

Takipteki Tarımsal Krediler ve Tarım ÜFE İlişkisi: Fourier Testlerden Kanıtlar

Ömer KESKİN*

ÖZ

Bu çalışma, Türkiye’de tarım-ÜFE değerindeki değişimin takipteki tarımsal kredi miktarındaki değişime etkisini ampirik olarak araştırma girişimidir. Veri dönemi olarak 2010M1-2024M4 yıllarını kapsayan aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada her türlü yapısal değişimi dikkate alan Fourier Artırılmış Dickey-Fuller (FADF) birim kök, Fourier Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (FADL), Hata Terimleriyle Genişletilmiş En Küçük Kareler (RALS-FADL) eşbütünleşme ve Fourier Toda-Yamamoto (FTY) nedensellik test yöntemleri uygulanmıştır. Bulgular, tarım-ÜFE değerindeki %1’lik yükselişin takipteki tarımsal kredilerin miktarını uzun dönemde yaklaşık %0,62 kadar düşürdüğünü ve etkileşimin yönünün tarım-ÜFE’den takipteki tarımsal kredilere doğru olduğunu ortaya koymaktadır. Bulgulara dayalı olarak, Türk tarım ve bankacılık sektörü arasındaki ilişkinin karşılıklı fayda sağlanan bir ilişki çerçevesinde sürebilmesi için tarım işletmelerinin gelirlerini iyileştirici yasal düzenlemeler yapılması, her bir tarımsal kredi talebinin titiz incelemeye tabi tutulması ve paydaşların iş birliği ve sıkı koordinasyon içinde rollerini aktif bir şekilde oynamaları önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Tarımsal Kredi, Tarım-Üretici Fiyat Endeksi, Fourier Testler, Zaman Serisi Analizi

JEL Sınıflandırması: Q14, Q11

The Relationship between Agricultural Non-performing Credits and the Agricultural Producer Price Index: Evidence from Fourier Tests

ABSTRACT

This study empirically investigates the impact of changes in the agricultural PPI on the amount of non-performing agricultural credits in Türkiye. Using monthly data spanning the period from January 2010 to April 2024, this research applies several econometric methods that account for structural breaks, including the Fourier Augmented Dickey-Fuller (FADF) unit root test, the Fourier Autoregressive Distributive Lag (FADL) model, the Residual Augmented Least Squares (RALS-FADL) cointegration test, and the Fourier Toda-Yamamoto (FTY) causality test. The findings reveal that a 1% increase in the agricultural PPI reduces the amount of non-performing agricultural credits by approximately 0.62% in the long run, and the direction of the interaction is from the agricultural PPI to non-performing agricultural credits. Based on the findings, it is recommended that legal regulations be enacted to improve the incomes of agricultural enterprises, each agricultural credit application be meticulously scrutinized, and stakeholders actively cooperate and coordinate to maintain a mutually beneficial relationship between the Turkish agricultural and banking sectors.

Key Words: Agricultural Credit, Agricultural Producer Price Index, Fourier Tests, Time Series Analysis

JEL Classification: Q14, Q11

* Öğr. Gör. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Özalp Meslek Yüksekokulu, Dış Ticaret Bölümü, omerkeskin@yyu.edu.tr, ORCID Bilgisi: 0000-0002-1939-2791.

(Makale Gönderim Tarihi: 16.07.2024 / Yayına Kabul Tarihi: 27.02.2025)

Doi Number: 10.18657/yonveek.1517029

Makale Türü: Araştırma Makalesi

GİRİŞ

Türk tarım sektöründe nakit ve nakit benzeri sermaye birikiminin seviyesi düşüktür. Dolayısıyla tarım işletmelerinin öz sermayeleri, tarım sektörünün büyüyebilmesi için tek başına yeterli değildir. Bu noktada tarım işletmelerinin dış kaynaklarla (krediler, devlet destekleme ödemeleri, hibeler vb.) desteklenmesi ihtiyacı ortaya çıkmaktadır (Kredi Kayıt Bürosu, 2023).

Devletin tarımsal destekleri, diğer tüm ülkelerde olduğu gibi Türkiye’de de tarım politikalarının kamuoyu gündeminde en çok olan ve dolayısıyla tartışılan kısmını oluşturmaktadır. Hatta zaman zaman tarımsal destekler yerine tarım politikaları ifadesi dahi kullanılabilmektedir. Aslında tarım politikaları tarımsal destekleri kapsadığı için bu kullanım pek yanlış değildir. Tarım politikaları genel olarak tarım sektörü ile ilgili tüm hükümet tasarruflarını ve müdahalelerini, tarımsal destekler ise bu politikaların parasal transfer kısmını içermektedir. Tarımsal destekler, doğrudan parasal transferle birlikte ticaret politikalarıyla tarım işletmeleri için oluşturulan korumacı avantajları ve dolaylı diğer destekleri de kapsamaktadır (Tarım Orman Şurası, 2022).

Üstü açık fabrika olarak bilinen tarımda üretilen ürünlerin fiyatları, ekstrem iklim olaylarına, nüfustaki artıştan kaynaklanan arz-talep dengesizliklerine ve işlenen tarım arazilerindeki daralmaya bağlı olarak şekillenmektedir. Ürün fiyatlarında yaşanan dalgalanmalar tarım işletmelerinin gelirlerinde belirsizlik oluşturduğu için politika yapıcılar tarafından fiyat müdahalesine ve destekleme ödemelerine başvurulmaktadır. Böylelikle gelir belirsizliklerinin tarım işletmeleri üzerinde nakit akışları ile ilgili ortaya çıkaracağı olumsuz etkiler minimize edilmek istenmektedir (Keskin, 2024: 212).

Gelişmiş ülkelerde olduğu gibi Türkiye’de de devlet destekleme ödemeleri, tarım sektöründeki üretimin ve verimin devamlılığını sağlama, tarımsal ürünlerin katma değerini artırma ve tarım işletmelerinin gelirlerine istikrar kazandırma amaçlı uygulanmaktadır (Günay ve Tunçer, 2017: 25). Tarım sektörünün finansmanına yönelik tüm ödemeler, Türkiye’de hazine tarafından yapılmaktadır. Avrupa Birliği’ne üye gelişmiş ülkelerde ise ortak bir destekleme politikası izlenmektedir. Şöyle ki Avrupa Birliği’ndeki Ortak Tarım Politikası, üye ülkelerin hepsinde aynı geçerliliğe sahip bir politika niteliğindedir. Politika, Avrupa Birliği’nin yıllık bütçesinden sağlanan fonlarla yönetilmekte ve finanse edilmektedir. Ödemelerin bir kısmı tarım işletmelerine gelir desteği sağlamayı, diğer kısmı ise bölgesel projelerin finansmanı yoluyla kırsal kesimlerin ekonomik gelişmesine katkı sağlamayı içermektedir (Bruegel, 2018).

Tarım işletmelerinin dış kaynakları arasından krediler, devlet destekleme ödemelerinden ve hibelerden farklı olarak, belli bir faiz oranıyla ve vadeyle kullanılmaktadır. Yani borç mahiyeti taşıyan kredilerin vadesi geldiğinde faiziyle birlikte geri ödenmesi şarttır (Keskin, 2024: 222). Aksi durumda kredi takibe alınmakta ve krediyi kullandıran kuruluş yasal süreç başlatmaktadır. Sonuçta borcun tahsilatı, yapılandırma ve/veya haczedilen varlıkların (tarım arazisi, traktör vb.) satışıyla yapılmaktadır (İmecemobil, 2022).

Türk bankacılık sektöründe 2023'te tarım sektörüne sağlanan kredi desteğinin bakiyesi, önceki yıla göre %80 yükseliş göstererek yaklaşık 584 milyar TL olmuştur. Kamuya ait bankaların bakiyeden aldıkları pay %84 olarak hesaplanmıştır. Yani kamuya ait bankalar, tarımsal üretimin finansmanında itici bir güç olarak öne çıkmaktadırlar. Bu durumun temel nedeni, Hazine'nin tarım işletmelerine kredi faiz desteğinin (sübvansiyon) kamu bankaları aracılığıyla verilmesidir. Diğer taraftan özel sektöre ait bankalar da devletin yapısal geliştirmeleriyle tarımsal kredi kullandırımı konusunda motive edilmişlerdir. Böylelikle tarım sektörü, Türkiye'deki tüm ticari bankalar nezdinde kredilendirme noktasında muteber bir sektör durumuna gelmiştir (Kredi Kayıt Bürosu, 2023). Son yıllarda tarımsal kredilerin takibe düşme oranının giderek gerilemesi de ticari bankaların tarım sektörünü kredilendirme eğilimlerini güçlendirmiştir. Nitekim 2019'un Aralık ayında %4,87 seviyesinde olan takipteki tarımsal kredi oranı, 2022'nin Aralık ayında %0,80, 2024'ün Mayıs ayında ise %0,36 seviyesine gerilemiştir. Belirtilen bu yıllarda tarımsal kredilerin bakiyesi, sırasıyla 111,7, 337,5 ve 707 milyar TL tutarında gerçekleşmiştir¹ (BDDK, 2024).

Son yıllarda takipteki tarımsal kredi oranının hızlı düşüşünün üç nedeni olabilir. İlki Türkiye'de en çok tarımsal kredi kullandıran kamusal sermayeli T.C. Ziraat Bankası A.Ş. tarafından 2022'de önemli bir tarımsal kredi yapılandırma programının uygulanması, diğeri ise çiftçinin ürün satış fiyatının, yani çiftçinin eline geçen fiyatlardaki değişimi gösteren tarım-ÜFE'nin artmasıdır (Bloomberg HT, 2022; TÜİK, 2024). Diğer olası neden, toplam tarımsal kredi hacminin sürekli büyümesi ve dolayısıyla takipteki tarımsal kredilerin hacimden giderek daha düşük pay alabilmesidir. Bununla birlikte borç yapılandırma programı, T.C. Ziraat Bankası A.Ş.'nin uygulamasıyla sınırlı kalmamış ve Tarım Kredi Kooperatifleri ve özel sermayeli birçok ticari banka tarafından da farklı şartlarda uygulanmıştır (TZOB, 2023). Böylelikle tarım işletmelerine tarımsal kredi borçlarını ödeyip kredi sicillerini temiz tutabilmeleri imkânı sağlanmıştır. Diğer taraftan devlet ise her yıl birçok üründe piyasa fiyatını düzenleme görevini üstlenmekte ve bu yolla çiftçinin eline geçen fiyatları iyileştirme çabası göstermektedir.

Türkiye'deki tarım işletmesi sahibi çoğu çiftçinin tarım dışı gelir kaynağının sadece emekli aylığı olduğu düşünüldüğünde tarımsal üretimden elde ettikleri gelir seviyesinin girdi maliyetlerinin hızla yükseldiği günümüz şartlarında borçlarını zamanında ödeyip faaliyetlerini sürdürebilmeleri açısından çok daha önemli hale geldiği ileri sürülebilir. Buradan hareketle çiftçinin eline geçen fiyatlardaki değişimin bir göstergesi olan Tarım-ÜFE değerinde yaşanan değişimlerin takipteki tarımsal kredi miktarına etkisini incelemek ve bulgular doğrultusunda bazı politika önerileri geliştirmek, hem konunun kamuoyu gündemini sık sık meşgul eden güncel bir konu olması hem tarım ve bankacılık sektörü arasındaki ilişkinin güçlü kalması için önemlidir. Mevcut çalışmanın konusu, bu motivasyonla belirlenmiştir.

¹ Hesaplamalar yazar tarafından yapılmış olup ilgili veriler, Tarım, Avcılık, Ormancılık ve Balıkçılık başlıklarını kapsamaktadır.

Literatürde takipteki tarımsal krediler ve tarım-ÜFE ilişkisini inceleyen herhangi bir çalışma tespit edil(e)memiştir. Ancak Türkiye ve yabancı ülke örneklemelerinde takipteki tarımsal kredileri ve tarım-ÜFE'yi ayrı ayrı ele almış birçok çalışma vardır. Bu çalışmalardan bir kısmı, literatür özeti olarak aşağıda sıralanmaktadır;

-Türkiye örnekleminde takipteki tarımsal kredi hususu, sadece Karabaş'ın (2024) çalışmasında çok kısıtlı olarak ve basit grafik analiziyle yer almıştır. Çalışmada takipteki kredi miktarının 2019'dan sonra azalış trendine girdiği saptanmıştır.

-Tarım-ÜFE hususu ise Eştürk ve Albayrak (2018), Demirağ ve Sağır (2022), Özyücel vd. (2022) ve Demirağ ve Sağır (2024) tarafından olmak üzere toplam 4 çalışmada birbirlerine benzer bir şekilde gıda fiyatlarıyla ilişkisi temelinde ARDL, Hatemi-J ve Engle-Granger gibi zaman serisi analizi yöntemleri uygulanarak ele alınmıştır. Demirağ ve Sağır (2024) gıda fiyatlarının döviz kurundaki değişimle kıyaslandığında tarım-ÜFE'deki değişimlerden daha fazla etkilendiğini, Özyücel vd. (2022) tarım-ÜFE'den gıda fiyatlarına doğru herhangi bir nedensellik olmadığını, Demirağ ve Sağır (2022) tarım-ÜFE'deki yükselişin gıda fiyatlarını yükselttiğini ve Eştürk ve Albayrak (2018) tarım-ÜFE'yle gıda fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ortaya koymuşlardır.

-Bunlardan farklı olarak, Ketenci ve Acar (2023), tarım-ÜFE hususunu döviz kuruyla ilişkisi temelinde ve yine Granger nedensellik testini uygulayarak incelemişlerdir. Çalışmada söz konusu iki değişken arasında nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir.

-Yabancı ülkelerdeki örneklemelerde Muhović vd. (2019), Ijaz vd. (2019), Yuyu (2020), Oktavilia vd. (2020) ve Kibet vd. (2020) tarafından yapılan çalışmalarda takipteki tarımsal kredilerin oluşumunu etkileyen başlıca nedenler anket, genelleştirilmiş momentler, hata düzeltme modeli ve regresyon modeli uygulanarak incelenmiştir. Bu çalışmalarda enflasyonun (Muhović vd., 2019), girdi fiyatlarının, tarım dışı giderlerin, yüksek faiz oranlarının (Ijaz vd., 2019), makroekonomik gelişmelerin, uygulanan para politikalarının (Yuyu, 2020), tarım sektöründeki büyümenin (Oktavilia vd., 2020) ve reel GSYİH'nin (Kibet vd., 2020) takipteki tarımsal kredi oluşumunda etkili nedenler olduğu belirlenmiştir. Ayrıca Ekong ve Onye (2013) de bu konuyu incelemiş ve tarımsal kredilerin mevsimlere uygun olarak kullanılmamasının takipteki kredi miktarını artırdığını ifade etmişlerdir.

-Tarım-ÜFE hususu ise hasat miktarıyla ilişkisi temelinde Salmiah vd. (2019), temel hükümet politikaları ve kurumsal gelişim gibi olgularla ilişkisi temelinde Loginova ve Mann (2022) ve küresel boyuttaki ticaret anlaşmalarıyla ilişkisi temelinde Nugroho vd. (2024) tarafından genelleştirilmiş momentler ve sıradan en küçük kareler modeli gibi yöntemler uygulanarak analiz edilmiştir. Salmiah vd. (2019) yüksek hasat miktarının düşük tarım-ÜFE'yi beraberinde getirdiğini, Loginova ve Mann (2022) temel hükümet politikalarının ve kurumsal gelişimin tarım-ÜFE'de istikrar sağlanmasında kritik önem taşıdığını ve Nugroho

vd. (2024) GATT anlaşmasının uygulanmasının tarım-ÜFE'yi yükselttiğini vurgulamışlardır.

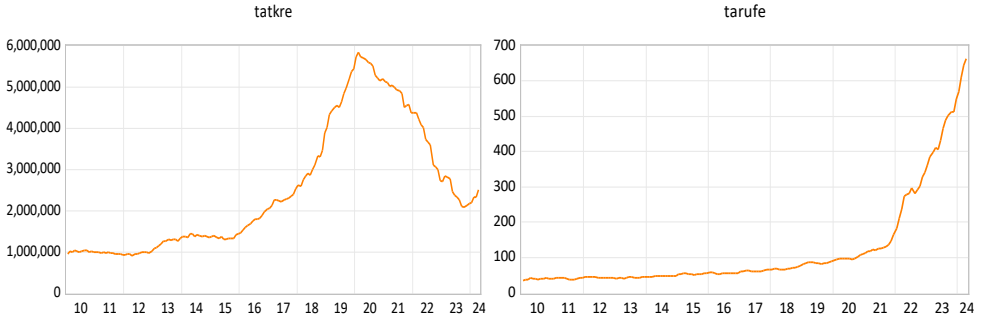
Takipteki tarımsal kredilerle tarım-ÜFE arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik ortaya atılmış bir teori bulunmamaktadır. Ancak bu çalışmada politika önerileri geliştirilirken tarımsal kredilere, desteklere, tarımsal girdilere, teknik bilgiye ve ürün pazarlarına erişimdeki artışın/kolaylığın tarım işletmelerindeki üretkenliği ve dolayısıyla elde edilen geliri artıracak ve böylelikle daha sürdürülebilir bir tarımsal üretim yapılacağı için tarıma finansman sağlama risklerinin azalacağını savunan değişim teorisi (Atah, 2019; Council on Smallholder Agricultural Finance, 2022) benimsenmiştir. Değişim teorisinde sermayenin tarım işletmelerine ve girdi üreticilerine etkin bir şekilde aktarılması tarımsal kalkınmanın ön koşulu sayılmaktadır.

Bu çalışma, literatürdeki çalışmalardan farklı olarak, takipteki tarımsal krediler ve tarım-ÜFE ilişkisini Fourier fonksiyonlarıyla güçlendirilmiş güncel zaman serisi analizi yöntemlerini uygulayarak ortaya koymayı amaçlamaktadır. Çalışma kapsamında önce verilere ve yöntemlere ilişkin bilgi verilmiş, daha sonra bulgular ortaya konulup politika önerileri geliştirilmiştir.

I. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada 2010M1-2024M4 dönemini kapsayan takipteki tarımsal krediler ve tarım-ÜFE aylık verileri kullanılmıştır. Takipteki tarımsal krediler verisi BDDK'nın (2024) veri tabanından toplanmış olup milyon TL cinsinden veriyi, Tarım-ÜFE verisi ise TÜİK'in (2024) veri tabanından toplanmış olup 2020=100 temel yıllık veriyi temsil etmektedir. Veri setleri, 172 gözlemden oluşmakta ve Tarım, Avcılık, Ormancılık ve Balıkçılık başlıklarını kapsamaktadır.

Şekil 1. Veri Değerlerinin Yıllara Göre Değişimi



Çalışmanın verileri mevsimsellik içermediği için mevsimsellikten arındırma işlemi yapılmamıştır. Veri başlangıcının dönem olarak 2010M1 seçilmesi, tarım-ÜFE verilerinin TÜİK tarafından bu tarihte yayınlanmaya başlanmış olması nedeniyledir.

2020'nin başından itibaren seriler, ters yönde hareket etmiş gibi görünmektedir (bkz. Şekil 1). Ancak bu görünüm seriler arasındaki ilişkinin zaman serisi boyunca yönüne dair kesin bir sonuç olmadığı için detaylı analizlerin yapılması gerekmektedir.

Analiz kısmında sırasıyla Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilmiş FADF birim kök testiyle değişkenlerin durağanlık düzeyi, Banerjee vd. (2017) ve

Yılancı vd. (2023) tarafından geliştirilmiş FADL ve RALS-FADL eşbütünleşme testleriyle değişkenler arasındaki eşbütünleşme (kısa ve uzun dönem) ilişkisi ve en son Nazlıoğlu vd. (2016) tarafından geliştirilmiş FTY nedensellik testiyle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Tüm testler Fourier fonksiyonları içerdiği için serilerdeki yapısal değişimler dikkate alınmıştır.

Fourier fonksiyonlarını kullanarak bir değişkenin durağanlık düzeyinin incelenmesi, ilk kez KPSS birim kök testini Fourier fonksiyonlarıyla genişleterek Fourier KPSS birim kök testi adıyla literatüre kazandıran Becker vd. (2006) tarafından önerilmiştir. Bu testten sonra literatüre Fourier fonksiyonlu birçok birim kök testi kazandırılmaya başlanmıştır. Örneğin, Enders ve Lee (2012), ADF birim kök testini Fourier fonksiyonlarıyla genişleterek Fourier ADF birim kök testi adıyla literatüre kazandırmışlardır. Testte tahmin edilmesi gereken husus Fourier fonksiyonlarının uygun frekans değeri olup yapısal değişimlerin ne zaman gerçekleştiğini, yani sayısını ve formunu bilmek gerekli değildir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1)$$

Fourier ADF birim kök testinde Eşitlik 1'deki modelde Δy_t içinde yer alan y yerine bu çalışmadaki değişkenler (takipteki tarımsal kredi ve tarım-ÜFE) sırasıyla atanarak değişken durağanlık düzeyleri tahmin edilmektedir. sin ve cos trigonometrik terimlerini içeren Fourier fonksiyonları anlamsız çıkarsa geleneksel ADF birim kök testinin sonuçlarına yer verilmelidir.

$$\Delta \text{tatkre}_t = \alpha_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_1 \text{tatkre}_{t-1} + \psi_1 \text{tarufe}_{t-1} + \theta_1 \Delta \text{tarufe}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

FADL eşbütünleşme testinde Eşitlik 2'deki model tahmin edilmektedir. Eşitliğin sol tarafında takipteki tarımsal kredilerin (bağımlı değişkenin) birinci farkı, sağ tarafında ise sırasıyla deterministik bileşenler, bağımlı ve bağımsız değişkenin (tarım-ÜFE'nin) 1 gecikmeli durumları, bağımsız değişkenin birinci farkı ve kalıntılar bulunmaktadır.

FADL eşbütünleşme testi uygulanırken önce Fourier fonksiyonlarının uygun frekans değeri (k) tahmin edilmektedir. Daha sonra olası otokorelasyon sorununu düzeltmek için fark değişkenlerinin 1 gecikmeleri eşitliğin sağ tarafına eklenmektedir. Uygun gecikme uzunluğuna herhangi bir bilgi kriteriyle karar verilmektedir. Son aşamada ise bağımlı değişkenin 1 gecikmeli halinin anlamlılığı sınanarak değişkenler arasında bir eşbütünleşme olmadığını gösteren temel hipotezin geçerliliği incelenmektedir.

$$\Delta \text{tatkre}_t = \alpha_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_1 \text{tatkre}_{t-1} + \psi_1 \text{tarufe}_{t-1} + \theta_1 \Delta \text{tarufe}_t + \varphi_1 \hat{w} + \zeta_t \quad (3)$$

Kalıntıların yüksek momentlerinde bulunan bilginin $\hat{w}$ terimiyle geleneksel FADL eşbütünleşme eşitliğine dahil edilmesi sayesinde daha güçlü bir test olan RALS-FADL eşbütünleşme testinin eşitliğine ulaşılmakta ve böylelikle söz konusu bilgidan faydalanılmış olunmaktadır (Yılancı vd., 2023: 816). RALS-FADL eşbütünleşme testinde Eşitlik 3'teki model tahmin edilmektedir.

$$y_t = \delta_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_1 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \chi_1 y_{t-1} + \chi_2 y_{t-2} + \dots + \chi_{p+d} y_{t-(p+d)} + \mu_t \quad (4)$$

FTY nedensellik testinde Eşitlik 4'teki modelde sol taraftaki y yerine bu çalışmadaki değişkenler sırasıyla atanarak aralarında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığı tahmin edilmektedir.

Çalışmadaki hipotez, “Takipteki tarımsal kredi miktarıyla tarım-ÜFE değeri arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi vardır.” olarak belirlenmiştir.

II. BULGULAR

Analiz kısmında değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Dolayısıyla değişkenler arasındaki olası eşbütünleşme ilişkisi, bağımsız değişkendeki %... değişime karşı bağımlı değişkendeki %... değişim şeklinde yorumlanacaktır. Değişkenlerin logaritmik formları dahil edilerek kurulan model şu şekildedir;

$$\log tatkre_t = \alpha + \beta \log tarufe_t + \xi_t \quad (5)$$

Tahmin edilmek istenen Eşitlik 5'teki modelde sırasıyla bağımlı değişken, sabit terim, bağımsız değişkenin katsayısı, bağımsız değişken ve hata terimi yer almaktadır. t zamanın karşılığıdır.

FADL ve RALS-FADL eşbütünleşme testlerinin uygulanabilmesi için modeldeki değişkenlerin I(1) olması gerekmektedir. Dolayısıyla ilk aşamada birim kök testleriyle değişkenlerin durağanlık düzeyleri araştırılmıştır.

Tablo 1. Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Değişken	FADF Birim Kök Testi		Geleneksel ADF Birim Kök Testi	
	F Test İstatistiği	FADF Test İstatistiği	Test İstatistiği	p değeri
logtatkre	2,619 (1 ve 12) [#]	-3,789	-1,487	0,830
logtarufe	4,127 (1 ve 4) [#]	-1,934	0,821	0,999
dlogtatkre	-	-	-3,580	0,034**
dlogtarufe	-	-	-9,369	0,000*

[#] Fourier fonksiyonlarının %10 anlamlılık düzeyinde anlamsız olduğuna işaret etmektedir. Karşılaştırma yapılan değer 7,78'dir.

* ve ** ilgili değişkenin durağan olmadığını ifade eden temel hipotezin sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde reddedildiğine işaret etmektedir.

() Parantez içindeki değerler, sırasıyla frekansa ve uygun gecikme uzunluğuna işaret etmektedir.

Not: FADF ve geleneksel ADF birim kök testlerinde sabitli ve trendli modele ilişkin sonuçlar dikkate alınmıştır.

Tablo 1 incelendiğinde F test istatistiğinin her iki değişken için de %10 anlamlılık düzeyindeki tablo kritik değerinden düşük çıktığı görülmektedir. Yani her iki değişken için Fourier fonksiyonları anlamsız bulunmuştur. Dolayısıyla değişkenlerin durağanlık düzeyleri değerlendirilirken FADF birim kök test sonucu değil, geleneksel ADF birim kök testinin sonucu dikkate alınmıştır.

ADF birim kök test sonucuna göre her iki değişken de birinci farkları alındığında durağanlaşmaktadır. Bu sonuca göre eşbütünleşme testlerini uygulamak için gerekli şart sağlanmıştır.

Tablo 2. Eşbütünleşme Testlerinin Sonuçları

Bağımlı Değişken	Frekans Değeri	FADL Test İstatistiği	RALS-FADL Test İstatistiği	Rho
logtatkre	2	-5,773*	-5,453*	0,940

Not 1: k (frekans değeri)=2, n (bağımsız değişken)=1 ve gözlem sayısı 172'ye karşılık gelen tablo kritik değerlerine bakılmıştır.

[#] %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğuna işaret etmektedir. FADL test istatistiğinin karşılaştırıldığı tablo kritik değeri -5,01'dir (sabitli ve trendli). RALS-FADL test istatistiğinin karşılaştırıldığı tablo kritik değeri ise -4,90'dır (trendli).

Not 2: Sonuçlar, mutlak değer açısından yorumlanmıştır.

Tablo 2 incelendiğinde eşbütünleşme testlerine ilişkin test istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu açıktır. Eşbütünleşme ilişkisinin hem yönünü hem dönem katsayılarını ortaya koyabilmek için FMOLS tahmincisi kullanılmış ve hata düzeltme mekanizmasının çalışıp çalışmadığına bakılmıştır.

Tablo 3. Uzun Dönem Katsayısı Tahmin Sonucu

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Katsayı	p değeri
logtatkre	logtarufe	-0,623	0,000*
	c	15,617	0,000*
	sin	0,150	0,001*
	cos	-0,116	0,010**

* ve ** katsayıların sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

Not: Frekans değeri 2 kullanılarak oluşturulan *sin* ve *cos* trigonometrik terimleri modele bağımsız değişkenler olarak dahil edilmiştir.

Tablo 3 incelendiğinde takipteki tarımsal kredi miktarıyla tarım-ÜFE değeri arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir uzun dönem ilişkisi olduğu görülmektedir. Tarım-ÜFE değerindeki %1 yükseliş, takipteki tarımsal kredi miktarını yaklaşık %0,62 oranında düşürmektedir. Diğer taraftan FMOLS tahmincisi kullanılırken modele dahil edilen trigonometrik terimlerin de istatistiksel olarak anlamlı olduğu ifade edilebilir.

Tablo 4. Kısa Dönem ve Hata Düzeltme Katsayılarının Tahmin Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	p değeri
dlogtarufe	-0,013	-0,188	0,850 [#]
Hata düzeltme katsayısı	-0,060	-4,330	0,000*
c	0,006	2,165	0,031**

[#] %10 anlamlılık düzeyinde anlamsız olduğuna işaret etmektedir.

* ve ** katsayıların sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 4 incelendiğinde hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Yani hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Başka bir deyişle, kısa dönemde oluşan dengeden sapma(lar), uzun dönemde ortadan kalkmaktadır. Ayrıca iki değişken arasındaki kısa dönem ilişkisi de negatif işaretlidir. Ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Son kısımda değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığını ortaya koyabilmek için FTY nedensellik testi uygulanmıştır.

Tablo 5. Nedensellik Test Sonucu

İlişkinin Yönü	Test İstatistiği	Frekans Değeri (k)	Bootstrap p değeri
logtatkre $\rightarrow$ logtarufe	1,727	1	0,882
logtarufe $\rightarrow$ logtatkre	12,955	1	0,026*

* %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

Not: Test, simülasyon sayısı 10.000 kullanılarak uygulanmıştır.

Tablo 5 incelendiğinde bağımsız değişken olan tarım-ÜFE değeri değişkeninden bağımlı değişken olan takipteki tarımsal kredi miktarı değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir ($p < 0,05$). Nedenselliğe ilişkin bu sonuç, yukarıda yer alan FADL ve RALS-FADL eşbütünleşme testlerinin sonuçlarıyla tutarlılık göstermektedir.

Yapılan analiz sonucunda çalışmada belirlenen hipotez doğrulanmıştır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada tarım-ÜFE değerinin takipteki tarımsal kredi miktarına etkisi Türkiye örnekleminde incelenmiştir. Literatürde bu etkinin nasıl olduğunu ekonometrik analizle incelemiş herhangi bir çalışma bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada varılan sonuç, çalışmanın özgünlüğü itibarıyla Türkiye örneklemini için bir ilk mahiyetindedir. Söz konusu iki değişken, COVID-19 pandemisiyle birlikte tarım sektöründe daha fazla ilgi gösterilmeye başlanan temel göstergelerden olması nedeniyle bu çalışmada ele alınmıştır. Çalışma kapsamında yapısal değişimleri dikkate alan ekonometrik analiz yöntemleri uygulanarak değişkenler arasındaki etkileşimi net bir şekilde ortaya koymak amaç edinilmiştir.

Amaç doğrultusunda 2010M1-2024M4 dönemini kapsayan veriler üzerine birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik testleri uygulanarak zaman serisi analizi yapılmıştır. Veri dönemi, olabilecek en geniş aralıktadır. Analizde yöntem olarak FADF ve geleneksel ADF birim kök, FADL ve RALS-FADL eşbütünleşme ve FTY nedensellik testleri yer almıştır.

Eşbütünleşme testlerine göre; takipteki tarımsal kredi miktarı değişkeniyle tarım-ÜFE değeri değişkeni arasında uzun dönemde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu ortaya çıkmıştır. Şöyle ki tarım-ÜFE değerindeki %1 yükseliş, takipteki tarımsal kredi miktarında yaklaşık %0,62 oranında düşüşe neden olmaktadır. Diğer taraftan değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi de negatif ancak istatistiksel olarak anlamsızdır.

Çalışmanın bulguları doğrultusunda şu politika önerileri geliştirilmiştir;

- Bilindiği üzere Türk tarım sektörü, tarımsal girdiler yönünden dışa bağımlı durumdadır. Dolayısıyla 2019'dan itibaren döviz kurunda yaşanan hızlı yükseliş, tarım işletmelerinin maliyetlerini ciddi bir şekilde ağırlaştırmıştır. Bu süreçte çiftçinin eline geçen fiyatlarda da yükseliş yaşanmış olsa da 2023'e kadar maliyetteki yükselişin gerisinde kalmıştır (TÜİK, 2024b, 2024a). Tarım sektöründe ciddi bir yapısal reform gerçekleştirebilmek için öncelikle bu durumun politika yapıcıları tarafından göz önünde bulundurulması ve sektörde yüksek girdi maliyeti baskısıyla oluşan kırılmalılığın kırsalda giderilmesi için yerli girdi üretiminin teşviklerle artırılması sağlanmalıdır. Yani tarım işletmeleri üzerindeki ciddi maliyet baskısını elimine etmek ve dolayısıyla gıda fiyatlarını kalıcı ve sürdürülebilir bir şekilde aşağı çekmek için uygulanması planlanan yapısal reformlara tarımsal üretim hikayesinin başından başlanmalıdır. Böylelikle hem çiftçinin hem nihai tüketicinin çıkarları birlikte korunacaktır. Ayrıca gıda tedarik zincirindeki gereksiz aracılık faaliyetlerinin sonlanması için başta Tarım Kredi Kooperatifleri olmak üzere diğer tüm tarımsal kooperatiflerin toptancı hallerindeki pazarlık güçlerini artırıcı düzenlemeler ivedilikle uygulanmalıdır.
- Tarımsal kredi kullanmak isteyen tarım işletmelerinin talepleri üzerinde doğru metotlar ve veriler kullanılarak işlem yapılmalıdır. Bunun için Frankfurt School'un Kredi Kayıt Bürosu bünyesinde oluşturduğu TARDES (Tarım Kredileri Değerlendirme Sistemi) tarımsal kredi çözüm

hizmetinin finansal kuruluşlar tarafından etkin bir şekilde kullanımı yaygınlaştırılmalıdır. Böylelikle çiftçilere ait tarımsal veriler kullanılarak talep edilen tarımsal kredilerin geri ödenebilirliği kolaylıkla saptanacaktır.

- Tarımsal kredi hizmeti veren tüm finansal kuruluşların çiftçiyle aynı dili konuşabilecek ve böylelikle talebini doğru anlayıp bu doğrultuda kendisine uygun olan tarımsal krediyi doğru limit ve vadeyle kullanmasını sağlayabilecek veteriner ve ziraat mühendisi gibi kişileri yeterince istihdam etmeleri gerekmektedir.
- Tarım Kredi Kooperatifleri, bir çiftçiyi ortak olarak bünyesine kattığı zaman 1 sefere mahsus olmak üzere T.C. Ziraat Bankası A.Ş.’ye resmi yazı yazarak ilgili çiftçinin bankaya borcunun olup olmadığını sormaktadır. Sonraki süreçte Tarım Kredi Kooperatifleri, çiftçinin bankaya herhangi bir borcu olup olmadığını takip etmemektedir. Bu durumda ortaklık aşamasında dosyasına borcu yoktur yazısı koyulan çiftçi, sonraki süreçte T.C. Ziraat Bankası A.Ş.’den sübvansiyonlu tarımsal nakdi kredi, Tarım Kredi Kooperatifleri’nden de sübvansiyonlu tarımsal girdi kredisi kullanabilmektedir. Söz konusu düzensiz borçlanma, borçlardan birinin ve/veya ikisinin birden öden(e)memesiyle ve dolayısıyla takipteki tarımsal kredilerin artmasıyla sonuçlanabilmektedir. Takipteki tarımsal kredilerde bu gibi bir artışın önüne geçmek için T.C. Ziraat Bankası A.Ş. ve Tarım Kredi Kooperatifleri, çiftçilerin sübvansiyonlu tarımsal kredi taleplerini yakından takip edecek şekilde devamlı ve sıkı bir koordinasyon içinde çalışmalıdırlar.
- Günümüzde sübvansiyonlu tarımsal krediler, en cazip krediler durumundadır. Dolayısıyla piyasada çiftçiler üzerinden amacı dışında tarımsal kredi kullanılmaya çalışılmaktadır. Bu durumun önüne denetimle geçmek her ne kadar mümkün değilse de çiftçilerin olası olumsuz sonuçlar ile ilgili bilinçlendirilmeleri önem arz etmektedir.
- Finansal konular ile ilgili çiftçilere yönelik ciddi bir bilinçlendirme faaliyeti yürütülmelidir. Bu doğrultuda ticari bankalar, üniversiteler, belediyeler, tarımsal kooperatifler ve TRT arasında iş birliği yapılarak eğitimler ve reklamlar verilmelidir. Özellikle çiftçilerin köylerinde “sükse yapmak” için “desinler mantığı ile” örneğin, en büyük ve pahalı traktörü ihtiyaç ve kapasite olmamasına rağmen almalarının önüne geçecek ve böylelikle borç yükü altında icaralarla boğuşmalarını önleyecek bilincin oluşturulmasına özen gösterilmelidir. Diğer taraftan çiftçilere değişen iklim şartlarına bağlı olarak uygun teknolojilerin doğru kullanımı konusunda bilgi ve finansal destek sağlanması ve bu doğrultuda devlet desteklerinin ve teşviklerinin T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı, T.C. Ziraat Bankası A.Ş. ve faizsiz bir alternatif olarak da T.C. Ziraat Katılım Bankası A.Ş. üzerinden uygulanması gerekmektedir.

Başka bir çalışma yapılarak takipteki tarımsal kredilerin yıllık ortalama döviz kuru, enflasyon ve faiz gibi makro ekonomik değişkenlerle ilişkisi zaman serisi analiziyle incelenebilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin tüm süreçlerinde Yönetim ve Ekonomi Dergisi'nin araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hareket edilmiştir.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Makalenin tamamı Öğr. Gör. Dr. Ömer KESKİN tarafından kaleme alınmıştır.

Çıkar Beyanı

Yazarın herhangi bir kişi ya da kuruluş ile çıkar çatışması yoktur.

KAYNAKÇA

- Atah, U. I. (2019). *Proposed Bay' Al-Salam with Takaful and Value Chain Model for Financing Agriculture in Kano State, Nigeria* [Doctoral Dissertation]. International Islamic University.
- Banerjee, P., Arčabić, V. and Lee, H. (2017). Fourier ADL Cointegration Test to Approximate Smooth Breaks with New Evidence from Crude Oil Market. *Economic Modelling*, Vol. 67, 114-124. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.11.004>
- BDDK. (2024). *Aylık Bankacılık Sektörü Verileri (Temel Gösterim)-Sektör*. <https://www.bddk.org.tr/BultenAylik>, Erişim Tarihi: 05.07.2024.
- Becker, R., Enders, W. and Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 27, No. 3, 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Bloomberg HT. (2022). *Ziraat Bankası'nda Tarım Kredilerine Yapılandırma Programı*. <https://www.bloomberght.com/ziraat-bankasi-nda-tarim-kredilerine-yapilandirma-programi-2298457>, Erişim Tarihi: 05.07.2024.
- Bruegel. (2018). *EU Budget, Common Agricultural Policy and Regional Policy-En route to Reform?*. <http://bruegel.org/2018/02/eu-budget-common-agricultural-policy-and-regional-policy-en-route-to-reform/>, Erişim Tarihi: 02.11.2024.
- Council on Smallholder Agricultural Finance. (2022). *Case Studies*. <https://csaf.org/case-studies/>, Erişim Tarihi: 11.07.2024.
- Demirağ, İ. ve Sağır, M. (2022). Türkiye'de Gıda Fiyatları Endeksi ile Tarım Ürünleri Üretici Fiyatları Endeksi Arasındaki İlişkinin Engle-Granger Yöntemi ile İncelenmesi. *Socrates Journal of Interdisciplinary Social Studies*, Sayı 24, 98-105.
- Demirağ, İ. ve Sağır, M. (2024). Gıda Fiyatları Neden Yükseliyor? Türkiye'de Üretici ve Döviz Kuru Etkisinin ARDL ile İncelenmesi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 2, Sayı 1, 33-46. <https://doi.org/10.17065/huniibf.1288378>
- Ekong, C. N. and Onye, K. U. (2013). *Matching Credit with Season: An Issue for Non Performing Agricultural Loans in Nigeria*. <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/88306.html>, Erişim Tarihi: 04.11.2024.
- Enders, W. and Lee, J. (2012). The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests. *Economics Letters*, Vol. 117, No. 1, 196-199. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- Eştürk, Ö. ve Albayrak, N. (2018). Tarım Ürünleri-Gıda Fiyat Artışları ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, Sayı 18, 147-158. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.353991>
- Günay, H. F. ve Tunçer, M. (2017). Türkiye'de Tarıma Yönelik Desteklerin Avrupa Birliği Perspektifinden Değerlendirilmesi. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, Cilt 4, Sayı 8, 15-30.
- Ijaz, A., Hafeez Siddiqui, S., Rasheed, R. and Shahid Nawaz, M. (2019). Factors Affecting Delay in Agricultural Loan Recovery among Small Scale Farmers in Sahiwal Region Pakistan. *Journal of Management Sciences*, Vol. 6, No. 2, 48-53. <https://doi.org/10.20547/jms.2014.1906204>
- İmecemobil. (2022). *Tarımsal Kredi Borcunu Geciktirirsem Ne olur?* Tarım Ekonomisi. <https://imecemobil.com.tr/tarim-ekonomisi/tarimsal-kredi-borcunu-geciktirirsem-ne-olur/>, Erişim Tarihi: 05.07.2024.

- Karabaş, S. (2024). Tarımsal Kredi Pazarında Kredi Kullanım Kapasitesinin Türkiye’de ve Dünyada Karşılaştırmalı Analizi. *Eurasian Journal of Agricultural Economics*, Cilt 4, Sayı 1, 44-56.
- Keskin, Ö. (2024). Tarımsal Kredilerin ve Desteklerin Bitkisel Üretim Verimliliğine Etkilerinin Analizi: Kesirli-Frekanslı Fourier ARDL Sınır Testi. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 8, Sayı 1, 213-227. <https://doi.org/10.33399/biibfad.1452129>
- Ketenci, S. T. and Acar, M. S. (2023). The Relationship Between Producer Price Index of Agricultural Products and the Exchange Rate: The Case of Turkey. In G. Gürçay and A. Manafidizaji, *Balkan 7th International Conference on Social Sciences* (pp. 49-62), Skopje, Academy Global Publishing House.
- Kibet, B. G., Nyaoga, R. and Kingwara, R. (2020). Effect of Selected Factors on Non-performing Agricultural Loans in Commercial Banks in Kenya. *International Journal of Finance and Banking Research*, Vol. 6, No. 5, 90-95. <https://doi.org/10.11648/j.ijfbr.20200605.11>
- Kredi Kayıt Bürosu. (2023). *Tarımsal Görünüm Saha Araştırması 2023*. <https://www.kkb.com.tr/Resources/ContentFile/Tarimsal-gorunum-saha-arastirma-raporu2023.pdf>, Erişim Tarihi: 05.07.2024.
- Loginova, D. and Mann, S. (2022). Institutional Contributions to Agricultural Producer Price Stability. *Agricultural and Food Economics*, Vol. 10, No. 12, 1-22. <https://doi.org/10.1186/s40100-022-00219-6>
- Muhović, A., Radivojević, N. and Ćurčić, N. (2019). Research of Factors of Non Performing Agricultural Loans by Primary Data Panels. *Ekonomika Poljoprivrede*, Vol. 66, No. 2, 569-578. <https://doi.org/10.5937/ekopolj1902569m>
- Nazlıoğlu, Ş., Görmüş, N. A. and Soyaş, U. (2016). Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis. *Energy Economics*, Vol. 60, 168-175. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009>
- Nugroho, A. D., Ma'ruf, M. I., Nasir, M. A., Fekete-Farkas, M. and Lakner, Z. (2024). Impact of Global Trade Agreements on Agricultural Producer Prices in Asian Countries. *Heliyon*, Vol. 10, No. 2, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e24635>
- Oktavilia, S., Firmansyah, Sugiyanto, F. X., Prayogi, R. and Aprilian Hidayat, H. (2020). Non-Performing Loan in Fishery Sector, Indonesia. *The 5th International Conference on Tropical and Coastal Region Eco Development*, Vol. 530, No. 1, 1-5. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/530/1/012025>
- Özyücel, M., Öztürk, M. ve Altıntaş, N. (2022). Türkiye’de Tarımsal Girdi Fiyat Endeksi, Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi ve Gıda Enflasyonu Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin Analizi. içinde F. Tuna ve M. F. Buğan, *Sosyal Bilimler Üzerine Araştırmalar : Ekonomi & Politika* (ss. 41-58). Gaziantep: Özgür Yayınları.
- Salmiah, Herawati and Khaliqi, M. (2019). The Impacts of Harvest on Price Index of Producer (Case study: Hamparan Perak Subdistrict, Deli Serdang Regency, Indonesia). *International Conference on Agriculture, Environment, and Food Security*, Vol. 260, No. 1, 1-5. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/260/1/012010>
- Tarım Orman Şurası. (2022). *Tarımsal Destekleme Politikaları Grubu Çalışma Belgesi*. <https://cdn.nys.tarimorman.gov.tr/api/File/GetGaleriFile/330/DosyaGaleri/956/14%20Tarimsal%20Destekleme%20%20Politikaları%20Grubu%20%20Çalışma%20Belgesi.pdf>, Erişim Tarihi: 03.11.2024.
- TÜİK. (2024a). *Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi, Nisan 2024*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Tarim-Urunleri-Uretici-Fiyat-Endeksi-Nisan-2024-53481>, Erişim Tarihi: 05.07.2024.
- TÜİK. (2024b). *Tarımsal Girdi Fiyat Endeksi, Mart 2024*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Tarimsal-Girdi-Fiyat-Endeksi-Mart-2024-53467>, Erişim Tarihi: 10.07.2024.
- TZOB. (2023). *2022 Yılı Değerlendirmesi ve 2023 Yılı Beklentileri*. <https://www.tzob.org.tr/basin-odasi/haberler/2022-yili-degerlendirmesi-ve-2023-yili-beklentileri>, Erişim Tarihi: 05.07.2024.

- Yılancı, V., Ulucak, R., Zhang, Y. and Andreoni, V. (2023). The Role of Affluence, Urbanization, and Human Capital for Sustainable Forest Management in China: Robust Findings from A New Method of Fourier Cointegration. *Sustainable Development*, Vol. 31, No. 2, 812-824. <https://doi.org/10.1002/sd.2421>
- Yuyu, W. (2020). Research on the Influencing Factors of Non-Performing Loan Rate of Agricultural Commercial Bank based on Multiple Regression Model. *Academic Journal of Business & Management*, Vol. 2, No. 2, 44-52. <https://doi.org/10.25236/AJBM.2020.020206>

SUMMARY

Unlike previous studies in the literature, this research aims to explore the relationship between non-performing agricultural credits and the agricultural Producer Price Index (PPI) using advanced time series analysis methods enhanced with Fourier functions. The study employs monthly data on non-performing agricultural credits and the agricultural PPI covering the period of 2010M1-2024M4. As the data do not exhibit seasonality, no seasonal adjustment was made. The starting point of the data as 2010M1 is due to the commencement of the publication of agricultural PPI data by the Turkish Statistical Institute (TURKSTAT) in that year.

In the existing literature, there are no studies that have directly examined the relationship between non-performing agricultural credits and the agricultural PPI using econometric analysis. Therefore, the conclusions reached in this study represent a first for the Türkiye context in terms of originality. The two variables in question were selected for this study because they gained increased attention as key indicators in the agricultural sector, particularly in the wake of the COVID-19 pandemic.

In the analysis section, the stationarity level of the variables was first examined using the Fourier Augmented Dickey-Fuller (FADF) unit root test developed by Enders and Lee (2012). The cointegration (short and long run) relationship between the variables was investigated using the Fourier Autoregressive Distributive Lag (FADL) and Residual Augmented Least Squares-FADL (RALS-FADL) cointegration tests developed by Banerjee et al. (2017) and Yilanci et al. (2023), respectively. Lastly, the causality relationship between the variables was explored using the Fourier Toda-Yamamoto (FTY) causality test developed by Nazlioglu et al. (2016). Since all tests incorporate Fourier functions, all structural changes within the series were accounted for.

The natural logarithmic transformations of the variables were used in the analysis. Therefore, any potential cointegration relationship between the variables was interpreted as a percentage (...%) change in the dependent variable corresponding to a percentage change in the independent variable.

The hypothesis of the study was determined as follows: “There is a negative and statistically significant cointegration relationship between the amount of non-performing agricultural credits and the value of the agricultural PPI.”

According to the cointegration tests, there was a negative and statistically significant long run relationship between the amount of non-performing agricultural credits and the value of the agricultural PPI. Specifically, a 1% increase

in the agricultural PPI leads to approximately a 0.62% decrease in the amount of non-performing agricultural credits. On the other hand, the short run relationship between the variables is also negative but statistically insignificant. The error correction coefficient in the study was negative and statistically significant, indicating that any deviations from the long run equilibrium between the variables in the short run are corrected over time.

As a result of the analysis, the hypothesis set forth in the study was confirmed.

Based on the findings, it is recommended that legal regulations be enacted to improve the incomes of agricultural enterprises, each agricultural credit application be meticulously scrutinized, and stakeholders actively cooperate and coordinate to maintain a mutually beneficial relationship between the Turkish agricultural and banking sectors.

A subsequent study could investigate the relationship between non-performing agricultural credits and macroeconomic variables such as the annual average exchange rate, inflation, and interest rates using time series analysis.