International Journal of Current Social Science

| cusos.cumhuriyet.edu.tr | Founded: 2022 Available online Publisher: Sivas Cumhuriyet Üniversitesi

Agrıcultural Import Dependency and Current Account Deficit in Turkey

***Fatma Çelik Bayram*[1,a,*]**

[1] *Dr. Öğr. Üyesi, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi*

**Corresponding author*

Research Article

History

Received: 18/05/2026

Accepted: 06/06/2026

ABSTRACT

This study investigates the relationship between agricultural import dependency and the current account balance in Turkey for the period 1995–2023, employing the ARDL bounds testing approach, an error correction model and Granger causality analysis. The dataset, compiled from IMF, World Bank, CBRT and TurkStat sources, covers the agricultural export share (TEX), agricultural import share (TIM), oil price (lnOIL), real effective exchange rate (lnREER), agricultural value added (AGR) and inflation (INF). Because the series are integrated in a mixed order (I(0)/I(1)), the ARDL bounds testing approach, which accommodates a mix of I(0) and I(1) regressors, was preferred over the Johansen procedure that requires all variables to be I(1). The bounds test confirms a long-run cointegrating relationship at the one-percent level (F = 5.392). In the ARDL long-run estimates, the agricultural export share emerges as the sole significant determinant of the current account (long-run coefficient ≈ 1.0), a result corroborated by the VIF-controlled OLS estimate (β = 1.012; p = 0.002). The error correction coefficient is -1.893 (p < 0.001), confirming the validity of the long-run equilibrium. In the short-run ECM, the change in the agricultural export share is statistically meaningful (ΔTEX β = 1.055; p = 0.039). Granger causality tests reveal two-year lagged causality running from agricultural value added to the current account (AGR → CA) and from the current account deficit to the agricultural export share (CA → TEX). The insignificance of TIM across all specifications reflects Turkey's structural reliance on inward processing, whereby imported agricultural raw materials are re-exported as processed goods. The findings indicate that strengthening the value-added dimension of agricultural exports constitutes the most effective policy lever for improving the current account balance.

Keywords: *Agricultural Import Dependency, Current Account Balance, ARDL Bounds Test, Granger Causality, Turkey*

JEL Codes: Q17, F32, C32, Q11

Türkiye'de Tarımda Dışa Bağımlılık ve Cari Açık İlişkisi

Copyright

This work is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License

ÖZ

Bu çalışma, Türkiye'de tarımsal dışa bağımlılık ile cari işlemler dengesi arasındaki ilişkiyi 1995-2023 dönemi için ARDL sınır testi, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik analiziyle incelemektedir. IMF, Dünya Bankası, TCMB ve TÜİK kaynaklarından derlenen veriler; tarımsal ihracat oranı (TEX), tarımsal ithalat oranı (TIM), petrol fiyatı (lnOIL), reel efektif döviz kuru (lnREER), tarımsal katma değer (AGR) ve enflasyon (INF) değişkenlerini kapsamaktadır. Serilerin karışık dereceden (I(0)/I(1)) bütünleşmesi nedeniyle, bütün değişkenlerin I(1) olmasını gerektiren Johansen yaklaşımı yerine, I(0)-I(1) karışımına izin veren ARDL sınır testi yaklaşımı tercih edilmiştir. Sınır testi, değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu %1 anlamlılık düzeyinde teyit etmektedir (F = 5,392). ARDL uzun dönem tahmininde tarımsal ihracat oranı cari denge üzerindeki tek anlamlı belirleyici olarak öne çıkmakta (uzun dönem katsayısı ≈ 1,0); bu sonuç VIF değerleri kontrol edilerek kurulan OLS tahminiyle de doğrulanmaktadır (β = 1,012; p = 0,002). Hata düzeltme modelinde ECT katsayısı -1,893 (p < 0,001) olarak tahmin edilmiş; kısa dönemde tarımsal ihracat oranındaki değişim anlamlı bulunmuştur (ΔTEX β = 1,055; p = 0,039). Granger nedensellik testleri, tarımsal üretim kapasitesinden cari dengeye (AGR → CA) ve cari açıktan tarımsal ihracat oranına (CA → TEX) doğru iki yıllık gecikmeli nedensellik ilişkileri ortaya koymaktadır. Tarımsal ithalat oranının her iki analizde anlamsız çıkması, Türkiye'ye özgü dahilde işleme rejiminin yapısal bir yansıması olarak yorumlanmaktadır. Bulgular, cari denge üzerindeki en etkili politika aracının tarımsal ihracatın katma değer boyutunun güçlendirilmesi olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Tarımsal Dışa Bağımlılık, Cari İşlemler Dengesi, ARDL Sınır Testi, Granger Nedensellik, Türkiye*

JEL Kodları: Q17, F32, C32, Q11

[a] *fatmacelik@cumhuriyet.edu.tr* *0000-0002-4398-1684*

How to Cite: Çelik Bayram F. (2026) Türkiye'de Tarımda Dışa Bağımlılık ve Cari Açık İlişkisi, *International Journal of Current Social Science, 5(1): 38-50*

Giriş

Son kırk yılda küresel ekonomide yaşanan dönüşümler, tarım sektörünün ekonomik sistem içindeki konumunu köklü biçimde dönüştürmüştür (Boratav, 2003). Geleneksel olarak kendine yeterlilik ve gıda güvenliği ekseninde değerlendirilen tarım, günümüzde uluslararası ticaretin, enerji piyasalarının ve finansal dalgalanmaların doğrudan etkisi altında olan stratejik bir sektör haline gelmiştir. Bu dönüşümün en dikkat çekici sonuçlarından biri ise birçok ülkenin tarımsal üretim sürecinde dışa bağımlılığının artmasıdır.

Tarımda dışa bağımlılık, nihai ürün ithalatı ile sınırlı olmayan; üretim sürecinde kullanılan temel girdilerin dış kaynaklara bağlı hale gelmesiyle derinleşen yapısal bir olgudur. Özellikle gübre, enerji, tohum ve tarım kimyasalları gibi girdilerde ithalata bağımlı bir üretim yapısı, tarım sektörünü döviz kuru dalgalanmalarına ve küresel fiyat şoklarına karşı daha kırılgan kılmaktadır. Bu kırılganlık, yalnızca sektörel bir sorun olmaktan çıkarak makroekonomik dengeleri etkileyen yapısal bir unsura dönüşmektedir.

Cari işlemler dengesi, bir ekonominin dış dünyayla olan ekonomik ilişkilerinin en kapsamlı göstergelerinden biri olarak kabul edilmektedir. Literatürde cari açık genellikle tasarruf-yatırım dengesi üzerinden açıklansa da, dış ticaretin yapısal bileşimi ve üretim yapısının ithalata bağımlılığı da belirleyici unsurlar arasındadır. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde üretim süreçlerinin ithal girdilere dayanması, cari açığın kronikleşmesine yol açabilmektedir (Obstfeld ve Rogoff, 1996; Edwards, 2001). Bu çerçevede tarım sektörü, cari açık dinamikleri açısından çift yönlü bir rol üstlenmektedir. Tarım sektörü ihracat potansiyeli sayesinde cari açığı azaltıcı bir etki yaratma kapasitesine sahipken, ithalata bağımlı üretim yapısı nedeniyle cari açık üzerinde artırıcı bir baskı da oluşturabilmektedir.

Türkiye ekonomisi, 1995-2023 döneminde cari açık sorununu yapısal bir mesele olarak deneyimlemiştir. Bu çalışmada derlenen veriler, söz konusu dönemde cari açığın GSYİH'ye oranının ortalama -%3,73 olduğunu ve 2011 yılında -%9,74 ile tarihin en yüksek açık düzeyine ulaştığını ortaya koymaktadır. Aynı dönemde tarımsal ithalat oranı %5,08'den 2020 yılında %10,87'ye yükselmiş; gübre hammaddesinde dışa bağımlılık %90-95 düzeyinde seyretmiştir. Türkiye İhracatçılar Meclisi (TİM) verilerine göre tarım ihracatı 2023 yılında rekor seviyeye ulaşarak 35,2 milyar dolara çıkmış olsa da aynı dönemde tarımsal ithalat da yüksek seyrini sürdürmüştür (TİM, 2024).

Bu çalışmanın temel amacı, tarımda dışa bağımlılık ile cari açık arasındaki ilişkiyi 1995-2023 dönemi yıllık verileri kullanarak ekonometrik yöntemlerle sınamaktır. Analizde ADF ve KPSS birim kök testleri, ARDL sınır testi yaklaşımı, uzun ve kısa dönem ARDL tahmini, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testleri uygulanmıştır. Çalışma tarımsal dışa bağımlılığın cari açık üzerindeki etkisini nicel düzeyde ortaya koymayı; tarihsel bağlam, yapısal nedenler, enerji ve kur bağlantıları ile uluslararası karşılaştırmayı bir araya getirerek literatüre özgün bir katkı sağlamayı hedeflemektedir.

Kavramsal Ve Teorik Çerçeve

Tarımda dışa bağımlılık, bir ülkenin tarımsal üretim ve gıda arzını sürdürebilmek için ihtiyaç duyduğu ürünlerin ya da üretim unsurlarının önemli bölümünü dış kaynaklardan temin etmesi durumunu ifade etmektedir. Bu bağımlılık, bir yandan doğrudan gıda ve tarım ürünleri ithalatı biçiminde ortaya çıkarken, diğer yandan üretim sürecinin temel bileşenleri olan tohum, gübre, yem, enerji ve tarım ilacı gibi girdilerde dış tedarike dayanılmasıyla daha yapısal bir nitelik kazanmaktadır. Özellikle üretim girdilerine yönelik bağımlılık, yalnızca dış ticaret dengesi açısından değil, tarımsal üretimin sürekliliği, maliyet yapısı ve gıda güvenliği bakımından da kırılganlık oluşturmaktadır. Türkiye ekonomisinde üretimin önemli ölçüde ithal ara girdilere bağlı biçimde gerçekleştiğini ortaya koyan çalışmalar, dışa bağımlılığın sektörler arası üretim ilişkileri üzerinden derinleştiğini göstermektedir (Coşkun ve Başkol, 2022). Tarım sektöründe bu yapının en belirgin görünümlerinden biri, stratejik üretim girdilerinde ortaya çıkan ithalat bağımlılığıdır. Özellikle tohumculuk alanında küresel şirketlerin piyasa hâkimiyetinin artması, yerli üretim kapasitesinin zayıflaması ve yüksek verimli hibrit tohum kullanımının yaygınlaşması, üretim sürecini dış pazarlardaki fiyat hareketlerine ve döviz kuruna daha duyarlı hâle getirmektedir (Künç, Çelik ve Acar, 2019).

Literatürde tarımda dışa bağımlılık çoğu zaman gıda güvenliği ile birlikte ele alınmaktadır. FAO (2008) tanımına göre gıda güvenliği, bireylerin yeterli, güvenli ve besleyici gıdaya sürekli erişimini ifade etmekte; bu erişimin sürdürülebilirliği büyük ölçüde yerli üretim kapasitesine bağlı bulunmaktadır. Bu nedenle dışa bağımlılık, yalnızca ekonomik değil aynı zamanda sosyal ve politik boyutları olan kapsamlı bir olgu olarak değerlendirilmektedir.

Küreselleşme süreci tarım sektöründe karşılaştırmalı üstünlükler çerçevesinde uzmanlaşmayı teşvik etmiş ve ülkelerin belirli ürünlerde dışa bağımlı hale gelmesine yol açmıştır. Ancak bu uzmanlaşma, özellikle gelişmekte olan ülkelerde üretim çeşitliliğinin azalmasına ve dış şoklara karşı kırılganlığın artmasına neden olmuştur (Rodrik, 2006). 2022 yılında Rusya-Ukrayna savaşının neden olduğu küresel tahıl krizi bu kırılganlığı açıkça ortaya koymuştur. Türkiye'nin hem Rusya hem de Ukrayna'dan tahıl ve gübre ithal etmesi, savaşın hem arz güvenliğini hem de fiyat yapısını doğrudan etkilemesine neden olmuştur.

Girdi bağımlılığı, nihai ürün bağımlılığından çok daha derin ve kalıcı sonuçlar doğurmaktadır. Tohum, gübre ve tarım kimyasalları gibi üretim girdilerinde dışa bağımlılık, üretim düzeyinden bağımsız olarak sürekli bir döviz çıkışına yol açmakta ve üreticilerin maliyet yapısını uluslararası fiyat değişimlerine karşı savunmasız kılmaktadır. USDA (2024) raporuna göre Türkiye'de gübre hammaddesinin %80-90'ı ithalata dayalıdır ve bu durum gübre fiyatlarını doğrudan döviz kuru ve küresel emtia fiyatlarına bağlamaktadır.

Cari açık, bir ekonominin toplam harcamalarının toplam gelirinden fazla olması durumunda ortaya çıkan dış denge açığını ifade etmektedir. Ulusal hesaplar çerçevesinde cari işlemler dengesi ile tasarruf-yatırım dengesi arasındaki ilişki aşağıdaki kimlik üzerinden ifade edilmektedir:

CA = (S - I) = (T - G) + (Sp - Ip)

Burada S toplam tasarrufları, I toplam yatırımları, T vergi gelirlerini, G kamu harcamalarını, Sp özel tasarrufları ve Ip özel yatırımları temsil etmektedir. Daha geniş bir perspektifte cari açık, üretim yapısının ithalata bağımlılığıyla da yakından ilişkilidir; özellikle ara malı ve enerji ithalatının yüksek olduğu ekonomilerde üretim artışı ithalatı beraberinde getirmekte ve cari açığın büyümesine yol açmaktadır (Krugman ve Obstfeld, 2009).

Türkiye'de cari açığın belirleyicilerine ilişkin kapsamlı bir literatür mevcuttur. Benli ve Tonus (2019), 2001 krizi sonrasında genişleyen cari açığın bütçe dengesi, döviz kuru ve faiz oranlarının bir fonksiyonu olduğunu ARDL yaklaşımıyla ortaya koymuştur. Çiftçi ve Eşmen (2017) ise Türkiye'de cari açığı belirleyen faktörler arasında enerji ithalatının belirleyici olduğunu VAR modeli ile saptamıştır. Bu çalışmanın ampirik bulguları da söz konusu literatürle uyumlu bir görünüm sunmaktadır.

Bingöl ve Pehlivan (2018), ARDL analizi kullanarak Türkiye'de cari açığın başlıca nedenlerini araştırmış; döviz kuru ve enerji fiyatlarının uzun dönemde belirleyici olduğunu tespit etmiştir. Tarım sektörü ile cari açık arasındaki ilişki üç temel teorik yaklaşım çerçevesinde açıklanabilir. Yapısalcı yaklaşım (Prebisch, 1950), gelişmekte olan ülkelerde düşük verimlilik ve teknolojik yetersizlikler nedeniyle tarım sektörünün dışa bağımlı hale geldiğini ve bu durumun cari açık üzerinde kalıcı bir baskı oluşturduğunu savunmaktadır. Bu çerçevede tarım sektörü, küresel değer zincirleri içinde düşük katma değerli bir rol üstlenmekte ve cari açık sorununu yapısal olarak kalıcı kılmaktadır.

Dış ticaret teorileri, Heckscher-Ohlin modeli çerçevesinde karşılaştırmalı üstünlükler ekseninde uzmanlaşmanın refah artışı sağlayacağını öne sürmektedir. Ancak bu yaklaşım teknolojik dönüşüm ve girdi bağımlılığının yarattığı kırılganlıkları yeterince dikkate almamaktadır. Bağımlılık teorisi (Frank, 2019; Wallerstein, 2011) ise gelişmekte olan ülkelerin küresel ekonomik sistemde "çevre" konumunda yer aldığını ve bu nedenle üretim yapılarının dışa bağımlı hale geldiğini ileri sürmektedir.

Bu teorik yaklaşımların her biri Türkiye örneği için farklı açıklayıcı güçlere sahiptir. Demirkılıç vd. (2022), döviz kurlarının ithal girdilere bağımlılık nedeniyle yurt içi gıda fiyatlarıyla doğrudan ilişkilendiğini ampirik olarak ortaya koymuştur. Bu bulgu, kur-tarım-cari açık bağlantısını teorik çerçevesiyle uyumlu biçimde desteklemektedir. Asimetrik NARDL yöntemiyle Türkiye dış ticaretini inceleyen Kasman vd. (2023), Türk lirasının 2012-2022 arasında %200'i aşan değer kaybına karşın ihracat artışının beklenenden sınırlı kaldığını; bunun ardındaki temel nedenin firmaların ihracat yapabilmek için ithal girdi satın almak zorunda olması, dolayısıyla kur değer kaybının üretim maliyetlerini eş zamanlı olarak yükseltmesi olduğunu göstermiştir. Bu paradoks, aynı zamanda çalışmada lnREER katsayısının OLS tahmininde anlamsız çıkmasının yapısal arka planını oluşturmaktadır.

Tarımsal Dışa Bağımlılığın Yapısal Nedenleri

Tarımda dışa bağımlılığın en temel kaynağını üretim girdilerindeki dışa bağımlılık oluşturmaktadır. Gübre alanında Türkiye, üretimde kullandığı hammaddenin %90-95'ini ithal etmek durumundadır. Fosfor ve potasyum kaynakları Türkiye'de bulunmadığından bu elementlerin tamamı yurtdışından temin edilmekte; azotlu gübre üretiminde ise doğal gaz ithalatına bağımlılık söz konusudur (Gübre Üreticileri İthalatçıları ve İhracatçıları Derneği, 2012). Bu durum gübre fiyatlarını hem döviz kuru hem de küresel enerji fiyatlarına doğrudan bağlamaktadır. Türkiye'de kimyevi gübre üretiminde kullanılan hammaddelerin büyük ölçüde ithal edilmesi, sektörün dışa bağımlılığını artırmakta ve tarımsal maliyetleri küresel piyasa dalgalanmalarına açık hâle getirmektedir. Nitekim 2007-2012 döneminde yalnızca gübre ithalatı için ödenen toplam bedel yaklaşık 7,1 milyar dolara ulaşmış; sektör aynı dönemde yaklaşık 6,17 milyar dolarlık dış ticaret açığı vermiştir (Anadolu Ajansı, 2015). Bu tablo, tarımsal girdi ithalatının cari denge üzerindeki baskısını açık biçimde ortaya koymaktadır

Tohum alanında Türkiye, miktar bakımından net ihracatçı konumunda olmasına karşın değer bazında dış açık vermektedir. Künç, Çelik ve Acar (2019) tarafından yapılan çalışma, 2002-2018 dönemini kapsayan analizde tohum ticaretindeki dış açığın sürdüğünü ortaya koymuştur. Özellikle sebze tohumlarında yüksek bedeller ödenmekte; 2019 yılında ithal edilen 1.598 ton sebze tohumuna ödenen yaklaşık 93,8 milyon dolar, toplam tohum ithalat faturasının yaklaşık yarısını oluşturmuştur. Bu yapı, tarımsal üretimde kritik bir girdi olan tohumun bile dışa bağımlı hale geldiğini yansıtmaktadır.

Enerji girdisi açısından tarımsal üretim, mekanizasyon, sulama, sera ısıtma ve soğutma ile lojistik faaliyetler nedeniyle yüksek miktarda enerji tüketmektedir. Türkiye Ulusal Enerji Planı'na (ETKB, 2022) göre tarım ve hayvancılık sektörünün toplam nihai enerji tüketimi içindeki payı yaklaşık %4,2'dir. Türkiye'nin enerjide %70'in üzerinde dışa bağımlı olması, enerji maliyetlerinin tarımsal üretim maliyetleri üzerindeki baskısını kalıcı kılmaktadır. Pestisit kullanımının 2009'daki 37,7 bin tondan 2023 yılında 57,8 bin tona çıkması, tarım kimyasallarındaki dışa bağımlılığın da arttığını göstermektedir (Çiftçi-Sen, 2025).

Tarımsal girdi bağımlılığının yapısal boyutu iki temel kanaldan beslenmektedir: yerli tarımsal üretim kapasitesi geriledikçe ithalat bağımlılığının artması ve enerji fiyatlarındaki yükselişlerin üretim kapasitesini aşındırması. Bu yapısal bağlantılar, çalışmanın ampirik bölümünde nicel olarak ölçülmekte ve Tartışma bölümünde değerlendirilmektedir.

Türkiye'nin tarımsal Ar-Ge harcamalarının GSYİH içindeki payı, gelişmiş tarım ekonomileriyle kıyaslandığında oldukça sınırlı düzeyde kalmaktadır. Uluslararası tarım tekelleri tarafından geliştirilen hibrit ve transgenik tohumların pazara egemenliği, yerli tohumculuk sektörünün rekabet gücünü aşındırmaktadır. Tarım arazilerinin küçük ve parçalı yapısı da ölçek ekonomilerini ve modern tarımsal teknolojilerin etkin kullanımını kısıtlamaktadır. Birgun (2019)'a göre bu süreç; tarım KİT'lerinin özelleştirilmesi, girdi piyasasının uluslararası tekellerin denetimine girmesi ve çiftçilerin yerli tohum yerine yabancı kökenli hibrit tohumlara mahkûm edilmesi olarak belgelenmiştir.

Türkiye'nin küresel tarım değer zincirlerine entegrasyon biçimi, cari açık dinamikleri açısından belirleyici bir rol oynamaktadır. Türkiye, yüksek katma değerli işlenmiş tarım ürünleri yerine ağırlıklı olarak ham veya yarı işlenmiş ürünler ihraç etmekte; buna karşılık hem ham madde hem de işlenmiş ürün ithal etmektedir. Bu asimetrik yapı tarımsal dış ticaret hadlerini Türkiye aleyhine çevirmekte ve ihracat gelirlerinin ithalat giderlerini karşılama kapasitesini zayıflatmaktadır.

Tarımsal ihracattaki artışın cari denge üzerinde olumlu bir etki yaratması beklenmekle birlikte, Türkiye ihracatının büyük bölümünün hâlâ düşük katma değerli ürünlerden oluşması bu etkiyi sınırlamaktadır. Fındık, kuru üzüm, incir ve zeytinyağı gibi yüksek katma değerli ürünlerin ihracat içindeki payı artırılabilirse, tarımsal ihracatın cari dengeye katkısının da belirgin biçimde güçleneceği beklenmektedir.

Stratejik ürünlerde üretim-tüketim dengesinin ciddi biçimde bozulması, tarımsal üretim planlamasındaki yapısal zayıflıkların bir yansımasıdır. Örneğin bazı bölgelerde buğday ekim alanlarının daralıp daha kârlı alternatiflere yönelim, temel tahıl üretimini azaltmış; oluşan açıkların ithalatla kapatılması döviz çıkışını artırmıştır. Türkiye'nin 2023 yılında dünyanın en büyük ikinci buğday ithalatçısı konumuna gelmesi (USDA, 2024) bu tablonun somut bir göstergesidir.

Dışa Bağımlılığın Cari Açığa Etkileri

Tarımsal ithalat, cari açık üzerinde doğrudan mal dengesi kanalıyla etkide bulunmaktadır. 2024 yılı Ocak-Ekim döneminde 9,2 milyar dolarlık tarımsal ithalata karşılık 7,6 milyar dolarlık ihracat gerçekleştirilmiş ve 1,7 milyar dolar dış ticaret açığı oluşmuştur. Uzun vadede ise 2002-2024 döneminde kümülatif tarımsal ticaret açığı 53 milyar dolara ulaşmıştır. Buğday özelinde dışa bağımlılık dikkat çekici düzeydedir. Türkiye 2023 yılında 11,9 milyon ton buğday ithal etmiş ve bunun için yaklaşık 3,5 milyar dolar ödemiştir. FAO verilerine göre Türkiye, 2019-2021 ortalamasında dünyanın en büyük üçüncü buğday ithalatçısıdır. Soya ve yağlı tohumlarda bağımlılık daha yüksek olup, yurt içi üretim talebin yaklaşık %5'ini karşılayabilmektedir. Tarımsal ithalatın cari açık üzerindeki dolaylı etkisi ise ithal girdiler aracılığıyla ortaya çıkmaktadır. Gübre ve enerji maliyetlerindeki artış üretim maliyetlerini yükseltmekte, verimliliği azaltmakta ve ithalat gereksinimini artırmaktadır. Böylece girdi bağımlılığı, maliyet artışı, üretim düşüşü ve ithalat artışı arasında cari açığı besleyen bir döngü oluşmaktadır.

Ampirik bulgular bu mekanizmayı desteklemektedir. AGR ile TIM arasındaki güçlü negatif ilişki ($r = -0,876$; $p < 0,001$), yerli üretim kapasitesindeki gerilemenin tarımsal ithalatı artırdığını göstermektedir. Benzer şekilde lnOIL ile TIM arasındaki pozitif ilişki ($r = +0,601$; $p < 0,001$), enerji fiyatlarındaki yükselişin tarımsal ithalatı artırdığını ortaya koymaktadır. Türkiye'nin tarımsal ihracatı son yıllarda önemli ölçüde artmış ve 2023 yılında 35,2 milyar dolar ile tarihi zirveye ulaşmıştır. Ancak ihracatın yapısı incelendiğinde katma değer sorunu devam etmektedir. OLS ve ECM sonuçlarında tarımsal ihracat oranı (TEX) cari denge üzerinde anlamlı ve pozitif etki göstermiştir. Buna karşın katsayıların yaklaşık 1 düzeyinde olması, ihracat hacmindeki artışın tek başına cari açık sorununu kalıcı biçimde çözemeyeceğine işaret etmektedir. Bu nedenle ihracatta miktar artışı kadar katma değer artışı da önem taşımaktadır. Tarım ile enerji piyasaları arasındaki ilişki cari açık dinamiklerinde belirleyici bir konumdadır. Korelasyon analizinde lnOIL ile CA arasında $r = -0,695$, lnOIL ile AGR arasında $r = -0,837$ ve lnOIL ile TIM arasında $r = +0,601$ düzeyinde güçlü ilişkiler tespit edilmiştir. Bulgular, petrol fiyatlarındaki artışların tarımsal üretimi olumsuz etkilediğini, ithalatı artırdığını ve cari açığı büyüttüğünü göstermektedir. Nitekim 2022 yılında enerji dış ticaret açığı 81,1 milyar dolar ile tarihi zirveye ulaşmıştır.

Türk lirasındaki değer kaybı da tarım sektörü üzerinde önemli etkiler yaratmaktadır. Kur artışları ithal girdilerin maliyetini yükseltmekte, bu maliyetler gıda fiyatlarına yansımaktadır. Çalışmada lnREER ile TIM arasında bulunan negatif ilişki ($r = -0,681$; $p < 0,001$), reel kurdaki değer kaybının tarımsal ithalat bağımlılığını azaltamadığını göstermektedir. İthal girdilere bağımlı üretim yapısı nedeniyle kur artışlarının ihracatı destekleyici etkisi de sınırlı kalmaktadır.

Gıda enflasyonu ise tarımsal ithalat bağımlılığının önemli sonuçlarından biridir. 2023 yılı sonunda gıda enflasyonu (%72,01), genel enflasyonun (%64,77) üzerinde gerçekleşmiştir. INF ile CA arasındaki pozitif ilişki ($r = +0,546$; $p < 0,001$), yüksek enflasyon dönemlerinde cari açığın da genişlediğini göstermektedir. Artan girdi maliyetleri, ithalat bağımlılığı ve enflasyon arasındaki karşılıklı etkileşim cari açık üzerinde kalıcı baskı oluşturmaktadır. Ayrıca üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına geçişin hızlı gerçekleşmesi ve piyasa yapısındaki sorunlar, bu baskının etkilerini daha da güçlendirmektedir.

Veri Seti, Yöntem Ve Ekonometrik Bulgular

Çalışmada 1995-2023 dönemine ait 29 yıllık yıllık veriler kullanılmaktadır. Değişken seçimi hem teorik gerekçelere hem de Türkiye için cari açık belirleyicilerine ilişkin literatüre dayanmaktadır (Benli ve Tonus, 2019; Altay, 2024). Bağımlı değişken olarak cari işlemler dengesinin GSYİH'ye oranı (CA) seçilmiştir; bu tercih ölçek nötr ve zaman içinde karşılaştırılabilir bir cari denge göstergesi sunmaktadır.

Tarımsal ithalat oranı (TIM) dışa bağımlılığın doğrudan ölçütü olarak modele alınmıştır. Bu değişken toplam ithalat içindeki tarım payını yansıtmakta; dönem boyunca %5,08 ile 10,87 arasında değişmektedir. Tarımsal ihracat oranı (TEX) cari açığı dengeleme kapasitesini ölçmekte; dönem boyunca %11,34 ile 17,54 arasında seyretmektedir. Reel efektif döviz kuru (REER) ithalat maliyetlerini ve ihracat rekabetçiliğini belirleyen temel değişken olarak modele alınmıştır; 2022 yılında 56,33 ile tarihi düşük seviyeye ulaşmıştır. Brent ham petrol fiyatı (OIL) hem enerji hem de tarımsal girdi maliyetleri kanalıyla cari dengeyi etkileyen değişken olarak kullanılmıştır. Tarımsal katma değer (AGR) yerli üretim kapasitesini temsil etmektedir. Enflasyon (INF) makroekonomik istikrarsızlığı temsil etmekte olup gıda enflasyonuyla doğrudan bağlantısı bulunmaktadır.

Tablo 1. Değişkenler ve Kaynaklar

Sembol	Değişken Adı	Kaynak Kurum / Veri Tabanı	Açıklama
CA	Cari hesap dengesi (% GSYH)	**[IMF]** Balance of Payments Statistics (Ödemeler Dengesi İstatistikleri)	Cari hesabın GSYH'ye oranı.
TIM	Tarımsal ithalat payı (% toplam ithalat)	**[TÜİK]** TÜİK Dış Ticaret İstatistikleri	Toplam mal ithalatı içinde tarımsal ürünlerin payı (%)
TEX	Tarımsal ihracat payı (% toplam ihracat)	**[TÜİK]** TÜİK Dış Ticaret İstatistikleri **[TİM]** Türkiye İhracatçılar Meclisi - İhracat Verileri	Toplam mal ihracatı içinde tarımsal ürünlerin payı (%). TİM sektör bazlı ihracat verileri ek kontrol kaynağı olarak kullanılır.
AGR	Tarım sektörü büyüklüğü (% GSYH)	**[World Bank]** World Development Indicators (WDI)	Tarım, ormancılık ve balıkçılık katma değerinin GSYH'ye oranı (%). Orman ürünleri ve balıkçılık dahildir.
INF	Enflasyon oranı (TÜFE, yıllık %)	**[TÜİK]** TÜİK TÜFE Yıllık Değişim **[World Bank]** World Development Indicators (WDI)	Tüketici Fiyat Endeksi yıllık değişim oranı (%). TÜİK resmi TÜFE serisi birincil kaynak; WDI çapraz doğrulama için kullanılır.
OIL	Ham petrol fiyatı (USD/varil, Brent)	**[EIA]** U.S. Energy Information Administration **[World Bank]** World Bank Pink Sheet – Emtia Fiyat Verileri	Brent ham petrolü spot fiyatı (USD/varil). Yıllık analizde yıl ortalaması alınır.
REER	Reel efektif döviz kuru (endeks)	**[TCMB]** TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)	TCMB tarafından hesaplanan reel efektif döviz kuru endeksi. TÜFE bazlı seri tercih edilmektedir. evds.tcmb.gov.tr

Kısaltmalar: *WDI = World Development Indicators · EVDS = Elektronik Veri Dağıtım Sistemi · TİM = Türkiye İhracatçılar Meclisi · EIA = U.S. Energy Information Administration · Pink Sheet = World Bank Commodity Price Data*

Tahmin edilecek uzun dönem modeli aşağıdaki gibi kurgulanmaktadır:

$$CAt = \alpha_0 + \alpha_1\, TIMt + \alpha_2\, TEXt + \alpha_3\, ln(REERt) + \alpha_4\, ln(OILt) + \alpha_5\, AGRt + \alpha_6\, INFt + \varepsilon t$$

Kısa dönem hata düzeltme modeli (ECM) ise şu biçimde ifade edilmektedir:

$$\Delta CAt = \varphi_0 + \psi\, ECTt{-}1 + \Sigma_i\, \varphi_{1i}\, \Delta TIMt{-}i + \Sigma_i\, \varphi_{2i}\, \Delta TEXt{-}i + \Sigma_i\, \varphi_{3i}\, \Delta ln(REER)t{-}i + \Sigma_i\, \varphi_{4i}\, \Delta ln(OIL)t{-}i + \Sigma_i\, \varphi_{5i}\, \Delta AGRt{-}i + \Sigma_i\, \varphi_{6i}\, \Delta INFt{-}i + vt$$

ECT_{t-1}, uzun dönem denge denkleminden elde edilen artıkların bir dönem gecikmeli değerini ifade etmekte; ψ katsayısı (hata düzeltme hızı) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır.

Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Analizi

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de sunulmaktadır. Cari açık değişkeni (CA) 1995-2023 döneminde ortalama -3,731 ile dönemin büyük bölümünde açık verdiğini; 2011 yılında -9,74 ile tarihin en yüksek açığına ulaştığını, 2019 yılında ise +0,91 ile ender bir fazla sergilediğini göstermektedir. Tarımsal ithalat oranı (TIM) dönem boyunca %5,08'den 10,87'ye yükselmiş; yaklaşık iki katına çıkmıştır. Enflasyon değişkeninin yüksek standart sapması (29,078), 1995-2002 arası hiperenflasyon döneminin yarattığı aşırı değerleri yansıtmaktadır. REER değişkeninin 129,88'den 56,33'e olan keskin düşüşü ise Türk lirasının yaşadığı erozyona işaret etmektedir.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler (1995-2023, n = 29)

Değişken	N	Ort.	Medyan	Maks.	Min.	Std.Sap.	Çarp.	Basıklık
CA (%)	29	-3,731	-3,96	2,39	-9,74	2,678	0,177	0,046
TIM (%)	29	7,589	7,44	10,87	5,08	1,644	0,226	-1,111
TEX (%)	29	14,222	14,08	17,54	11,34	1,664	0,214	-0,741
AGR (%)	29	9,532	8,89	16,23	5,97	2,976	0,7	-0,553
INF (%)	29	31,085	14,6	85,73	6,16	29,078	0,851	-1,001
OIL ($/varil)	29	57,725	54,52	111,97	12,72	31,635	0,263	-1,137
REER (2015=100)	29	103,214	110,24	129,88	56,33	21,271	-0,835	-0,456
lnOIL	29	3,877	3,999	4,718	2,543	0,649	-0,483	-0,973
lnREER	29	4,613	4,703	4,867	4,031	0,233	-1,133	0,252

Kaynak: IMF BOP Statistics; World Bank WDI; TÜİK; EIA/WB Pink Sheet; TCMB EVDS

Korelasyon analizinde en dikkat çekici bulgu, petrol fiyatları ile cari açık arasındaki r = -0,695 (p < 0,001) düzeyindeki güçlü negatif ilişkidir: yüksek petrol fiyatları cari açığı sistematik biçimde genişletmektedir. Tarımsal ihracat oranı ile cari açık arasındaki r = +0,814 (p < 0,001) ilişkisi güçlü ve teorik olarak yorumlanabilir niteliktedir. Tarımsal katma değer ile tarımsal ithalat arasındaki r = -0,876 (p < 0,001) ise en güçlü korelasyon olup, yerli üretim kapasitesinin gerilemesiyle tarımsal ithalatın düzenli olarak arttığını göstermektedir.

Tablo 3: Korelasyon Matrisi (1995-2023, n = 29, Pearson)

	CA	TIM	TEX	lnREER	lnOIL	AGR
CA	1	-0,165	0,814***	-0,243	-0,695***	0,436**
TIM	—	1	-0,065	-0,681***	0,601***	-0,876***
TEX	—	—	1	-0,425**	-0,723***	0,397**
lnREER	—	—	—	1	-0,156	0,528***
lnOIL	—	—	—	—	1	-0,837***
AGR	—	—	—	—	—	1

*Not: *** p < 0,01; ** p < 0,05. Pearson katsayıları ve iki kuyruklu t-testi anlamlılık değerleri.*

Durağanlık Testleri

Eşbütünleşme analizinin uygulanabilmesi için değişkenlerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi (Dickey ve Fuller, 1979; Dickey ve Fuller 1981) ve KPSS testi (Kwiatkowski vd., 1992) birlikte uygulanmıştır. İki testin birlikte kullanılması çapraz doğrulama imkânı sunmakta ve sonuçların sağlamlığını artırmaktadır. ADF testi H_o: birim kök varlığını sınarken, KPSS testi H_o: durağanlığı sınamaktadır. ADF test denklemi sabit ve trend içeren biçimde (regression= "ct") düzey serilerine, sadece sabit içeren biçimde (regression= "c") birinci fark serilerine uygulanmıştır. Gecikme uzunluğu AIC kriteri ile otomatik seçilmiştir (maxlag=4).

Tablo 4: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Düzey t-stat	p-değeri	1.Fark t-stat	p-değeri	Gecikme (AIC)	Karar
CA	-3,434**	0,047	-8,130***	0	0	I(0)
TIM	-3,474**	0,042	-5,090***	0	1	I(0)
TEX	-0,886	0,958	-6,830***	0	0	I(1)
lnREER	-1,262	0,897	-6,182***	0	0	I(1)
lnOIL	-1,804	0,703	-5,178***	0	0	I(1)
AGR	-2,29	0,439	-5,699***	0	0	I(1)
INF	-0,371	0,988	-0,056	0,954	2	I(2)

*Not: *** p < 0,01; ** p < 0,05.*

Düzey: sabit+trend; 1.Fark: sadece sabit. Kritik değerler - sabit+trend: %1=-4,37; %5=-3,60; %10=−3,24. Sadece sabit: %1=-3,75; %5=-3,00; %10=-2,63. CA için ADF düzey p-değeri %5 sınırını geçmekte; ancak KPSS testi I(1) yönünde karar vermektedir (bkz. Tablo 5). TIM ise hem ADF hem KPSS testinde düzeyde durağan I(0) çıkmaktadır. INF için birinci fark da durağan çıkmamış (p = 0,954), yalnızca ikinci farkında durağanlık kazanmıştır (p < 0,001); dolayısıyla INF I(2) niteliğindedir. Bu sonuç, 1995-2002 hiperenflasyon döneminin seriye kalıcı bir yapısal kırılma yerleştirmesinden kaynaklanmaktadır; standart ADF testinin yapısal kırılmalar karşısında güç kaybettiği literatürde belgelenmiştir (Perron, 1989). Bu nedenle INF yalnızca sağlamlık testindeki tam modelde kontrol değişkeni olarak yer almakta, temel modele dahil edilmemektedir.

Tablo 5: KPSS Testi Sonuçları - ADF ile Çapraz Doğrulama

Değişken	KPSS İstatistiği	%10 Kritik	%5 Kritik	Karar (H_o: Durağan)
CA	0,159	0,119	0,146	H_o reddedildi → I(1) ✓
TIM	0,103	0,119	0,146	H_o kabul → I(0) — ADF'den farklı
TEX	0,17	0,119	0,146	H_o reddedildi → I(1) ✓
lnREER	0,198	0,119	0,146	H_o reddedildi → I(1) ✓
lnOIL	0,171	0,119	0,146	H_o reddedildi → I(1) ✓
AGR	0,163	0,119	0,146	H_o reddedildi → I(1) ✓
INF	0,208	0,119	0,146	H_o reddedildi → I(2) ✓

Not: KPSS sabit+trend (regression= "ct") biçiminde uygulanmıştır. Büyük çoğunlukla seriler I(1) olarak teyit edilmektedir.

ADF ve KPSS testlerinin birlikte değerlendirilmesi, serilerin karışık dereceden bütünleştiğini ortaya koymaktadır: TIM düzeyde durağan I(0); CA, TEX, lnOIL, AGR ve lnREER ise birinci farkta durağanlık kazanan I(1) serilerdir (CA için ADF düzeyde durağanlığa işaret etse de KPSS testi I(1) yönünde karar vermektedir). Enflasyon (INF) ise birinci farkında dahi durağanlık kazanmamış (Δ^1 ADF p = 0,954), yalnızca ikinci farkında durağan hâle gelmiş (Δ^2 ADF p < 0,001); dolayısıyla I(2) niteliği taşımaktadır. Bu karışık bütünleşme yapısı, bütün serilerin aynı dereceden I(1) olmasını gerektiren Johansen yaklaşımının önkoşulunu geçersiz kılmaktadır. Bu nedenle eşbütünleşme çözümlemesi, I(0)-I(1) karışımına izin veren ve tek koşulu hiçbir değişkenin I(2) olmaması olan ARDL sınır testi yaklaşımına dayandırılmıştır (Pesaran ve Shin, 1999; Pesaran, Shin ve Smith, 2001). I(2) niteliği taşıyan INF, bu koşul gereği temel modelin dışında tutulmuştur.

Eşbütünleşme Analizi: ARDL Sınır Testi

Birim kök bulguları serilerin karışık dereceden bütünleştiğini ortaya koyduğundan, bütün değişkenlerin aynı dereceden I(1) olmasını gerektiren Johansen prosedürünün önkoşulu sağlanamamaktadır. Bu nedenle uzun dönem denge ilişkisi, Pesaran ve Shin (1999) ile Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ve I(0)–I(1) karışımına izin veren ARDL sınır testi yaklaşımıyla sınanmıştır. Bağımlı değişkenin cari denge (CA) olduğu modelde açıklayıcı değişkenler tarımsal ihracat oranı (TEX), tarımsal ithalat oranı (TIM) ve petrol fiyatıdır (lnOIL). I(2) niteliği taşıyan enflasyon (INF), yaklaşımın hiçbir değişkenin I(2) olmaması koşulu gereği modelin dışında tutulmuştur. Gecikme yapısı Akaike ölçütü ve tanı testleriyle birlikte ARDL(2,1,1,1) olarak belirlenmiştir.

Tablo 6: ARDL Sınır Testi Sonuçları (Pesaran, Shin ve Smith, 2001 - Durum III)

İstatistik / Düzey	Değer	I(0) alt	I(1) üst	Karar
F-istatistiği	5,392	—	—	—
%10 kritik sınır		2,46	3,52	
%5 kritik sınır		2,88	4,01	
%1 kritik sınır		3,78	5,05	Eşbütünleşme var ***

*Not: F = 5,392 değeri %1 üst sınırını (5,05) aştığından, uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi %1 anlamlılık düzeyinde teyit edilmektedir. Bulgu alternatif gecikme yapıları altında da korunmaktadır (F aralığı 5,39–7,08). *** p < 0,01.*

Sınır testinin F-istatistiği (5,392) %1 üst kritik sınırını aşmakta; böylece cari denge ile tarımsal dışa bağımlılık göstergeleri arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığı %1 düzeyinde teyit edilmektedir. Sonuç, farklı gecikme yapıları altında da korunarak sağlamlığını ortaya koymaktadır.

Tablo 7: ARDL Uzun Dönem Katsayıları (Bağımlı: CA)

Değişken	Uzun dönem katsayısı	Düzey terimi p-değeri	Anlamlılık
TEX	0,997	0,009	***
TIM	0,045	0,820	—
lnOIL	−1,133	0,154	—

*Not: Uzun dönem katsayıları, kısıtsız hata düzeltme modelindeki düzey terimlerinin uyarlanma hızına oranlanmasıyla elde edilmiştir. *** p < 0,01.*

Uzun dönemde cari denge üzerindeki istatistiksel olarak anlamlı tek belirleyici tarımsal ihracat oranıdır (TEX); katsayı birime yakın ve %1 düzeyinde anlamlıdır. Tarımsal ihracat payındaki bir puanlık artış, uzun dönemde cari dengeyi yaklaşık bir puan iyileştirmektedir. Tarımsal ithalat oranı (TIM) anlamsız kalmakta; bu sonuç, dahilde işleme rejiminin ithalatın net dış açık etkisini büyük ölçüde nötrlediği yönündeki yapısal yorumla tutarlı bir görünüm sunmaktadır. Petrol fiyatının (lnOIL) işareti beklendiği gibi negatif olmakla birlikte uzun dönemde anlamlılık eşiğini geçmemektedir. Bu uzun dönem tahminleri, izleyen bölümde sunulan VIF-kontrollü statik OLS tahminiyle de büyük ölçüde örtüşerek çapraz doğrulanmaktadır.

Modelin tanı testleri istatistiksel geçerliği desteklemektedir: Breusch-Godfrey LM testi ardışık bağımlılık bulunmadığını (p = 0,079), Breusch-Pagan testi sabit varyansı (p = 0,326), Jarque-Bera testi artıkların normal dağıldığını (p = 0,649) ve Ramsey RESET testi model kurgusunun doğruluğunu (p = 0,777) göstermektedir. CUSUM ve CUSUMSQ testleri katsayıların örneklem boyunca kararlı kaldığını ortaya koymaktadır.

Uzun Dönem Katsayı Tahminleri

ARDL sınır testinin eşbütünleşmeyi teyit etmesinin ardından, ARDL uzun dönem katsayıları tamamlayıcı bir sağlamlık denetimi olarak statik OLS yöntemiyle de tahmin edilmiş; OLS tahmini öncesinde çoklu doğrusallık sorunu incelenmiştir. Varyans Enflasyon Faktörü (VIF) hesaplamaları, lnREER (VIF = 18,15), AGR (VIF = 29,88) ve INF (VIF = 10,10) değişkenlerinde ciddi çoklu doğrusallık bulunduğunu ortaya koymuştur. Bu durum başta lnOIL-AGR (r = -0,837) ve TIM-AGR (r = -0,876) olmak üzere değişkenler arası yüksek korelasyondan kaynaklanmakta; çok değişkenli modelde katsayı tahminlerini güvenilmez kılmakta ve işaret bozulmalarına yol açmaktadır.

Bu nedenle temel model, VIF değerleri kabul edilebilir düzeyde (TIM: 2,84; TEX: 3,80; lnOIL: 5,93) olan üç değişkenle; tarımsal ithalat oranı (TIM), tarımsal ihracat oranı (TEX) ve petrol fiyatı logaritması (lnOIL)

temel alınarak oluşturulmuştur. Söz konusu değişkenler çalışmanın teorik çerçevesini doğrudan yansıtmakta ve çoklu doğrusallık riskinin görece düşük olduğu bir tahmin yapısına imkân vermektedir. Tam model (lnREER, AGR ve INF dahil) ise sonuçların dayanıklılığını değerlendirmek amacıyla sağlamlık analizi kapsamında sunulmaktadır.

Tablo 8: Uzun Dönem Temel Model - OLS Tahmin Sonuçları (Bağımlı: CA, 1995-2023, n=29)

Değişken	Katsayı	Std.Hata (HC1)	t-İstatistiği	p-değeri	VIF	%95 Güven Aralığı
Sabit	-14,375	6,834	-2,104	0,035 **	—	[-27,769; -0,981]
TIM	0,052	0,392	0,133	0,894	2,84	[-0,717; 0,821]
TEX	1,012	0,328	3,082	0,002 ***	3,8	[0,369; 1,656]
lnOIL	-1,069	1,046	-1,022	0,307	5,93	[-3,120; 0,981]
R^2 = 0,687		**Düzeltilmiş R^2 = 0,649**		**F = 24,025 (p < 0,001)**		**n = 29**

*Not: *** p < 0,01; ** p < 0,05. HC1 heteroskedastisite-tutarlı standart hatalar. VIF = Varyans Enflasyon Faktörü. Tüm VIF değerleri kabul edilebilir düzeyde (<6). Güven aralıkları asimptotik normal yaklaşımıyla (z = 1,96) hesaplanmıştır.*

Tablo 9: Sağlamlık Testi Sonuçları - TEX Katsayısının Tutarlılığı (Bağımlı: CA)

Model Spesifikasyonu	TEX Katsayısı	Std.Hata	p-değeri	R^2	n
Temel Model (TIM, TEX, lnOIL)	1,012	0,328	0,002 ***	0,687	29
Tam Model (+lnREER, AGR, INF)	1,166	0,568	0,040 **	0,69	29
Alt Dönem 2002–2023	0,947	0,371	0,015 **	0,547	22
TEX+lnOIL+AGR (alternatif)	1,019	0,321	0,002 ***	0,687	29

*Not: *** p < 0,01; ** p < 0,05. TEX katsayısı dört farklı model spesifikasyonunda 0,947-1,166 arasında kalmakta ve her birinde en az %5 anlamlılık düzeyinde seyretmektedir. Bu tutarlılık, bulgunun çoklu doğrusallık yapısına ve dönem seçimine karşı sağlam olduğunu kanıtlamaktadır*

Temel modelin genel açıklayıcı gücü yüksektir: R^2 = 0,687, Düzeltilmiş R^2 = 0,649 ve F = 24,025 (p < 0,001). Bu değerler modelin cari açıktaki değişkenliğin %64,9'unu açıkladığını ve bir bütün olarak yüksek anlamlılık düzeyinde olduğunu göstermektedir. Üstelik VIF değerleri 6'nın altında kaldığından katsayı tahminleri çoklu doğrusallıktan arınmıştır.

Tarımsal ihracat oranı (TEX), p = 0,002 anlamlılık düzeyi ve katsayı = 1,012 ile modelin en güçlü ve güvenilir açıklayıcısıdır. Bu katsayı, tarımsal ihracat oranındaki bir puanlık artışın uzun dönemde cari açığı yaklaşık 1,0 puan daraltacağını göstermektedir. CA değişkeni negatif değerlerle cari açığı ifade ettiğinden, pozitif TEX katsayısı CA'yı sıfıra yaklaştırmakta, yani açığı küçültmektedir. Bu bulgu Balassa (1978) tarafından öngörülen ihracat yapısının cari denge üzerindeki kritik rolüyle ve Çiftçi ve Eşmen (2017)'in ihracat artışının cari denge üzerindeki dengeleyici etkisine ilişkin bulgularıyla örtüşmektedir. Sağlamlık testleri (Tablo 9) bu katsayının dört farklı model spesifikasyonunda 0,947-1,166 arasında kaldığını ve her birinde istatistiksel anlamlılığını koruduğunu göstermektedir.

Tarımsal ithalat oranı (TIM) temel modelde de anlamsız çıkmıştır (p = 0,894). Bu bulgu iki tamamlayıcı gerekçeyle açıklanmaktadır. Metodolojik gerekçe şudur: TIM ile AGR arasında r = -0,876 düzeyinde yüksek korelasyon bulunmakta; tam modelde bu iki değişkenin birlikte yer alması katsayı baskılanmasına yol açmaktadır. Yapısal gerekçe ise Türkiye'ye özgüdür: dahilde işleme rejimi kapsamında ithal edilen tarım ham maddeleri makarna, un ve bulgur gibi işlenmiş ürünlere dönüştürülerek yeniden ihraç edildiğinden, tarımsal ithalat artışı otomatik olarak cari açık büyümesiyle özdeşleşmemektedir. Bu yapı, İzmir Ticaret Borsası (2024) tarafından belgelenen buğday ticaret modeli örneğiyle doğrulanmaktadır.

lnOIL değişkeni temel modelde beklenen negatif işareti almış (katsayı = -1,069) ancak uzun dönem OLS tahmininde istatistiksel anlamlılık göstermemiştir (p = 0,307). Bu durum, enerji fiyatlarının cari açık üzerindeki etkisinin uzun dönemde diğer yapısal değişkenlerle birlikte etkileşimli biçimde gerçekleştiğini göstermektedir. Nitekim kısa dönem ARDL hata düzeltme modelinde ΔlnOIL katsayısı -2,134 değerini almış; işaret beklendiği gibi negatif olmakla birlikte istatistiksel anlamlılık eşiğini geçmemiştir (p = 0,303). Bu durum, petrol fiyatının cari denge üzerindeki etkisinin doğrudan bir kanaldan çok tarımsal üretim ve ithalat kanalları üzerinden dolaylı biçimde işlediğine işaret etmektedir.

Model Tanılama Testleri

Temel modelin istatistiksel geçerliliği çeşitli tanılama testleriyle sınanmıştır. Otokorelasyon varlığı Breusch-Godfrey LM testiyle, heteroskedastisite Breusch-Pagan testiyle, normallik Jarque-Bera testiyle, koşullu değişen varyans ARCH testiyle ve model formu Ramsey RESET testiyle incelenmiştir. Parametre kararlılığı CUSUM yöntemiyle değerlendirilmiştir. BG ve Breusch-Pagan testlerinin varlık bulgusu nedeniyle tüm standart hatalar HC1 yöntemiyle düzeltilmiştir.

Tablo 10: Temel Model Tanılama Testi Sonuçları

Test	Test İstatistiği	p-değeri	Sonuç
Durbin-Watson	DW = 2,469	—	2'ye yakın — genel görünüm iyi
Breusch-Godfrey LM (lag=2)	χ^2 = 6,191	0,045	Otokorelasyon var → HC1 uygulandı
Breusch-Pagan (Heteroskedastisite)	χ^2 = 9,763	0,021	Heterosked. var → HC1 uygulandı
Jarque-Bera (Normallik)	JB = 0,742	0,69	Normal dağılım ✓
ARCH Etkisi (lag=1)	χ^2 = 4,108	0,534	ARCH etkisi yok ✓
Ramsey RESET (Model Formu)	F = 0,815	0,376	Doğrusal form uygun ✓
CUSUM (Parametre Kararlılığı)	Max|CUSUM| = 2,756	—	%5 bantlar içinde ✓

Not: Breusch-Godfrey (p=0,045) ve Breusch-Pagan (p=0,021) testleri otokorelasyon ve heteroskedastisite varlığını göstermiştir; bu nedenle HC1 standart hatalar kullanılmıştır. Jarque-Bera (p=0,690) hata terimlerinin normal dağıldığını, ARCH testi (p=0,534) koşullu değişen varyans olmadığını, Ramsey RESET (p=0,376) fonksiyon formunun doğru seçildiğini, CUSUM testi ise parametre kararlılığını teyit etmektedir

Kısa Dönem Dinamikleri ve Hata Düzeltme Modeli

ARDL sınır testi eşbütünleşmeyi teyit ettikten sonra, kısa dönem dinamikleri ve denge yoluna dönüş hızı, ARDL modelinin kısıtsız hata düzeltme (UECM) biçiminden elde edilmiştir. Bu yaklaşımın üstünlüğü, uzun dönem ilişkisini, kısa dönem dinamiklerini ve hata düzeltme terimini tek ve tutarlı bir çerçevede vermesidir; böylece eşbütünleşmenin bir yöntemle, hata düzeltmenin başka bir yöntemle türetilmesinden doğabilecek tutarsızlık ortadan kalkmaktadır. Model, gecikme yapısı Akaike ölçütü ve tanı testleriyle birlikte ARDL(2,1,1,1) olarak belirlenmiş; örneklem boyutu (n=29) gözetilerek olabildiğince tutumlu tutulmuştur.

Tablo 11: ARDL Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları (Bağımlı: ΔCA, 1997-2023, n=27)

Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	p-değeri	Yorum
Sabit	-26,227	11,358	-2,309	0,033	—
ECT(−1)	-1,893	0,416	-4,549	0,000 ***	Salınımlı denge dönüşü ✓
ΔCA(−1)	0,300	0,197	1,527	0,144	Anlamsız
ΔTEX	1,055	0,473	2,231	0,039 **	Kısa dönemde güçlü etki ✓
ΔTIM	0,716	1,157	0,619	0,544	Beklenen yön, anlamsız
ΔlnOIL	-2,134	2,013	-1,060	0,303	Anlamsız
Düzeltilmiş R^2 = 0,666		**Tanı testleri sağlandı**			**n = 27**

*Not: *** p < 0,01; ** p < 0,05. ECT(−1): ARDL kısıtsız hata düzeltme modelindeki gecikmeli düzey teriminin (CA_{-1}) katsayısıdır.*

ECT katsayısı -1,893 (p < 0,001) olarak tahmin edilmiştir. Katsayının negatif ve %1 anlamlılık düzeyinde olması, uzun dönem denge ilişkisinin geçerliliğini ikinci bir kanıtla teyit etmekte ve sınır testinin eşbütünleşme bulgusuyla uyum içinde olduğunu ortaya koymaktadır. Katsayının mutlak değerinin 1'i aşması, -1 < ECT < 0 koşulunun sağlandığı standart yakınsama durumundan farklı olarak denge yoluna dönüşün ilk yılda aşırı telafi (overshoot) içerdiğine işaret etmektedir. Bu durum küçük örneklemlerde nadir görülmez; Enders (2004) ve Banerjee vd. (1993), özellikle yüksek oynaklık sergileyen makroekonomik serilerde ECT mutlak değerinin 1'i aşabileceğini ve bunu "salınımlı yakınsama" (oscillatory convergence) olarak nitelendirmektedir. Bu çerçevede tam istikrarın yaklaşık 1,5-2 yıl içinde sağlandığı öngörülmektedir. Söz konusu örüntü, cari açığın bütçe dengesi ve kur şokları karşısında yüksek oynaklık sergilediğini belgeleyen Benli ve Tonus (2019) bulgularıyla tutarlıdır.

Kısa dönem dinamiklerinde öne çıkan bulgu, tarımsal ihracat oranındaki değişimin (ΔTEX) 1,055 (p = 0,039) katsayısıyla anlamlı çıkmasıdır. Bu sonuç, tarımsal ihracat payındaki artışın cari denge üzerindeki olumlu etkisinin kısa dönemde de kendini gösterdiğini ortaya koymakta ve uzun dönem bulgusuyla tutarlılığı pekiştirmektedir. Petrol fiyatındaki kısa dönem değişimin (ΔlnOIL = -2,134) işareti beklendiği gibi negatif olmakla birlikte, bu spesifikasyonda istatistiksel anlamlılık eşiğini geçmemektedir (p = 0,303); benzer biçimde tarımsal ithalat oranındaki değişim (ΔTIM) de anlamsız kalmaktadır. Böylece kısa dönemde de cari denge üzerindeki belirleyici unsurun tarımsal ihracat boyutu olduğu görülmektedir.

Granger Nedensellik Testleri

Değişkenler arasındaki nedensellik yönünü belirlemek amacıyla Granger (1969) nedensellik testleri birinci fark serileri üzerinde uygulanmıştır. Test maksimum iki gecikme ile gerçekleştirilmiş; hem tek gecikmeli (lag=1) hem de çift gecikmeli (lag=2) sonuçlar raporlanmıştır. Eşbütünleşme varlığı teyit edildiğinden, bu testler ARDL çerçevesini tamamlayan bir nedensellik çözümlemesi olarak değerlendirilmelidir.

Tablo 12: Granger Nedensellik Testi Sonuçları (Birinci Farklar, Maks. Lag=2,

Nedensellik Yönü	F-stat (lag 1)	p (lag 1)	F-stat (lag 2)	p (lag 2)	Karar
TIM → CA	0,514	0,48	2,385	0,117	Anlamsız
CA → TIM	0,276	0,604	0,544	0,589	Anlamsız
TEX → CA	0,184	0,672	1,109	0,349	Anlamsız
CA → TEX	0,697	0,412	4,453**	0,024	CA → TEX ✓ (lag=2)
lnOIL → CA	0,292	0,594	1,555	0,235	Anlamsız (kısa dönem)
lnREER → CA	2,335	0,14	1,349	0,281	Anlamsız
CA → lnREER	0,004	0,951	0,352	0,707	Anlamsız
INF → CA	1,169	0,29	1,038	0,372	Anlamsız
AGR → CA	0,032	0,859	4,065**	0,032	AGR → CA ✓ (lag=2)

*Not: ** p < 0,05. F-istatistikleri ssr_ftest (artık kareler toplamı F-testi) yöntemiyle hesaplanmıştır. Test birinci fark serilerini kullanan bivariate VAR çerçevesinde uygulanmıştır.*

Granger nedensellik bulguları teorik çerçeveyle büyük ölçüde örtüşmektedir. İki gecikmede anlamlı bulunan ilişkiler şunlardır: CA → TEX yönünde (lag=2, F = 4,453, p = 0,024) ve AGR → CA yönünde (lag=2, F = 4,065, p = 0,032) anlamlı Granger nedenselliği tespit edilmiştir.

CA → TEX ilişkisi, cari açıktaki gelişmelerin iki yıl sonra tarımsal ihracat oranını etkilediğini göstermektedir. Bu bulgu şu mekanizmayla açıklanabilir: cari açığın genişlediği dönemlerde politika yapıcılar ihracatı artırmaya yönelik teşvikler devreye sokmakta; döviz kurundaki değer kaybı da ihracat fiyat rekabetçiliğini artırmaktadır. Bu dinamik, iki yıllık gecikmeyle tarımsal ihracat oranına yansımaktadır.

AGR → CA ilişkisi ise tarımsal katma değer oranındaki artışın iki yıl gecikmeyle cari dengeyi iyileştirdiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu kritik bir politika çıkarımını beraberinde getirmektedir: yerli tarımsal üretim kapasitesini artırmaya yönelik politika müdahalelerinin cari denge üzerindeki olumlu etkileri ancak orta vadede (iki yıl sonra) belirginleşecektir. Bu gecikme yapısı, kısa vadeli destekleme politikalarıyla değil, orta-uzun vadeli yapısal reformlarla mücadele gerektiren bir soruna işaret etmektedir.

Tarımsal ithalat oranının (TIM) her iki gecikmede de cari açık üzerinde Granger anlamında nedensellik göstermemesi, TIM'in bağımsız bir itici güç olmaktan çok diğer değişkenlerin (enerji fiyatları, tarımsal üretim kapasitesi) bileşik etkisiyle şekillendiğini düşündürmektedir. Bu bulgu OLS uzun dönem tahminindeki TIM anlamsızlığıyla tutarlıdır ve dahilde işleme rejiminin TIM-CA ilişkisini perdeleyen yapısını yeniden teyit etmektedir.

Tartışma

Bu çalışmada elde edilen ekonometrik bulgular, tarımsal dışa bağımlılık ile cari açık arasındaki ilişkinin asimetrik ve gecikmeli bir yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Birinci temel bulgu, ARDL sınır testinin değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi bulunduğunu %1 anlamlılık düzeyinde teyit etmesidir. Bu bulgu tarımsal dışa bağımlılık göstergelerinin cari açıkla yalnızca konjonktürel ilişkiler içinde olmadığını, yapısal bir denge bağı taşıdığını kanıtlamaktadır. Bu sonuç, Türkiye için ARDL yaklaşımıyla benzer eşbütünleşme ilişkileri saptayan çalışmalarla geniş ölçüde örtüşmektedir. Ekici ve Tutar (2024), 1991-2021 döneminde tarımsal hammadde ihracatı ve ithalatı ile dışa açıklık arasında uzun dönem eşbütünleşme bulmuş; Çatalbaş (2022) ise ekonomik büyüme ile cari açık arasında ARDL sınır testiyle uzun dönem ilişki saptamıştır. Benli ve Tonus (2019) ile Çiftci (2014) da Türkiye cari dengesi için benzer yapısal bağı doğrulamaktadır. Bulgular arasındaki bu yakınlık, tarımsal dışa bağımlılık ile cari açık arasındaki ilişkinin tek bir örneklem ya da yönteme özgü olmadığını; farklı dönem ve değişken setlerinde yinelenen sağlam bir yapısal olgu olduğunu göstermektedir. Yöntem açısından da bu çalışmanın tercihi literatürle uyumludur: Çatalbaş (2022) serilerin farklı düzeylerde durağan olması nedeniyle ARDL’yi seçmiş ve yöntemin küçük örneklemlerdeki etkinliğine dikkat çekmiştir.

İkinci temel bulgu, temel modelde tarımsal ihracat oranının (TEX) p = 0,002 anlamlılık düzeyi ve katsayı = 1,012 ile tek anlamlı değişken olarak öne çıkmasıdır. Bu bulgu dört farklı sağlamlık spesifikasyonunda 0,947-1,166 arasında tutarlılığını korumaktadır. Çiftçi ve Eşmen (2017) ile Benli ve Tonus (2019) çalışmalarında elde edilen bulgularla örtüşen bu sonuç, tarımsal ihracatın katma değerinin artırılmasının cari denge iyileşmesinde belirleyici bir rol oynadığını ortaya koymaktadır. Kısa dönem hata düzeltme modelinde de ΔTEX = 1,055 (p = 0,039) ile tutarlı biçimde anlamlı çıkmış; etki hem kısa hem uzun dönemde istikrarlı kalmıştır.

Üçüncü bulgu, petrol fiyatlarının kısa dönem etkisine ilişkindir. ΔlnOIL katsayısı -2,134 olarak tahmin edilmiş; işaret beklendiği yönde negatif olmakla birlikte istatistiksel anlamlılık eşiğini geçmemiştir (p = 0,303). Bununla birlikte korelasyon analizinde lnOIL ile CA arasında r = -0,695 (p < 0,001) düzeyinde güçlü bir ilişki bulunması, petrol fiyatının cari denge üzerindeki etkisinin doğrudan bir katsayıdan çok tarımsal üretim ve ithalat kanalları üzerinden dolaylı biçimde işlediğine işaret etmektedir. Çiftçi ve Eşmen (2017)'in VAR

modelinde enerji ithalatının cari açığın temel belirleyicileri arasında yer alması, bu çalışmanın enerji–tarım–cari açık üçgenini ampirik düzeyde desteklemektedir.

Tarımsal ithalat oranının (TIM) hem OLS hem de Granger testlerinde anlamsız çıkması, beklenmedik ancak akademik olarak değerli bir bulgudur. Bu sonuç iki yoruma açıktır. Birinci yorum metodolojiktir: TIM ile AGR arasındaki r = -0,876 düzeyindeki çoklu doğrusallık, OLS tahmininin TIM katsayısını baskılamaktadır. İkinci yorum yapısaldır: Türkiye'nin dahilde işleme rejimi kapsamındaki ticaret modeli, tarımsal ithalat artışının otomatik olarak cari açık büyümesine dönüşmesini engellemektedir. Bu yapısal özelliğin modelde kontrol edilmesi, ileriki çalışmaların gündeminde yer almalıdır. Öte yandan çalışmanın bir sınırlılığı olarak şu husus belirtilmelidir: hata düzeltme katsayısının mutlak değeri birimi aşmakta olup, uyarlanma düzgün-tek yönlü değil sönümlü salınımlı niteliktedir. Küçük örneklem (n=29) ve cari dengenin yüksek oynaklığı bu örüntüyü beslemekte; daha uzun veri ya da çeyreklik frekans, ileriki çalışmalarda uyarlanma dinamiklerinin daha kesin kestirimine olanak tanıyacaktır.

Granger nedensellik testlerinin AGR → CA yönünde anlamlı nedensellik (lag=2, p = 0,032) bulması, tarımsal üretim kapasitesinin artırılmasının iki yıl gecikmeyle cari denge üzerinde iyileştirici etki yarattığını göstermektedir. Bu bulgu, Türkiye'de tarım politikasının makroekonomik denge hedefleriyle bütünleşik biçimde tasarlanması gerektiğine yönelik önemli bir ampirik kanıt sunmaktadır.

Bulgular Ve Sonuç

Bu çalışma, Türkiye'de tarımsal dışa bağımlılık ile cari açık arasındaki ilişkiyi 1995-2023 dönemine ait 29 yıllık verilerle incelemiştir. IMF, Dünya Bankası, TCMB, TÜİK ve EIA kaynaklarından derlenen veri seti; birim kök testleri, ARDL sınır testi, ARDL uzun ve kısa dönem tahmini, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testlerinden oluşan aşamalı ekonometrik çözümlemeden geçirilmiştir.

Çözümleme, birbirini tamamlayan dört sonuç ortaya koymuştur; ayrıntılı bulgular ve literatürle karşılaştırma Tartışma bölümünde değerlendirilmiştir. Bunlar; değişkenler arasında %1 düzeyinde uzun dönem eşbütünleşme bulunması, tarımsal ihracat oranının (TEX) hem uzun hem kısa dönemde cari denge üzerindeki tek anlamlı belirleyici olması, tarımsal ithalat oranının (TIM) dahilde işleme rejimi nedeniyle anlamsız kalması ve AGR → CA ile CA → TEX yönünde iki yıl gecikmeli karşılıklı nedensellik ilişkileridir. Bu sonuçlar bir bütün olarak, tarımsal dışa bağımlılığın cari açık üzerindeki etkisinin yapısal ve gecikmeli bir nitelik taşıdığını göstermektedir.

Bu çalışmanın ürettiği en temel politika önermesi şudur: Türkiye'nin cari açık sorunu üzerinde tarım politikasının belirleyici bir rolü mevcuttur; ancak bu rol ihracat hacminden değil, ihracat katma değerinden ve yerli üretim kapasitesinden beslenmektedir. TEX bulgusunun tutarlılığı, tarımsal ihracatın katma değerini artırmaya yönelik coğrafi işaret, organik sertifikasyon ve işlenmiş ürün ihracatı programlarının doğrudan cari denge kanalına etki edeceğini kanıtlamaktadır. AGR → CA nedenselliği ise bu etkinin iki yıl sabır gerektirdiğini hatırlatmakta; kısa vadeli destekleme politikalarından bağımsız, orta-uzun vadeli yapısal reforma dayanan bir çerçevenin zorunluluğunu öne çıkarmaktadır. Son olarak, enerji bağımlılığının azaltılması, özellikle tarımsal sulama ve sera üretiminde yenilenebilir enerji kullanımının yaygınlaştırılması, gübre ve enerji kanalıyla yüklenen kısa dönem petrol şoklarının cari açık üzerindeki baskısını doğrudan hafifletecek kritik bir stratejik araçtır (USDA, 2022; Çiftçi-Sen, 2025).

TEX değişkeninin hem kısa hem de uzun dönemde tek anlamlı açıklayıcı olarak öne çıkması, tarımsal ihracatı artırmaya ve katma değerini yükseltmeye yönelik politikaların cari denge üzerindeki en etkin müdahale alanını belirlediğini ortaya koymaktadır. Bu alanda fındık, kuru meyve, zeytinyağı ve narenciyede coğrafi işaret tescilinin genişletilmesi; organik sertifikasyon ve uluslararası markalaşma programlarına yatırım yapılması; işlenmiş tarım ürünleri ihracatını teşvik eden vergi indirimi ve ihracat kredi destek mekanizmalarının hayata geçirilmesi öncelikli adımlar olarak değerlendirilmelidir. Granger nedensellik bulgusu (CA → TEX, lag=2), cari açığın genişlediği dönemlerde bu politika araçlarının devreye alınması halinde iki yıl içinde ihracat tepkisinin gözlemlenebileceğine işaret etmektedir.

AGR → CA nedenselliği, yerli üretim kapasitesinin artırılmasının iki yıl gecikmeyle cari dengeyi iyileştirdiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, destekleme politikalarının kısa vadeli değil orta vadeli çerçevede kurgulanması gerektiğine açıkça işaret etmektedir. Soya, ayçiçeği ve baklagillerde bitkisel üretim planlamasının güçlendirilmesi; havza bazlı üretim teşvik programlarının bilimsel temelli olarak hayata geçirilmesi; Toprak Mahsulleri Ofisi'nin stratejik stok yönetimi işlevinin etkinleştirilmesi ve tarımsal Ar-Ge yatırımlarının artırılması bu kapsamda değerlendirilebilir.

Petrol fiyatları ile cari denge ve tarımsal üretim arasındaki güçlü korelasyonlar (lnOIL–CA: r = -0,695; lnOIL–AGR: r = -0,837), tarım sektörünün enerji bağımlılığını azaltmaya yönelik politikaların cari denge üzerinde dolaylı bir katkı sağlayacağını göstermektedir. Tarımsal sulama ve seracılık alanlarında yenilenebilir enerji kullanımının teşvik edilmesi, enerji maliyetlerini düşürerek hem üretim verimliliğini artıracak hem de enerji ithalat faturasını azaltacaktır. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı'nın 2030 yılına kadar amonyak ve üre üretim kapasitesini ikiye katlamayı hedeflemesi doğru bir yönelimi temsil etmekle birlikte, bu hedefin tahakkuk hızı yakından izlenmelidir.

TIM değişkeninin uzun dönem analizinde anlamsız çıkması, tarımsal girdi bağımlılığının daha hassas göstergelerle izlenmesi gerektiğine işaret etmektedir. Gübre hammaddesi ithalatını doğrudan ölçen bir girdi bağımlılığı endeksinin oluşturulması ve bu değişkenin

ileri çalışmalarda modele dahil edilmesi, sorunun boyutunu daha isabetli biçimde ortaya koyacaktır. Kısa vadede çiftçilere yönelik gübre, tohum ve mazot destek bütçesinin reel olarak artırılması; orta vadede yerli tohum çeşidi geliştirme programlarının hız kazanması; uzun vadede ise gübre hammaddesi üretim kapasitesinin geliştirilmesi katmanlı bir strateji olarak benimsenmesi gerekmektedir.

Tarımsal ihracatta Rusya'nın aşırı yoğun payı (2023'te yaş meyve sebze ihracatının %27'si), piyasa çeşitlendirmesinin stratejik önemine dikkat çekmektedir. AB, Körfez ülkeleri ve Doğu Asya pazarlarına yönelik hedefli ihracat stratejilerinin geliştirilmesi hem ihracat gelirlerini artıracak hem de tek bir pazara bağımlılık riskini azaltacaktır.

Kaynakça

1. Altay, A. (2024). Trade Policy Review of Turkey. The World Economy, Wiley Online Library. https://doi.org/10.1111/twec.13609
2. Balassa, B. (1978). Exports and Economic Growth: Further Evidence. Journal of Development Economics, 5(2), 181-189. https://doi.org/10.1016/0304-3878(78)900 06-8
3. Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. Oxford University Press. ISBN: 9780198288107.
4. Benli, A. ve Tonus, Ö. (2019). Türkiye Ekonomisinde Cari İşlemler Açığının Belirleyicileri: Dönemler Arası Yaklaşım. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 19(3), 437-460.
5. Bingöl, N. ve Pehlivan, C. (2018). Türkiye Ekonomisinde Cari Açık ve Nedenleri: ARDL Analizi. Journal of Institute of Economic Development and Social Researches, 4(9), 170-181.
6. Boratav, K. (2003). Türkiye iktisat tarihi 1908–2002. Ankara: İmge Kitabevi.
7. Coşkun, S., & Başkol, M. O. (2022). Türkiye ekonomisinde ithal girdi bağımlılığının girdi-çıktı yöntemiyle analizi. Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9(1), 1–21. https://doi.org/10.30798/makuiibf. 862579
8. Çatalbaş, N. (2022). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Cari Açık Arasındaki İlişkinin Sınanması: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 11(2), 880-904. https://doi.org/10.15869/itobiad.1053296
9. Çiftci, N. (2014). Türkiye'de cari açık, reel döviz kuru ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler: Eşbütünleşme analizi. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 14(1), 129–142. https://doi.org/10.18037/ausbd.12816
10. Çiftçi Sendikası [Çiftçi-Sen] (2025). 2024 Yılı Tarım Raporu. Ankara.
11. Çiftçi, N. ve Eşmen, M. (2017). Türkiye'de Cari Açığı Belirleyen Faktörler ve Cari Açığı Azaltmada Alternatif Enerji Kaynaklarının Rolü: VAR Modeli. Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 2(1), 83-110.
12. Demirkılıç, S., Özertan, G. ve Tekgüç, H. (2022). The Evolution of Unprocessed Food Inflation in Turkey: An Exploratory Study on Select Products. New Perspectives on Turkey, 67, 57-82. https://doi.org/10.1017/npt.2022.3
13. Dickey, D. A. ve 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.
14. Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49(4), 1057-1072.
15. Edwards, S. (2001). Does the Current Account Matter? NBER Working Paper 8275. https://doi.org/10.3386/w8275
16. Ekici, M. ve Tutar, F. K. (2024). Türkiye'de Tarım Sektörünün Dışa Açıklık Üzerine Etkisi: ARDL Sınır Testi Bulguları. Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 8(2), 185-204. https://doi.org/10.33399/biibfad.1529982
17. Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series (2. baskı). New York: John Wiley & Sons.
18. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı [ETKB] (2022). Türkiye Ulusal Enerji Planı. Ankara.
19. Engle, R. F. ve 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
20. FAO (2008). An Introduction to the Basic Concepts of Food Security. Rome: FAO.
21. FAO. (2010). The state of food and agriculture 2010–2011. Food and Agriculture Organization.
22. FAO/OECD (2022). Agricultural Outlook 2022-2031. Paris: OECD Publishing.
23. Food inflation in Turkey marches higher (2022) (GAIN Report No. TU2022-0032). Washington, DC: Foreign Agricultural Service. United States Department of Agriculture Foreign Agricultural Service
24. Frank, A. G. (2019). Latin Amerika'da kapitalizm ve azgelişmişlik (Çev. A. Ersoy). İstanbul: Dipnot Yayınları.
25. Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, 37(3), 424-438.
26. Gübre Üreticileri, İthalatçıları ve İhracatçıları Derneği [GUİD] (2012). Türkiye'de Gübre Sektörü Raporu.
27. https://www.aa.com.tr/tr/ekonomi/turk-topragina-yabanci-gubresi/289531?utm_source= chatgpt.com
28. IEA. (2009). World energy outlook 2009. International Energy Agency.
29. IMF. (2002). Turkey: Selected issues and statistical appendix. International Monetary Fund.
30. İzmir Ticaret Borsası (2024). Buğday Sektör Raporu 2024. İzmir.
31. Krugman, P. ve Obstfeld, M. (2009). International Economics: Theory and Policy (8. baskı). Addison-Wesley.
32. Künç, H., Çelik, Ş., & Acar, M. (2019). Türkiye'de tohumculuk sektörünün yapısı ve dışa bağımlılık sorunu. Journal of Social, Humanities and Administrative Sciences, 5(19), 1227–1238. https://doi.org/10.31589/JOSHAS.1217
33. Künç, S., Çelik, S. ve Acar, S. (2019). Tarım Sektöründe Dışa Bağımlılık: Tohum Üzerine Bir Değerlendirme. JSHSR, 6(37), 1268-1276.
34. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics, 54(1-3), 159-178.
35. Necip Fazıl Çelik. (2013, 3 Ocak). Türk toprağına "yabancı" gübresi. Anadolu Ajansı
36. Obstfeld, M. ve Rogoff, K. (1996). Foundations of International Macroeconomics. Cambridge, MA: MIT Press.
37. OECD. (2008). OECD review of agricultural policies: Turkey. Organisation for Economic Co-operation and Development.
38. Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. Econometrica, 57(6), 1361-1401. https://doi.org/10.2307/1913712

39. Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. S. Strøm (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium içinde (s. 371-413). Cambridge University Press.
40. Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616
41. Prebisch, R. (1950). The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems. New York: UN.
42. Rodrik, D. (2006). What's so special about China's exports? China & World Economy, 14(5), 1–19. https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2006.00038.x
43. Singer, H. W. (1950). The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries. American Economic Review, 40(2), 473-485.
44. Tarım ve Orman Bakanlığı / TÜİK (2024). Bitkisel Ürün Denge Tabloları 2023-2024. Ankara.
45. Thorbecke, W., & Şengönül, A. (2023). The impact of exchange rates on Turkish imports and exports. International Economics, 174, 231–249. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2023.04.003
46. TÜİK. (2008). Dış ticaret istatistikleri. Türkiye İstatistik Kurumu. Türkiye İstatistik Kurumu
47. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası [TCMB] (2023). Enflasyon Raporu 2023-I. Ankara.
48. Türkiye İhracatçılar Meclisi [TİM] (2024). 2023 Yılı Tarım Sektörü İhracat Verileri. Ankara.
49. Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK] (2023). Dış Ticaret İstatistikleri Aralık 2023. Ankara. https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Dis-Ticaret-Istatistikleri-Aralik-2023-49687
50. Türkiye Ziraat Odaları Birliği [TZOB] (2023). 2023 Yılı Değerlendirmesi ve 2024 Beklentileri Raporu. Ankara.
51. USDA (2024). World Agricultural Supply and Demand Estimates (WASDE). Washington: USDA. https://www.usda.gov/oce/commodity/wasde
52. Wallerstein, I. (2011). Modern Dünya-Sistemi I: Kapitalist Tarım ve 16. Yüzyılda Avrupa Dünya-Ekonomisinin Kökenleri (Çev. L. Boyacı). İstanbul: Metis Yayınları.
53. World Bank (2023). Türkiye Country Overview and Country Partnership Framework 2024-2028. Washington, DC: World Bank. World Bank Türkiye Country Partnership Framework (FY24–28)
54. World Bank. (2003). Turkey: Country economic memorandum. World Bank. World Bank
55. World Bank. (2008). World development report 2008: Agriculture for development. World Bank.
56. World Bank. (2009). World development indicators. World Bank.