/Probit Model-2, Logit/Probit Model-3 ve Logit/Probit Model-4'de yer alan anlamlı katsayılar sahip bazı değişkenlerin göz ardı edilemeyecek derecede

önemli sonuçlar sunduğu görülmüştür. Güvenirlik bakımından yüksek orana sahip bir model olan Logit/Probit Model 2’de portföy yatırımlarındaki azalışın ekonomik stres olasılığını artırabileceği belirlenmiştir. Bankalarca verilen kredilerdeki ve tüketici fiyat endeksindeki artışların (Logit/Probit Model-3), BIST 100 endeksindeki ve TÜFE bazlı reel kur endeksindeki düşüşlerin (Logit/Probit Model-4) ekonomik stres artışı olasılığını artırabileceği sonucuna varılmıştır.

İncelenen dönemde spekülâtif baskı endeksinin Ağustos 1998, Aralık 2000, Şubat 2001, Mart 2001, Nisan 2001, Haziran 2001, Haziran 2006, Ekim 2008, Ocak 2014, Haziran 2018, Ağustos 2018, Eylül 2018, Mart 2020 ve Nisan 2020 tarihlerinde eşik değeri aştığı görülmüştür.

Spekülâtif baskı endeksinin eşik değeri Ağustos 1998 tarihinde aşması Rusya krizinin Türkiye’nin ihracatında daralma meydana getirmesi, Aralık 2000 tarihinde aşılması Şubat 2001 döviz krizine işaret etmesi, Ekim 2008 tarihinde aşılması 2008 küresel finansal krizinin etkisi ile açıklanabilir. Haziran 2018 ve takip eden aylarda döviz kurunda ve finansal piyasalarda ortaya çıkan dalgalanmaya bağlı olarak spekülâtif baskı endeksi tekrar yükseliş göstermiştir. Spekülâtif baskı endeksinin 2018 yılında eşik değeri aşmasının nedeni olarak, ABD ilişkilerinde yaşanan gerilimin piyasalara yansımalarıyla birlikte Ağustos ayında başlayan dolara yönelik spekülâtif atakların, kur ve faiz başta olmak üzere makroekonomik temel göstergelerde bozulmalara yol açması söylenebilir.

Mart ve Nisan 2020 tarihlerinde eşik değerin aşılması, brüt rezervlerin Mart ayında, bir önceki aya göre %14,5 azalarak 92,1 milyar dolar düzeyine, Nisan ayında ise bir önceki aya göre %6,3 azalarak 86,3 milyar dolar düzeyine gerilemesi ile açıklanabilir. Dolayısıyla rezervlerdeki değişmeye bağlı olarak Türkiye’ye özgü bir ekonomik stres döneminin yaşandığı ifade edilebilir.

Ekonominin stres dönemlerinin kesin olarak ne zaman gerçekleşeceğini belirlemenin zorluğu hem yönetim otoritelerince hem de akademik çevrelerce kabul edilen bir olgudur. Bu nedenle ekonominin stres riski faktörünün önceden tespitinde belirli makroekonomik göstergelerin sürekli olarak izlenmesi hayati bir önem taşımaktadır.

Kaynakça

- Akkaya, M. ve Kantar, L. (2018). Finansal krizlerin tahmininde öncü göstergelerin logit-probit model ile analizi: Türkiye uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 14(3), 575-590. doi: 10.17130/ijmeh.2018343111
- Aklan, N. A., Çınar, M. and Akay, H. K. (2015). Financial stress and economic activity relationship in Turkey: post-2002 period. *Yönetim ve Ekonomi*, 22(2), 567-580. doi:10.18657/yecbu.95272
- Avcı, M. A., Altay, N. O. ve Sulak, H. (2016). Finansal krizlerin öngörüsünde markov rejim değişimi modeli: gelişmekte olan ülkelere yönelik bir analiz. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(2), 463-475. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sduibfd/issue/20860/223825>
- Balakar, G. H. (2020). *Parasal kriz teorileri ve determinantlarının analizi: Türkiye örneği* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, Osmaniye.
- Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdağ, S. and Tytell, I. (2009). The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *IMF Working Paper*, WP/09/133, 1-52. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09133.pdf> (Erişim tarihi: 10.01.2021).
- Barışık, S. ve Oruç, S. (2019). Türkiye'deki finansal stres testi uygulamalarının incelenmesi. *International Social Sciences Studies Journal*, 5(38), 3332-3344. doi: 10.26449/sss.1576

- Bülbül, H. ve Akgül, I. (2018). Türkiye finansal stres endeksi ve markov rejim değişim modeli ile yüksek stres dönemlerinin belirlenmesi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(3), 125-140. doi: 10.17153/oguibf.427265
- Brüggemann, A. and Linne, T. (2002). Are the central and eastern european transition countries still vulnerable to a financial crisis? result from the signal approach. *BOFIT Discussion Paper*, No: 5. doi: 10.2139/ssrn.1015699
- Cardarelli, R., Elekdag, S. and Lall, S. (2011). Financial stress and economic contractions. *Journal of Financial Stability*, 7(2), 78-97. doi: 10.1016/j.jfs.2010.01.005
- Claessens, S., Köse, A. and Terrones, M. E. (2008). Financial stress and economic activity. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 2(2), 11-24. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/bddkdergisi/issue/57364/812732> (Erişim tarihi: 05.01.2021).
- Çamlıca F. ve Güneş D. (2016). Türkiye’de finansal stresin ölçülmesi: yöntemsel bir karşılaştırma. *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Ekonomi Notları*, (06). <https://econpapers.repec.org/paper/tcbeconot/1606.htm> (Erişim tarihi: 18.12.2020).
- Çeşmeci, Ö. and Önder, A. Ö. (2008). Determinants of currency crises in emerging markets. *Emerging Markets Finance ve Trade*, 44(5), 54-67. <https://www.jstor.org/stable/27750631>
- Çetin, I. (2011). *Konjonktürel modeller ile finansal kriz tahmini: Türkiye uygulaması* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Uludağ Üniversitesi, Bursa.
- Çevik, E. İ., Dibooglu, S. and Kenc, T. (2013). Measuring financial stress in Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 35(2), 370-383. doi:10.1016/j.jpolmod.2012.06.003
- Çeviş, İ. (2005). *Para Krizlerine Ampirik Bir Yaklaşım*, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları.
- Davis, P. E. and Karim, D. (2008). Comparing early warning system for banking crises. *Journal of Financial Stability*, 4(2), 89-120. doi:10.1016/j.jfs.2007.12.004
- Diaz D. T., M. and Pacheco, M. (2003). *Currency crisis: an application of the discriminant analysis methodology* (Master of science in banking and finance MBF-HEC). University of Lausanne, Switzerland.
- Edison, H. J. (2000). Do indicators of financial crises work? an evaluation of an early warning system. *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers*, 675. doi:10.2139/ssrn.238249
- Ekinci, A. (2013). Financial stress index for Turkey. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 14(2), 213-229. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal/issue/66669/1043091>
- Elekdağ, S., Kanlı, İ. B., Samancıoğlu, Z. ve Sarıkaya, Ç. (2010). Finansal stres ve iktisadi faaliyet. *Central Bank Review*, 10, 1-8. https://www.researchgate.net/publication/227349762_Finansal_Stres_ve_Iktisadi_Faaliyet
- Corsetti, G., Pesenti P. and Roubini, N. (1998). What caused the Asian currency and financial crisis?. *Japan and the World Economy*, 11, 305-373. doi:10.1016/S0922-1425(99)00019-5
- Hakkio, Cr. and Keeton, W. (2009). Financial stress: what is it, how can it be measured, and why does it matter. *Economic Review Federal Reserve Bank of Kansas City*, 94(2), 5-50. <https://econpapers.repec.org/RePEc:fip:fedker:y:2009:i:qii:p:5-50:n:v.94no.2>
- Eichengreen, B., Rose, A. K. and Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises. *Nber Working Paper Series, Cambridge: NBER Working Paper 5681/National Bureau of Economic Research*. 1-48. <https://eml.berkeley.edu/~eichengr/research/pre5681.pdf>

- Erkekoğlu, H. ve Bilgili, E. (2005). Parasal krizlerin tahmin edilmesi: teori ve uygulama. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (24), 15-36. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/erciyesiibd/issue/5881/77814>
- Favero, C. A. and Giavazzi, F. (2002). Is the international propagation of financial shocks non-linear?: Evidence from the ERM. *Journal of International Economics*, Elsevier, 57(1), 231-246. doi:10.1016/S0022-1996(01)00139-8
- Flood, P. R. and Garber, M. P. (1984). Collapsing exchange-rate regimes. *Journal of International Economics*, (17), 1-13. doi:10.1016/0022-1996(84)90002-3
- Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment. *Journal of International Economics*, (41), 351-366. doi: 10.1016/S0022-1996(96)01441-9
- Gerni, C., Emsen, Ö. S. ve Değer, M. K. (2005). Erken uyarı sistemleri yoluyla Türkiye'deki ekonomik krizlerin analizi. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (2), 39-62. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/iuekois/issue/8983/112052>
- Heun, M. and Schlink, T. (2004). Early warning systems of financial crises implementation of a currency crisis model for Uganda. *HFB-Business School of Finance and Management Sonnemannstr*, 9-11. <https://d-nb.info/990138372/34>
- Kaminsky, G., Lizondo, S. and Reinhart, C. M. (1997). Leading indicators of currency crises. *IMF Working Paper*, (79). Washington DC. <https://d-nb.info/990138372/34Leading%20indicators%20of%20currency%20crises>
- Kara, H., Pınar, Ö. ve Deren, Ü. (2015). Türkiye için finansal koşullar endeksi. *T. C. Merkez Bankası Çalışma Tebliği*, 15(3), 1- 31.
- Kaya, E. ve Kılınç, A. (2017). Türkiye için finansal sıkıntı endeksinin ölçümü ve finansal sıkıntı endeksinin reel ekonomik faaliyetler ile ilişkisi. *C. Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 18(1), 57-70. <http://esjournal.cumhuriyet.edu.tr/tr/pub/issue/32216/357727>
- Kaya, V. ve Yılmaz, Ö. (2011). Finansal küreselleşme-para krizi nedenselliği ve para krizlerinin tahmin edilebilirliği: Türkiye, 1990–2002. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 0(33), 69-102. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/iusiyasal/issue/603/6096>
- Keskin, H. Ü. (2004). *Ekonomik krizlerde küresel güçler: 2001 Türkiye ekonomik krizi* (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Süleyman Demirel Üniversitesi, Isparta.
- Kibritçioglu, A. (2003). Monitoring banking sector fragility. *The Arab Bank Review*, 5(2), 51-66.
- Korkmaz, A. (2010). *Finansal Krizler ve Aktarım Kanalları (Teorik ve Ampirik Yaklaşımlar)* (Yayımlanmamış doktora tezi). Karadeniz Teknik Üniversitesi, Trabzon.
- Krugman, P. (1979). A model of balance-of-payments crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 11(3), 311-325. <https://www.jstor.org/stable/1991793>
- Oet, M. V., Eiben, R., Bianco, T., Gramlich, D. and Ong, S. (2011). Financial stress index: identification of systemic risk conditions. *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper*, November, 11-30. doi: 10.3390/risks3030420
- Öruç, E. (2019). Weymark modeli döviz piyasası baskısı endeksi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (53), 261-284. doi:10.18070/erciyesiibd.445125
- Pesaran, M. H. and Pick, A. (2007). Econometric issues in the analysis of contagion. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(4), 1245-1277. doi: 10.1016/j.jedc.2006.03.008

- Polat, O. and Özkan, I. (2019). Transmission mechanisms of financial stress into economic activity in Turkey. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, 41(2), 395-415. doi: 10.1016/j.jpolmod.2019.02.010
- Racaru, I., Copaciu, M., and Lapteacru, I. (2006). Early warning systems on currency crises. *National Bank of Romania Occasional Papers*, (5). <http://www.bnro.ro/PublicationDocuments.aspx>
- Sachs, J. D., Tornell, A. and Velasco, A. (1996). Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995. *Harvard Institute of Economic Research Working Papers*, 1759, 1-68. doi: 10.2307/2534648
- Sarıkovanlık, V., Koy, A., Akkaya, M., Yıldırım, H. H. ve Kantar, L. (2019), Finans biliminde ekonometri uygulamaları. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Şen, A. (2006). Parasal krizlere neden olan faktörler: Türkiye analizi. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi*, (9), 1-21. <https://arastirmax.com/tr/system/files/dergiler/9383/makaleler/9/arastirmax-parasal-krizlere-neden-olan-faktorler-turkiye-analizi.pdf>
- Topcu, A. ve Mutan, O. C. (2009). Hisse senedi piyasası çalkantıları için erken uyarı sistemi: Türkiye örneği. *İstatistikçiler Dergisi*, (2), 37-47. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/jssa/issue/10041/123865>
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2020). *Uluslararası Rezervler ve Döviz Likiditesi Tablosu 2020-04*, https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/collapse_18/5092/DataGroup/turkish/bie_ulusdovlkd/ (Erişim tarihi: 03.05.2020).
- Ural, M. ve Balaylar, N. A. (2007). Bankacılık sektöründe yüksek risk alımı ve baskı indeksleri. *Finans Politik and Ekonomik Yorumlar*, 44(509), 47-58. http://www.ekonomikyorumlar.com.tr/files/articles/15282000395_4.pdf
- Yaman, Ö. (2010). *Finansal krizler ve erken uyarı sistemleri* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Kadir Has Üniversitesi, İstanbul.
- Yaşar, H. A. (2019). *Finansal stres endeksi: Türkiye uygulaması* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Yavuz, N. (2019). *Türkiye’de finansal baskıya neden olan faktörlerin öncü göstergeler ile tahmin edilmesi* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, Tekirdağ.
- Yılmazkuday, H. and Akay, K. (2008). An analysis of regime shifts in the Turkish economy. *Economic Modelling*, 25(5), 885-898. doi: 10.1016/j.econmod.2007.11.013

ETİK ve BİLİMSEL İLKELER SORUMLULUK BEYANI

Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara ve bilimsel atıf gösterme ilkelerine riayet edildiğini yazar(lar) beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi’nin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk makale yazarlarına aittir.