



ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

TÜRKİYE'DE PATATES ÜRETİM KARARININ BELİRLEYİCİLERİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

DETERMINANTS OF POTATO PRODUCTION DECISION IN TURKEY: ARDL BOUNDS TEST APPROACH

Uzm. Orhan Orçun BITRAK¹

ÖZ

Dünya bitkisel kaynaklı gıda üretiminin önde gelen ürünlerden birisi olan patates, içerisinde barındırdığı yüksek besin değeri, ekonomikliği ve hemen hemen tüm iklimlerde kolayca yetiştirilebilmesi nedeniyle dünyadaki yetersiz beslenme ve açlık sorununun çözümü için önemli gıda ürünleri arasında yer almaktadır. Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye'deki patates üretim kararı belirleyicilerinin araştırılmasıdır. Bu amaçla yapılan değerlendirmeler neticesinde, çalışmanın ana materyali olarak 1991-2021 dönemine ilişkin, yıllık patates ekili alanı (üretim kararı), yıllık ortalama patates fiyatı, yıllık patates ve soğanın hektar başına verimi değişkenleri kullanılmış ve bu değişkenler ARDL sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Araştırmadan elde edilen sonuçlara göre, patates üretim kararı ile patates üretim kararını belirleyen faktörler arasında uzun dönemde bir ilişkinin bulunduğu tespit edilmiştir. Buna göre, patates üretim kararını uzun dönemde olumlu etkileyen faktörlerin patates fiyatı ve patatesin hektar başına verimi olduğu, olumsuz etkileyen faktörün ise soğanın hektar başına verimi olduğu belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin incelendiği hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, bir dönem önceki patates fiyatındaki %1'lik artışın cari dönem patates üretim kararını %0.10 oranında arttırdığı belirlenmiştir. Bununla birlikte kısa dönemde, cari dönem patates fiyatı ve patatesin hektar başına veriminin patates üretim kararı üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı ve soğanın hektar başına veriminin ise hata düzeltme modelinden dışlandığı tespit edilmiştir. Bunlara ek olarak, patates piyasasında ortaya çıkan kısa dönemli şokların yaklaşık 1.8 yıl sonra uzun dönem denge seviyesine gelme eğiliminde olduğu anlaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Patates, Üretim Kararı, Fiyat, ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.


JEL Sınıflandırma Kodları: C51, D22, Q11.

ABSTRACT

Potato, one of the leading crops in the world's plant-based food production, is one of the most important food crops for solving the problem of malnutrition and famine in the world due to its high nutritional value, affordability and easy cultivation in almost all climates. The main objective of this study is to investigate the determinants of potato production decision in Turkey. As a result of the evaluations made for this purpose, the variables of annual potato cultivated area (production decision), annual average potato price, annual yield per hectare of potatoes and onions for the period 1991-2021 were used as the main material of the study and these variables were analyzed by ARDL bounds test approach. According to the results obtained from the study, it was found that there is a long-run relationship between the potato production decision and the factors determining the potato production decision. Accordingly, the factors that positively affect the potato production decision in the long run are potato price and yield per hectare of potato, while the factor that negatively affects the decision is the yield per hectare of onion. According to the results of the error correction model analyzing the short-run relationship between the variables, it was determined that a 1% increase in potato price in the previous period increased the current period potato production decision by 0.10%. However, in the short run, the current period potato price and potato yield per hectare have no significant effect on potato production decision, while onion yield per hectare is excluded from the error correction model. In addition, it was found that short-run shocks in the potato market tended to reach the long-run equilibrium level after about 1.8 years.

Keywords: Potato, Production Decision, Price, ARDL Bounds Test Approach.

JEL Classification Codes: C51, D22, Q11.

¹  Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı Doktora Programı, bitrak.orcun@gmail.com

EXTENDED SUMMARY

Purpose and Scope:

Potatoes, which are widely produced and consumed among plant-based foods, occupy a very important place in terms of food security in the face of the rapid growth of the world's population. This study aims to examine potato production decisions and determinants in Turkey.

Design/methodology/approach:

As a result of the evaluations made for determining potato production decision in Turkey, variables of annual potato cultivated area (production decision), annual average potato price, annual yield per hectare of potatoes and onions for the period 1991-2021 were used as the main material of the study and these variables were analyzed by ARDL bounds test approach.

Findings:

The results obtained from the study indicate the existence of a long-run relationship between potato production decision and potato price, potato yield per hectare and onion yield per hectare. Accordingly, under the long-run condition, the factors that positively affect the potato production decision are potato price and potato yield per hectare, while the factor that negatively affects potato production is onion yield per hectare. In the study, an error correction model was constructed to analyze the short-run relationship between the variables. The error correction coefficient was calculated as -0.53 and it was found that short-term shocks tend to reach the long-term equilibrium. According to this result, the short-term deviations reach equilibrium after about 1.8 (1/0.53) years. This shows the spiral equilibrium trend in the cobweb theorem. According to the short-term results between the variables included in the analysis, it was determined that a 1% increase in the price of potatoes in the previous period had a 0.10% positive effect on production decisions. The current period potato price and the current period potato yield variables were found to have no significant effect on the production decision. On the other hand, it was founded that the variable onion yield per hectare in the current period is excluded from the error-corrected model. Based on these results, it was determined that the only factor influencing the decision to produce potatoes in the short term was the price of potatoes in the previous period.

Conclusion and Discussion:

Potato is one of the most fluctuating agricultural products in terms of production and prices in Turkey (TEPGE, 2022). The results of the short-run error correction model obtained from the research prove that due to immutable of potato supply under short-run conditions, the producers base their production decisions on the prices of the previous period, and production and prices fluctuate. It is known that the market price of potatoes is affected by factors such as production amounts in the country and neighboring countries and exports under free market conditions (Kaya, 2015). In this regard, the active and accurate operation of production information channels and provision marketing network would be effective in preventing fluctuations in productions and prices. Furthermore, fluctuations in agricultural prices is more pronounced when inflation is in the double digits (Özçelik and Özer, 2006; Arısoy and Bayramoğlu, 2017). In addition to implementations such as production forecasting and production planning by market regulators, the implementation of active auditing activities against activities that disrupt the functioning of the market mechanism would be effective in the preventing food inflation and thus ensuring producer and consumer welfare.

The results obtained from the study showed that potato and onion yield per hectare did not influence the production decision under short-run conditions, but they did under long-run conditions. Thus production efficiency would be ensured through training in potato production techniques and the application of technological activities in agriculture. In addition, supporting producers on agricultural inputs and training activities to be implemented for the correct use inputs would contribute to ensuring production quality. These would ensure production stability bu improving long-term yield conditions. Furthermore, supporting the potato market with the food industry and exporting processed and value-added products would not only bring foreign currency to the country, but also contribute to the current employment.

1. GİRİŞ

Patates, değişik iklim koşulunda kolayca yetiştirilebilmesi, alan başına verimliliği, ekonomikliği, yüksek besin değeri ve kolay sindirilebilmesi gibi özellikleri nedeniyle üretim ve tüketimi oldukça yaygın olan bitkisel gıdalar arasında yer almaktadır (Yılmaz, vd., 2006; Kılıçer, 2019). Bu yönüyle patates, hızla artan dünya nüfusuna karşı gıda güvencesi açısından en fazla önemsenen besin türlerinden birisi olarak öne çıkmaktadır (Onwusiribe vd., 2018; TEPGE, 2022). Geniş bir ürün yelpazesine sahip olan patates, gerek taze tüketimde gerekse işlenmiş olarak (cips, nişasta, hazır çorba vb.) insanlığın gıda ihtiyacını karşılayan önemli bir besin kaynağı olmasının yanında, hayvan yemi ve bitkisel üretimin devamlılığı için tohumluk olarak da kullanılmaktadır (Öztürk ve Polat, 2017; Kadakoğlu, 2021).

Dünyada üretim ve tüketiminin oldukça yaygın olmasının yanı sıra patates, üretimde ve fiyatlarda dönemlik dalgalanmaların yaşandığı bitkisel ürünlerin başında gelmektedir (TEPGE, 2022). Patatese ilişkin fiyat ve üretim dalgalanmaları, gerek tercihini hızlı bir nakit kaynağı olmasından dolayı bu üründen yana kullanan üreticiler (Fatima vd., 2015) gerekse harcanabilir gelirlerinin önemli bir kısmını gıda harcamalarına ayıran tüketiciler açısından oldukça önemlidir (Hurma ve Tüzün Rad, 2021).

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye’de patates üretim kararının belirleyicilerini araştırmaktır. Ulusal ve uluslararası literatürde patates üretimi ve üretim kararını ekonomik açıdan inceleyen birçok araştırma bulunmaktadır. Patatesin miktar ve fiyat dalgalanmaları üzerine yapılan çalışmalar, Ezekiel’in 1938 yılında yazdığı makalesine kadar dayanmaktadır. Patates üretim, üretim kararı ve fiyatlarını farklı zaman dilimi, araştırma bölgesi ve çeşitli yönleriyle ele alan araştırmalar bulunmaktadır (Dağdemir ve Birinci, 1999; Balgalmış-Kunt 2009; Kaya, 2015; Fatima vd., 2015; Anwar vd., 2015; Bolotova, 2017; Sabur vd., 2021; Aruga vd., 2022). Bununla birlikte bazı çalışmalarda konu, işletmelerdeki üretim yapısı, maliyet ve karlılık gibi açılardan ele alınmıştır (Yılmaz vd., 2006; Muthoni vd., 2013; Arısoy ve Bayramoğlu, 2017; Kılıçer, 2019). Ayrıca bazı araştırmalarda, farklı yerlerde bulunan patates piyasalarının entegrasyonu (Vigila vd., 2021) ve patates üretiminin teknik ve dağılım etkinliği (Kadakoğlu, 2021) gibi konuları üzerine yapılmış araştırmalar da bulunmaktadır. Yapılan literatür araştırması neticesinde, patates piyasasındaki üretim ve üretim kararının, patates fiyatlarının önceki dönemlerdeki değerlerinden etkilendiği tespit edilmiştir. Ayrıca Hurma ve Tüzün-Rad (2021) tarafından yapılan bir araştırmada, patates ekili alanı ve fiyatları ile soğan ekili alanı ve fiyatları arasında bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte iklim koşulları, teknoloji, doğru miktar ve türde gübre ve ilaç kullanımı gibi birçok faktörden etkilenen alan başına verim de tarımsal üretimde önemli bir faktör olarak karşımıza çıkmaktadır (Kılavuz ve Erdem, 2019). Literatürde yapılan araştırmalarda farklı yöntemler kullanılsa da Türkiye’deki patates üretim kararı belirleyicilerini kısa ve uzun dönem koşullarında inceleyen ve piyasada oluşan şokların dengeye gelme durumunu ele alan güncel bir çalışmaya rastlanamamıştır.

Yapılan literatür araştırması neticesinde, patates üretim kararını etkileyen çeşitli faktörlerin bulunduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte patates üretim kararını etkileyen potansiyel değişkenlere ilişkin farklı modeller oluşturulmuş ve bu modeller çeşitli kriterlere göre (yapısal kırılma, çoklu bağlantı problemi vb.) test edilmiştir. Yapılan testler neticesinde, 1991-2021 dönemi kapsam alınmış ve Türkiye’de patates üretim kararını (yıllık patates ekili alanı) etkileyen faktörlere ilişkin en uygun değişkenlerin yıllık ortalama patates fiyatı, patatesin ve soğanın yıllık hektar başına verimi olduğu belirlenmiştir. Bu amaçla, patates üretim kararını etkileyen faktörlerin analizinde, değişkenlerin uzun ve kısa dönem katsayılarının yorumlanmasına ve piyasada oluşan şokların değerlendirilmesine imkân tanıyan ARDL (gecikmesi dağıtılmış otoregresif) sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu doğrultuda, araştırmadan elde edilen sonuçların gelecekteki çalışmalara ışık tutması, tarım piyasasını düzenleyen resmi ve sivil kuruluşlara, mevcut ve potansiyel yatırımcılara katkı sağlaması beklenmektedir.

Çalışmada ilk olarak, dünyada ve Türkiye’de patatese ilişkin temel göstergeler değerlendirilmiş ve patates piyasasının genel özellikleri incelenerek ülke refahı açısından önemi ortaya koyulmuştur. Takip eden bölümde, çalışmada kullanılan veri seti tanımlanmış ve araştırmada kullanılan yöntem ayrıntılı biçimde açıklanmıştır. Sonraki bölümde, araştırmadan elde edilen sonuçlar ortaya koyulmuş ve elde edilen sonuçlar literatürle karşılaştırılmalı olarak tartışılmıştır. Son bölümde ise araştırmadan elde edilen sonuçlar değerlendirilmiş ve sektöre ilişkin çeşitli önerilerde bulunulmuştur.

2. PATATES FİYATLARININ ÜRETİCİ VE TÜKETİCİ REFAHI AÇISINDAN ÖNEMİ

Patates, yüksek verimi ve taşıdığı besin değerleri nedeniyle dünyadaki açlık ve yetersiz beslenme sorununun çözümü için önemli bir tarımsal ürün olarak karşımıza çıkmaktadır (T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı, 2019).

Patates, FAO verilerine göre, 2021 yılında, şeker kamışı, mısır, pirinç, buğday ve palmye yağı gibi bitkisel ürünlerden sonra dünyada, en fazla üretimde bulunan gıda ürünlerinin başında yer almaktadır. Patatesin dünyadaki ekili alanı yaklaşık 18.1 milyon hektar, üretimi ise yaklaşık 471 milyon ton olarak kaydedilmiş ve dünya bitkisel ürün üretimi içerisindeki payı yaklaşık %3.96 olarak gerçekleşmiştir. 2021 yılında patates üretiminin en yaygın olduğu ülkeler; Çin (%40.09), Hindistan (%11.52), Ukrayna (%4.53), ABD (%3.94) ve Rusya (%3.88) olarak sıralanmıştır. Türkiye ise aynı yılda, yaklaşık 138 bin hektar üretim alanı ve 5.1 ton üretimle dünya patates üretim payının yaklaşık %1.08'ini karşılayarak 16. sırada yer almıştır. Patatesin Türkiye bitkisel üretimdeki payı ise yaklaşık %4.30 olarak gerçekleşmiştir (FAO, 2022).

Türkiye'nin neredeyse tüm illerinde patates üretimi yapılabilmektedir. Bununla birlikte; üretimin en yoğun yapıldığı iller, Konya (%12.2), Niğde (%11.3), Afyonkarahisar (%11), Kayseri (%10.2) ve İzmir (%8.8) olarak sıralanmaktadır (TEPGE, 2022). Türkiye'de, son beş yılda, patates ekili alanı, üretim miktarı ve fiyatlarının dönemler arası inişli-çıkışlı bir seyir izlediği görülmektedir. Nitekim 2019-2020 dönemlerinde, ekili alan ve üretim miktarı yaklaşık %5 oranında artış, cari fiyatlar ise yaklaşık %35 oranında azalış sergilemiştir. 2020 yılından 2021 yılına gelindiğinde ise ekili alan ve üretim miktarının sırasıyla %6 ve %2 oranında azalış, cari fiyatların ise yaklaşık %13 oranında artış sergilediği görülmektedir. İncelenen yıllar itibarıyla tüketim miktarının ise genel olarak bir artış eğilimine sahip olduğu belirlenmiştir (Tablo 1).

Tablo 1. Türkiye'de Patates Üretim ve Tüketimine İlişkin Göstergeler (2017-2021)

	2017	2018	2019	2020	2021
Ekili Alan (Bin Ha)	1428	1359	1408	1479	1389
Üretim (Bin ton)	4.800	4.550	4.979	5.200	5.100
Tüketim (Bin ton)	3.825	4.064	3.860	4.210	4.287
Kişi Başı Tüketim (Kg)	47.9	50.3	47.1	50.6	51.3
Cari Fiyat (TL)	0.71	1.03	1.85	1.21	1.36

Kaynak: (TEPGE, 2022; TÜİK, 2022)

İktisat literatüründe patates, Giffen paradoksuna konu olan ürünlerin başında gelmektedir. Buna göre, harcanabilir gelirin büyük bir kısmını gıda harcamalarına ayıran tüketiciler, patates fiyatlarındaki artışlara rağmen patates tüketimini arttırmaktadır. Patates fiyatlarında bir düşüş yaşanmasında ise tüketicilerin talebi, patates dışındaki et vb. gibi insan beslenmesinde önemli yere sahip, protein kaynağı yüksek olan ürünlere yönelmekte ve patatese olan talepleri azalmaktadır (Hatırlı, 2016). Buradan yola çıkarak patatese yönelik üretim miktarı ve fiyatların tüketici refahı açısından oldukça kritik bir öneme sahip olduğu söylenebilmektedir.

Patates ve patates gibi önemlik olarak yetiştirilebilen ürünlerin üretim kararını ve miktarını etkileyen faktörler; iklim koşulları, işgücü ve girdi maliyetleri, tarımsal destek miktarı, hastalık ve zararlılardan kaynaklı verim değişimi ve ürün fiyatları olarak sıralanabilmektedir. Bununla birlikte bu ürünlerde cari fiyatlar, sanayi sektöründen farklı olarak üretim dönemindeki maliyetlere göre değil, sezon boyunca ürüne yönelik arz ve talebe göre şekillenmektedir. Ayrıca bu ürünlerde arzın kısa dönemde değiştirilmesinin sınırlı olmasından kaynaklı olarak, ürüne ilişkin talep miktarının fiyat üzerinde daha etkili bir kriter olduğu görülmektedir (Arısoy ve Bayramoğlu, 2017). Sektörün bu yapısı, üretim miktarı ve fiyatlarda dönemsel olarak dalgalanmaların ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Özbay ve Çelik, 2016). Tarım ürünlerinde ortaya çıkan fiyat ve üretim dalgalanmaları, iktisat literatüründe cobweb (örümcek ağı) teoremi ile açıklanmaktadır. Tarımsal bir ürünün cobweb teoremine konu olabilmesi için ürüne ilişkin piyasanın tam rekabet koşullarında olması ve ürünün yetiştirilme süresinin en az bir dönem olması gerekmektedir. Bununla birlikte, ürünün arz miktarı ve fiyatının çift yönlü olarak etkileşim halinde olması beklenmektedir. Cobweb teoremine konu olan üretim ve fiyat dalgalanmaları, ilgili ürünün arz ve talep eğrilerinin esnekliklerine göre şekillenmekte olup sürekli dalgalanma, dengeye yönelik dalgalanma ve dengeden uzaklaşan dalgalanma biçiminde ortaya çıkmaktadır. Daha açık bir ifadeyle, ürüne yönelik talep ve arz esnekliği aynı ise ($e_D=e_S$), sürekli dalgalanma, arz esnekliği talep esnekliğinden düşüğe ($e_S<e_D$) dengeye yönelik dalgalanma ve arz esnekliği talep esnekliğinden yüksekse ($e_D<e_S$) dengeden uzaklaşan dalgalanma yaşanmaktadır (Ezekiel, 1938). Bu doğrultuda, patates üretimi kararına ilişkin

fiyat dalgalanmalarındaki şiddet ve dalgalanmaların yönünün oldukça önemli bir kriter olduğu anlaşılmaktadır. Fiyat dalgalanmalarına yönelik uygulanabilecek politikalar üretimde istikrarın sağlanması ve dolayısıyla üretici refahı açısından kritik bir unsurdur.

Patatese yönelik gerek arz ve gerekse talep, fiyattaki farklı dinamiklerden etkilenmektedir. Toplum refahı ve sağlığı açısından önemli olan patatesin üretim kararına etki eden unsurların belirlenmesi, ilgili ve benzer ürünler üzerine yönelik yapılacak politikalara ışık tutabilecektir.

3. MATERYAL VE METOT

Bu çalışmada, Türkiye’de patates üretim kararını etkileyen faktörlerin incelenmesi amacıyla, Türkiye patates ekili alanı (üretim kararı) ile patates fiyatı, patates ve soğanın hektar başına verimi ilişkisi, 1991-2021 dönemi itibarıyla araştırılmıştır. Araştırmada kullanılan veri setinde yer alan tüm değişkenler TÜİK veri tabanı ve TÜİK’in “İstatistikî Göstergeler 1923-2013” adlı yayınından elde edilmiştir. Çalışmanın ekonometrik analizinde kullanılan veri setine ilişkin bilgiler Tablo 2’de verilmiştir. Analizde bağımlı değişken olarak patates ekili alanı alınmıştır. Üretim kararı olarak ekili alan değişkeninin kullanılmasının sebebi, üretim miktarının ekolojik, biyolojik ve teknolojik koşullardan etkilenmesidir (Balgalmış-Kunt, 2009; Arısoy ve Bayramoğlu, 2017). Bununla birlikte yapılan literatür araştırması neticesinde, patates üretim kararını etkileyen çeşitli faktörlerin bulunduğu belirlenmiştir. Bu amaçla, üretim kararı belirleyicileri üzerine farklı modeller kurulmuş ve potansiyel değişkenler istatistiksel olarak test edilmiştir. Yapılan testler neticesinde, patates üretim kararını etkileyen faktörler olarak, yıllık ortalama patates fiyatı, yıllık hektara patates ve soğan verimi değişkenleri kullanılmıştır. Bağımsız değişkenlerden olan patates fiyatı serisi deflate edilmemiş olup modelde dönemlik cari patates fiyatları yer almaktadır. Bunun sebebi olarak, üreticilerin sattıkları ürünlerden elde ettikleri nominal geliri baz alarak üretim kararında bulunmaları gösterilmektedir (Doğan ve Onurlubaş, 2016).

Tablo 2. Değişkenlerin Tanımı

Değişken	Tanım	Kaynak
PLAND	Yıllık Patates Ekili Alanı (Ha)	TÜİK
PYIELD	Hektar Başına Yıllık Patates Verimi (Ton Ha ⁻¹)	TÜİK
PP	Çiftçinin Eline Geçen Yıllık Ortalama Patates Cari Fiyatı (Kg TL ⁻¹)	TÜİK
OYIELD	Hektar Başına Yıllık Soğan Verimi (Ton Ha ⁻¹)	TÜİK

Ekonometrik model için farklı fonksiyonel kalıplar denenmiş ve değişkenlerin beklenen işaretleri, istatistiksel olarak anlamlılık seviyeleri ve belirlilik katsayıları gibi unsurları dikkate alınarak en uygun fonksiyonel formun tüm değişkenlerin doğal logaritmalarının alınması yönünde olduğuna karar verilmiştir. Araştırmada analize konu olan boş hipotez; Türkiye’de yıllık, patates ve soğanda hektar başına verimin ve yıllık ortalama patates fiyatının üretim kararı üzerinde bir etkisinin bulunmadığı biçimindedir. Bu doğrultuda analizde kullanılan ekonometrik model aşağıdaki eşitlikte ifade edilmiştir;

$$LNPLAND_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNPYIELD_t + \alpha_2 LNPP_t + \alpha_3 LNOYIELD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik 1’deki modelde bulunan t zamanı, ε hata terimini göstermektedir. Ayrıca α_0 sabiti ve α_i ($i=1,2,3,\dots,n$) ile gösterilen değerler, değişkenlerin katsayılarını ifade etmektedir.

Analizden elde edilen sonuçların gerçekten uzak ve yanıltıcı olmaması ve sahte regresyon probleminin önüne geçebilmek amacıyla, analizin ilk aşamasında, durağanlık testleri yapılmıştır (Harris, 1995). Durağanlık, zaman serisinde yer alan değişkenlerdeki değişimin, zamandan bağımsız ortalama ve varyansta olması olarak ifade edilebilmektedir (Granger ve Newbold, 1986). Durağanlık sınamaları sayesinde, serilerin durağan olup olmadıklarının yanı sıra, fark alma işlemi ile kaçınıcı dereceden durağan oldukları da belirlenebilmektedir (Kocabıyık vd., 2020).

Bu çalışmada serilerin durağanlık tespiti ve kaçınıcı dereceden eşbütünlüklü olduğunun belirlenmesi amacıyla literatürde kullanımı yaygın olan ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve Phillips ve Perron birim kök testleri uygulanmıştır.

ADF testi, hata terimindeki otokorelasyon dikkate alınarak geliştirilmiştir. ADF testinin uygulanışı, bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin regresyon denkleminde eklenmesiyle yapılmakta ve bu sayede otokorelasyon sorunu önlenmektedir (Gujarati ve Porter, 2009). Uygun gecikme uzunluğu belirlenirken Akaike (AIC) veya Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır (İzolluoğlu, 2019). ADF testinde boş hipotez; birim kök

vardır (seriler durağan değildir) biçimindedir. ADF testinin regresyon denklemi aşağıda gösterilmiştir (Pata vd., 2016);

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \tau_i \Delta Y_{t-i} + e_i \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \alpha_1 t + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \tau_i \Delta Y_{t-i} + e_i \quad (3)$$

Yukarıda yer alan Eşitlik 2 ve Eşitlik 3'te sırasıyla sabitli ve sabit ve trendli modeller gösterilmektedir. ΔY_t , serinin birinci farkını, β_0 sabiti, τ trendi, Y_{t-1} gecikme operatörünü, n gecikme uzunluğunu ve e_i ise hata terimini ifade etmektedir. Burada Φ parametresinin sıfırdan farklı olup olmadığı test edilmektedir. Analiz sonucunda elde edilen test istatistiği, McKinnon kritik değeriyle karşılaştırılır ve serinin durağan olup olmadığına karar verilir.

ADF yaklaşımında, serideki hata terimi dağılımının bağımsız ve homojen olduğu varsayılmaktadır (Mushtaq, 2011). Zaman serilerinin durağanlığını belirlemede bir diğer yöntem olan PP testi, parametrik olmayan, hata terimi dağılımının zayıf bağımlı ve heterojen olduğunu varsayan bir yaklaşımdır. PP testinde sabit ve trendli modele ilişkin regresyon denklemi aşağıda verilmiştir (Phillips ve Perron, 1988);

$$Y_t = \hat{\beta} + \hat{\alpha} Y_{t-1} + \hat{\epsilon}_t \quad (4)$$

$$Y_t = \tilde{\beta} + \tilde{\psi} \left(t - \frac{1}{2} \tau \right) \tilde{\beta} + \tilde{\alpha}_{t-1} + \tilde{\epsilon}_t \quad (5)$$

Eşitliklerde, τ gözlem sayısını ve e hata terimini ifade etmektedir. PP testinde asimtotik dağılımın seri korelasyonundan etkilenmesini önlemek için test istatistiği modifiye edilmektedir (Eştürk ve Mert, 2022). PP testine ilişkin boş hipotez ADF testi ile aynı olup birim kök vardır (seri durağan değildir) biçimindedir.

Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizinde farklı eşbütünlüşme yaklaşımları kullanılmaktadır. Bu yaklaşımlardan birisi olan ARDL Sınır Testi yaklaşımı, farklı seviyelerde durağan olan seriler arasındaki ilişkinin ölçülebilmesine imkân vermektedir (Pesaran vd., 2001). Bu yönüyle diğer yaklaşımlara göre önemli bir avantajı bulunan ARDL yaklaşımında, serilerin durağanlığı önemsiz gibi gözükse de durağanlığı ikinci dereceden sağlanan seriler, uygun tablo kritik değerinde bulunmadıklarından dolayı analizde yer alamamaktadır. Bu açıdan bakıldığında durağanlık testleri, serilerin seviye ve birinci farkta durağan olduğunun kanıtlanması amacıyla yapılmaktadır (Pata vd., 2016). ARDL sınır testi yaklaşımı, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri aynı anda tahmin ederek otokorelasyon ve ihmal edilen değişkenlerden dolayı ortaya çıkan problemlerin önüne geçebilmektedir. Bu yaklaşımın diğer bir avantajı ise bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin açıkça gözlemlenebilmesidir (Narayan, 2004).

ARDL sınır testi yaklaşımının ilk aşamasında, kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahmini yapılmaktadır. Bu amaçla, modelde yer alan tüm değişkenler sırasıyla bağımlı değişken konumuna getirilerek kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kurulur (Narayan ve Smyth, 2005);

$$\text{LNPLAND} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{i1} \Delta \text{LNPLAND}_{t-i} + \sum_{k=0}^n \beta_{1k} \Delta \text{LNPP}_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{2k} \Delta \text{LNPLYIELD}_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{3k} \Delta \text{LNOYIELD}_{t-k} + \lambda_1 \text{LNPLAND}_{t-1} + \lambda_2 \text{LNPLYIELD}_{t-1} + \lambda_3 \text{LNPP}_{t-1} + \lambda_4 \text{LNOYIELD}_{t-1} + e_{1t} \quad (6)$$

Eşitlikte, sadece bu analize konu olan bağımlı değişkenin olduğu modele yer verilmiş olup sadece bir tane model kurulmuştur.

ARDL yaklaşımında değişkenler arası uzun dönemli ilişkinin olup olmadığının belirlenmesi amacıyla F sınır testi uygulanmaktadır (Narayan, 2005). Modele dahil edilen bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin yokluğunu ifade eden boş hipotez aşağıdaki eşitlikte verilmiştir (Pata vd., 2016);

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0 \quad (7)$$

Sınır testinden elde edilen F istatistik değeri, Pesaran (2001) ve Narayan (2005) tarafından hesaplanan ve farklı gözlem sayılarına uygun olarak tablolaştırılmış olan alt ve üst tablo kritik sınır değerleri ile karşılaştırılır ve değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisine karar verilir. Hesaplanan F istatistik değeri, kritik tablo alt değerinden düşük bir değere sahipse eşbütünlüşme ilişkinin yokluğuna ilişkin boş hipotez reddedilemezken hesaplanan değer, tablo alt ve üst sınır değerleri arasında yer alıyorsa eşbütünlüşme ilişkisi hakkında herhangi bir çıkarımda bulunulamaz. Buna karşın hesaplanan F istatistiği, tablo alt ve üst kritik sınır değerlerinden yüksekse eşbütünlüşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilir (Gülmez, 2015). Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin tespiti halinde AIC, SIC ve HQ bilgi kriterlerinden yararlanılarak değişkenlerin her biri için uygun gecikme uzunlukları belirlenebilmekte ve uzun dönem katsayılarının tahmini yapılabilmektedir (Pata vd., 2016);

$$LNPLAND = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1i} LNPLAND_{t-i} + \sum_{k=0}^{n2} \beta_{2k} \Delta LNOPYIELD_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \beta_{3k} \Delta LNPP_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \beta_{4k} \Delta LNOYIELD_{t-k} + e_t \quad (8)$$

Bu aşamadan sonra kısa dönem katsayılarını içeren hata düzeltme modeli kurulur (Lawal vd., 2016);

$$LNPLAND = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1i} \Delta LNPLAND_{t-i} + \sum_{k=0}^{n2} \beta_{2k} \Delta LNOPYIELD_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \beta_{3k} \Delta LNOPYIELD_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \beta_{4k} \Delta LNOYIELD_{t-k} + \gamma ECT + e_t \quad (9)$$

Yukarıda yer alan Eşitlik 9'da Δ fark operatörü, ECT hata düzeltme terimi ve γ ise hata düzeltme katsayısı olarak ifade edilmiştir (Lawal vd., 2016). γ katsayısının değeri kısa dönemde oluşan şokların uzun dönem denge seviyesine gelme durumunu göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının 0 ile -1 arasında bir değer alması, kısa dönemde ortaya çıkan şokların uzun dönem denge seviyesine tekdüze bir biçimde ulaşacağını, katsayı değerinin -1 ile -2 arasında yer alması ise kısa dönemdeki şokların, uzun dönem denge değerlerinin etrafında azalan dalgalanmalarla birlikte denge seviyesine gelebileceğini göstermektedir. Katsayının işareti pozitif veya -2'den mutlak değer olarak yüksekse kısa dönemde, değişkenlerde meydana gelen şokların uzun dönem denge seviyesinden uzaklaştığını göstermektedir (Gülmez, 2015).

Çalışmanın Etik Durumu

Bu çalışmada ikincil veriler kullanıldığından etik kurul onayına gerek duyulmamıştır.

4. ARAŞTIRMA BULGULARI VE TARTIŞMA

Patates üretim kararı belirleyicilerinin incelendiği bu çalışmada, ilk olarak analize dahil edilen serilerin, ADF ve PP birim kök testleri yardımıyla, durağanlık sınaması yapılmıştır. Tablo 3'te gösterilen birim kök testi sonuçlarına göre, patates ekili alanı değişkeninin birinci farkında (I(1)), patates fiyatı değişkeninin ise seviyede (I(0)) durağan oldukları belirlenmiştir. Patates ve soğanın hektar başına verimi değişkenlerinin ise sabitli ve trendli modelde seviyede (I(0)), sabitli modelde ise birinci farkta (I(1)) durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu çalışmada, modele dahil edilen değişkenler arasındaki uzun dönem (eş bütünleşme) ilişkisinin incelenmesinde, farklı seviyelerde durağan olan serilerin analizine imkân tanıyan ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır.

Tablo 3. Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LNPLAND	-0.5911	-3.0285	-1.0475	-2.9114
LNPP	-5.5252*	-3.5955**	-11.2547*	-4.0810**
LNOPYIELD	0.3274	-4.3119*	0.2137	-4.2994*
LNOYIELD	-0.8648	-4.3330*	-0.9529	-4.3824*
D(LNPLAND)	-6.2736*	-6.1482	-7.7736*	-7.6001
D(LNPP)	-1.8187	-5.4274*	-4.0630*	-5.3530*
D(LNOPYIELD)	-6.3051*	-6.3210*	-13.8580*	-18.1131*
D(LNOYIELD)	-9.5500*	-9.3872*	-10.6024*	-10.4225*

Hesaplanan değerler, ADF yaklaşımında Schwarz bilgi kriterine göre, PP yaklaşımında ise Barlett-Kernel yöntemi ile bant uzunluğu Newey Bandwith kullanılarak belirlenmiştir. * ve ** sırasıyla serilerin %1 ve %5 önem seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. D, serilerin birinci farkını ifade etmektedir.

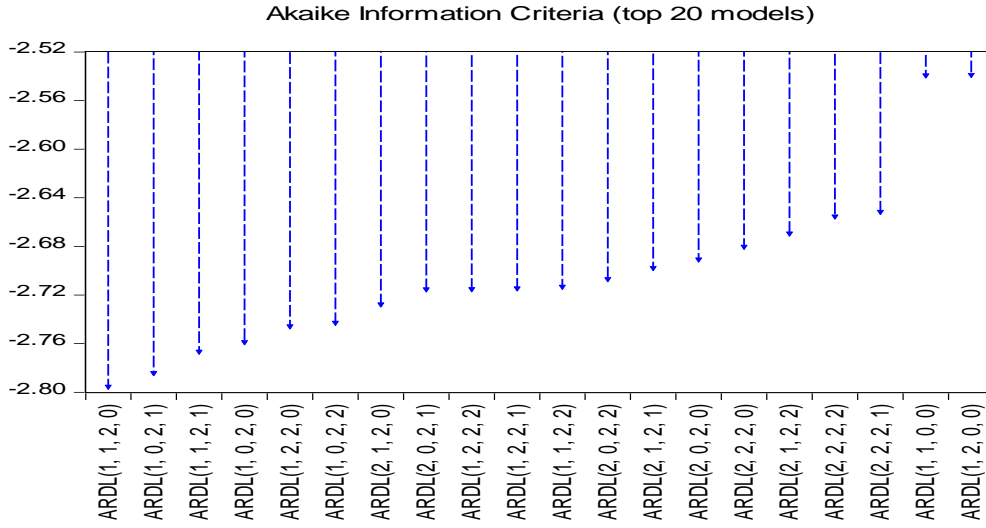
Analize dahil edilen değişkenler arasındaki uzun dönem (eş bütünleşme) ilişkisi varlığının ispatı amacıyla sınır testi uygulanmıştır. Sınır testinde hesaplanan F istatistik değerinin %1 anlamlılık seviyesindeki tablo alt ve üst kritik değerlerinden yüksek olduğu belirlenerek uzun dönemli ilişkinin yokluğuna ilişkin boş hipotez reddedilmiştir (Tablo 4).

Tablo 4. Sınır Testi

F-İstatistiği	Kritik Değer (0.01)		Kritik Değer (0.05)		Kritik Değer (0.10)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
5.5453	3.65	4.66	2.79	3.67	2.37	3.20

Seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin ispat edilmesi halinde modelin tahmini yapılır. Bu aşamada optimum gecikme uzunluğuna bağlı olarak, modeldeki değişkenlere ilişkin uygun gecikme uzunlukları belirlenir ve en uygun modele karar verilir (Narayan ve Smyth, 2005). ARDL yaklaşımında kullanılan veri setinin yıllık serilerden oluşması durumunda optimum gecikme uzunluğunun iki alınması önerilmiştir (Narayan ve Smyth, 2006). Patates üretim kararına ilişkin kurulan modelde, serilerin yıllık olması nedeniyle optimum gecikme uzunluğu iki olarak

alınmış ve en düşük AIC bilgi kriteri değerine sahip olan model tercih edilmiştir (Özcan, 2017). Patates üretim kararının belirleyicileri için en uygun modelin ARDL (1, 1, 2, 0) olduğuna karar verilmiştir (Şekil 1).



Şekil 1. Uygun Model Seçimi

Tablo 5'te ARDL (1, 1, 2, 0) modeli tahmin edilmiştir. Modelin tanısal testlerinde R^2 ve düzeltilmiş R^2 değerleri, modelin açıklama gücünü göstermekte olup bağımlı değişkendirdeki değişimin ilgili model tarafından açıklanma yüzdesini göstermektedir. Bağımsız değişkenlerdeki değişimlerin bağımlı değişkene olan anlamlılığını gösteren F-İstatistik değeri %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Durbin Watson katsayısı değerinin ikiye yakın olması, modelde otokorelasyon (Eren ve Gürbüz, 2020) ve sahte regresyon problemlerinin olmadığını göstermektedir (Rajarathinam ve Subha, 2021).

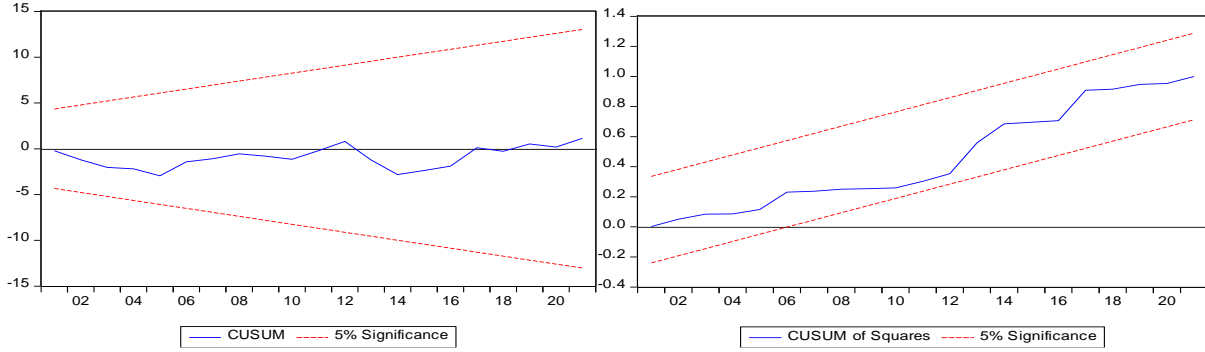
Tablo 5. ARDL Modelinin Tahmini (1, 1, 2, 0)

Bağımlı Değişken	LNPLAND			
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
LNPLAND(-1)	0.4666	0.1331	3.5042	0.0021
LNPYIELD	-0.0910	0.3028	-0.3006	0.7667
LNPYIELD(-1)	0.4001	0.2617	1.5288	0.1412
LNPP	0.0115	0.0372	0.3110	0.7588
LNPP(-1)	0.1059	0.0463	2.2884	0.0326
LNPP(-2)	-0.1034	0.0324	-3.1835	0.0045
LNOYIELD	-0.6033	0.1982	-3.0426	0.0062
C	10.0522	3.9029	2.5755	0.0176
R^2	Düzeltilmiş R^2		DW İstatistiği	F-İstatistiği
0.9289	0.9052		2.0787	39.2213 (0.00)

ARDL modelinin uygunluğu ve elde edilen sonuçların istatistiksel olarak sapmalı olup olmadığını belirlemesi amacıyla başka tanısal testlere de ihtiyaç duyulmaktadır. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişkenler arasında yer aldığı modellerde otokorelasyon sorununun olup olmadığını test etmek amacıyla Breusch-Godfrey testi kullanılmaktadır. Modelde değişen varyansın sınanması için Breusch-Pagan-Godfrey testi, artıkların normal dağılıp dağılmadığını tespiti için Jarque-Bera ve modelde bulunması gerektiği halde yer almayan değişkenlerin olup olmadığını tespitinde ise Ramsey-Reset spesifikasyon testi uygulanmıştır (Gümüşsoy, 2021). Breusch-Godfrey test istatistiği 0.3048 ($0.05 < 0.74$) olarak hesaplanmış ve modelde otokorelasyonun yokluğunu gösteren hipotez kabul edilmiştir. Breusch-Pagan-Godfrey test istatistiği 1.1989 ($0.05 < 0.38$) değişen varyans probleminin olmadığını ve Ramsey-Reset test istatistiği 0.8093 ($0.05 < 0.37$) modelde spesifikasyon hatasının bulunmadığını göstermektedir. Ayrıca Jarque-Bera testi sonuçları 3.1028 ($0.05 < 0.21$) modelde artıkların normal dağılım sergilediğini göstermiştir.

Regresyondaki katsayıların kararlılığının ölçülmesinde Cusum ve Cusum-Q testleri kullanılmaktadır. Öyinemeli biçimde güncellenen testler, kırılma noktalarına göre çizilir ve grafiğin %5 anlamlılık seviyesindeki kritik değer sınırları içerisinde yer alması halinde, modeldeki katsayıların durağan oldukları ve modelin yapısal kırılma içermediği tespit edilebilmektedir (Lawal vd., 2016). Cusum ve Cusum-Q testlerinin her ikisinde de grafiğin kritik

değer sınırları içerisinde yer aldığı ve modeldeki katsayıların kararlı ve yapısal kırılma içermediği tespit edilmiştir (Şekil 2).



Şekil 2. CUSUM ve CUSUM-Q Kararlılık Testleri

ARDL modelinin uzun dönem katsayılarını içeren tablodaki değerler, bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasındaki ilişkinin yönü hakkında çıkarım yapılmasına olanak sağlamaktadır (Sünbül, 2021). Daha açık bir ifadeyle; uzun dönem modelinde, katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda değişkenlerin bağımlı değişkene olan etkisinin şiddeti yorumlanabilmekte, katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olmaması halinde ise değişkenler arasındaki ilişkinin yalnızca yönü yorumlanabilmektedir.

Uzun dönem koşullarında, patatesin hektar başına verimi ve patates fiyatındaki artışların, teorik beklentiyle uyumlu olarak, patates ekili alanı üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte soğanın hektar başına verimi değişkeninin, uzun dönem koşullarında, %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiş ve soğanın hektar başına verimindeki %1'lik artışın, patates ekili alanına yaklaşık %1.13'lük olumsuz bir etkide bulunduğu tespit edilmiştir (Tablo 6).

Tablo 6. Uzun Dönem Katsayıları

Bağımlı Değişken	LNPLAND			
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
LNPIYIELD	0.5794	0.4743	1.2216	0.2354
LNPP	0.0264	0.0236	1.1198	0.2754
LNOYIELD	-1.1312	0.3187	-3.5484	0.0019*
C	18.8475	3.9112	4.8187	0.0001*

* %1 önem seviyesinde anlamlı.

Uzun dönem analizinden edilen sonuçlar, patatesteki yüksek verimin üretim kararı üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu, soğan verimindeki artışın ise uzun dönem koşullarında patatese bir alternatif olarak, patates üretim kararını olumsuz yönde etkilediğini göstermektedir. Bu durum üreticilerin üretim kararında, yüksek verime sahip ve hızlı nakit kaynağına dönüşebilecek tarımsal ürünleri tercih etme eğilimini destekler niteliktedir.

Literatürde tarımsal ürünlerin fiyat ve üretim ilişkisini belirlemede, genellikle, gecikmesi dağıtılmış modellerin (ARDL hata düzeltme, Almon, Koyck) kullanıldığı tespit edilmiştir. Bu çalışmada, analize dahil edilen değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin belirlenmesi amacıyla hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Kalıntıların dönemlik gecikmesini ifade eden ECT(-1) katsayısının 0 ile -1 arasında bir değere sahip olması ve istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermesi beklenmektedir. Bu durum, patatesteki cobweb teoreminin sarmal bir biçimde dengeye gelme durumunun gerçekleştiğini göstermektedir (Gümüşsoy, 2021). Hata düzeltme katsayısı, teorik beklentiyle uyumlu olarak negatif (-0.53) ve istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermiştir. Buna göre kalıntıların dönemlik gecikmesini gösteren ECT(-1) katsayısı, kısa dönemde ortaya çıkan şokların yaklaşık (1/0.53) 1.8 yıl sonra uzun dönem denge seviyesine geleceğini ifade etmektedir. Kısa dönem katsayı sonuçları, cari dönem hektar başına patates verimi ve cari dönem patates fiyatının, cari dönem üretim kararı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte bir dönem önceki patates fiyatındaki %1'lik artışın, cari dönem patates üretim kararı üzerinde yaklaşık %0.10 oranında olumlu bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Ayrıca kısa dönem koşullarında, soğanın hektar başına veriminin modelden dışlandığı görülmektedir (Tablo 7).

Tablo 7. Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı Değişken	LNPLAND			
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
D(LNVPAT)	-0.091037	0.225975	-0.402865	0.6911
D(LNPPAT)	0.011599	0.026096	0.444471	0.6612
D(LNPPAT(-1))	0.103460	0.023310	4.438482	0.0002
ECT(-1)	-0.533346	0.092832	-5.745287	0.0000
R²	Düzeltilmiş R²		DW İstatistiği	
0.7429	0.7121		2.0787	

Araştırmadan elde edilen uzun dönem bulgularının, büyük ölçüde, teorik beklentiyle uyumlu sonuçlar verdiği belirlenmiştir. Uzun dönem üretim ve fiyat ilişkisinin incelendiği birçok araştırmada fiyatın uzun dönem üretim kararına olumlu bir etkide bulunduğu belirlenmiştir. Onwusiribe, Mbanasor ve Agwu (2018) Nijerya’da, patates fiyatındaki artışların patates ihracatını olumlu yönde etkilediğini, Gümüşsoy (2021) Türkiye’de kuru soğan fiyatlarındaki %1’lik artışın kuru soğan üretimini %0.8 oranında arttırdığını ve Kaplan ve Kızılaslan (2022) nohut fiyatlarında gerçekleşen %1 oranındaki yükselişin nohut üretim kararını %1.21 arttırdığını tespit etmişlerdir. Farklı tarımsal ürünlerin bir arada değerlendirildiği araştırmasında, Hurma ve Tüzün Rad (2021) patates ve soğan üretiminin karşılıklı bir nedensellik ilişkisi içerisinde olduğunu belirlemişlerdir. Bununla birlikte birim alan veriminin ele alındığı çalışmada, Dağdemir ve Birinci (1999) patates üretimini etkileyen en önemli unsurun verim (teknoloji) olduğu, Weersing vd. (2010) ise çeşitli tarımsal ürünlerin üretim kararı üzerinde fiyat ve alan veriminin önemli bir etkide bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Uzun dönem analizine benzer biçimde, araştırmadaki hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçların da teorik beklentiyle uyumlu olduğu görülmektedir. Nitekim Ezekiel (1938) 1921-1939 dönemi, ABD’deki patates üretim ve fiyat dalgalanmalarının dengeye yönelik gerçekleştiğini, Özçelik ve Özer (2006) 1973-2004 dönemi, Türkiye soğan piyasasında, üretimin geçmiş üç yılın fiyatlarından etkilenmekte olduğunu ve fiyat değişimlerinin üretim üzerindeki etkisinin yaklaşık 10 ay sonra gerçekleştiğini, Erdal ve Erdal (2008) 1975-2006 dönemini incelediği çalışmada, Türkiye’de soğan fiyatındaki artışların gecikmeli olarak üretimi arttırdığını ve bu etkinin yaklaşık 1.19 yıl sonra gerçekleştiğini, Doğan ve Onurlubaş (2016) 1994-2013 yıllarında, Türkiye’de domates üretiminin, cari dönem ve bir önceki dönem fiyatlarından olumlu yönde, iki dönem önceki fiyatlarından ise olumsuz yönde etkilendiğini, Özbay ve Çelik (2016) 1994-2013 dönemi, Türkiye karpuz piyasasında, cari dönem fiyatlarındaki artışın üretimi negatif yönde etkilediğini, sekiz döneme kadar gecikmeli fiyatlardaki artışın ise pozitif yönde etkilendiğini, Kadakoğlu ve Karlı (2021) 1990-2019 döneminde, Türkiye’de bir önceki dönem patates fiyat ve tüketim miktarının üretim kararı üzerinde olumlu, gübre fiyatlarının ise olumsuz bir etkisinin bulunduğunu, Gümüşsoy (2021) kuru soğan üretim ve fiyatının dengeye yönelik dalgalandığını ve soğan üretiminin bir dönem önceki soğan fiyatından etkilendiğini belirlemişlerdir.

Bununla birlikte bazı araştırmalarda üretim, fiyat ve piyasanın dengeye gelme durumuna ilişkin farklı sonuçlar da elde edilmiştir. Dağdemir (1998) 1975-1994 dönemi, Türkiye soğan piyasasını incelediği araştırmasında, piyasanın dengeden uzaklaşan bir dalgalanma sergilediğini tespit etmiştir. Balgalmış-Kunt (2009) Türkiye’de, 1980-2004 döneminde, patates ve soğan piyasasının dengeden uzaklaşan, patlıcan ve sarımsak piyasalarının ise dengeye yönelik dalgalandığını belirlemiştir. Kaya (2015) 1984-2013 yıllarını kapsayan çalışmada, Türkiye patates piyasasını incelemiştir. Araştırmadan elde ettiği Koyck Modeli sonuçları, cari ve bir önceki dönem patates fiyatlarının üretimi olumlu yönde etkilendiğini, Almon Modeli sonuçları ise teorik beklentiden farklı olarak, üretimin fiyatlardan olumsuz yönde etkilendiğini tespit etmiştir. Bu sonucun sebebi olarak iklim şartları, ikame ürün gibi farklı kurumsal nedenler gösterilmiştir.

Literatürdeki çalışmalara bakıldığında, genel olarak, patates gibi tarımsal ürünlerde üretim ve ekili alanın, fiyatların gecikmeli değerlerinden olumlu yönde etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Patates piyasasının dengeye gelme ve üretim dalgalanmalarının araştırıldığı çalışmalarda ise kullanılan yöntem, modele dahil edilen değişkenler ve zaman boyutu gibi faktörlerden dolayı birbirlerinden farklı sonuçların elde edildiği belirlenmiştir. Ancak yapılan literatür araştırmasına bağlı olarak, tarım ürünleri piyasasında, genellikle, miktar ve fiyat dalgalanmalarının dengeye yönelik olarak gerçekleştiği tespit edilmiştir.

Türkiye için yapılan bu araştırmada, patates fiyatının üretim kararı üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Patates üretim kararı için oluşturulan analizde, literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olarak, hektar başına verim de modele dahil edilmiştir. Patates ve soğan üretimindeki hektar başına verimin uzun dönem koşullarında üretim

kararı üzerinde bir etkisinin bulunduğu, kısa dönemde ise herhangi bir etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Bu sonuç, tarımda uygulanacak olan verim artırıcı politikaların, uzun dönem koşullarında, üretim istikrarı açısından önemini göstermektedir.

5. SONUÇ

Tarım piyasasında önemli bir yere sahip olan patatesin Türkiye'deki üretim kararını etkileyen faktörler ARDL sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Bu amaçla analizde, 1991-2021 dönemine ilişkin yıllık patates ekili alanı, yıllık ortalama patates fiyatı ve yıllık patates ve soğanın hektar başına verimi değişkenleri kullanılmıştır.

Uzun dönemde, patates fiyatı, patates ve soğanın hektar başına veriminin patates üretim kararı üzerinde bir etkisinin bulunduğu belirlenmiştir. Buna göre, patates fiyatı ve patatesin hektar başına verimindeki artışların patates üretim kararını olumlu yönde etkilediği, soğanın hektar başına verimindeki artışların ise olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Patates üretim kararını etkileyen faktörlerin kısa dönemli analizi için hata düzeltme modeli kurulmuştur. Hata düzeltme modeli teorik beklentiye uyumlu sonuçlar vermiş ve patates piyasasında oluşan aksaklıkların yaklaşık %53 oranında dengeye yönelme eğiliminde olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle, piyasada oluşan kısa dönemli aksaklıkların herhangi bir zorlanma olmaksızın yaklaşık 1.8 (1/0.53) yıl sonra uzun dönem denge seviyesine ulaşabileceği belirlenmiştir. Bu durum patates piyasasında, cobweb teoreminde öngörülen dengeye yönelik dalgalanmanın varlığını destekler niteliktedir. Kısa dönem analizinde, yalnızca bir dönem önceki patates fiyatı değişkeninin istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar verdiği anlaşılmıştır. Patatesin bir dönem önceki fiyatındaki artışların cari dönem patates üretim kararına olumlu yönde bir etkide bulunduğu belirlenmiştir. Soğanın hektar başına verimi değişkeninin ise kısa dönemde hata düzeltme modelinden dışlanmış olduğu görülmektedir.

Türkiye'de patates, üretimde ve fiyatta dalgalanmaların en fazla yaşandığı tarımsal ürünlerden birisi olarak karşımıza çıkmaktadır (TEPGE, 2022). Araştırmadan elde edilen kısa dönem hata düzeltme modeli sonuçları, patates arzının kısa dönem koşullarında değiştirilememesi nedeniyle üreticilerin üretim kararında bir dönem önceki fiyatları baz aldığını ve üretim ve fiyatların dalgalanma gösterdiğini kanıtlar niteliktedir. Patates piyasasındaki fiyatların, serbest piyasa koşullarında, ülke ve çevre ülkelerdeki üretim miktarı, ihracat gibi faktörlerden etkilendiği bilinmektedir (Kaya, 2015). Bu doğrultuda üretici bilgi kanallarının aktif ve düzgün olarak işlemesi ve etkin bir pazarlama ağının sağlanması, üretim ve fiyat dalgalanmalarını önlemede etkili olabilecektir. Ayrıca tarım ürünlerindeki fiyat dalgalanmaları, enflasyonun çift haneli olduğu zamanlarda daha belirgin bir biçimde hissedilmektedir (Özçelik ve Özer, 2006; Arısoy ve Bayramoğlu, 2017). Piyasayı düzenleyen kurumların üretim tahmini, üretim planlaması gibi uygulamalarının yanı sıra aktif bir denetim sistemi ile piyasa mekanizmasının işleyişini bozan faaliyetlerle mücadele etmesi, gıda enflasyonunun önlenmesinde ve böylece üretici ve tüketici refahının sağlanmasında etkili olabilecektir.

Araştırmadan elde edilen sonuçlar, patates ve soğanın hektar başına veriminin üretim kararını kısa dönem koşullarında etkilemediğini, ancak uzun dönem koşullarında etkilediğini göstermektedir. Buna göre, patates üretimine ilişkin teknik eğitim ve uygulanacak olan tarımda teknoloji faaliyetleri sayesinde üretimde etkinlik sağlanabilecektir. Bunun yanı sıra, tarımsal girdi desteği ve doğru girdi kullanımına yönelik faaliyetler, üretimde kalitenin sağlanmasına yardımcı olabilecektir. Bu sayede uzun dönem verim koşulları iyileştirilebilecek ve üretimde istikrara ulaşılabilecektir. Ayrıca patates piyasasının gıda sanayi ile desteklenmesi ve ihracatın işlenmiş ve katma değerli ürün olarak yapılması, ülkeye döviz girdisi kazandırmasının yanı sıra mevcut istihdama da katkıda bulunabilecektir.

YAZARLARIN BEYANI

Katkı Oranı Beyanı: Yazar, çalışmanın tümüne tek başına katkı sağlamıştır.

Destek ve Teşekkür Beyanı: Çalışmada herhangi bir kurum ya da kuruluştan destek alınmamıştır.

Çatışma Beyanı: Çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması söz konusu değildir.

KAYNAKÇA

- Anwar, D., Shabbir, D., Shahid, M. H. ve Samreen, W. (2015). Determinants of Potato Prices and its Forecasting: A Case Study of Punjab, Pakistan. Punjab Economic Research Institute, Munich Personal RePEc Archive, (41193), <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66678/>.
- Arısoy, H. ve Bayramoğlu, Z. (2017). Determination of the Effect of Price Fluctuations on Producer Income—the Case of Potatoes. *Turkish Journal of Agriculture-Food Science and Technology*, 5(11), 1342-1349.
- Aruga, K., Islam, M. M. and Jannat, A. (2022). Effects of the State of Emergency During the COVID-19 Pandemic on Tokyo Vegetable Markets. *Sustainability*, 14(15), 1-16.
- Balgalmış-Kunt, H. (2009). Türkiye’de Tarımsal Ürün Piyasalarında Dönemsel Fiyat Dalgalanmaları: Cobweb Teoremi Üzerine Bir Uygulama. Yüksek Lisans Tezi, Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Tokat.
- Bolotova, Y. V. (2017). Recent Price Developments in the United States Potato Industry. *American Journal of Potato Research*, 94(5), 567-571.
- Dağdemir, V. (1998). Türkiye Soğan Piyasasının Ekonomik Analizi. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 12, 99-114.
- Dağdemir, V. ve Birinci, A. (1999). Türkiye’de Patates Pazarlaması ve Fiyat Dalgalanmalarının Üretim Üzerine Etkisi. II. Ulusal Patates Kongresi, 26 - 28 Haziran 1999, cilt.42, Erzurum, Türkiye, 42-53.
- Doğan, H. G. ve Onurlubaş, E. (2016). The Examination with the Aid of Almon Approach of Cobweb Theorem to Tomato Production in Turkey. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 7(1), 259-272.
- Erdal, G. ve Erdal, H. (2008). Kuru Soğanda Üretim-Fiyat Etkileşimi. Gaziosmanpaşa Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 25(1), 33-39.
- Eren, O. ve Gürbüz, A. O. (2020). Türkiye’nin Seçilmiş Ülkeler ile Olan Dış Ticaretinin Belirleyicileri ve Reel Döviz Kuru ile İlişkisi: Ekonometrik Bir Analiz. *Maliye ve Finans Yazıları*, (114), 295-326.
- Eştürk, Ö. ve Mert, N. (2022). Küresel İklim Değişikliğinin Ardahan İlinde Tahıl ve Yem Bitkileri Verimliliği Üzerine Etkilerinin ARDL Modeli ile Analizi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi*, 25(Ek Sayı 2), 506-514.
- Ezekiel, M. (1938). The Cobweb Theorem. *The Quarterly Journal of Economics*, 52(2), 255-280.
- FAO (2022). Crops and Livestock Products. Food and Agriculture Organization of United Nations, Erişim adresi: <https://www.fao.org/faostat/en/#data/QCL>, (29.12.2022).
- Fatima, A., Abid, S. ve Naheed, S. (2015). Trends in Wholesale Prices of Onion and Potato in Major Markets of Pakistan: A Time Series Analysis. *Pakistan Journal of Agricultural Research*, 28(2), 152-158.
- Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1986). *Forecasting Economic Time Series*. 2nd Edition, Academic Press INC, San Diego, California.
- Gujarati, D. N. ve Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics*. 5th Edition, McGraw-Hill, New York.
- Gülmez, A. (2015). Türkiye’de Dış Finansman Kaynakları Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(2), 139-152.
- Gümüşsoy, F. G. (2021). Kuru Soğan Üretimi ve Fiyat İlişkisinin ARDL Sınır Testi ve Almon Modeli ile Tespit Edilmesi: Örumcek Ağı Teoremi. *Ekonomi Maliye İşletme Dergisi*, 4(1), 37-55.
- Hatırlı, S. A. (2016). *Mikro Ekonomi*, Dördüncü Baskı, Alter Yayınları, Ankara.
- Hurma, G. ve Tüzün-Rad, S. (2021). Türkiye’de Soğan ve Patateste Ekim Alanı-Fiyat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Hatemi- J Analizi. *Hukuk ve İktisat Araştırmaları Dergisi*, 13(1), 68-82.
- İzolloğlu, C. (2019). Zaman Serileri Birim Kök Testleri ve Bir Uygulama. Yüksek Lisans Tezi, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Malatya, Türkiye.
- Kadakoğlu, B. (2021). Afyonkarahisar İlinde Patates Üretiminin Teknik ve Ekonomik Etkinliğinin Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Isparta Uygulamalı Bilimler Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Isparta, Türkiye.
- Kadakoğlu, B. ve Karlı, B. (2021). Türkiye’de Patates Üretimi, İhracatı ve Destekleme Politikalarının Değerlendirilmesi. *Ziraat Fakültesi Dergisi*, 16(1), 7-16.
- Kaplan, K. ve Kızılaslan, H. (2022). Türkiye’de Nohut Üretim Alanını Etkileyen Faktörlerin ARDL Modeli ile Analizi. *Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 67-75.
- Kaya, M. (2015). Cobweb Teoreminin Farklı Modeller Bağlamında İncelenmesi: Patates Örneği. Yüksek Lisans Tezi, Aksaray Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Aksaray, Türkiye.

- Kılavuz, E. ve Erdem, İ. (2019). Dünyada Tarım 4.0 Uygulamaları ve Türk Tarımının Dönüşümü. *Social Sciences*, 14(4), 133-157.
- Kılıçer, E. (2019) Patates Üreticiliği Yapan Çiftçilerin Üretim Maliyetlerine İlişkin Algılarını Belirlemeye Yönelik Bir Araştırma: Niğde İli Örneği. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(4), 3399-3415.
- Kocabıyık, T., Aksoy, E. ve Teker, T. (2020). Makroekonomik Değişkenlerin Park Mavera III Gayrimenkul Sertifikası Fiyatı Üzerine Etkisinin Toda-Yamamoto Analizi ile Keşfi. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 8(21), 347-365.
- Lawal, A. I., Nwanji, T. I., Asaleye, A. ve Ahmed, V. (2016). Economic Growth, Financial Development and Trade Openness in Nigeria: An Application of the ARDL Bound Testing Approach. *Cogent Economics and Finance*, 4(1), 1-15.
- Mushtaq, R. (2011). Augmented Dickey Fuller Test. *Social Science Research Network (SSRN)*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1911068>.
- Muthoni, J., Shimelis, H. ve Melis, R. (2013). Potato Production in Kenya: Farming Systems and Production Constraints. *Journal of Agricultural Science*, 5(5), 182-197.
- Narayan, P. K. (2004). Fiji's Tourism Demand: The ARDL Approach to Cointegration. *Tourism Economics*, 10(2), 193-206.
- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P. ve Smyth, R. (2005). Trade Liberalization and Economic Growth in Fiji. An Empirical Assessment Using the ARDL Approach. *Tourism Economics*, 10(2), 193-206.
- Onwusiribe, C. N., Mbanasor, J. A. ve Agwu, N. M. (2018). Long-Run and Short-Run Macroeconomic Determinants of Potato Export in Nigeria. *Nigeria Agricultural Journal*, 49(1), 117-124.
- Onwusiribe, N. C., Agwu, N. M. ve Mbanasor, J. A. (2018). Productivity Determinants of Potato in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Model Approach. *Alanya Akademik Bakış*, 2(3), 259-274.
- Özbay, N. ve Çelik, Ş. (2016). Türkiye'de Karpuz Üretiminde Üretim-Fiyat İlişkisinin Almon Gecikme Modeli ile İncelenmesi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Doğa Bilimleri Dergisi*, 19(2), 141-146.
- Özcan, B. (2017). ARDL Model Bounds Test Approach: The Case of Turkey, Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, Türkiye.
- Özçelik, A. ve Özer, O. O. (2006). Koyck Modeliyle Türkiye'de Buğday Üretimi ve Fiyatı İlişkisinin Analizi. *Journal of Agricultural Sciences*, 12(4), 333-339.
- Öztürk, E. ve Polat, T. (2017). Tohumluk Patates Yetiştiriciliği ve Önemi. *Alinteri Journal of Agriculture Science*, 32(1), 99-104.
- Pata, U. K., Yurtkuran, S. ve Kalça, A. (2016). Türkiye'de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı, Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 38(2), 255-271.
- 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.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rajathinam, A. ve Subha, S. S. (2021). The Interaction Between Area and Production of Food Grain Crops in India: An Empirical Evidence from ARDL Bounds Test Cointegration. *Research Square*, 1-17. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-640183/v1>.
- Sabur, S. A., Miah, M. M., Begum, M. E. A., Rahman, M. S. ve Molla, M. U. (2021). Demand, Supply and Reasons for Price Hike of Potato in Bangladesh. *The Bangladesh Journal of Agricultural Economics*, 42(1), 93-108.
- Sünbül, E. (2021). Dış ticaret Hacmi ve Döviz Kuru İlişkisinin ARDL Sınır Testi ile Analizi (Türkiye Örneği). *Journal of Banking and Financial Research*, 8(1), 1-16.
- T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı (2019). Patates Bülteni, Ürün Masalları, Bitkisel Üretim Genel Müdürlüğü, Tarım Havzaları Genel Başkanlığı.
- TEPGE (2022). Ürün Raporu Patates. Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü, Yayın No: 356, ISBN: 978-625-8451-47-4.
- TÜİK (2013). İstatistiki Göstergeler 1923-2013. Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara.
- TÜİK (2022). Tarım İstatistikleri. Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=tarim-111>, (29.12.2022).

- Vigila, V., Shivakumar, K. M., Rohini, A. ve Sivakami, B. (2021). An economic Analysis of Cointegration for Potato Market in Tamil Nadu, India. In C. C. Kio (Eds.), Insights into Economics and Management Vol 7. Book Publisher International.
- Weersink, A., Cabas, J. H. ve Olale, E. (2010). Acreage Response to Weather, Yield, and Price. Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'agroeconomie, 58(1), 57-72.
- Yılmaz, H., Demircan, V. ve Erel, G. (2006). Bazı Önemli Patates Üreticisi İllerde Patates Üretim Maliyeti ve Gelirinin Karşılařtırılmalı Olarak İncelenmesi. Süleyman Demirel Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 1(1): 22-32.