

Araştırma Makalesi

Kripto Döngüsü ve ABD Para Politikası: Faktör Temelli VAR ve EKK Analizi

Crypto Cycle and US Monetary Policy: Factor-Based VAR and OLS Analysis

Şule ŞENEL TABAK Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü 22010404@mail.baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-2585-6919	Gökhan ENES Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü gokhanenes@outlook.com https://orcid.org/0009-0005-8931-9396
Adalet HAZAR Prof. Dr., Başkent Üniversitesi Uluslararası Finans ve Bankacılık ahazar@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-1934-5055	Şenol BABUŞCU Prof. Dr., Başkent Üniversitesi Uluslararası Finans ve Bankacılık babuscu@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-2870-6358

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
18.05.2026	27.07.2026

Öz

Bu çalışma, ABD para politikası ve küresel finansal koşulların kripto varlık fiyatları üzerindeki etkisini Nisan 2020–Mayıs 2026 dönemi için incelemektedir. Dokuz kripto paranın ortak fiyat hareketi Temel Bileşenler Analizi ile kriptofaktöre dönüştürülmüştür. Birinci bileşenin toplam varyansın yüzde 74’ünü açıklaması kripto para piyasaları için baskın sistemik bir bileşenin varlığını teyit etmektedir. Kısa dönemli dinamikler VAR Modeli, uzun dönemli seviye ilişkileri ise Newey-West HAC düzeltmeli En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilmiştir. Model güvenilirliği AR karakteristik polinom ve Bai-Perron çoklu yapısal kırılmalar testleriyle doğrulanmıştır. VAR etki tepki analizi, SOFR ve 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvil faizindeki pozitif şokların kriptofaktör üzerinde kalıcı bir negatif tepkiyle ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır. Kriptofaktörün kendi şoklarına verdiği tepki otuzuncu döneme kadar negatif seyrederek ortalamaya dönüş dinamiklerini yansıtmaktadır. Varyans ayrıştırması, kriptofaktör varyansının yüzde 98,89’inin içsel şoklardan kaynaklandığını ve emtia değişkenlerinin para politikası değişkenlerinden daha yüksek bir dışsal pay taşıdığını göstermektedir. EKK bulguları, altın ve Brent petrolün kriptofaktör fiyatlamaları üzerinde istatistiksel olarak güçlü ve anlamlı etkiler taşıırken para politikası değişkenlerinin gecikmeli ve şok odaklı bir yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Bulgular, kripto paraların kısa vadede içsel momentum, orta vadede para politikası şokları ve uzun vadede küresel emtia döngüsü ile yapısal büyüme trendi tarafından biçimlenen çok katmanlı bir fiyatlama yapısı sergilediğini göstermektedir.

JEL Sınıflandırması: E52, G12, G15, C32, C38

Anahtar Kelimeler: ABD Para Politikası, Kripto Para Fiyatları, Kriptofaktör, VAR Modeli, Küresel Finansal Döngü

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Şenel Tabak, Ş., Enes, G., Hazar, A. & Babuşcu, Ş., 2026, Türkiye’de Kadın Girişimciliği ve Kooperatifler: Yapısal Engeller, Kamu Destekleri ve Niğde Saha Araştırması, Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, 61(3), 3068-3097.

Abstract

This study examines the effects of U.S. monetary policy and global financial conditions on cryptocurrency prices over the period from April 2020 to May 2026. The common price dynamics of nine cryptocurrencies are summarized into a single latent cryptocurrency factor using Principal Component Analysis. The first principal component explains 74% of the total variance, confirming the existence of a dominant systemic factor underlying cryptocurrency markets. Short run dynamics are estimated through a VAR framework, while long run relationships are estimated using OLS with Newey–West HAC standard errors. Model robustness is verified through the AR characteristic polynomial and Bai–Perron multiple structural break tests. Impulse response analysis indicates that positive shocks to SOFR and the U.S. 2-year Treasury yield generate persistent negative responses in the cryptocurrency factor, whereas responses to its own innovations remain negative until approximately the thirtieth period, reflecting mean reversion dynamics. Forecast error variance decomposition attributes 98.89% of the factor's variance to endogenous shocks, while commodity variables exert a greater exogenous influence than monetary policy variables. OLS estimates further reveal that gold and Brent oil significantly affect cryptocurrency valuations, whereas monetary policy variables exhibit delayed and shock driven effects. Overall, cryptocurrency prices exhibit a multi layered pricing structure shaped by endogenous momentum in the short run, monetary policy shocks in the medium run, and global commodity cycles together with structural growth trends in the long run.

JEL Classification: E52, G12, G15, C32, C38

Keywords: US Monetary Policy, Crypto Currency Prices, Cryptofactor, VAR Model, Global Financial Cycle,

1. Giriş

2008 küresel finansal krizi, geleneksel bankacılık sistemine ve itibari para birimlerine (fiat) olan güvenin sarsılmasıyla birlikte Bitcoin'in (BTC) gelişimine ve kripto varlık ekosisteminin temelini atılmasına zemin hazırlamıştır. Bu süreçte büyük finansal kuruluşlara verilen mali destekler, merkez bankalarının para basma yetkisini içeren rollerinin sorgulanmasına sebep olarak kripto varlıkların gelişim süreçlerini desteklemiştir. BTC'nin 2008 yılında ortaya çıkmasının ardından kripto ekosistemi hızla genişlemiş, Ethereum (ETH), Binance Coin (BNB), Solana (SOL) ve benzeri varlıklar hem bireysel hem de kurumsal yatırımcıların portföylerinde görünür hale gelmiştir.

Kripto varlıkların para politikası gelişmelerine duyarlılık derecesi literatürde hâlen tartışmalı bir konudur. Bir görüşe göre kripto varlıklar merkeziyetsiz yapıları, sınırlı arz mekanizmaları ve geleneksel bankacılık sistemi dışındaki işleyişleri nedeniyle klasik para politikası aktarım mekanizması kanallarından büyük ölçüde ayrılmaktadır. Bu görüş özellikle kripto varlıkların erken dönemlerinde “dijital altın” veya enflasyondan korunma aracı olması bağlamında destek bulmuştur. COVID-19 pandemisinden önceki dönemde, BTC ve ETH gibi kripto varlıklar risk çeşitlendirme ve diğer varlık sınıflarındaki fiyat dalgalanmalarına karşı koruma işlevi görmüş ve bu sebeple büyük hisse senedi endeksleriyle sınırlı korelasyon göstermiştir.

Bu görüşe karşılık alternatif görüş, kripto piyasalarının özellikle 2020 sonrasında artan likidite bolluğu, kurumsal yatırımcı katılımı ve riskli varlıklarla yükselen korelasyon nedeniyle küresel finansal koşullara daha duyarlı hale geldiğini savunmaktadır. Pandemi sürecinde merkez bankaları olağanüstü kriz yönetimleri uygulamışlardır. Bu dönemde uygulanan politikalar, genişleyici küresel finansal koşullar ve yatırımcı risk iştahındaki artışla birlikte kripto varlık fiyatları ve ABD hisseleri beraber yükselmiştir (Adrian vd., 2022; Miranda-Agrippino & Rey, 2020). 2020'den sonraki dönemde kripto para borsaları S&P500 ile giderek daha fazla ilişkilendirilmiş ve bu piyasalardaki dalgalanmaların diğer varlık sınıflarıyla senkronizasyonu artmıştır (Katsiampa vd., 2019). Kripto varlıkların finansal sistemle bütünleşmesi ve piyasa büyüklüklerinin artması, finansal istikrar açısından yeni riskler doğurmuş ve söz konusu piyasaların geleneksel makroekonomik değişkenlerle ve finansal sistemle ilişkisinin yeniden değerlendirilmesini zorunlu kılmıştır (Che vd., 2023). Kripto varlıklar COVID-19 pandemisiyle başlayan küresel parasal genişleme döneminden itibaren bağımsız bir "dijital altın" veya "riskten korunma aracı" anlatısından sıyrılarak, küresel likidite koşullarına ve riskli varlık döngülerine bağlı bir yapıya evrilmiştir. Bu görüşe göre kripto varlıklar geleneksel finansal sistemle bütünleşmiş, likidite döngülerine duyarlı ve makroekonomik gelişmelere tepki veren bir varlık sınıfına dönüşmüştür.

10 Nisan 2020-14 Mayıs 2026 dönemine ait günlük veriler kullanılarak yapılan bu çalışmada, ABD para politikasının kripto varlık fiyatları üzerindeki kısa dönem etkisi faktör temelli bir Vektör Otoregresyon (VAR) çerçevesinde incelenirken uzun dönemli ilişkiler En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilmektedir. Kripto para birimleri, ortaya çıkış amacına paralel olarak parasal bir varlık gibi davranmakta mıdır? Çalışma, kripto para piyasasının ABD para politikası ile ilişkisini analiz ederek kripto para birimlerinin parasal bir varlık gibi davranıp davranmadığı sorusuna yanıt aramakta ve bu kapsamda literatürde var olan ve yukarıda bahsi geçen tartışmalara katkı sunmayı amaçlamaktadır.

Çalışmanın temel yeniliği, bireysel kripto fiyatlarını ayrı ayrı modellemek yerine dokuz temel kripto para biriminin ortak hareketini temsil eden bütünlük bir kripto faktörünün kullanılmasıdır. Böylece, tekil varlıklara özgü gürültü azaltılarak kripto piyasasının genel fiyatlama dinamikleri yakalanmaktadır. Bu temel katkının yanı sıra çalışma, ampirik bulguları ve metodolojik yaklaşımıyla da literatüre özgün katkı yapmaktadır. Çalışmanın örneklem dönemi, kapsam olarak kripto para piyasaları için çok önemli sayılabilecek birçok olumlu ve olumsuz gelişmeyi barındıracak şekilde seçilmiştir. Nisan 2020-Mayıs 2026 dönemi, pandemi kökenli parasal genişleme, 1980'lerden bu yana en hızlı Fed parasal sıkılaştırma döngüsü ve Ocak 2024 spot BTC ETF onaylı kurumsal katılım artışı gibi yapısal kırılmaları tek bir çerçevede gözleme imkânını sunmaktadır. Bu üç farklı parasal rejimi aynı anda kapsayan bir veri penceresi mevcut literatürde oldukça sınırlıdır. Çalışma, karma bütünlük derecesine sunduğu metodolojik tercihle, karma entegrasyon sorununu göz ardı eden ya da kısmen ele alan bazı önceki çalışmalardan belirgin biçimde ayrılmaktadır. Kriptofaktörün $I(0)$, diğer makro finansal değişkenlerin $I(1)$ olması standart eşbütünlük yöntemlerinin ön koşullarını ihlal etmektedir. Bu kapsamda çalışma, kısa dönem dinamikler için birinci fark düzeyinde VAR(3) ve uzun dönem seviye ilişkileri için ise Newey-West HAC düzeltmeli EKK'yı birleştiren ikili bir ekonometrik tasarımla bu sorunu açıkça ele almakta ve çözmektedir. Çalışmanın yapısal kararlılık ve rejim heterojenliği, Bai-Perron çoklu yapısal kırılmalar testi aracılığıyla tespit edilen dört kırılma noktasının modele kukla değişken olarak dahil edilmesi ve ana bulguların farklı parasal rejimler boyunca ampirik olarak doğrulanmasıyla sınanmıştır. Bu düzeyde sistem çapında sağlamlık analizi, kripto paralara ilişkin VAR modeli literatürde az rastlanan bir özelliktir. Çalışma bulguları ortalamaya dönüş dinamizmi ve piyasa etkinliği bağlantısını, kripto para fiyatlaması üzerinden kurarak literatürde bu alandaki boşluğa katkı sunmuştur. Kriptofaktörün kendi şoklarına otuz dönem boyunca süren negatif tepkisi, kripto piyasasının zayıf formda etkin olmadığına dair VAR çerçevesinden dolayı ampirik kanıt sunmaktadır. Bu bulgu, piyasa etkinliği literatürüyle (Urquhart, 2016) doğrudan ilişkilendirilebilmektedir. Varyans ayrıştırması sonuçları, Brent petrolün (yüzde 0,77) ve altının (yüzde 0,23) birlikte SOFR ile 2Y Hazine faizinin toplamından (yüzde 0,11) daha yüksek bir dışsal açıklama payı taşıdığını ortaya koymaktadır. Bu beklenmedik bulgu, kripto fiyatlamasının uzun vadede doğrudan para politikası aktarımından ziyade küresel emtia döngüsü ve enflasyon beklentileri tarafından yönlendirildiğini göstererek politika yapıcılar ve portföy yöneticileri için özgün çıkarımlar sunmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde ilgili literatür özetlenmekte, üçüncü bölüm veri setini ve ekonometrik yöntemi açıklamakta, dördüncü bölüm seçilen modeli, beşinci bölüm ampirik bulguları sunmakta, altıncı bölüm ise sonuçları ve politika çıkarımlarını tartışmaktadır.

2. Literatür

Kripto para birimleri ile makroekonomik ve finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen literatür, iki temel eksen etrafında şekillenmektedir. Söz konusu iki eksen, kripto varlıkların bağımsız bir değer saklama aracı ya da enflasyon koruyucusu olup olmadığı ve bu varlıkların küresel finansal döngüye ne ölçüde entegre olduğu şeklinde özetlenebilmektedir. Bu alandaki ilk çalışmalar, BTC'nin merkezi otoritelerden bağımsız yapısını ve algoritmik olarak sınırlandırılmış arzını ön plana çıkararak dijital altın anlatısını desteklemektedir. Nakamoto (2008), merkezi otoriteye ihtiyaç duymayan eşler arası elektronik ödeme sisteminin teorik çerçevesini ortaya koymuştur. Nakamoto'nun yaklaşımı kripto varlıkların para politikası kanallarından bağımsız olduğuna dair ilk argümanların temelini oluşturmaktadır. Corbet, Meegan, Larkin, Lucey ve Yarovaya (2018) ise kripto varlıkların geleneksel finansal varlıklardan bağımsız hareket ettiğini ve bu nedenle portföy çeşitlendirmesi için anlamlı bir araç sunduğunu göstermiştir. Bu kapsamda, erken

dönem akademik yazında kripto varlıklar sistemik riskten yalıtılmış bir varlık sınıfı olarak konumlandırılmıştır. Benigno (2023) ise konuya teorik bir çerçeveden yaklaşarak iki para biriminin rekabet ettiği bir ortamda kripto varlığın büyüme hızının merkez bankalarının ulaşabileceği nominal faiz oranı ve enflasyon oranı için bir üst sınır oluşturabileceğini göstererek para politikası aktarım mekanizması üzerindeki kripto kısıtlarını sistematik biçimde analiz etmiştir.

COVID-19 pandemisiyle birlikte başlayan küresel parasal genişleme süreci ise ilgili literatürü köklü biçimde dönüştürmüştür. Borio (2021), küresel finansal döngünün reel ekonomiyi aşan ölçekte genişlediğini ve düşük faiz ortamında risk iştahının tüm varlık sınıflarına eşzamanlı olarak yansıdığını belgelemiştir. Bu bulgu, kripto varlıkların likidite döngülerine neden bu denli duyarlı hale geldiğini açıklamaya yönelik teorik çerçeveyi güçlendirmiştir. Adrian, Iyer ve Qureshi (IMF, 2022), kripto varlık fiyatlarının pandemi sonrası dönemde hisse senedi piyasalarıyla giderek daha senkronize hareket ettiğini göstermiştir. Çalışmaları, BTC ve diğer büyük kripto varlıkların ABD hisse senedi endeksleriyle olan korelasyonlarının zaman içinde anlamlı biçimde arttığını belgelemiştir. Ek olarak, artan kurumsal yatırımcı katılımı, kaldıraçlı pozisyonlar ve finansal koşullara duyarlılığın kripto varlıkları geleneksel riskli varlıklara daha yakın bir konuma taşıdığını ve kripto piyasalarındaki şokların daha geniş finansal piyasalara yayılma potansiyeli taşıdığını belirtmişlerdir. Smales (2022), kurumsal yatırımcı ağırlığının arttığı dönemlerde kripto varlık piyasaları ve hisse senedi korelasyonunun belirgin biçimde yükseldiğini göstererek bu süreci doğrulamış ve kurumsal katılımın kripto varlıkların makro finansal döngüyle bütünleşmesinde kritik bir mekanizma işlevi gördüğünü savunmuştur.

Para politikasının kripto varlık fiyatları üzerindeki doğrudan etkisini inceleyen çalışmalar, bu sürecin 2020 sonrası dönemde belirgin biçimde güçlendiğini ortaya koymaktadır. Ma, Tian, Hsiao ve Deng (2022), FOMC toplantılarından kaynaklanan sürpriz para politikası kararlarının BTC fiyatlarına yansımalarını incelemişlerdir. 2 yıllık ABD Hazine tahvil faizindeki 1 baz puanlık beklenmedik bir artışın BTC fiyatlarında yaklaşık yüzde 0,25 düzeyinde bir düşüşe yol açtığını göstermişlerdir. Bu etkinin altın üzerindeki toplam etkiye yakın ve hisse senedi üzerindeki etkinin yaklaşık iki katı büyüklüğünde olması, BTC'nin para politikası şoklarına geleneksel riskli varlıklardan daha güçlü tepki verdiğini göstermektedir. Ayrıca sürprizlerin boğa piyasası koşullarında daha güçlü etki yaratması, BTC'nin makro finansal duyarlılığının piyasa rejimine bağlı olarak değiştiğini ortaya koymaktadır. Karau (2023), VAR yöntemiyle BTC fiyatlarının para politikası sürprizlerine verdiği tepkileri sistematik olarak analiz etmiş ve sıkılaştırıcı şokların BTC getirileri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkiler yarattığını göstermiştir. Karau'nun bulguları, BTC'nin para politikası karşısında bağımsız bir değer saklama aracı olmaktan ziyade küresel likidite koşullarına ve risk iştahına duyarlı bir riskli varlık gibi davrandığını ampirik olarak teyit etmekte ve iskonto faiz oranı ve risk alma kanallarının kripto fiyatlamasındaki belirleyici rolünü güçlendirmektedir. Bianchi, Faccini ve Huse (2022) ise ABD para politikası belirsizliğinin BTC oynaklığı üzerindeki etkisini incelemiş ve para politikasına dair belirsizlik şoklarının kripto piyasasında hisse senedi piyasasından daha büyük oransal etki yarattığını göstermişlerdir. İlaveten, bu durumun kripto varlıkların makroekonomik bilgiye daha duyarlı bir kanaldan fiyalandığını gösterdiğini ortaya koymuşlardır. Zhao ve Zhang (2023), zaman içinde değişen parametre VAR (TVP-VAR) modeliyle ABD niceliksel genişleme politikalarının BTC fiyatları üzerindeki etkisini incelemiş ve bu etkinin sabit değil, döneme göre farklılaşan bir yapı taşıdığını ve likidite kanalları aracılığıyla geçici pozitif bir etki doğurduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgu, kripto fiyatlamasının merkez bankası bilançosuna duyarlılığına dair doğrudan ampirik kanıt sunmaktadır. Hodula (2025), enerji şokları üzerinden perakende kripto yatırımcılarının finansal kısıtlara verdikleri tepkileri incelerken, parasal sıkılaştırmanın BTC talebini azalttığını göstermiş ve bu sonucu kurumsal yatırımcı davranışından bağımsız olarak bireysel yatırımcı düzeyinde teyit etmiştir.

Kripto piyasalarını sistematik bir faktör yaklaşımıyla ele alan çalışmalar bu araştırmanın metodolojik temelini oluşturmaktadır. Che, Copestake, Furceri ve Terracciano (IMF, 2023), kripto para fiyatlarındaki oynaklıkların yaklaşık yüzde 80'ini açıklayan tek bir ortak fiyat bileşeni olarak kripto faktör tanımlamıştır. Bu faktör üzerinden sıkılaştırıcı FED para politikasının aşağı yönlü etkisini ve kurumsal yatırımcı katılımının kripto para piyasaları ve hisse senedi piyasaları korelasyonunu belirleyici biçimde artırdığını

ortaya koymuştur. Bu çalışmanın metodolojik tasarımı Che vd. (2023)'nin çerçevesini referans almakta, ancak TBA yapısını daha uzun ve güncel bir döneme ve farklı bir varlık kümesine taşımakta ve VAR ile EKK yöntemlerini birleştiren tamamlayıcı bir ekonometrik çerçeveye uygulamaktadır.

Campello, Gallo ve Terracciano (2025) ise kurumsal yatırımcıların kripto ekosistemindeki güvenlik talebini incelemiştir. Stres dönemlerinde bu yatırımcıların temel belli başlı kripto paralardan BTC'ye yönelik bir "güvenli limana kaçış" davranışı sergilediğini göstermiştir. Kripto varlık ekosistemi içindeki bu içsel döngüsel yapının, kriptofaktörün varyans ayrıştırmasında kendi içsel şoklarına olan yüksek bağımlılığı için bir tamamlayıcı açıklama sunduğunu göstermiştir. Ocak 2024'te ABD Menkul Kıymetler ve Borsa Komisyonu'nun spot BTC ETF'lerini onaylaması, kripto piyasasının yapısal dönüşümünde önemli bir kırılma noktası oluşturmuştur. Polyzos ve Youssef (2025), kripto varlıkların farklı makroekonomik ve jeopolitik gelişmelere verdikleri tepkilerin birbirinden belirgin biçimde ayrıştığını göstermiştir.

İncelenen literatür bir bütün olarak değerlendirildiğinde, kripto para birimlerinin erken dönemdeki bağımsız varlık karakterinden, küresel likidite koşullarına ve risk alma kanallarına duyarlı yüksek betalı bir finansal araca dönüştükleri görülmektedir. Bu dönüşümün, kurumsal yatırımcı katılımının artışı, kaldıraçlı kripto varlık ürünlerinin yaygınlaşması ve 2020 sonrasındaki küresel likidite bolluğu tarafından hızlandırılmış olduğu izlenmektedir. Mevcut çalışma bu literatür üzerine kurgulanmakta ve çok bileşenli bir kriptofaktör ve ikili ekonometrik çerçeve (VAR + EKK) kullanarak Nisan 2020-Mayıs 2026 dönemini kapsayan, spot BTC ETF onayını da içeren güncel bir ampirik analiz sunmaktadır. Çalışmada, dokuz kripto para birimi üzerinden TBA analizi yapılmakta, kriptofaktör ile makro finansal değişkenler arasındaki bütünleşme derecelerindeki heterojenlik açıkça dikkate alınmakta ve kısa dönem dinamikler ile uzun dönem seviye ilişkileri birbirini tamamlayan yöntemlerle ayrıştırılmaktadır.

3. Veri ve Metodoloji

Bu bölümde, çalışmanın temel amacı doğrultusunda kullanılan veri setine ayrıntılı biçimde yer verilmiştir. Ardından, kripto para birimleri ve ABD para politikası arasındaki ilişki zaman serisi temelli ekonometrik yöntemler kullanılarak analiz edilmiştir. Bu çerçevede, öncelikle Temel Bileşenler Analizi (TBA) yapılarak kripto para sektörünü temsilen bir kriptofaktör oluşturulmuştur. Daha sonra, söz konusu kriptofaktör ile teminatlı fonlama faiz oranı olan SOFR, 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvil faizi, altın ve Brent petrol fiyatları arasındaki kısa dönemli dinamikler Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli ile; uzun dönemli ilişkiler ise En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle incelenmiştir. Elde edilen bulgular literatürle karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir.

3.1. Veri Seti

Veri setinde temel bileşen analizi için kullanılmak üzere dokuz adet kripto para birimi ve VAR ile EKK analizlerinde ise kriptofaktör dahil olmak üzere beş adet değişken bulunmaktadır. Bloomberg veri terminalinden ve Coin Metrics'ten sağlanan veriler Nisan 2020-Mayıs 2026 dönemi için günlük frekansta 1.590 gözlemden oluşmaktadır.

Temel bileşen analizi için kripto para birimleri olarak, Mayıs 2025 itibarıyla piyasa değeri minimum 10 milyar ABD doları olan dokuz adet varlığın (Bitcoin -BTC, Ethereum -ETH, Ripple -XRP, Solana -SOL, Dogecoin -DOGE, Cardano -ADA, Tron -TRX, Binance Coin -BNB ve Chainlink-LINK) piyasa kapanış fiyatları kullanılmıştır.

Değişken seçimi, bu çalışmanın teorik çerçevesiyle doğrudan ilişkili olduğundan gerekçelendirme önem taşımaktadır. Çalışma, kripto para piyasasının ABD para politikası ile ilişkisini analiz ederek kripto para birimlerinin parasal bir varlık gibi davranıp davranmadığı sorusuna cevap aramaktadır. Bu doğrultuda, ABD para politikası ve küresel likidite koşullarının kripto para fiyatları üzerindeki etkisi incelenmektedir. SOFR ve 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvil faizi, para politikasının iki farklı aktarım kanalını doğrudan temsil etmektedir. SOFR, ABD Hazine tahviliyle teminatlandırılmış gecelik repo işlemlerine dayalı kısa vadeli

fonlama göstergesidir ve ABD doları fonlama piyasalarındaki koşulları yansıtan bir referans oran olarak kullanılmaktadır. 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvil faizi ise para politikası beklentilerine duyarlı bir gösterge olarak çalışmada yer almıştır. SOFR anlık fonlama koşullarını ve likidite maliyetini, 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvil faizi ise piyasanın orta vadeli politika beklentilerini yansıtmaktadır. Altın, güvenli liman talebi ve enflasyon beklentilerinin göstergesi olarak konjonktürel riskten kaçınma dönemlerini temsil ederken, Brent petrol, küresel ekonomik aktiviteye ve enflasyonist baskılara işaret etmektedir. Altın ve petrol fiyatları, para politikası ve ekonomik programlara bağlı değişikliklere ilk ve en hızlı tepki veren konjonktürel değişkenlerdendir. Bu değişken kümesi, para politikası aktarımının hem kısa hem de orta vadeli kanallarını birlikte kapsayacak biçimde tasarlanmıştır.

VIX endeksi, S&P 500 ve DXY dolar endeksi bu çalışmanın kapsamı dışında tutulmuştur. VIX, S&P 500 opsiyonlarından türetilen zımni oynaklık endeksidir ve para politikasının doğrudan etkisini değil, risk iştahını ölçmektedir. Oysa SOFR ve 2Y faiz, para politikasının seviyesini ve beklentiyi temsil etmektedir. VIX'in taşıdığı risk bilgisi çalışmada kullanılan altın fiyatı üzerinden modele dahil edilmiştir. Ayrıca VIX ile kriptofaktör arasında yüksek eşanlı korelasyonun varlığı (Adrian vd., 2022) ve her ikisinin de riskten kaçınma ortamlarında eşzamanlı hareket etmesi sebebiyle, analize VIX eklenmesi Cholesky sıralamasında para politikası değişkenlerinin etkisini karıştırma riskine yol açabilecektir. DXY dolar endeksi, büyük ölçüde çalışmada yer alan SOFR ve 2Y Hazine tahvil faizinin bir fonksiyonudur ve bu kapsamda bilgisi dolaylı olarak çalışmada mevcuttur. Dolayısıyla veri setine DXY'nin eklenmesi, çalışmaya yeni bir açıklayıcı bilgi katmaktan ziyade çok doğrusallığı derinleştirerek parametre tahminlerinin etkinliğini azaltabilecektir (Lütkepohl, 2005). S&P 500 para politikasının doğrudan bir aracı değil, onun etkisi tarafından taşınan bir ara değişken konumundadır. Bu yapıda S&P 500'ün kontrole alınması para politikasının kriptofaktör üzerindeki toplam etkisini olduğundan küçük tahmin etmek anlamına gelebilecektir. Bu gerekçeyle, çalışmada yer alan beş değişken olan, kriptofaktör, SOFR, 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvil faizi, altın ve Brent petrol, para politikası aktarımının nedeni, aracı ve makroekonomik bağlamını birlikte temsil edecek biçimde tasarlanmış ve teorik tutarlılık ve istatistiksel etkinlik dengesi gözetilerek belirlenmiştir.

Veri frekansının doğru seçimi ve gerekçelendirmesi, çalışmanın teorik çerçevesiyle doğrudan ilişkili olduğundan önem taşımaktadır. Kripto para birimleri teknik olarak haftanın yedi günü kesintisiz işlem görse de SOFR, ABD Hazine tahvil faizi ve emtia fiyatları gibi makro finansal değişkenler yalnızca iş günlerinde oluşmakta ve yayımlanmaktadır. Bu çalışmada tüm seriler, veri tabanının ortak takvimi olan ABD iş günleriyle hizalanmış ve hafta sonu kripto fiyat gözlemleri analize dahil edilmemiştir. Bu tercih teknik bir kısıttan ziyade araştırma sorusunun doğasından kaynaklanmaktadır. Çalışmanın odak noktası, makro finansal şokların kripto fiyatları üzerindeki etkisidir. Para politikası kararları, hazine tahvilleri ve kısa vadeli fonlama koşulları iş günlerinde şekillendiğinden, bu şokların iletim mekanizmasını incelemek için hafta içi gözlem penceresi, veri tutarsızlığı yaratan bir sorun değil, tercih edilen analitik çerçevedir. Bu yaklaşım kripto para piyasaları ile makroekonomik veri ilişkilerini VAR çerçevesiyle inceleyen çalışmalarda yerleşik bir uygulama olarak karşımıza çıkmaktadır (Che vd., 2023; Ma vd., 2022; Karau, 2023). Söz konusu tercih aynı zamanda ampirik bulgularla da desteklenmektedir. Kripto para piyasasındaki işlem hacminin ve likiditenin ABD hisse senedi piyasasının açık olduğu saatlerde belirgin biçimde yoğunlaştığı, hafta sonu fiyat hareketlerinin ise düşük hacimli, yüksek gürültülü ve makro bilgiden bağımsız bir yapı sergilediği gösterilmiştir (Baur vd., 2019; Dyhrberg vd., 2018). Hafta sonu kripto para fiyatlarının büyük ölçüde önceki haftanın bilgisini sindirdiği ya da içsel momentumu tarafından yönlendirildiği düşünüldüğünde, bu gözlemleri analize dahil etmek VAR modelinin sinyal/gürültü oranını düşürecek ve makro aktarım mekanizmasına yönelik bulgularımızın yorumlanmasını güçleştirecektir. Bu nedenle hafta sonu gözlemleri, çalışmada test etmeyi hedeflediğimiz nedensellik hipotezinin metodolojik olarak tutarlı olması amacıyla dışarıda bırakılmıştır.

3.2. Yöntem Seçimi: VAR ve EKK Yöntemi

Bu çalışmada kullanılan yöntem, sadece teknik bir tercih meselesinin ötesinde, sorulan sorunun doğası kapsamında düşünülmüş seçilmiştir. VAR ve EKK çerçevesinin benimsenmesi, çalışmanın hem teorik konumlanış şekline hem de veri setinin istatistiksel yapısından kaynaklanmaktadır. Söz konusu metodolojik tercih aşağıda detaylı şekilde yer almaktadır.

Geleneksel tek denklemlerli regresyon yapıları, bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenleri etkileyemeyeceğini önceden varsaymaktadır. Bu nedenle, ABD para politikası değişkenleri ile diğer makro finansal değişkenlerin kriptofaktör üzerindeki etkisi incelenmek üzere EKK yöntemi tercih edilmiştir. EKK yöntemi, bağımlı değişken ile bir ya da daha fazla bağımsız değişken arasındaki doğrusal ilişkiyi, gözlemlenen değerler ile tahmin edilen değerler arasındaki farkların (kalıntıların) kareler toplamını minimize ederek tahmin eden temel regresyon yaklaşımıdır (Greene, 2003). Bu çalışmada EKK, VAR modeliyle birlikte tamamlayıcı bir analitik araç olarak uygulanmıştır. VAR modeli değişkenlerin birinci farkları üzerinden kısa dönemli dinamikleri ve şok aktarım mekanizmalarını yakalarken, EKK kriptofaktör ve makro finansal değişken fiyatları arasındaki eşanlı ve doğrudan ilişkiyi tahmin ederek iki yaklaşımın birbirini tamamlamasına imkân tanımaktadır.

Fed faiz politikası şüphesiz kripto para piyasalarını etkilemektedir. Ancak bu piyasalarda biriken küresel risk iştahı ve sermaye akışları, gecikmeli de olsa merkez bankası kararlarını besleyen göstergeler arasına girebilme potansiyeli taşımaktadır. Sims'in (1980) ekonometri yazınına kazandırdığı VAR modeli, tüm değişkenlere eşit statü tanıyarak her birini diğerlerinin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu biçiminde ifade etmekte ve bu yapı, olası çift yönlü ilişkilere herhangi bir önceden yargı dayatmaksızın alan açmaktadır. Nitekim Sims'in katkısı yöntem yazınında dönüm noktası olarak kabul edilmiş ve bu eleştiri sayesinde yapısal modeller yerini daha esnek yaklaşımlara bırakmaya başlamıştır. Bu bağlamda, belirlenen değişkenlerin iki yönlü analizini yapmak amacıyla ayrıca VAR modeli de kullanılmıştır.

Finansal piyasalar ani şoklara hemen değil, çoğu zaman gecikmeli ve aşamalı olarak tepki vermektedir. Bir faiz artış kararının kripto para piyasalarına yansımaları, aynı gün gerçekleşebileceği gibi haftalarca süren bir uyum sürecini de kapsayabilmektedir. Statik modeller bu zaman boyutunu göremezken VAR çerçevesinin sağladığı etki-tepki fonksiyonları, bir değişkendeki tek standart sapmalı şokun tüm sistem üzerindeki dönemsel izini takip etme imkânı sunmaktadır. Bu kapsamda VAR çerçevesi, ABD para politikasından kaynaklanan bir şokun kriptofaktör üzerinde nasıl, hangi hızda ve ne kadar süreyle iz bıraktığı sorusuna doğrudan ve sürdürülebilir bir analitik yanıt üretebilmek için uygun bir yaklaşım sunmaktadır.

Bu çalışmanın merkezinde yer alan sorunun bir uzantısı olarak, FED para politikasının kripto para birimleri üzerindeki etkisi, sadece mutlak bir cevap olarak değil, aynı zamanda etkinin büyüklüğü ve bu etkinin diğer makroekonomik faktörlerin payıyla kıyaslandığında taşıdığı anlam kapsamında da cevaplanmaya çalışılmaktadır. Bu kapsamda VAR'ın sunduğu varyans ayrıştırması (forecast error variance decomposition) vazgeçilmez bir araçtır ve bir değişkendeki öngörü hatası varyansını sistemi oluşturan her değişkene pay ederek kuvvet sıralaması yapmaktadır. Bu sayede SOFR, ABD 2 yıl vadeli Hazine tahvil faizi, altın ve petrol fiyatlarından her birinin kriptofaktör varyansındaki dalgalanmalara görece katkısı, rakamsal ve karşılaştırmalı bir zeminde değerlendirilebilmektedir. Tek denklemlerli yaklaşımlar bu bilgi katmanını üretememekte, etkiyi teyit edebilmekte ancak ölçekleyememektedir.

Kripto para birimleri fiyatlamasını açıklayan olgun ve üzerinde uzlaşılmış bir teorik yapı, henüz mevcut değildir. Söz konusu piyasalar oldukça yeni olduklarından düzenleyici çerçeve değişken, yatırımcı davranışı ise heterojendir. Böyle bir ortamda, belirli teorik öngörülleri veri kabul eden ve bu öngörülere göre kısıtlama üreten yapısal bir model kurmak, yalnızca onaylayacağı varsayımlarla başlamak anlamına gelebilmektedir. VAR sistemi, bu belirsizlik koşullarında olası model yanılgılarına karşı daha dayanıklı bir tutumu temsil etmektedir. Son olarak, kripto varlık piyasaları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen güncel ampirik yazının büyük bölümünün de bu metodolojik çerçeveyi benimsediği göz önüne

alındığında (Katsiampa vd., 2019; Zhao & Zhang, 2023; Raza vd., 2022), VAR tercihi, elde edilen bulguları mevcut literatürle karşılaştırılabilir kılma açısından da belirleyici bir işlev görmektedir.

Tüm bu gerekçeler bir arada ele alındığında, VAR ve EKK yapısının bu araştırma için en uygun analitik çerçeveyi oluşturduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

3.3. Temel Bileşenler Analizi (TBA)

Kripto piyasasının yüksek dalgalanma ve gürültü içeren yapısı nedeniyle TBA, veriyi sadeleştirmek ve ana eğilimleri belirlemek amacıyla tercih edilmektedir. Kripto para birimleri arasında yüksek korelasyonların gözlenmesi, piyasa genelini temsil eden ortak bir faktörün kullanılmasını metodolojik açıdan anlamlı kılmaktadır. Bu yaklaşım, tekil kripto varlıklara özgü haber, regülasyon, ağ güncellemesi veya likidite şoklarını kısmen filtreleyerek piyasa genelindeki ortak hareketin analiz edilmesine imkân vermektedir.

Tablo1 piyasa büyüklüğü en yüksek dokuz kripto para birimi arasındaki korelasyonu göstermektedir. BTC'nin diğer kripto varlıklarla yaklaşık olarak yüzde 70 ortalama korelasyona sahip olması kripto para birimleriyle ortak hareket eden bir kripto varlık faktörünün varlığına işaret etmektedir. Bu çerçevede, kripto para fiyatları arasındaki ortak yapının belirlenmesi amacıyla, TBA ile ortak bir kripto faktör türetilmiştir. İlk kez Pearson (1901) tarafından geometrik bir izdüşüm problemi olarak formüle edilen TBA, Hotelling (1933) tarafından kovaryans matrisi üzerindeki ayrıştırma çerçevesine oturtularak modern istatistiksel biçimini kazanmıştır. Finansal modelleme başta olmak üzere pek çok alanda en yaygın boyut indirgeme tekniklerinden biri olarak kullanılan TBA, kavramsal olarak, birbiriyle ilişkili gözlemlenen değişkenden oluşan bir veri kümesini, orijinal varyansın büyük bölümünü koruyacak şekilde daha az sayıda ve birbirinden ilişkisiz bileşene dönüştürmek anlamına gelmektedir. Birinci temel bileşen (TBA₁) en yüksek varyansı açıklarken her izleyen bileşen, kendisinden önce gelen tüm bileşenlerle ortogonal olmak koşuluyla kalan varyansın mümkün olan en büyük payını yakalamaktadır. TBA yöntemi, kripto varlık fiyatlarındaki değişimleri ortak bir trendle (*ft*) belirleyebilme imkânını sunmaktadır.

Tablo 1: Seçilmiş Kripto Para Birimleri Arasındaki Korelasyon

	BTC	ETH	BNB	XRP	SOL	TRX	DOGE	LINK	ADA
BTC	1								
ETH	0.73453	1							
BNB	0.90713	0.81545	1						
XRP	0.89193	0.58154	0.80299	1					
SOL	0.84247	0.85316	0.83078	0.68361	1				
TRX	0.91331	0.56910	0.87353	0.88222	0.69014	1			
DOGE	0.63187	0.74745	0.64831	0.63185	0.67286	0.48808	1		
LINK	0.42615	0.60326	0.35476	0.39149	0.42641	0.19688	0.68341	1	
ADA	0.26543	0.60559	0.29283	0.28816	0.40252	0.06587	0.70120	0.78714	1

Kriptofaktör değişkeni, kripto piyasasının bütünleşik fiyatlama davranışını temsil eden bir gösterge olarak ele alınmaktadır.

$$f_t = A_1 f_{t-1} + \dots + A_q f_{t-q} + \eta_t \quad (\text{Denklem I})$$

Temel bileşen analizi sonuçları, incelenen dokuz adet kripto varlığın (ADA, BNB, BTC, XRP, DOGE, ETH, SOL, TRX ve LINK) fiyatlarının büyük ölçüde ortak bir sistematik yapı tarafından belirlendiğini ve birinci faktör tarafından, toplam ortak varyansın yaklaşık yüzde 73,8'inin açıklandığını göstermektedir (Tablo 2). Birinci faktör tüm varlıklarda genel olarak yüksek ve pozitif yükler üretmektedir. İkinci ve üçüncü faktörler ise daha sınırlı açıklama gücüne sahip olup, temel kripto para birimleri dışında kalan diğer gruplar arasındaki ikincil düzeyde ayrışmaları yansıtmaktadır. Bu yapı, kripto paraların tekil özelliklerinden tamamen bağımsız olmadıklarını, ancak genel piyasa duyarlılığı, ortak risk algısı ve sistematik fiyatlama dinamiklerinin baskın olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda analiz, kripto faktör oluşturulmasının ampirik

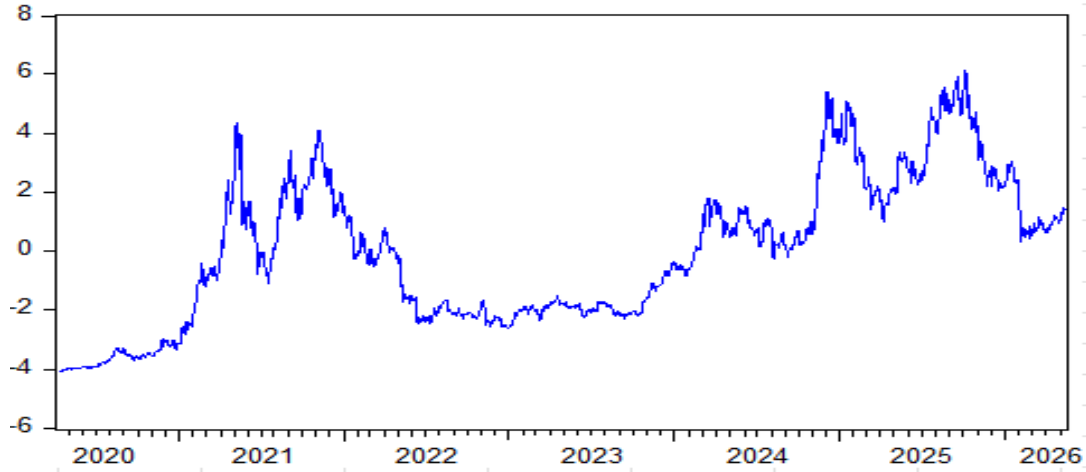
olarak anlamlı olduğunu ve kripto para piyasasının önemli ölçüde ortak bir piyasa bileşeni tarafından açıklandığını desteklemektedir.

Tablo 2: Temel Bileşenler Analizi Sonuçları

	F1	F2	F3	Ortak Varyans	Tekillik
BTC	0.92392	-0.29382	0.05514	0.94300	0.05700
ETH	0.91621	0.35395	-0.12097	0.97936	0.02064
BNB	0.94075	-0.17331	-0.11496	0.92826	0.07174
XRP	0.82268	-0.38808	0.29184	0.91258	0.08742
SOL	0.89590	0.05355	-0.11100	0.81783	0.18217
TRX	0.82361	-0.52455	0.00199	0.95349	0.04651
DOGE	0.76161	0.26217	0.33734	0.76258	0.23742
LINK	0.54106	0.46505	0.48707	0.74626	0.25374
ADA	0.47771	0.63636	0.47633	0.86006	0.13994
Faktör	Varyans	Kümülatif	Fark	Oran	Kümülatif
F1	5.83687	5.83687	4.47664	0.73852	0.73852
F2	1.36024	7.19711	0.65392	0.17211	0.91063
F3	0.70632	7.90343	---	0.08937	1.00000
Toplam	7.90343	7.90343		1.00000	

Birinci faktöre ait yüklemeler tüm kripto varlıklar için yüksek düzeyde³⁹ olması elde edilen Kriptofaktör değişkeninin (Grafik 1) kripto para piyasasının genel dinamiklerini temsil ettiğini göstermektedir.

Grafik 1: Kriptofaktör Değişkeninin Örneklem Dönemi İçerisindeki Seyri



3.4. Birim Kök Testleri ve Değişkenlerin Gecikme Uzunluğu

Zaman serisi çalışmalarında bir serinin durağan olup olmadığı, uygulanacak yöntemin seçimini doğrudan belirleyen temel koşuldur. Kovaryans durağanlığı ya da zayıf durağanlık üç koşulun eş zamanlı sağlanmasını gerektirmektedir. Bunlar, ortalamanın zamandan bağımsız sabit olması, varyansın sonlu ve zamandan bağımsız olması ve iki dönem arasındaki kovaryansın zaman endeksinden bağımsız olmasıdır.

³⁹ BTC için 0,923, ETH için 0,916, BNB için 0,940, XRP için 0,822, SOL için 0,895, TRX için 0,823, DOGE için 0,761, LINK için 0,541 ve ADA için 0.477..

Bu koşullardan herhangi birinin ihlali durağan olmayan bir sürece, diğer bir ifadeyle birim kök içeren bir seriye işaret etmektedir. Durağan olmayan serilerle yürütülen regresyon analizlerinin sahte regresyon sorununa yol açması, Granger ve Newbold (1974) un bu alandaki çalışmalarını desteklemiş ve birbirinden tamamen bağımsız iki rastlantısal serisinin regresyona tabi tutulduğunda istatistiksel olarak anlamlı görünen ancak ekonomik açıdan hiçbir anlam taşımayan ilişkiler ürettiğini göstermişlerdir. Söz konusu bulgu, uygun durağanlık sınamaları yapılmadan gerçekleştirilen regresyon analizlerinin yanıltıcı çıkarımlara yol açtığını ortaya koyarak birim kök testlerini zaman serisi analizlerinin merkezine taşımıştır.

VAR ve EKK analizinden önce çalışmada kullanılan serilerin durağanlık özellikleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ile sınanmıştır. Testler sabit terim, sabit terim ve doğrusal trend içeren modeller ile sabit terim ve doğrusal trend içermeyen modeller kullanılarak gerçekleştirilmiş ve gecikme uzunlukları bilgi kriterlerine göre belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlar, kriptofaktör hariç olmak üzere, analizde kullanılan temel değişkenlerin seviye değerlerinde durağan olmadıklarını, birinci farkları alındığında ise durağan hale geldiklerini göstermektedir (Tablo 3). Bu bulgu değişkenlerin genel olarak $I(1)$ süreci izlediğine işaret etmektedir. Tablo 3, analizde kullanılan beş değişkenin (Kriptofaktör, SOFR, ABD 2 yıl vadeli Hazine tahvil faizi, altın fiyatı ve Brent petrol fiyatı) düzey ve birinci fark değerleri üzerinde yürütülen ADF birim kök testi sonuçlarını sunmaktadır.

Her bir değişken için optimum test denklemi Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) tarafından belirlenmiş olup optimum gecikme uzunluğu da aynı kriter esas alınarak seçilmiştir. Tablo; test istatistiği, kritik değerler, olasılık değerleri (p-değeri), gecikme sayısı ile birlikte her serinin durağan olup olmadığına ilişkin kararı içermektedir. Tabloda yer alan ADF testi, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ve Said ve Dickey (1984) tarafından otoregresif hata terimlerine genişletilen Genişletilmiş Dickey-Fuller sınamasının standart uygulamasına dayanmaktadır. Sınamanın temel hipotezi (H_0), incelenen serinin birim kök içerdiğini, yani durağan olmadığını öne sürmektedir. Alternatif hipotez (H_1) ise serinin durağan olduğunu kabul etmektedir. Test istatistiğinin MacKinnon (1996) kritik değerlerinin altına düşmesi ya da p değerinin seçilen anlamlılık düzeyinin altında kalması durumunda temel hipotez reddedilerek seri durağan kabul edilmektedir. Bu çalışmada kriptofaktör düzey değerinde durağan bir süreç izlerken; SOFR, ABD 2 yıl vadeli Hazine tahvili, altın ve Brent petrol serileri yüzde beş anlamlılık düzeyinde düzey değerlerinde birim kök içermekte, birinci farkları alındığında ise durağan hale gelmektedirler. Bu bulgu; kriptofaktörün $I(0)$, diğer değişkenlerin ise $I(1)$ süreci izlediğini göstermektedir.

Kriptofaktörün $I(0)$, diğer değişkenlerin $I(1)$ olması ile ifade edilen seriler arasındaki bütünleşme derecelerindeki heterojenlik, klasik eşbütünleşme analizinin ön koşulları açısından değerlendirildiğinde dikkate değer bir bulgu oluşturmaktadır. Johansen (1988) eşbütünleşme testi, sistemdeki tüm değişkenlerin aynı bütünleşme mertebesini, genellikle $I(1)$ 'i, paylaşmasını gerektirdiğinden, kriptofaktörün düzey değerinde durağan olması bu testin doğrudan uygulanabilirliğini sınırlamaktadır. Bu nedenle çalışmada kısa dönem dinamikler birinci fark düzeyinde kurulan VAR modeli aracılığıyla; uzun dönem düzey ilişkileri ise En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle ayrıca tahmin edilmiştir. Ortaya çıkan bu metodolojik tercih, birim kök testi bulgularından doğrudan kaynaklanmakta ve çalışmada VAR ile EKK'nın birlikte kullanılmasının ampirik gereğini oluşturmaktadır.

Tablo 3: ADF Birim Kök Testleri Optimum Test Denklemleri ve Optimum Gecikme Uzunlukları

DEĞİŞKEN	ANALİZ TÜRÜ	KATSAYI	STANDART SAPMA	T İSTATİSTİĞİ	OLASILIK	GEÇİKME	BÜTÜNLEŞİKLİK DERECEŚİ	SCHWARTZ KRİTERİ
SOFR	SABİT TERİM	-0.0008	0.00059	-1.31577	0.6242	0	I(1)	-3.07892
ABD 2Y TAHVİL	SABİT TERİM	-0.0011	0.00083	-1.32239	0.6211	0	I(1)	-2.76342
ALTIN	SABİT TERİM	0.0015	0.00100	1.52035	0.9994	2	I(1)	9.95288
BRENT PETROL	SABİT TERİM	-0.0075	0.00277	-2.69326	0.0754	12	I(1)	4.23733
KRİPTOFAKTÖR	SABİT TERİM	-0.0043	0.00140	-3.03257	0.0322	0	I(0)	-0.96618
SOFR	SABİT TERİM VE TREND	0.0002	0.00099	0.20461	0.9981	0	I(1)	-3.07523
ABD 2Y TAHVİL	SABİT TERİM VE TREND	-0.0010	0.00133	-0.72444	0.9704	0	I(1)	-2.75879
ALTIN	SABİT TERİM VE TREND	-0.0009	0.00168	-0.53474	0.9819	2	I(1)	9.95550
BRENT PETROL	SABİT TERİM VE TREND	-0.0075	0.00289	-2.60287	0.2791	12	I(1)	4.24200
KRİPTOFAKTÖR	SABİT TERİM VE TREND	-0.0046	0.00190	-2.39384	0.3826	0	I(1)	-0.96157
SOFR	TREND VE SABİT TERİM YOK	0.0002	0.00036	0.58459	0.8426	0	I(1)	-3.08077
ABD 2Y TAHVİL	TREND VE SABİT TERİM YOK	0.0003	0.00045	0.60096	0.8461	0	I(1)	-2.76567
ALTIN	TREND VE SABİT TERİM YOK	0.0009	0.00035	2.72361	0.9986	2	I(1)	9.94847
BRENT PETROL	TREND VE SABİT TERİM YOK	0.0005	0.00064	0.72229	0.8708	12	I(1)	4.23817
KRİPTOFAKTÖR	TREND VE SABİT TERİM YOK	-0.0043	0.00140	-3.03168	0.0024	0	I(0)	-0.96924
ΔSOFR	SABİT TERİM	-1.0095	0.02511	-40.20465	0.0000	0	I(0)	-3.07729
ΔABD 2Y TAHVİL	SABİT TERİM	-1.0307	0.02510	-41.06629	0.0000	0	I(0)	-2.76268
ΔALTIN	SABİT TERİM	-1.0922	0.03441	-31.73850	0.0000	1	I(0)	9.94969
ΔBRENT PETROL	SABİT TERİM	-1.2580	0.10371	-12.13009	0.0000	11	I(0)	4.23729
ΔKRİPTOFAKTÖR	SABİT TERİM	-0.0043	0.00140	-3.03257	0.0322	0	I(0)	-0.96618
ΔSOFR	SABİT TERİM VE TREND	-1.0115	0.02512	-40.27352	0.0000	0	I(0)	-3.07470
ΔABD 2Y TAHVİL	SABİT TERİM VE TREND	-1.0315	0.02511	-41.08579	0.0000	0	I(0)	-2.75885
ΔALTIN	SABİT TERİM VE TREND	-1.0978	0.03445	-31.86329	0.0000	1	I(0)	9.95103
ΔBRENT PETROL	SABİT TERİM VE TREND	-1.2610	0.10382	-12.14636	0.0000	11	I(0)	4.24166
ΔKRİPTOFAKTÖR	SABİT TERİM VE TREND	-1.0370	0.02511	-41.29971	0.0000	0	I(0)	-0.95871
ΔSOFR	TREND VE SABİT TERİM YOK	-1.0076	0.02510	-40.14035	0.0000	0	I(0)	-3.08000
ΔABD 2Y TAHVİL	TREND VE SABİT TERİM YOK	-1.0291	0.02509	-41.01578	0.0000	0	I(0)	-2.76573
ΔALTIN	TREND VE SABİT TERİM YOK	-1.0862	0.03437	-31.60750	0.0000	1	I(0)	9.94850
ΔBRENT PETROL	TREND VE SABİT TERİM YOK	-1.2424	0.10312	-12.04856	0.0000	11	I(0)	4.23383
ΔKRİPTOFAKTÖR	TREND VE SABİT TERİM YOK	-0.0043	0.00140	-3.03168	0.0024	0	I(0)	-0.96924

4. Model

4.1. EKK Analizi

EKK yöntemi, bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiyi, gözlemlenen değerler ile tahmin edilen değerler arasındaki farkların yani kalıntıların kareler toplamını minimize ederek tahmin eden temel regresyon yaklaşımıdır. Denklem II’de y , bağımlı değişken olan kriptofaktörü ve $X_1, X_2, \dots, X_k$ ise bağımsız değişkenleri göstermektedir. Bu değişkenler sırasıyla SOFR, ABD 2 yıl vadeli Hazine tahvil faizi, altın ve Brent petrol fiyatlarından oluşmaktadır. β_0 sabit terimi; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ ise her bir bağımsız değişkene ilişkin kısmi etki katsayılarını ifade etmektedir. ϵ terimi ise hata terimini göstermektedir.

Bu çalışmada EKK yöntemi, VAR modelinden bağımsız bir tamamlayıcı analiz olarak uygulanmıştır. EKK, kripto paraların logaritmik değerleri ile oluşturulmuş kriptofaktörün seviye değeri ile bağımsız değişkenlerin logaritmik değerlerinin birinci farkları arasındaki uzun dönemli yönsel ilişkiyi doğrudan tahmin etmektedir. Bununla birlikte, kriptofaktörün $I(0)$ bağımsız değişkenlerin ise $I(1)$ süreci izlemesi, karma bütünleşme derecesi sorunuyla yol açmakta ve bu durum EKK artıklarında otokorelasyona zemin hazırlamaktadır. Standart EKK’nın bu koşulda sapmalı standart hatalar üretme riskini gidermek amacıyla tahminler, Newey-West HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) düzeltmeli standart hatalar kullanılarak gerçekleştirilmiştir (Newey & West, 1987). Bu düzeltme, otokorelasyon varlığında dahi tutarlı ve etkin standart hatalar elde edilmesine olanak tanımaktadır. Bu kapsamda regresyona zaman trendi (@TREND) eklenmiş ve bu sayede kriptofaktörün örneklem boyunca gözlenen yapısal büyüme eğilimi modele dahil edilerek bağımsız değişkenlerin kalıntı etkisi daha net bir biçimde izole edilmiştir.

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \epsilon \quad (\text{Denklem II})$$

Çalışmada oluşturulan kriptofaktör, başlangıçta seviye fiyat serileri kullanılarak elde edilmiş olmakla birlikte, faktör yapısının daha istikrarlı ve ekonomik olarak daha anlamlı bir şekilde temsil edilebilmesi amacıyla logaritmik dönüşüm uygulanmış seriler kullanılarak yeniden hesaplanmıştır. Kripto para fiyatları yüksek oynaklık, üstel büyüme eğilimleri ve aşırı değer gözlemleri içeren finansal varlıklar olduklarından, logaritmik dönüşüm bu etkilerin azaltılmasına yardımcı olmaktadır. Ayrıca log dönüşümlü serilerdeki değişimler yüzdesel hareketleri temsil ettiğinden, farklı fiyat seviyelerine sahip kripto varlıkların ortak dinamiklerinin daha sağlıklı bir şekilde yakalanması mümkün olmaktadır. Bu nedenle, oluşturulan faktörün piyasa hareketlerini temsil etme gücünü artırmak amacıyla faktör hesaplamaları logaritmik dönüşüm uygulanmış seriler üzerinden tekrarlanmıştır. Ardından EKK yöntemiyle model kurulurken bütün değişkenler doğal logaritmalarının birinci farkları üzerinden modele dahil edilmiştir. Bu kapsamda çalışmada kullanılan değişkenlere logaritmik dönüşüm uygulanmasının temel nedeni, finansal zaman serilerinde sıklıkla karşılaşılan çarpıklık ve değişen varyans problemlerini azaltarak verilerin istatistiksel özelliklerini iyileştirmektir. Logaritmik dönüşüm aynı zamanda değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişkilerin doğrusal hale getirilmesine yardımcı olmaktadır. Bu kapsamda, zaman serilerinin durağanlık özelliklerini güçlendirmek ve sahte regresyon riskini azaltmak amacıyla değişkenlerin birinci farkları alınmıştır. Birinci fark dönüşümü, serilerdeki trend bileşenini ortadan kaldırarak ortalama ve varyansın zaman boyunca daha istikrarlı hale gelmesine katkı sağlamaktadır. Böylece EKK tahminlerinin temel varsayımlarına daha uygun bir veri yapısı elde edilmiş ve model sonuçlarının güvenilirliği artırılmıştır.

Tahmin edilen katsayılar (Tablo 4), değişkenlerin kriptofaktör üzerindeki uzun vadeli yönsel etkisini ve büyüklüğünü ortaya koymaktadır. Bu kapsamda EKK tahmin edicileri, VAR’dan elde edilen etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması bulgularıyla birlikte değerlendirilerek analitik çerçeveyi güçlendirmektedir.

Tablo 4: EKK Yöntemi Sonuç Tablosu

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.01119	0.00519	2.15399	0.03139
@TREND	-0.00001	0.00001	-2.02365	0.04317
ΔLNSOFR	0.00443	0.01964	0.22559	0.82155
ΔLNUS 2Y	-0.05832	0.07047	-0.82765	0.40800
ΔLNALTIN	0.87119	0.24620	3.53854	0.00041
ΔLNBRENT PETROL	0.18943	0.09094	2.08308	0.03740
R² Belirleme Katsayısı	0.01798	Bağımlı Değişkenin Ort. Değeri		0.00364
Düzeltilmiş R²	0.01488	Bağımlı Değişkenin St. Sapması		0.09161
Regresyon Standart Hatası	0.09093	Akaike Bilgi Kriteri		-
				1.95378
Hata Kareler Toplamı	13.079	Schwarz Kriteri		-
				1.93349
Log Olabilirlik	1557.301	Hannan-Quinn Kriteri		-
				1.94624
F İstatistiği	5.793	Durbin-Watson İstatistiği		2.06755
F İstatistiği Olasılığı	0.000	Wald F İstatistiği		4.25352
Wald F İstatistiği Olasılığı	0.00076			

Tablo 4, bağımlı değişken olarak logaritmik değerlerle oluşturulan kriptofaktörün birinci farkının (Δ Kriptofaktör1) alındığı ve bağımsız değişkenlerin logaritmik fark olarak girildiği Newey-West HAC düzeltilmeli EKK regresyonunun sonuçlarını sunmaktadır. Bağımlı değişkenin birinci farkının alınması sayesinde Durbin-Watson istatistiği 2,068 düzeyi ile otokorelasyondan arındırılmış ve standart hataların güvenilirliği sağlanmıştır. F-istatistiği = 5,793 ($p = 0,000$) ile bir bütün olarak istatistiksel açıdan anlamlıdır. Belirleme katsayısı olan $R^2 = 0,018$ düzeyinde seyretmektedir. Bu değer, kriptofaktörün günlük değişiminin büyük bölümünün modeldeki dışsal değişkenlerle açıklanamadığını ve içsel momentum dinamiklerinin belirleyiciliğinin fark düzeyinde de sürdüğünü göstermektedir.

Değişken düzeyinde incelendiğinde, dört değişken istatistiksel olarak anlamlı çıkmaktadır. Sabit terimin katsayısı 0,011 ($t=2,154$; $p=0,031$) ile anlamlı ve pozitifdir. Bu bulgu kriptofaktör değişiminin büyüme yönlü bir temel eğilim taşıdığına işaret etmektedir. Zaman trendi değişkeni @TREND ise katsayı -0,00001 ($t=-2,024$; $p=0,043$) ile negatif yönde anlamlıdır. Bu bulgu, kriptofaktörün günlük değişim büyüklüğünün zaman içinde yavaşça azaldığını ortaya koymaktadır. Bu olgu, piyasanın olgunlaşması ve kurumsal katılım artışıyla örtüşen bir yapıyı yansıtmaktadır.

Emtia değişkenleri arasında iki değişken istatistiksel açıdan anlamlıdır. Δ LNAltın katsayısı 0,871 ($t=3,539$; $p=0,0004$) ile yüzde bir düzeyinde güçlü biçimde anlamlıdır. Bu bulgu, altın getirisindeki yüzde birlik bir artışın kriptofaktör getirisini yaklaşık 0,87 birim artırdığını göstermektedir. Altın, küresel enflasyon beklentileri ve güvenli liman talebinin göstergesi olarak kripto piyasasında fiyat değişiminin belirleyicisi konumundadır. Δ LNBrent Petrol katsayısı 0,189 ($t=2,083$; $p=0,037$) ile yüzde beş düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç, küresel emtia fiyat hareketlerinin ve enerji piyasası dinamiklerinin kripto para fiyatlamalarını doğrudan etkilediğini ortaya koymakta ve varyans ayrıştırmasında Brent petrolün en yüksek dışsal payı taşıdığı bulgusunu doğrulamaktadır.

Δ LNSOFR ve Δ LNUS 2Y katsayıları ise istatistiksel olarak anlamlı değildir (sırasıyla $p=0,822$ ve $p=0,408$). Bu sonuç, VAR etki tepki analizindeki bulgularla çelişir gibi görünmekle birlikte iki farklı analitik çerçeveyi yansıtmaktadır. VAR etki tepki fonksiyonu, bir standart sapmalı para politikası şokunun dinamik etkisini ölçerken, EKK regresyonu, değişkenler arasındaki log getiri düzeyindeki eşanlı korelasyonu yakalamaktadır. Para politikası değişkenlerinin kripto fiyatları üzerindeki etkisi, Bai-Perron düzeltilmeli VAR modelinde de teyit edildiği üzere, üç günlük gecikmeyle işleyen bir aktarım mekanizması üzerinden gerçekleşmektedir (SOFR(-3): katsayı -0,0146; $t=-2,01$). Bu gecikme yapısı, para politikası bilgisinin kripto piyasasına eşanlı değil, birkaç iş günü içinde yansıdığını göstermekte ve piyasa etkinliği tartışmalarıyla örtüşmektedir.

EKK bulguları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, kriptofaktörün günlük getiri dinamiklerini en güçlü biçimde belirleyen faktörlerin emtia piyasası hareketleri olduğu anlaşılmaktadır. Altın ve Brent petrol kriptofaktör fiyatlamasıyla istatistiksel açıdan güçlü ve anlamlı bir eşanlı ilişki sergilemektedir. Para politikası değişkenlerinin eşanlı fiyatlama korelasyonundan bağımsız kalması, bu değişkenlerin kripto piyasası üzerindeki etkisinin gecikmeli ve şok odaklı bir yapı sergilediğini göstermektedir. Bu bulgu, VAR etki tepki analizi ve varyans ayrıştırması sonuçlarıyla birleştirildiğinde çok katmanlı bir tablo ortaya çıkmaktadır. Kripto varlıklar kısa vadede içsel momentum ve emtia getirisi kanallarıyla, uzun vadede ise küresel emtia döngüsü ve volatilité sönümlemesiyle şekillenen çok katmanlı bir fiyatlama yapısı sergilemektedir.

4.2. VAR Modeli

VAR modeli, birden fazla değişken arasındaki doğrusal karşılıklı bağımlılıkları yakalamak için kullanılan çok değişkenli bir zaman serisi modelidir. Her değişkenin mevcut değerini, kendi gecikmeli değerlerinin ve sistemdeki diğer tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak modelleyerek tüm değişkenleri simetrik olarak ele almaktadır (Denklem III).

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-3} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{Denklem III})$$

$$\gamma_t = \begin{bmatrix} \text{Kriptofaktör}_t \\ \Delta SOFR_t \\ \Delta ABD\ 2Y_t \\ \Delta Altın_t \\ \Delta Brent\ Petrol_t \end{bmatrix}$$

Bu denklemde Y_t modelde yer alan değişkenler vektörünü göstermektedir. Modelin uygun gecikme uzunluğu için LR, FPE, AIC, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri test edilmiştir. Modelin gecikme uzunluğu için Akaike (1974) tarafından geliştirilen Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmış ve üç gecikmeli yapının desteklendiği gözlenmiştir (Tablo 5). AIC, bir dizi aday model arasından en iyi modeli karşılaştırmalı olarak seçmek için kullanılan istatistiksel bir ölçüttür. Modelin veriye olan uyumu ile karmaşıklığı arasında bir denge kurarken fazla değişken eklenmesini cezalandırarak modelin genelleştirme yeteneğini korumaktadır. VAR modeli gecikme uzunluğu seçiminde AIC ve Schwarz (SC) farklı optimal gecikme uzunlukları önermektedir. AIC, 3 gecikme uzunluğunu tercih ederken, SC bir gecikme uzunluğu önermektedir. SC, daha kısa basit bir modeli önerse de bu durum, önemli kısa vadeli dinamiklerin göz ardı edilmesine neden olabileceğinden AIC'in önerdiği gecikme uzunluğunun kullanılması daha uygun görülmüştür. Çalışmanın temel amacı değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin incelenmesi olduğundan AIC'in önerdiği gecikme uzunluğu tercih edilmiştir.

Tablo 5: VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu

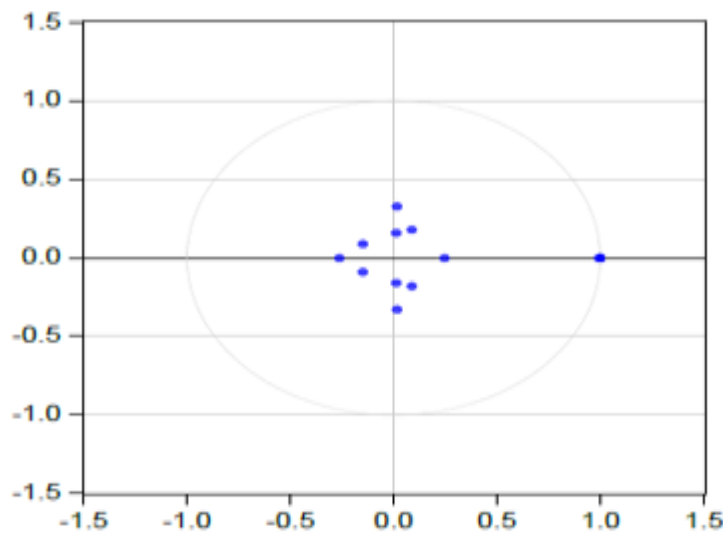
Dışsal Değişkenler: ΔSOFR ΔABD 2Y TAHVİL ΔALTIN ΔBRENT PETROL KRİPTOFAKTÖR						
Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-10204.263	NA	0.30861	13.01372	13.03080	13.02007
1	-5735.982	8902.39	0.00107	7.34988	7.452333*	7.387963*
2	-5705.057	61.41649	0.00106	7.34233	7.53016	7.41214
3	-5679.724	50.14976	0.001062*	7.341905*	7.61511	7.44345
4	-5660.081	38.75955	0.00107	7.34873	7.70731	7.48202
5	-5643.033	33.53168	0.00108	7.35887	7.80282	7.52389
6	-5612.594	59.67549	0.00107	7.35194	7.88127	7.54869
7	-5600.196	24.22661	0.00109	7.36800	7.98271	7.59649
8	-5578.575	42.11268	0.00110	7.37231	8.07239	7.63253
9	-5566.555	23.33438	0.00111	7.38885	8.17431	7.68081
10	-5559.979	12.72492	0.00114	7.41234	8.28317	7.73603
11	-5547.033	24.96755	0.00116	7.42770	8.38391	7.78313
12	-5518.809	54.25369	0.00115	7.42359	8.46518	7.81075
13	-5504.118	28.14595	0.00117	7.43673	8.56370	7.85562
14	-5483.300	39.75168	0.00117	7.44207	8.65440	7.89269
15	-5466.879	31.25212	0.00119	7.45300	8.75071	7.93536
16	-5443.107	45.08852	0.00119	7.45457	8.83766	7.96866
17	-5425.397	33.47834	0.00120	7.46386	8.93233	8.00969
18	-5418.932	12.18105	0.00123	7.48749	9.04133	8.06505
19	-5398.019	39.26734*	0.00124	7.49269	9.13191	8.10199
20	-5378.296	36.90506	0.00124	7.49942	9.22402	8.14045

5. Ampirik Bulgular

5.1. Tanısal Testler

5.1.1. AR Karakteristik Polinom Testi

VAR modelinin dinamik kararlılığı AR karakteristik polinomunun ters kökleri üzerinden incelenmiştir (Grafik 2). Ters köklerin birim çember içerisinde yer alması, sistemin kararlılık koşulunu sağladığını ve tahmin edilen VAR'ın dinamik analizler için kullanılabilir olduğu görüşünü desteklemektedir. Kripto piyasası, şoklar karşısında dengeye geri dönmektedir ve finansal değişkenler arasındaki bağlantılar tutarlıdır. AR karakteristik polinom testinin olumlu sonuçlanması, VAR metodolojisinin bu çalışmada doğru uygulandığının ve çıkarılan ampirik sonuçların güvenilir bir istatistiksel temele dayandığının göstergesidir.

Grafik 2: Model Polinomu Kök Terslerinin Konumu

5.1.2. Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılmalar Testi

VAR(3) modelinin katsayı yapısının örneklem dönemi boyunca istikrarını sınamak amacıyla Bai ve Perron (1998, 2003) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalar testi uygulanmıştır. Test, EKK regresyonunda sabit terim, zaman trendi ve makro finansal değişkenler (Δ SOFR, Δ US 2Y, Δ Altın, Δ Brent Petrol) üzerinden yürütülmüş ve L+1 kırılmaya karşı L kırılma hipotezini karşılaştıran sıralı F istatistikleri hesaplanmıştır. Tablo 6, 0 ile 5 kırılma arasındaki sıralı testlerin F istatistiklerini, ölçeklendirilmiş eşdeğerlerini ve yüzde beş anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri göstermektedir.

Test sonuçlarına göre sıralı F istatistikleri ve en şiddetli kırılmaların anlamlı F istatistikleri eşleşmesi, 4 kırılmaya işaret etmektedir. 0→1 geçişinde F-istatistiği 536,03 (kritik değer 20,08), 1→2 geçişinde 105,28 (kritik 22,11), 2→3 geçişinde 140,99 (kritik 23,04) ve 3→4 geçişinde 65,84 (kritik 23,77) ile tüm geçişler yüzde beş anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin çok üzerinde seyretmektedir. Buna karşın 4→5 geçişinde F istatistiği sıfırdır ve beşinci kırılma istatistiksel açıdan desteklenmemektedir. Bu kapsamda Bai-Perron algoritması tarafından tahmin edilen dört kırılma tarihi; 1 Nisan 2021, 10 Mayıs 2022, 7 Kasım 2023 ve 19 Kasım 2024'dür.

Bu tarihler, incelenen dönemin belirleyici makroekonomik ve kripto piyasasına özgü olaylarıyla örtüşmektedir. 1 Nisan 2021 kırılmasında kripto para piyasalarına ilişkin haber akışlarının yoğunlaştığı izlenmektedir. Bu kapsamda BTC Mart 2021'de gördüğü 58 bin seviyelerinden 1 Mayıs 2021 itibarıyla 37 bin ABD doları seviyelerine gerilemiştir. 10 Mayıs 2022 kırılması, FED'in COVID-19 pandemisi sonrası hızlı sıkılaştırma döngüsünü başlattığı ve Luna/Terra ekosistemin çöktüğü tarihe denk gelmektedir. Bu iki gelişme birlikte kripto piyasasında hem parasal hem de ekosistem kökenli şiddetli bir kırılma noktası oluşturmuştur. 7 Kasım 2023 kırılması, SEC'in BlackRock başta olmak üzere birden fazla spot BTC ETF başvurusunu değerlendirdiği süreçte piyasanın kurumsal kabul beklentisini fiyatlamaya başladığı döneme işaret etmektedir. Bu tarihte kripto piyasasının makro finansal değişkenlerle olan ilişkisinin yapısal olarak değişmeye başladığı ve kurumsal yatırımcı talebinin piyasa dinamiklerini şekillendirdiği görülmektedir. 19 Kasım 2024 kırılması ise ABD başkanlık seçiminin ardından kripto taraftarı yönetim beklentisiyle BTC'nin 90 bin ABD dolarını geçtiği tarihe denk gelmektedir. Bu aşama jeopolitik ve düzenleyici belirsizliğin azalmasının kripto fiyatlaması üzerindeki belirleyici etkisini de yansıtmaktadır.

Tablo 6: Bai Perron Çoklu Yapısal Kırılmalar Testi

Değişkenler: C @TREND Δ SOFR Δ US 2Y Δ Altın Δ Brent Petrol			
Yapısal Kırılmaların Sıralı F İstatistiği:			4
En Şiddetli Kırılmaların Anlamlı F İstatistiği:			4
Kırılma Testi	F-İstatistiği	Ölçeklendirilmiş F-İstatistiği	Kritik Değer**
0 - 1 *	536.0283	3216.1701	20.08
1 - 2 *	105.2835	631.7011	22.11
2 - 3 *	140.9950	845.9698	23.04
3 - 4 *	65.8431	395.0588	23.77
4 - 5	0	0	24.43
Tahmini Kırılma Tarihleri:			
1: 1/20/2022			
2: 4/01/2021, 5/12/2022			
3: 4/01/2021, 5/12/2022, 11/19/2024			
4: 4/01/2021, 5/10/2022, 11/07/2023, 11/19/2024			
5: 3/11/2021, 2/08/2022, 1/06/2023, 12/06/2023, 11/19/2024			

Bu bulgular VAR modeli açısından anlamlıdır. Dört kırılma noktasının tamamı küresel likidite koşulları, para politikası rejimi değişiklikleri ve kripto piyasasına özgü yapısal olaylarla örtüşmektedir. Bu durum, modelde gizli kalan heterojenliklerin rastlantısal değil, iktisadi açıdan açıklanabilir nedenlerden kaynaklandığını teyit etmektedir. Bu çerçevede Bai-Perron testi, VAR modelinin ana bulgularını geçersiz kılmamakta, aksine kripto para ve makro finansallar ilişkisinin zaman içinde değişen yapısal dinamiklerini belgeleyerek bu ilişkinin çok katmanlı niteliğini desteklemektedir (Bai & Perron, 1998;

Bai & Perron, 2003). Yapısal kırılmaya işaret eden bu tarihler kurulacak VAR modelindeki güvenilirliği ve istatistiksel anlamlılığı artırmak adına tanımlanan kukla değişkenler modele dışsal değişkenler olarak eklenmiştir.

5.2. Bai-Perron Düzeltmeli VAR(3) Modeli

Tablo 7, dört yapısal kırılmayı kukla değişkenlerle modele dahil eden Bai-Perron düzeltmeli VAR(3) modelinin kriptofaktör denkleminde ilişkin tahmin sonuçlarını sunmaktadır. Model $R^2 = 0,997$ ile yüksek bir açıklama gücüne sahiptir. Ancak bu değerin büyük bölümü kriptofaktörün birinci gecikmesinden kaynaklanmakta olup modelin kendi içsel dinamikleri üzerindeki gücünü yansıtmaktadır. Kriptofaktörün kendi birinci gecikmesinin katsayısı 0,961 ($t=37,998$) ile son derece yüksek ve anlamlıdır. Bu bulgu, kriptofaktörün güçlü bir AR(1) yapısı sergilediğini ve bir önceki gün fiyat düzeyinin bir sonraki gün için açıklayıcı olduğunu ortaya koymaktadır. Kriptofaktörün ikinci ve üçüncü gecikmeleri ise istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Kısa vadeli fiyat seyri esas olarak bir günlük gecikme tarafından belirlenmektedir. Bu yapı, sonraki bölümlerde yapılan etki tepki analizi ve varyans ayrıştırmasından elde edilen içsel momentum bulgularıyla uyum içindedir.

Dışsal değişkenler arasında kriptofaktör denklemi üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı etki gösteren değişkenler tespit edilmiştir. ΔSOFR 'un üçüncü gecikmesi -0,146 katsayısı ($t=-2,011$) ile yüzde beş düzeyinde anlamlıdır. Bu bulgu, SOFR'daki bir artışın kriptofaktör üzerindeki negatif etkisinin birinci ya da ikinci günde değil, üçüncü günde belirginleştiğini göstermektedir. Bu gecikme yapısı, kripto piyasasındaki yatırımcıların fonlama koşullarındaki değişimleri anlık olarak değil, birkaç iş günü içinde fiyatladıklarını düşündürmektedir. Bu durum bilginin içselleştirilmesinde kısmi bir gecikmenin var olduğuna işaret ederek piyasa etkinliği tartışmalarıyla örtüşmektedir (Urquhart, 2016). Bu bulgu, etki tepki analizinden elde edilen SOFR şokunun negatif ve kalıcı etkisiyle de tutarlıdır. $\Delta\text{Altın}$ 'ın birinci gecikme katsayısı 0,0004 ($t=3,651$) ile yüzde bir düzeyinde anlamlıdır. Altın fiyatındaki bir birimlik artış, ertesi gün kriptofaktörü olumlu yönde etkilemektedir. $\Delta\text{US 2Y}$ 'nin ikinci gecikme katsayısı ise -0,115 ile sınırda anlamlıdır ($t=-1,804$; $p \approx 0,071$). Bu, orta vadeli faiz beklentilerinin kriptofaktör üzerindeki negatif etkisinin iki günlük bir gecikmeli yapıda işlediğine dair zayıf bir kanıt sunmaktadır. Bai-Perron düzeltmeli modele eklenen dört kukla değişkenin hiçbiri kriptofaktör denkleminde istatistiksel açıdan anlamlı değildir ve yapısal kırılmaların diğer denklemleri etkilediğini göstermektedir. Nitekim Kukla 3 katsayısı ΔSOFR denkleminde $t=-2,802$ ile anlamlıdır ve bu sonuç, 7 Kasım 2023 kırılmasının SOFR dinamiklerinde yapısal bir değişime karşılık geldiğini ve spot ETF beklentisiyle kısa vadeli fonlama piyasasının yeniden fiyatlandığını teyit etmektedir.

Sonuç olarak Bai-Perron düzeltmeli VAR modeline göre, kriptofaktörün içsel momentumu baskınlığını korurken, SOFR'un üç günlük gecikmeyle negatif etkisi ve altının bir günlük gecikmeyle pozitif etkisi yapısal kırılmalar kontrol altına alındığında da istatistiksel açıdan anlamlı olmaktadır.

Tablo 7. Bai Perron Düzeltmeli VAR(3) Modeli

	Δ SOFR	Δ US 2Y	Δ Altın	Δ Brent Petrol	Kriptofaktör
Δ SOFR(-1)	-0.02526 0.02517 [-1.00362]	0.01033 0.02970 [0.34770]	-1.81925 17.14494 [-0.10611]	-0.50144 0.99212 [-0.50542]	-0.05414 0.07280 [-0.74377]
Δ SOFR(-2)	-0.03604 0.02514 [-1.43380]	0.02932 0.02966 [0.98875]	-14.98577 17.12208 [-0.87523]	-1.43302 0.99080 [-1.44633]	0.00606 0.07270 [0.08333]
Δ SOFR(-3)	-0.02767 0.02510 [-1.10242]	0.02674 0.02962 [0.90295]	13.07485 17.09867 [0.76467]	-0.39488 0.98944 [-0.39909]	-0.14600 0.07260 [-2.01099]
Δ US 2Y(-1)	-0.05901 0.02195 [-2.68864]	-0.04269 0.02589 [-1.64869]	9.45692 14.94911 [0.63261]	0.17555 0.86505 [0.20293]	-0.00378 0.06347 [-0.05948]
Δ US 2Y(-2)	-0.01790 0.02199 [-0.81400]	0.00011 0.02594 [0.00440]	-5.21648 14.97777 [-0.34828]	1.87013 0.86671 [2.15773]	-0.11474 0.06359 [-1.80421]
Δ US 2Y(-3)	0.06733 0.02202 [3.05729]	-0.09531 0.02598 [-3.66841]	20.19281 15.00029 [1.34616]	-0.31726 0.86802 [-0.36550]	-0.04251 0.06369 [-0.66740]
Δ Altın(-1)	0.00004 0.00004 [0.96275]	-0.00004 0.00004 [-0.87939]	0.05170 0.02585 [1.99994]	0.00066 0.00150 [0.44156]	0.00040 0.00011 [3.65073]
Δ Altın(-2)	-0.00001 0.00004 [-0.24764]	0.00002 0.00004 [0.43383]	-0.14743 0.02572 [-5.73163]	0.00049 0.00149 [0.33008]	-0.00016 0.00011 [-1.42148]
Δ Altın(-3)	0.00002 0.00004 [0.61258]	0.00000 0.00004 [0.00649]	0.01697 0.02597 [0.65347]	-0.00234 0.00150 [-1.55897]	0.00006 0.00011 [0.55960]
Δ Brent Petrol(-1)	0.00013 0.00064 [0.20852]	0.00022 0.00076 [0.28272]	-0.74842 0.43911 [-1.70442]	-0.04626 0.02541 [-1.82059]	0.00304 0.00186 [1.63297]

Tablo 7. (Devam)

	Δ SOFR	Δ US 2Y	Δ Altın	Δ Brent Petrol	Kriptofaktör
ΔBrent Petrol(-2)	-0.00051	0.00039	0.06475	-0.05667	0.00029
	0.00064	0.00076	0.43845	0.02537	0.00186
	[-0.78852]	[0.51017]	[0.14767]	[-2.23340]	[0.15563]
ΔBrent Petrol(-3)	-0.00061	0.00029	-0.00935	-0.04864	0.00163
	0.00064	0.00076	0.43895	0.02540	0.00186
	[-0.94737]	[0.37852]	[-0.02131]	[-1.91501]	[0.87284]
Kriptofaktör(-1)	0.00693	0.01564	-0.21511	-0.23565	0.96069
	0.00874	0.01031	5.95472	0.34458	0.02528
	[0.79228]	[1.51607]	[-0.03612]	[-0.68389]	[37.9973]
Kriptofaktör(-2)	-0.02920	-0.01687	-3.35638	0.46089	0.03623
	0.01211	0.01428	8.24521	0.47712	0.03501
	[-2.41178]	[-1.18158]	[-0.40707]	[0.96597]	[1.03502]
Kriptofaktör(-3)	0.02128	0.00139	3.43369	-0.25905	-0.00242
	0.00876	0.01034	5.96901	0.34541	0.02534
	[2.42777]	[0.13470]	[0.57525]	[-0.74999]	[-0.09549]
C	-0.00413	-0.00006	-0.45537	0.00632	0.00826
	0.00647	0.00763	4.40655	0.25499	0.01871
	[-0.63845]	[-0.00793]	[-0.10334]	[0.02478]	[0.44127]
Kukla Serisi 1	0.00877	0.00922	1.15429	0.20670	0.00107
	0.00864	0.01019	5.88204	0.34037	0.02497
	[1.01501]	[0.90504]	[0.19624]	[0.60728]	[0.04300]
Kukla Serisi 2	0.00677	-0.00289	-0.69945	-0.29927	-0.01487
	0.00516	0.00609	3.51567	0.20344	0.01493
	[1.31141]	[-0.47407]	[-0.19895]	[-1.47104]	[-0.99595]
Kukla Serisi 3	-0.01354	-0.00902	2.68504	0.06547	0.01948
	0.00483	0.00570	3.29180	0.19049	0.01398
	[-2.80226]	[-1.58140]	[0.81568]	[0.34372]	[1.39361]
Kukla Serisi 4	0.00167	0.00165	3.54998	0.20496	-0.00495
	0.00449	0.00529	3.05666	0.17688	0.01298
	[0.37141]	[0.31228]	[1.16139]	[1.15878]	[-0.38173]

5.3. Etki-Tepki Fonksiyonları

Değişkenler arasında eşanlı etkileşime ilişkin belirli kısıtlar içeren Cholesky ayrıştırmasına dayalı etki tepki fonksiyonları, SOFR, ABD 2 yıl vadeli tahvil ve diğer makro finansal değişkenlerdeki şokların kriptofaktör üzerindeki dinamik etkisini değerlendirmek amacıyla kullanılmıştır (Grafik 3-A). SOFR'daki bir standart sapmalı pozitif şok, kriptofaktör üzerinde birinci dönemden itibaren negatif yönlü bir tepkiye sebep olmaktadır. Tepki kısa vadede belirginleşmekte ve dördüncü dönemde maksimum seviye olan -0.004'e ulaşmakta ve takip eden günlerde negatif bölgede kalmaktadır. SOFR, ABD doları kısa vadeli fonlama maliyetini yansıması itibarıyla küresel risk iştahının da göstergesidir

ve bu değişimdeki artış finansal koşulların sıkışması anlamına gelerek özellikle kaldıraçlı kripto pozisyonlarından çıkış baskısını motive etmektedir. Bu bulgu, kısa vadeli fonlama koşullarındaki sıkışmanın kripto varlıklara yönelik risk iştahını zayıflatılabileceği yönündeki beklentiyle uyumlu olup Karau (2023) ve Ma vd. (2022) çalışmalarıyla da örtüşmektedir.

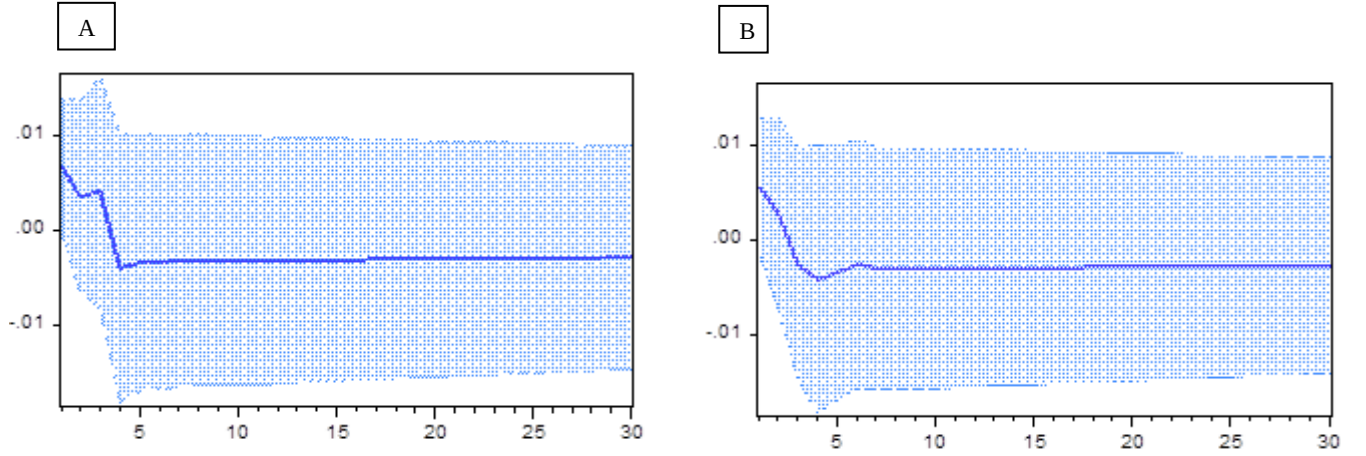
2 yıl vadeli ABD Hazine tahvili şokuna verilen tepki de genel olarak negatif yönlüdür (Grafik 3-B). ABD 2 yıl vadeli Hazine tahvil faizindeki artış, piyasanın para politikası sıkışmasına veya daha yüksek faiz patikasına ilişkin beklentilerini yansıtabileceğinden, kripto para fiyatlamaları üzerinde etkili olabilmektedir. Bu kanal, özellikle iskonto oranı, likidite koşulları ve risk alma eğilimi üzerinden çalışmakta olup Bianchi vd. (2022) ve Karau (2023) çalışmalarıyla ampirik olarak desteklenmektedir. 2 yıl vadeli Hazine tahvilindeki bir standart sapmalı pozitif şok, kriptofaktör üzerinde birinci dönemden itibaren negatif yönlü bir tepkiye sebep olmakta, tepki kısa vadede belirginleşmekte ve dördüncü dönemde maksimum seviye olan -0.004'e ulaşmakta ve takip eden günlerde negatif bölgede kalmaktadır.

Altın fiyatındaki şoka kriptofaktörün verdiği tepki teorik açıdan belirsiz bir yön taşımaktadır. Altının geleneksel güvenli liman işlevi düşünüldüğünde, altın fiyatındaki artışın piyasa stres ortamını yansıttığı dönemlerde kriptofaktörde negatif tepki beklenebilmektedir. Yatırımcılar yüksek riskli varlıklardan güvenli limana yönelebilmektedir. Öte yandan altının enflasyon koruması özelliği ön plana çıktığında, her iki varlık sınıfı da benzer talep artışı görebileceğinden tepki pozitif yönlü gelişebilmektedir. Bu karma belirsizlik, grafiklerde altın şokunun kriptofaktör üzerindeki etkisinin güven bantlarının içinde kalması ve net bir yön sergilememesiyle teyit edilmektedir. Bu bulgu, kripto paraların altına karşı sistematik ve tutarlı bir ikame sunmadığını göstermekte ve “dijital altın” anlatısının sınırlarını ampirik olarak ortaya koymaktadır (Dyhrberg, 2016; Baur vd., 2018). Bu kapsamda, altının güvenli liman niteliği ile kripto varlıkların yüksek riskli karakterleri nedeniyle, altın fiyatındaki şokun kriptofaktör üzerindeki etkisi değerlendirilirken, şokun etki yönü üzerinde dönemsel piyasa koşulları etkili olabilmektedir (Grafik 4-A)

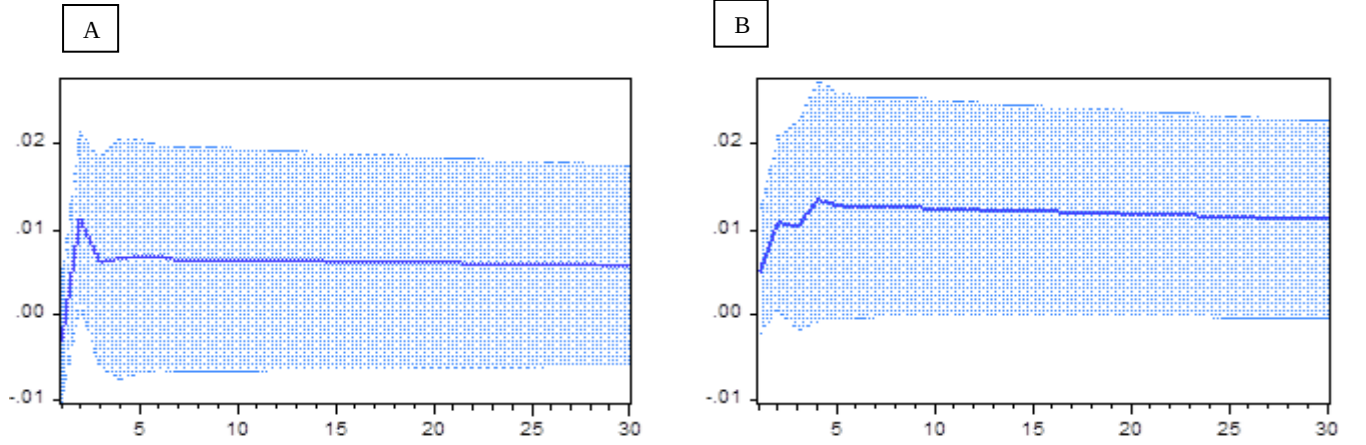
Brent petrol fiyatındaki şokun kriptofaktör üzerindeki etkisi diğer değişkenlere kıyasla daha sınırlı ve istatistiksel açıdan daha az belirgindir. Pozitif bir petrol fiyatı şokunun ardından kriptofaktörde kısa süreli pozitif bir tepki gözlenmektedir. Petrol fiyatındaki artışın küresel ekonomik aktiviteye ilişkin iyimserliği yansıtmaması halinde genel risk iştahı yükselebilmekte ve kripto varlıklara olan talep artabilmektedir. Öte yandan enerji maliyetlerindeki artış enflasyon beklentilerini yükselterek kripto varlıkların değer saklama aracı olarak algılanan çekiciliğini artırabilmektedir (Grafik 4-B).

Grafik 5, kriptofaktörün kendi şoklarına verdiği tepkiyi ortaya koymaktadır. Kriptofaktördeki bir standart sapmalı pozitif şok, aynı dönemden itibaren kendisinde negatif bir tepkiye yol açmakta ve azalarak devam etmekle birlikte otuzuncu döneme kadar negatif bölgede seyretmektedir. Bu profil, kripto para piyasalarında fiyat şoklarının ardından ortaya çıkan aşırı tepki ve ortalamaya dönüş olgusuyla tutarlıdır. Bir diğer deyişle, kriptofaktördeki pozitif bir fiyat şoku, piyasada kısa süreli aşırı alım tepkisine değil, aksine, düzeltme baskısına yol açmaktadır. Bu durum, kripto piyasasında yatırımcıların ani fiyat yükselişlerini satış fırsatı olarak değerlendirdiğini ve kısa vadeli fiyat şoklarından sonra pozisyon kapatılmasının belirleyici bir davranış kalıbı oluşturduğunu düşündürmektedir (Urquhart, 2016). Tepkinin otuzuncu döneme kadar negatif bölgede kalması, bu düzeltme sürecinin tek bir günle sınırlı kalmayıp orta vadede de devam ettiğine işaret etmektedir.

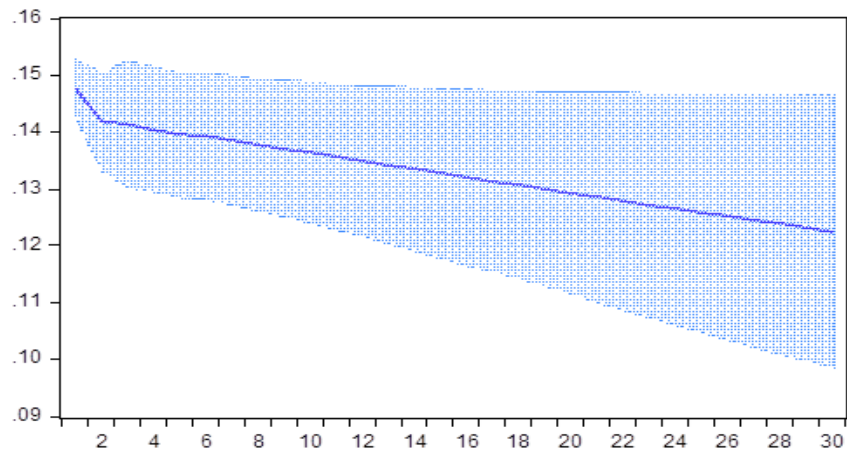
Grafik 3: SOFR ve ABD 2 Yıl Vadeli Hazine Tahvili Şokuna Kriptofaktör Tepkisi



Grafik 4: Altın ve Brent Petrol Şokuna Kriptofaktör Tepkisi



Grafik 5: Kriptofaktörün Kendi Şoklarına Tepkisi



Bu bulgu, aynı zamanda VAR modelinin dinamik kararlılık koşuluyla örtüşmektedir. AR karakteristik polinom testi aracılığıyla teyit edilen kararlılık koşulu, tepkilerin sonsuz büyümeyeceğini ve belirli bir ufukta sifıra yaklaşacağını göstermektedir (Hamilton, 1994). Grafikte gözlenen yavaş sönüm, kararlılık koşulunu ihlal etmeksizin, ortalamaya dönüş mekanizmasının kripto piyasasında yavaş fakat sürdürülebilir bir biçimde işlediğini göstermektedir.

Grafik 5'teki bu görünüm, varyans ayrıştırması bulgularıyla birlikte değerlendirildiğinde bütüncül bir tablo ortaya çıkmaktadır. Otuzuncu dönemde kriptofaktör varyansının yüzde 98,89'u kendi içsel şoklarından kaynaklanıyor olsa da bu içsel şokların yarattığı etki negatif yönlü ve azalan bir seyir izlemektedir. Dolayısıyla kripto piyasası kısa vadede dışsal makro şoklara değil; içsel dinamiklerine göre fiyatlanmaktadır. Bu bulgu, kripto varlıkların kısa vadeli fiyat oluşumunun büyük ölçüde piyasaya özgü momentum ve düzeltme mekanizmalarıyla şekillendiğini göstermektedir.

5.4. Varyans Ayrıştırması

Tablo 8, VAR(3) modelinin varyans ayrıştırması sonuçlarını otuz dönem için sunmaktadır. Varyans ayrıştırması, kriptofaktördeki tahmin hatası varyansının dönemler itibarıyla hangi değişkenlerin şoklarından kaynaklandığını göstermektedir. Böylece, kriptofaktör üzerindeki açıklayıcı güçlerin kısa ve orta vadeli birikim dinamiklerini ortaya koymaktadır. Birinci dönemde kriptofaktör varyansının neredeyse tamamı, kendi içsel şokları tarafından açıklanmaktadır. Bu durum varyans ayrıştırmasının standart bir metodolojik çıktısı olmakla birlikte, kriptofaktörün kısa vadede dışsal şoklardan etkilenmediğine dair güçlü bir ilk sinyal sunmaktadır.

Tablo 8: VAR Modeli Kriptofaktör Varyans Ayrıştırması

Dönem	Standart Hata	Δ SOFR	Δ US 2Y	Δ Altın	Δ Brent Petrol	Kriptofaktör
1	0.147973	0.20783	0.14334	0.03721	0.11061	99.50102
		0.00228	0.00190	0.00097	0.00167	0.00353
2	0.205592	0.13653	0.09509	0.31851	0.33438	99.11549
		0.00294	0.00245	0.00220	0.00397	0.01929
3	0.249850	0.11854	0.07433	0.27538	0.39473	99.13702
		0.00354	0.00215	0.00323	0.00570	0.04611
4	0.287067	0.10833	0.07648	0.25987	0.51695	99.03838
		0.00311	0.00192	0.00418	0.00764	0.08208
5	0.319517	0.09803	0.07209	0.25564	0.57455	98.99969
		0.00289	0.00190	0.00502	0.00917	0.12562
6	0.348904	0.09170	0.06549	0.25180	0.61133	98.97968
		0.00273	0.00194	0.00573	0.01046	0.17472
7	0.375702	0.08632	0.06259	0.24664	0.63920	98.96526
		0.00264	0.00200	0.00632	0.01158	0.22808
8	0.400453	0.08208	0.06056	0.24303	0.66077	98.95356
		0.00259	0.00209	0.00685	0.01258	0.28483
9	0.423520	0.07889	0.05931	0.24056	0.67767	98.94358
		0.00257	0.00219	0.00733	0.01348	0.34439
10	0.445164	0.07641	0.05812	0.23853	0.69093	98.93601
		0.00258	0.00230	0.00777	0.01430	0.40637
15	0.537799	0.06896	0.05444	0.23224	0.73078	98.91359
		0.00276	0.00280	0.00948	0.01767	0.74589
20	0.612815	0.06522	0.05261	0.22911	0.75074	98.90232
		0.00304	0.00323	0.01079	0.02048	1.12937
25	0.676287	0.06298	0.05152	0.22723	0.76270	98.89557
		0.00334	0.00360	0.01189	0.02322	1.55781
30	0.731385	0.06149	0.05079	0.22598	0.77066	98.89107
		0.00364	0.00392	0.01291	0.02613	2.03509

Öngörü ufku otuz döneme uzadıkça kriptofaktörün kendi şoklarına olan bağımlılığı yavaş yavaş azalmakla birlikte son dönemde bile yaklaşık yüzde 98,89 düzeyinde seyretmektedir ve dışsal değişkenlerin toplam katkısı yüzde 1,11'in altında kalmaktadır. Bu katkı değişkenlere göre şöyle dağılmaktadır. ABD 2 yıllık Hazine tahvil faizinin payı yüzde 0,05, SOFR'un payı yüzde 0,06 düzeyindedir. Altın ve Brent petrolün katkıları ise yüzde 0,23 ve 0,77 düzeyindedir. Para politikası değişkenlerinin kriptofaktör varyansı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı değildir. Para politikası değişkenlerinin açıklama payının son derece sınırlı kalması ekonomik çerçeveden değerlendirilebilmektedir. Kripto para piyasası fiyat dinamiklerinde piyasaya özgü momentum, yatırımcı duyarlılığı ve döngüsel likidite etkin bir şekilde belirleyicidir. Bu durum, Grafik 5'te gözlenen ortalamaya dönüş dinamizmiyle örtüşmektedir.

Bu bulgular bir değişkenin geçmiş değerlerinin diğer bir değişkeni öngörmedeki katkısını sınavan Granger nedensellik testi aracılığıyla da desteklenmiştir (Tablo 9).

Tablo 9: Granger Nedensellik Testi

Hipotez	Gözlem Sayısı	F İstatistiği	Olasılık Değeri	Karar
Kriptofaktör $\rightarrow \Delta$ SOFR	1587	4.06918	0.00684	Reddedilemez
Δ SOFR $\rightarrow$ Kriptofaktör		2.13611	0.09380	Ret
Kriptofaktör $\rightarrow \Delta$ US 2Y	1587	0.77248	0.50937	Ret
Δ US 2Y $\rightarrow$ Kriptofaktör		1.15253	0.32666	Ret
Kriptofaktör $\rightarrow \Delta$ Altın	1587	1.05881	0.36553	Ret
Δ Altın $\rightarrow$ Kriptofaktör		5.33028	0.00118	Reddedilemez
Kriptofaktör $\rightarrow \Delta$ Brent Petrol	1587	0.27165	0.84588	Ret
Δ Brent Petrol $\rightarrow$ Kriptofaktör		1.33975	0.25981	Ret

Granger nedensellik testi sonuçları üç dikkat çekici sonuç ortaya koymaktadır. Birincisi, para politikası değişkenlerinden kriptofaktöre doğru gecikmeli öngörü gücü zayıftır. Δ US2Y ve Δ SOFR için sıfır hipotezi reddedilmektedir. Δ SOFR için nedensellik yalnızca yüzde 10 düzeyinde sınırdan anlamlı kalmaktadır ($F=2,14$; $p=0,09$). Bu görünüm, varyans ayrıştırmasında para politikası değişkenlerinin ihmal edilebilir payıyla da tutarlıdır. İkincisi, ters yönde dikkat çekici bir ilişki gözlenmektedir. Kriptofaktör, Δ SOFR'un yüzde on anlamlılık düzeyinde Granger nedenidir ($F=4,07$; $p=0,007$). Granger nedenselliği yapısal bir etkiyi değil öngörü önceliğini ifade ettiğinden, bu bulgu kripto fiyatlarının para politikasını yönlendirdiği biçiminde değil; risk iştahına duyarlı kripto piyasasının kısa vadeli faiz beklentilerine ilişkin bilgiyi erken fiyatlayan bir öncü gösterge gibi davrandığı biçiminde yorumlanmalıdır. Üçüncüsü, Δ Altın kriptofaktörün güçlü bir Granger nedenidir ($F=5,33$; $p=0,001$). Bu sonuç EKK tahminlerinde altının anlamlı katsayısıyla örtüşmektedir. Brent petrol için ise iki yönde de anlamlı nedensellik bulunmamaktadır. Bütün olarak Granger bulguları, varyans ayrıştırmasındaki sınırlı dışsal paylarla çelişmemektedir. Kripto piyasasının para politikasına büyüklük düzeyinde önemli ölçüde bağışık olduğunu, buna karşılık faiz beklentileri ve altın kanallarıyla dolaylı bir bilgi alışverişi içinde bulunduğunu göstermektedir. Para politikası değişkenleri istatistiksel açıdan kriptofaktörün etkileniş yönünü belirlemekte, ancak bu etkinin toplam varyansa oransal katkısı düşük kalmaktadır. Bir başka deyişle kripto piyasası para politikasına etkileşim yönü düzeyinde duyarlıdır.

6. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışma, 10 Nisan 2020-14 Mayıs 2026 döneminde ABD para politikasının kripto para fiyatlamaları üzerindeki etkisini faktör temelli bir VAR ve EKK çerçevesinde incelemiş ve kripto para birimlerinin ortaya çıkış amacına paralel olarak parasal bir varlık gibi davranıp davranmadığı sorusuna yanıt aramıştır. Elde edilen bulgular, bu soruya çok katmanlı bir cevap niteliğindedir. Kripto para birimleri, ne tamamen bağımsız bir parasal alternatif olarak ne de doğrudan para politikasına bağımlı bir araç olarak tanımlanabilmektedir. Bulgular, kripto paraların kısa vadede kendi momentum dinamiklerinden beslenen, orta vadede para politikası şoklarına gecikmeli tepki veren ve uzun vadede küresel emtia

döngüsü ile yapısal büyüme trendi tarafından biçimlendirilen çok katmanlı bir fiyatlama yapısı sergilediklerini göstermektedir.

TBA sonuçları, dokuz kripto varlığın fiyat hareketlerinin büyük ölçüde ortak bir sistematik yapı tarafından belirlendiğini ve birinci faktörün toplam kesitsel varyansın yaklaşık yüzde 74'ünü açıkladığını ortaya koymaktadır. Tüm varlıklarda yüksek ve pozitif yük değerlerinin gözlenmesi, kripto piyasasında belirgin bir piyasa geneli fiyatlama bileşeninin varlığına işaret etmekte ve kriptofaktör yaklaşımının metodolojik geçerliliğini güçlendirmektedir. Bu bulgu, Che vd. (2023)'nin benzer bir faktör yapısıyla elde ettiği sonuçlarla örtüşmekte ve kripto varlıkların tekil varlık özelliklerinin ötesinde sistematik bir fiyatlama dinamiğine tabi olduğunu göstererek bu piyasanın bütüncül bir çerçevede analiz edilmesi gerektiği görüşünü desteklemektedir.

VAR etki tepki analizi, SOFR'daki pozitif şokların kriptofaktör üzerinde birinci günden itibaren belirginleşen negatif ve kalıcı bir tepkiye yol açtığını göstermektedir. Bu bulgu, kısa vadeli fonlama koşullarındaki sıkılaşmanın, özellikle kaldıraçlı kripto pozisyonlarında risk iştahını zayıflatan likidite maliyet kanalı üzerinden işlediğini ortaya koymaktadır. ABD 2 yıl vadeli Hazine tahvil faizindeki şok da benzer yönde ancak daha kademeli bir tepki üretmekte ve bu durum orta vadeli faiz beklentilerinin iskonto oranı kanalı üzerinden kripto varlık değerlemesini etkilediğine işaret etmektedir. Söz konusu bulgular, Karau (2023) ve Ma vd. (2022)'nin benzer kanallara ilişkin ampirik tespitleriyle uyum içindedir. Bu çerçevede, kripto para birimlerinin parasal bir araçtan ziyade para politikasına duyarlı yüksek riskli finansal varlıklar gibi davrandıkları görülmektedir.

Kriptofaktörün kendi şoklarına verdiği tepki, bu çalışmanın en özgün bulgularından birini oluşturmaktadır. Pozitif bir içsel şok, otuzuncu döneme kadar süren negatif ve azalan bir tepkiye yol açmaktadır. Bu ortalamaya dönüş davranışı, kripto piyasasında ani fiyat yükselişlerinin yatırımcılar tarafından kâr alma fırsatı olarak değerlendirildiğini ve kısa vadeli şokların ardından sistematik bir düzeltme mekanizmasının işlediğini göstermektedir. Bu bulgu, Urquhart'ın (2016) kripto piyasasının zayıf formda etkin olmadığına dair tespitleriyle doğrudan örtüşmekte ve VAR çerçevesinden dolayı piyasa etkinliği kanıtı sunmaktadır. Parasal bir varlık olmanın ön koşullarından biri olan değer istikrarı açısından değerlendirildiğinde, ortalamaya dönüş dinamiğini kripto varlıkların güvenilir bir değer saklama aracı olarak konumlandırılmasının önündeki temel engeli belirginleştirmektedir.

Varyans ayrıştırması bulgularına göre otuzuncu dönemde kriptofaktör varyansının yüzde 98,89'u kendi içsel şoklarından kaynaklanmaktadır. Dışsal değişkenlerin toplam katkısı yüzde 1,11 ile sınırlı kalmakla birlikte, bu katkının dağılımı teorik açıdan son derece anlamlıdır. Brent petrolün açıklama payı yüzde 0,77, altının payı yüzde 0,23 ile para politikası değişkenlerinin birleşik payının (yüzde 0,11) belirgin biçimde üzerindedir. Bu beklenmedik bulgu, kripto varlık fiyatlamasının doğrudan para politikası aktarımından ziyade küresel emtia döngüsü ve enflasyon beklentileri tarafından yönlendirildiğine işaret etmektedir. Brent petrolün en yüksek dışsal payı taşıması, küresel ekonomik aktivite ve enflasyonist baskıların kripto piyasaları üzerindeki yapısal etkisini gözler önüne sermekte ve EKK tahminlerinde altın ve Brent petrol getirilerinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması bulgusuyla da tutarlılık göstermektedir.

EKK tahminleri, kriptofaktör getirisinin günlük değişim dinamiklerini belirleyen kuvvetlere dair tamamlayıcı bir perspektif sunmaktadır. Zaman trendi değişkeni @TREND'in negatif ve anlamlı çıkması, kripto piyasasının seviye olarak büyümesine karşın günlük değişim büyüklüğünün zaman içinde yavaşça sönümlendiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, piyasanın olgunlaşması ve kurumsal katılımın artışıyla örtüşmektedir. Altın fiyatlarının kriptofaktör fiyatları üzerindeki etkisi güçlü ve anlamlıdır, Brent petrol de anlamlı bir etki sergilemektedir. Buna karşın SOFR ve 2Y değişimleri eşanlı getiri korelasyonu bağlamında anlamsız kalmaktadır. Bu sonuç, para politikasının kripto para piyasaları üzerindeki etkisinin anlık değil, Bai-Perron düzeltmeli VAR modelinde de teyit edildiği üzere, üç günlük gecikmeyle işleyen bir mekanizma aracılığıyla gerçekleştiğini teyit etmektedir.

Bai-Perron çoklu yapısal kırılmalar testi, incelenen dönemde 1 Nisan 2021, 10 Mayıs 2022, 7 Kasım 2023 ve 19 Kasım 2024 olmak üzere, dört anlamlı kırılma tarihi tespit etmiştir. Bu tarihlerin tamamı küresel likidite rejimi değişimleriyle, kripto piyasasına özgü yapısal olaylarla ve düzenleyici gelişmelerle örtüşmektedir. Bai-Perron düzeltmeli VAR modeli, kukla değişkenlerin kriptofaktör denkleminde istatistiksel olarak anlamlı çıkmamasına karşın SOFR denkleminde anlamlı olduğunu

göstermektedir. 7 Kasım 2023 kırılmasının SOFR dinamiklerinde yapısal bir değişime karşılık gelmesi, spot ETF beklentisiyle kısa vadeli fonlama piyasasının yeniden fiyatlandığını ortaya koymaktadır. Öte yandan yapısal kırılmalar kontrol altına alındığında da SOFR'un üç günlük gecikmeli negatif etkisi ve altının bir günlük gecikmeli pozitif etkisi anlamlılığını korumaktadır. Bu durum temel bulguların çalışmanın içerdiği farklı likidite döngüleri boyunca istikrarlı olduğunu teyit etmektedir.

Tüm bu bulgular, araştırmanın temel sorusuna şu kapsamlı yanıtı üretmektedir. Kripto para birimleri, ortaya çıkış amacına paralel olarak parasal bir varlık gibi davranmamaktadır. Nakamoto (2008)'nin öngördüğü, merkezi otoritelerden bağımsız ve parasal politikadan yalıtılmış bir dijital para işlevi, incelenen dönemde kripto varlıklar tarafından yerine getirilememektedir. Bunun yerine, kripto para birimleri küresel risk iştahına duyarlı, para politikası şoklarına gecikmeli tepki veren ve emtia döngüsüyle güçlü bir eşanlı ilişki içinde olan yüksek betalı finansal araçlar olarak konumlanmaktadır. Dijital altın tanımlamasını destekleyen erken dönem bulgularının (Corbet vd., 2018; Dyhrberg, 2016) aksine, kripto varlıklar 2020 sonrası dönemde geleneksel riskli varlık sınıflarıyla giderek artan bir entegrasyon sergilemektedir ve bu durum Borio (2021) ve Adrian vd. (2022)'nin küresel finansal döngü çerçevesiyle örtüşmektedir.

Bulguların politika yapıcılar açısından önemli çıkarımları bulunmaktadır. Kripto varlıkların SOFR ve 2 yıl vadeli ABD Hazine tahvili faizine duyarlılığı, para politikası aktarım mekanizmasının artık geleneksel finansal araçların ötesine geçtiğini ve kripto piyasalarını da kapsayabileceğini göstermektedir. Bu kapsamda, merkez bankalarının finansal istikrar değerlendirmeleri kripto para piyasalarını da içerecek şekilde genişleyebilecektir. Emtia değişkenlerinin para politikası değişkenlerinden daha yüksek dışsal açıklama payı taşıması, kripto paraların enflasyon beklentileriyle bağlantısına dikkat çekmekte ve bu varlıkların enflasyon dönemlerinde portföy çeşitlendirme aracı olarak taşıdığı potansiyeli yeniden değerlendirmeye yönlendirmektedir. Spot BTC ETF'lerin onaylanmasıyla hız kazanan kurumsal entegrasyon süreci, kripto piyasasındaki şokların geleneksel finansal sisteme bulaşma riskini artırdığından sistemik risk yönetimi ve düzenleyici çerçeve tasarımı açısından önem kazanmaktadır (Katsiampa vd., 2019; Adrian vd., 2022; Campello vd., 2025).

Bu çalışmanın bazı sınırlılıkları gelecekteki araştırmalar için verimli bir zemin oluşturmaktadır. VAR modelinde gecikme uzunluğunun tüm örneklem boyunca sabit tutulması, yapısal kırılmalar sonrası değişen dinamikleri tam olarak yakalayamaması riskini doğurmaktadır. Bu kapsamda, zaman değişimli parametre (TVP-VAR) modellerinin bu sınırlılığın aşılmasına katkı sağlayabileceği düşünülmektedir. Jeopolitik riskler, düzenleme yapısındaki gelişmeler ve kurumsal yatırımcı davranışı gibi yapısal faktörlerin kripto para piyasaları ile makro finansal değişkenler ilişkisi üzerindeki belirleyici rolü, bu çalışmanın kapsadığı dönem içindeki dört yapısal kırılma noktası üzerinden dolaylı olarak ele alınmıştır. Bu faktörlerin doğrudan modellenmesinin gelecek çalışmalar için önemli bir araştırma gündemi oluşturabileceği düşünülmektedir.

Kaynakça

- Adrian, T., Iyer, T., & Qureshi, M. (2022). Crypto prices move more in sync with stocks, posing new risks. In *IMF*. <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2022/01/11/crypto-prices-move-more-in-sync-with-stocks-posing-new-risks>
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Baur, D. G., Hong, K., & Lee, A. D. (2018). Bitcoin: Medium of exchange or speculative assets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 54, 177–189. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.004>
- Benigno, P. (2023). Monetary policy in a world of cryptocurrencies. *Journal of the European Economic Association*, 21(4), 1363–1396. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvac066>

- Bianchi, D., Faccini, R., & Huse, C. (2022). Monetary policy uncertainty and Bitcoin returns. *Journal of Financial Economics*, 146(3), 778–805. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2022.09.004>
- Borio, C. (2021). *Back to the future: Intellectual challenges for monetary policy* (BIS Working Papers No. 950). Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/publ/work950.htm>
- Campello, M., Gallo, A., & Terracciano, T. (2025). Demand for safety in the crypto ecosystem. *The Journal of Finance*. <https://afajof.org/management/viewp.php?n=170464>
- Che, N., Copestake, A., Furceri, D., & Terracciano, T. (2023). The Crypto Cycle and US Monetary Policy. *IMF Working Papers*, 2023(163), 1. <https://doi.org/10.5089/9798400245411.001>
- Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., & Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets. *Economics Letters*, 165, 28–34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.01.004>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dyhrberg, A. H. (2016). Hedging capabilities of bitcoin. Is it the virtual gold? *Finance Research Letters*, 16, 139–144. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.025>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Federal Reserve Bank of New York. (t.y.). *Secured overnight financing rate (SOFR): Data and methodology*. <https://www.newyorkfed.org/markets/reference-rates/sofr>
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Hodula, M. (2025). Retail crypto investors when facing financial constraints: Evidence from energy shocks and the use and downloads of crypto trading apps. *Energy Economics*, 144, 108338. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108338>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *Journal of Educational Psychology*, 24(6), 417–441. <https://doi.org/10.1037/h0071325>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Karau, S. (2023). Monetary policy and Bitcoin. *Journal of International Money and Finance*, 137, 102880. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2023.102880>
- Katsiampa, P., Corbet, S., & Lucey, B. (2019). Volatility spillover effects in leading cryptocurrencies: A BEKK-MGARCH analysis. *Finance Research Letters*, 29, 68–74. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.009>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- Ma, C., Tian, Y., Hsiao, S., & Deng, L. (2022). Monetary policy shocks and Bitcoin prices. *Research in International Business and Finance*, 62, 101711. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101711>
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T)

- Miranda-Agrippino, S., & Rey, H. (2020). US monetary policy and the global financial cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6), 2754–2776. <https://doi.org/10.1093/restud/rdaa019>
- Nakamoto, S. (2008). *Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system*. <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- Pearson, K. (1901). On lines and planes of closest fit to systems of points in space. *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science*, 2(11), 559–572. <https://doi.org/10.1080/14786440109462720>
- Polyzos, S., & Youssef, M. (2025). Do cryptocurrencies react differently to macroeconomic and geopolitical events? Evidence from a big data event study. *Finance Research Open*, 1, 100008. <https://doi.org/10.1016/j.finreop.2025.100008>
- Raza, S. A., Shah, N., & Shahbaz, M. (2022). Does economic policy uncertainty influence gold prices? Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles approach. *Resources Policy*, 49, 352–360. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.09.006>
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599–607. <https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Smales, L. A. (2022). Investor attention and the response of US stock market sectors to the COVID-19 crisis. *International Review of Economics & Finance*, 80, 1180–1194. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.03.002>
- Urquhart, A. (2016). The inefficiency of Bitcoin. *Economics Letters*, 148, 80-82. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.09.019>
- Wang, P., Li, X., Shen, D., & Zhang, W. (2020). How does economic policy uncertainty affect the Bitcoin market? *Research in International Business and Finance*, 53, 101234. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101234>
- Zhao, J., & Zhang, T. (2023). Exploring the time-varying dependence between Bitcoin and the global stock market: Evidence from a TVP-VAR approach. *Finance Research Letters*, 58, 104342. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104342>

Research Article

Kripto Döngüsü ve ABD Para Politikası: Faktör Temelli VAR ve EKK Analizi

Crypto Cycle and US Monetary Policy: Factor-Based VAR and OLS Analysis

Şule ŞENEL TABAK Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü 22010404@mail.baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-2585-6919	Gökhan ENES Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü gokhanenes@outlook.com https://orcid.org/0009-0005-8931-9396
Adalet HAZAR Prof. Dr., Başkent Üniversitesi Uluslararası Finans ve Bankacılık ahazar@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-1934-5055	Şenol BABUŞCU Prof. Dr., Başkent Üniversitesi Uluslararası Finans ve Bankacılık babuscu@baskent.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-2870-6358

Extended Abstract

The 2008 global financial crisis, by undermining confidence in the traditional banking system and fiat currencies, paved the way for the development of Bitcoin (BTC) and the establishment of the cryptocurrency ecosystem. The collapse of major financial institutions and the subsequent bank bailouts shattered trust in centralized financial systems, providing the perfect environment for Satoshi Nakamoto to introduce BTC as a decentralized, trustless, peer-to-peer alternative in late 2008. Following the launch of BTC in 2008, the crypto ecosystem rapidly expanded, and various cryptocurrencies began to appear in the portfolios of investors. The asset class attracted attention because of its independence from sovereign monetary systems, fixed supply mechanism, decentralized and peer-to-peer nature. Before the COVID-19 pandemic, crypto assets served as a risk diversification and hedging tool against price fluctuations in other asset classes, and therefore showed limited correlation with major stock market indices.

However, the COVID-19 pandemic marked a structural break for the crypto ecosystem. The unprecedented monetary expansion by the Federal Reserve and other central banks following the pandemic in 2020, significantly flooded global markets with liquidity. This environment directly propelled risk assets, including US equities and cryptocurrencies, sharply higher, creating a high-correlation, risk-on environment. Accordingly, the narrative surrounding crypto asset has largely shifted from digital gold to a highly leveraged and liquidity-sensitive risk asset. Since that structural shift, BTC has traded with strong positive correlations to the S&P 500 and Nasdaq, exhibiting the behavior of a high beta risk asset rather than a safe haven hedge. The deepening integration of crypto assets into the conventional financial system has generated new financial stability considerations and necessitated a systematic reassessment of their relationship with macroeconomic and monetary policy variables.

The extent to which crypto assets are sensitive to changes in monetary policy remains a subject of debate in the literature. One view argues that crypto assets differ significantly from classical monetary policy transmission channels due to their decentralized structure, limited supply mechanisms, and operation

outside the traditional banking system. This is a view reinforced by early empirical evidence treating BTC as digital gold or an inflation hedge (Nakamoto, 2008; Corbet et al., 2018; Benigno, 2023). Conversely, an alternative view argues that crypto markets have become more sensitive to global financial conditions, particularly since 2020, due to increased liquidity, institutional investor participation, and rising correlation with risky assets. According to this view, crypto assets have become an asset class integrated into the traditional financial system, sensitive to liquidity cycles, and responsive to macroeconomic developments (Borio, 2021; Adrian et al., 2022; Smales, 2022; Che et al., 2023).

This study examines the relationship between cryptocurrency prices, liquidity cycles, and US monetary policy using daily data from 10 April 2020 to 14 May 2026 to seek an answer to the question of whether cryptocurrencies behave like a monetary asset. This period spans pandemic era monetary expansion, the most aggressive Fed tightening cycle since the 1980s, and the emergence of spot BTC exchange-traded funds. The primary methodological contribution is the construction of an integrated Cryptofactor rather than modelling individual cryptocurrencies separately, thereby filtering idiosyncratic noise and capturing the systemic pricing dynamics of the crypto market as a whole. To capture this systemic component, PCA is applied to the both level and log price series of nine major cryptocurrencies¹ with market capitalisations exceeding USD 10 billion². The first principal component accounts for approximately 74 percent of total cross-sectional variance and carries high positive loadings across all nine assets, confirming the presence of a dominant market wide pricing factor.

Short-term dynamics are estimated using a VAR(3) model in first differences, with the Cryptofactor alongside four macro financial variables, the Secured Overnight Financing Rate (SOFR), the 2-year US Treasury bond, gold and Brent oil prices. The SOFR is a short-term funding indicator based on overnight repurchase agreements secured by US Treasury bonds and is used as a reference rate reflecting conditions in US dollar funding markets. The 2-year US Treasury bond yield is an indicator sensitive to monetary policy expectations. Gold price is included in the model as a variable related to safe haven demand and inflation expectations, while oil price represents global commodity prices and inflationary pressures. Cryptocurrency prices were obtained from CoinMetrics, while other time series data were obtained from the Bloomberg data dissemination system.

The lag order of 3 was selected by the Akaike Information Criterion. Long run relationships were additionally estimated using Newey-West HAC-corrected OLS. The stationarity properties of the series were tested using the ADF test which confirms that the Cryptofactor is stationary at level, $I(0)$, while the remaining variables are integrated of order one, $I(1)$. This heterogeneity in integration orders motivates the dual approach design, a first differenced VAR(3) for short-run dynamics and a levels OLS regression for long run estimation. The dynamic stability of the VAR is confirmed by the inverse roots of the AR characteristic polynomial lying within the unit circle. Model reliability is further validated through Bai-Perron multiple structural break tests, which identify four economically meaningful break points (1 April 2021, 10 May 2022, 7 November 2023, and 19 November 2024) corresponding to major shifts in global liquidity regimes and crypto specific structural events.

Impulse response analysis shows that a one standard deviation positive shock to SOFR generates a persistent negative response in the Cryptofactor, concentrated in the first five trading days, consistent with a tightening of risk appetite. Shocks to the 2 year US Treasury yield produce a qualitatively similar, though somewhat more gradual, negative response, reflecting the transmission of monetary policy expectations via the discount rate and risk taking channels. The Cryptofactor's response to its own shocks is equally noteworthy. A positive internal shock generates a negative and declining response that persists through the thirtieth period, reflecting mean reversion dynamics consistent with crypto market

1 Bitcoin (BTC), Ethereum (ETH), Ripple (XRP), Solana (SOL), Dogecoin (DOGE), Cardano (ADA), Tron (TRX), Binance Coin (BNB), and Chainlink (LINK)

2 As of May 2025.

inefficiency (Urquhart, 2016). This pattern suggests that price jumps in the crypto market are treated as selling opportunities by investors, leading to a systematic correction mechanism that operates over the medium term.

Variance decomposition results indicate that the Cryptofactor is predominantly driven by its own internal shocks at horizon 1, and decline to approximately 98.89 percent by horizon 30. The combined external share reaches 1.11 percent at horizon 30. A noteworthy finding is that commodity variables carry a higher external share than monetary policy variables combined. This suggests that over longer horizons, global commodity cycles and inflationary pressures exert a more persistent influence on crypto pricing than direct monetary policy transmission. Granger causality tests corroborate these findings. OLS estimates, based on a first differenced Cryptofactor regressed on log differenced macro financial variables with Newey-West HAC corrected standard errors (DW=2.07), reveal two noteworthy findings. First, the time trend coefficient is negative and statistically significant, indicating that daily cryptofactor price change has gradually declined over the sample period, consistent with market maturation and rising institutional participation. Second, gold price exert a strong and statistically significant positive effect on Cryptofactor (ΔLNGold : coefficient 0.871, $t=3.54$, $p=0.0004$), and Brent oil prices are also significant ($\Delta \text{LNBrent}$: coefficient 0.189, $t = 2.08$, $p=0.037$). By contrast, SOFR and 2-year Treasury bond changes are not significant in the contemporaneous regression, consistent with the finding from the Bai-Perron adjusted VAR that monetary policy effects operate with a three-day lag.

Taken together, the findings support the view that crypto currencies exhibit a multi-layered pricing structure. In the short run, pricing is dominated by internal momentum and mean reversion dynamics. In the medium run, monetary policy shocks, particularly through the SOFR channel with a three day lag and the 2-year US Treasury yield channel, exert directional effects. In the long run, global commodity cycles and structural growth trends emerge as the more persistent determinants of Cryptofactor levels. The study concludes that cryptocurrencies are positioned as high-beta financial instruments that are sensitive to global risk appetite, respond with a delay to US monetary policy shocks, and have a strong synchronous relationship with the commodity cycle.