



2025, 14 (1), 190-210 | Araştırma Makalesi

Türkiye’de Perakende Süt Fiyatını Etkileyen Faktörlerin ARDL Yaklaşımı ile Belirlenmesi

Onur Demirel¹

Öz

Süt ve süt ürünleri kalsiyum, fosfor, mineraller, vitaminler süt proteinleri ve esansiyel aminoasitler bakımında oldukça zengin olması dolayısıyla beslenmede önemli bir yere sahiptir. Bu özelliği ve sayısız ürünün hammaddesi/bileşeni olması dolayısıyla dünyada ve Türkiye’de yaygın şekilde üretilmekte ve tüketilmektedir. Üreticiden tüketicinin sofrasına gelinceye kadar işleme maliyetleri dolayısıyla fiyatlar doğal olarak artmaktadır. Çalışmada perakende süt fiyatını etkileyen faktörler araştırılmıştır. Bu amaçla öncelikle dünyada ve Türkiye’de süt üretimi, tüketimi ve dış ticareti incelenmiştir. 2020 yılı itibariyle dünyada 910,4 milyon ton çiğ süt üretilirken Türkiye’de bu rakam 23,5 milyon ton olup dünya toplam süt üretiminin %2,5’ine karşılık gelmektedir. Tüketim söz konusu olduğunda ise dünya kişi başına çiğ süt tüketimi ortalama 116,9 kg/yıl iken bu rakam Türkiye için 39,1 kg/yıl düzeyinde kalmaktadır. Literatürde perakende süt fiyatlarının belirleyicileri arasında üreticinin eline geçen çiğ süt fiyatı, enflasyon endeksi ve çeşitli kukla değişkenler kullanılmaktadır. Çalışmada perakende süt fiyatını etkileyen faktörleri belirlemek amacıyla Ocak 2016 – Şubat 2022 dönemi aylık verileri kullanılarak ARDL modeli tahminlenmiştir. Model tahmin sonuçlarına göre perakende süt fiyatı ile üreticinin eline geçen fiyat, motorin fiyatı, süt ürünleri ÜFE değişimi ve diğer işlenmemiş gıda TÜFE değişimi arasında uzun dönemli ilişkinin (eşbütünleşme) olduğu tespit edilmiştir. Üreticinin eline geçen fiyat, motorin fiyatı, süt ürünleri ÜFE değişimi ve diğer işlenmemiş gıda TÜFE endeksi değişiminde meydana gelen %1’lik artışların perakende süt fiyatını sırasıyla %0,86; %0,11; %0,03 ve %0,06 oranlarında artıracakı tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise yaşanabilecek bir şokun yaklaşık %38,92’sinin 1 ay içerisinde giderilebileceği ve yaklaşık 2,5 ayda tekrar dengeye gelinebileceği bulunmuştur. Sonuç olarak perakende süt fiyatları büyük oranda maliyetler tarafından belirlenmektedir.

Anahtar Kelimeler: Süt, ARDL Yaklaşımı, Eşbütünleşme, Perakende Süt Fiyatı, Türkiye.

Demirel, O. (2025). Türkiye’de Perakende Süt Fiyatını Etkileyen Faktörlerin ARDL Yaklaşımı ile Belirlenmesi. İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 14(1), 190-210. <https://doi.org/10.15869/itobiad.1348987>

Geliş Tarihi	23.08.2023
Kabul Tarihi	13.02.2025
Yayın Tarihi	28.03.2025
*Bu CC BY-NC lisansı altında açık erişimli bir makaledir.	

¹ Doç. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Isparta, Türkiye, onurdemirel@sdu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4476-0066



2025, 14 (1), 190-210 | Research Article

Determining the Factors Affecting Retail Milk Prices in Türkiye Using ARDL Approach

Onur Demirel ¹

Abstract

Dairy and dairy products have an important place in nutrition due to their richness in calcium, phosphorus, minerals, vitamins, milk proteins, and essential amino acids. Due to this characteristic and its role as a raw material/component in numerous products, it is widely produced and consumed both globally and in Türkiye. However, from producer to consumer, the costs of processing naturally result in price increases. The study investigates the factors influencing retail milk prices. For this purpose, firstly, milk production, consumption, and foreign trade are examined both globally and in Türkiye. As of 2020, while 910.4 million tons of raw milk were produced worldwide, this figure is 23.5 million tons in Türkiye, accounting for 2.5% of global milk production. In terms of consumption, global per capita raw milk consumption averages 116.9 kg/year, while this figure remains at 39.1 kg/year for Türkiye. In the literature, determinants of retail milk prices include the producer's raw milk price, inflation index, and various proxy variables. To identify the factors affecting retail milk prices, an ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model is estimated using monthly data from January 2016 to February 2022. According to the model's estimation results, there is a long-term relationship (cointegration) between retail milk price, producer's price, diesel price, changes in dairy product PPI, and changes in other unprocessed food CPI. It is determined that a 1% increase in the producer's price, diesel price, changes in dairy product PPI, and changes in other unprocessed food CPI will lead to respective increases of 0.86%, 0.11%, 0.03%, and 0.06% in the retail milk price. In the short term, it is found that approximately 38.92% of a shock can be absorbed within 1 month, and equilibrium can be regained in about 2.5 months. In conclusion, retail milk prices are largely determined by costs.

Keywords: Milk, ARDL Model, Cointegration, Retail Milk Price, Türkiye.

Demirel, O. (2025). Determining the Factors Affecting Retail Milk Prices in Türkiye Using ARDL Approach. *Journal of the Human and Social Science Researches*, 14(1), 190-210. <https://doi.org/10.15869/itobiad.1348987>

Date of Submission	23.08.2023
Date of Acceptance	13.02.2025
Date of Publication	28.03.2025
*This is an open access article under the CC BY-NC license.	

¹ Assoc. Prof. Dr., Süleyman Demirel University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Isparta, Türkiye, onurdemirel@sdu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4476-0066

Giriş

Süt ve süt ürünleri kalsiyum ve fosfor bakımında oldukça besleyici olmalarıyla bilinmesinin yanında mineraller, vitaminler (A, B, D, E ve K), süt proteinleri ve esansiyel aminoasitler bakımından da zengindirler. Bu içeriği ile süt ve süt ürünleri diş ve kemik gelişimi için önem arz etmekte, özellikle çocuklar, menopoz sonrası kadınlar ile gebe ve emziren kadınlar için tüketilmesi zaruri gıdalar arasında yer almaktadır. Ayrıca sütün kan basıncını düzenleme (Fernandez vd., 2017, s.821), doyumluk hissi sağlama ve obezitede düşüş (Lee vd., 2018, s.376) ve tip-2 diyabet gelişimini sınırlayıcı etkileri de (Tong vd., 2011, s.1030) söz konusudur. Bu bağlamda süt insan sağlığı, beslenmesi ve gelişimi açısından önde gelen gıda ürünleri arasında gelmektedir. Dünya genelinde 2020 yılı itibarıyla 910,4 milyon ton çiğ süt üretilirken Türkiye’de bu rakam 23,5 milyon ton olup dünya toplam süt üretiminin %2,5’ine karşılık gelmektedir. Tüketime bakıldığında ise dünya ortalaması kişi başına 116,9 kg/yıl iken bu rakam Türkiye için 39,1 kg/yıl’dır (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.7, 19-21, 46-47). 2021 yılı FAO (ABD Gıda ve Tarım Örgütü) verilerine göre dünya toplam çiğ üretiminin yaklaşık %10’u (89,6 milyon ton) dış ticarete konu olmaktadır. Türkiye ise aynı yıl gerçekleştirdiği 516,7 milyon dolarlık ihracatı ve 64,2 milyon dolarlık ithalatı ile net ihracatçı konumundadır (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.54-55). Ayrıca 2021 yılı itibarıyla süt ve süt ürünleri sektöründe faaliyet gösteren 1.131 firma (TÜİK, 2023b) ile istihdam etkisi birlikte ele alındığında sektörün Türkiye için oldukça önemli olduğu ortaya çıkmaktadır.

Süt fiyatları incelendiğinde süt fiyatı üzerinde özellikle yem fiyatlarının, arz ve talep koşullarının, çevresel (iklim değişikliği, kuraklık, susuzluk, sel vb.) ve makroekonomik faktörlerin (ticaret politikaları, anlaşmalar, kurlar, petrol fiyatları, siyasi gerginlikler, ekonomik krizler vb.) etkili olduğu bilinmektedir. IFCN (International Farm Comparison Network - Uluslararası Çiftlik Karşılaştırma Ağı) hesaplarına göre dünya çiğ süt ortalama fiyatı Haziran 2021 tarihi itibarıyla 0,452 \$/litredir. Avrupa’da ise litre başına fiyat 0,2805 Euro (Litvanya) ile 0,3908 Euro (İtalya) arasında değişmektedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.21-22).

Perakende süt fiyatları dikkate alındığında ise 2015 yılında 2,83 TL olan perakende reel süt fiyatının 2021 yılında 6,70 TL’ye yükseldiği, geçen 6 yıllık dönemde perakende reel süt fiyatının 2,37 katına yükseldiği görülmektedir. Nominal fiyatlar dikkate alındığında ise Temmuz 2023 tarihi itibarıyla perakende süt fiyatının Türkiye’de 28,93 TL (IYAŞ, 2023), ABD’de 31,02 TL (USDA, 2023), Almanya’da 33,84 TL (DM, 2023) olduğu görülmektedir. Çiğ süt fiyatları ile perakende fiyatlar karşılaştırıldığında ortaya çıkan farklılık, bu konunun analizine ilgiyi arttırmaktadır. Bu bağlamda çalışmada Türkiye’de perakende süt fiyatına etki eden faktörler analiz edilmiş olup çalışmanın araştırma sorularını çiğ süt fiyatının, enerji fiyatlarının, enflasyonun ve girdi maliyetlerinin perakende süt fiyatı üzerinde kısa ve uzun dönemli etkilerinin olup olmadığı oluşturmakta olup, bu kalemlerin tümünün çiğ süt fiyatı üzerinde etkili olduğu hipotezine cevap aranmıştır. Çalışma gerek güncel veri kullanımı dolayısıyla, gerek perakende süt fiyatını etkileyen faktörleri belirlemeye çalışması gerekse de kullandığı yöntem bakımından özgün olup, literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Dünyada ve Türkiye’de süt üretim, tüketim ve dış ticaret yapısının ele alınmasını takiben literatür taraması gerçekleştirilmiştir. Ardından materyal ve yöntem tanıtılmış, model tahmin sonuçları verilmiştir. Çalışma sonuç ve tartışma bölümü ile son bulmaktadır.

1. Dünyada ve Türkiye’de Süt Üretim, Tüketim ve Dış Ticareti

Dünya süt üretimi incelendiğinde 2005 yılında yaklaşık 657 milyon ton olan süt üretimi yaklaşık %39 artarak 2020 yılı itibariyle 910 milyon tonu aşmıştır (Tablo 1). Bu artışta özellikle dünya nüfusunda 2005-2020 döneminde yaşanan %19,35’lik artış (UN, 2023) ve kişi başına tüketimdeki (2020 yılı itibariyle 116,9 kg/yıl) artışlar ile Asya ve Kuzey Amerika’daki hızlı üretim artışlarının önemli etkileri söz konusudur (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.8, 12).

Tablo 1: Türler İtibariyle Dünya Süt Üretimi ve Toplam Süt Üretimi İçindeki Payları (2005-2020)

(Bin ton)	2005	2010	2015	2017	2018	2019	2020
İnek Sütü	548.984	600.684	667.273	687.245	701.021	714.781	735.270
	%83,59	%82,95	%82,41	%81,60	%81,25	%80,90	%80,76
Manda Sütü	79.501	93.154	109.053	120.796	127.099	132.931	138.972
	%12,11	%12,86	%13,47	%14,34	%14,73	%15,05	%15,26
Keçi Sütü	16.305	16.645	19.587	19.504	20.688	21.093	21.432
	%2,48	%2,30	%2,42	%2,32	%2,40	%2,39	%2,35
Koyun Sütü	9.043	9.875	10.069	10.733	10.231	10.632	10.617
	%1,38	%1,36	%1,24	%1,27	%1,19	%1,20	%1,17
Diğer	2.903	3.801	3.735	3.897	3.771	4.116	4.128
	%0,44	%0,52	%0,46	%0,46	%0,44	%0,47	%0,45
Toplam	656.735	724.158	809.718	842.175	862.809	883.554	910.419

Kaynak: IDF, The World Dairy Situation Raporlarından aktaran Ulusal Süt Konseyi Raporları (2020, 2021 ve 2022).

Türlerine göre süt üretimi incelendiğinde en fazla üretimin inek sütünde gerçekleştirildiği, 2020 yılı itibariyle inek sütünün toplam süt üretimi içindeki payının %80,76 düzeyinde olduğu görülmektedir. Dünya inek sütü üretiminde AB-28 2020 yılı itibariyle 170,1 milyon ton (%23) ilk sırayı alırken, AB’yi Hindistan (105,5 milyon ton), ABD (101,3 milyon ton) ve Brezilya (36,7 milyon ton) izlemektedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.9-10). Türkiye ise 2020 yılındaki 21,75 milyon tonluk inek sütü üretimi ile dünyada 8. sırada yer alırken, üretimi 2021 ve 2022 yıllarında sırasıyla 21,37 ve 19,91 milyon tona gerilemiştir (TÜİK, 2023c). Bu gerilemenin arkasındaki başlıca neden, 2020 yılında 17,97 milyon olan sığır sayısının 2022 yılında 16,85 milyona düşmesidir (TÜİK, 2023d).

Öte yandan inek sütünün toplam süt üretimi içindeki payı azalırken, manda sütü üretiminin payı artarak %15 düzeylerine ulaşmıştır. 2020 yılı itibariyle manda sütü üretiminde ise ilk sırada %73’lük payla Hindistan yer alırken onu %22’lik payla Pakistan izlemektedir. Türkiye ise manda sütü üretiminde dünyada 9. sırada yer almaktadır (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.11). Türkiye’de 2020 yılında 63,77 bin ton olan manda sütü üretimi 2021’de 63,64 bin tona, 2022’de ise 43,59 bin tona gerilemiştir (TÜİK, 2023c). Bu gerilemenin en önemli sebebi ise 2020 yılında 192.489 olan manda sayısının 2022 yılında 171.835’e gerilemesidir (TÜİK, 2023d).

Dünyada 2020 yılı itibariyle toplam süt üretimi içinde keçi ve koyun sütlerinin payları ise sırasıyla %2,35 ve %1,17 düzeyindedir. Türkiye’de ise 2022 yılı itibariyle keçi ve koyun sütü üretimlerinin toplam süt üretimi içindeki payları sırasıyla %2,51 ve %4,95 olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2023c).

Süt doğrudan tüketiminin yanı sıra gıda ürünleri imalatı sektöründe ve hanehalkları tarafından ticarete konu olmayacak şekilde süt ürünlerine (yoğurt, peynir, tereyağı vb.)

dönüştürülmek amacıyla talep edilmektedir. Gıda imalatı sürecinde ise süt; tereyağı, peynir, yoğurt, ayran, süttozu, peynir altı suyu vb. ürünlerin üretimi için girdi olarak kullanılmaktadır. 2020 yılı itibariyle dünya inek sütü üretiminin %62,4'lük kısmı gıda imalat sanayi tarafından kullanılmıştır. Sanayi tarafından imalat amacıyla kullanılan 459 milyon tonluk inek sütünün %35'i AB-28 bölgesinden, %22'si ise ABD'den temin edilmiştir. Dünya içme sütü üretimine bakıldığında ise 2015 yılında 127 milyon ton olan üretim, 2020 yılında 124 milyon ton olarak gerçekleşmiştir. İçme sütü üretiminin 30,2 milyon tonluk kısmı AB-28, 21 milyon tonu ABD ve 17,7 milyon tonu ise Çin tarafından gerçekleştirilmiştir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.14-15).

Türkiye süt üretiminde önde gelen ülkeler arasında olmasına rağmen çoğu gelişmekte olan ülkede olduğu gibi üretilen sütün sanayi tipi imalata ayrılan payı görece düşüktür. Keza 2020 yılı itibariyle Türkiye'de sadece üretilen inek sütü (21,7 milyon ton) bile dikkate alınsa üretim miktarının sadece 9,84 milyon tonu entegre süt işletmeleri tarafından toplanabilmekte (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.41) ve 5,75 milyon tonu sanayi tipi işletmelerde işlenebilmektedir. 2020 yılında Türkiye'de sanayide işlenen sütün %31,93'ü (1,84 milyon ton) sıvı süt imalatında, %28,66'sı (1,65 milyon ton) yoğurt ve diğer mayalanmış/ekşitilmiş ürün imalatında, %13,95'i (0,80 milyon ton) peynir altı suyu imalatında ve %13,39'u (0,77 milyon ton) peynir ve lor imalatında kullanılmıştır (TÜİK, 2023a).

Türkiye'de süt ve süt ürünleri sektöründe faaliyet gösteren firma sayılarında son dönemde önemli artışlar kaydedilmiştir. Nitekim 2005 yılı itibariyle 400 olan firma sayısı %182,75'lik artışla 2021 yılında 1.131'e ulaşmıştır. Bu firmaların %53,05'i farklı özelliklerde işlenmiş içme sütü imalatında faaliyette bulunurken, %27,50'sinin peynir ve lor imalatında, %21,04'ünün tereyağı vb. imalatında, %17,24'ünün yoğurt ve diğer mayalanmış/ekşitilmiş ürün imalatında ve %10,96'sının dondurma vb. ürün imalatında faaliyet gösterdikleri görülmektedir (TÜİK, 2023b).

Dünya süt ve süt ürünleri tüketimi incelendiğinde rakamların üretim rakamlarından oldukça farklılaşabildiği görülmektedir. Bunun en önemli nedeni üretilen sütün, kayıt dışı pazarlanması sonucu hanehalkları tarafından doğrudan tüketilebilmesidir. Öte yandan 2020 yılında yaşanan Covid-19 pandemisi işlenmiş paketli ürünlere talebi artırmış ve 2019-2020 sürecinde tüketimin %3 oranında artarak 910 milyon tona ulaşmasına neden olmuştur. Kişi başına tüketim incelendiğinde ise tüketimin %1,7 artarak 116,9 kg/yıl'a ulaşmasına rağmen tüketimde bölgeler/ülkeler arasında önemli farklılıklar söz konusudur. Keza Afrika'da kişi başı tüketim 43 kg düzeyinde iken Avrupa'da bu rakam 286 kg (AB-28'de 311 kg) düzeyindedir. 2020 yılı itibariyle içme sütü tüketimi incelendiğinde ise en yüksek tüketim yaklaşık 100 kg ile Avustralya ve Yeni Zelanda'da gerçekleşirken, AB-28 genelinde ise bu değer 56,9 kg düzeyindedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.19-21).

Türkiye'de 2021 yılı süt tüketimi yaklaşık 274 kg/yıl süt eşdeğeri olarak gerçekleşmiş olup, bu değer 39,1 kg'ı içme sütü, 19,6 kg'ı peynir, 29 kg'ı yoğurt, 10 kg'ı ayran ve 2,15 kg'ı tereyağı cinsinden tüketimdir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.7, 19-21, 46-47). Bununla birlikte Türkiye'de halen açıkta süt satışının yaygınlığı dolayısıyla belirtilen rakamlar reel tüketimin kayıt altındaki kısmını temsil etmektedir.

Dünyada üretim ile tüketim artışları bölgeler bazında eş oranlı olarak gerçekleşmediği için dünya süt ticareti artış göstermiştir. 2021 yılı FAO rakamlarına bakıldığında dış ticaretin 89,6 milyon ton süt eşdeğerine ulaştığı görülmektedir. Dünya dış ticaretindeki

artışın en önemli sebebi Çin, Meksika, Endonezya, Vietnam ve Bangladeş gibi ülkelerin ithalat taleplerindeki artışlardır. Türkiye'nin süt ve süt ürünleri dış ticareti incelendiğinde süttözu (%33,7), peynir (%29,4) ve peynir altı suyunun (15,7) en önemli ihracat kalemlerini oluşturduğu; en fazla ihracatın ise Irak, Mısır, Cezayir, Çin ve BAE ile yapıldığı görülmektedir. İthalat bağlamında ise en önemli kalemlerin tereyağı ve peynir olduğu, yoğun olarak da AB ülkeleri ile KKTC'den ithal edildikleri görülmektedir. Türkiye'nin 2021 yılı süt ve süt ürünleri ihracatı 516,7 milyon dolar, ithalatı ise 64,2 milyon dolar düzeyindedir. Dolayısıyla Türkiye süt ve süt ürünleri sektöründe net ihracatçı konumunda olup ihracat yıllar itibarıyla artarken, ithalat ise düşmektedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.54-55).

2. Literatür Taraması

Literatürde gıda sektörü ile süt ve süt ürünleri sektöründeki üretici fiyatlarını, tüketici fiyatlarını ve fiyatlar arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli çalışmalar mevcuttur. Bu çalışmalarda pazarlama marjı, ürün fiyatlarındaki oynaklık ve piyasa yapısı gibi konular farklı yaklaşım ve yöntemlerle analiz edilmiştir. İlgili literatürün zengin olması dolayısıyla literatür taramasında sadece gıda ile süt ve süt ürünleri sektörüne dair ekonometrik model içeren yerli ve yabancı başlıca çalışmalar incelenmiş ve ilgili çalışmalar sonucunda elde edilen bulgular Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: Literatürdeki Gıda ve Süt ve Süt Ürünleri Piyasasına Dair Başlıca Çalışmalar

Çalışma	Yöntem ve Dönem	Ülke/Bölge	Araştırma Bulguları
Kamaruddin, ve Jusoff, 2009	ARDL, 1982-2002	Malezya	Yiyecek ve içecek sektörünün katma değerindeki artışın, nüfus, kişi başına gelir ve ihracat ile yakından ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Süt ve sütü ürünleri özelinde bakıldığında ise katsayıların anlamsız bulunduğu görülmektedir.
Bor vd., 2014	AECM, 01.2003-12.2012	Türkiye	Türkiye çiğ süt piyasasında çiftlik fiyatı ile perakende fiyat arasındaki fiyat geçişliliğini analiz etmişler ve perakende fiyatların, girdi fiyatlarındaki bir artışa, azalışa göre daha hızlı tepki verdiği ve bunun da tüketici refah kaybına neden olduğunu tespit etmişlerdir.
Çelik, 2014	Eşbütünleşme, 1980-2013	Türkiye	Sığır sayısı ile sığır sütü fiyatı arasında pozitif ama anlamsız; sığır sütü miktarı ve sığır süt fiyatı arasında negatif ve anlamlı ilişki tespit edilmiştir.
Bölük ve Karaman, 2015	AECM, 01.2003-12.2013	Türkiye	Türkiye için çiğ süt ile paketlenmiş süt fiyatları arasındaki fiyat geçişliliğini analiz etmişler ve uzun dönemde çiğ süt fiyatı ile paketlenmiş süt fiyatının birlikte hareket ettiğini ve üretici fiyatlarındaki artışın perakende fiyatlara, azalışa göre daha hızlı ve büyük oranda yansıtıldığı tespit etmişlerdir.
Kharin, 2015	ARDL, 01.2002-09.2014	Rusya	Çalışmanın temel bulgusu üretici fiyatı ile perakende fiyat arasında uzun dönemde bir eşbütünleşmenin olmadığı yönündedir. Ayrıca perakendeden çiftliğe doğru tekyönlü bir Granger nedenselliğinin olduğu, perakende

				fiyatlarındaki %1'lik artışın çiftlik fiyatını kısa dönemde %0,31, uzun dönemde %1,35 arttırdığı ve perakendecilerin pazar gücüne sahip oldukları ortaya konmuştur.
Fousekis ve Trachanas, 2016	NARDL, 01.2003-02-2015	ABD, AB ve Okyanusya		İncelenen üç bölgede, kaymağı alınmış süttozu (SMP) fiyatlarının kısa ve uzun dönemde birbiriyle ilişkili olduğu ve fiyat artışlarının, düşüslere göre daha yoğun şekilde iletildiği sonucuna ulaşılmıştır.
Çınar, 2017	Asimetrik VECM, 01.2003-12.2016	Türkiye		Çiğ süt-yoğurt ve çiğ süt-peynir pazarları için asimetrik (pozitif yönlü) bir fiyat iletimi olduğu, üretici fiyatı arttığında tüketiciye yansıtılırken, düştüğünde yansıtılmadığı veya gecikmeli yansıtıldığı ortaya konulmuştur.
Çelik vd., 2018	ARDL, 1981-2017	Türkiye		Çalışma sonucunda keçi sayısı ile keçi sütü üretimi ve dolar kuru arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişkinin varlığı ve kısa dönemde oluşabilecek bir şokun %30,56'sının 1 dönem içerisinde giderilebileceği tespit edilmiştir.
Rezitis, 2019	NARDL, 01.2002-12.2015	Finlandiya		Çiğ süt ile; yağsız süt (%46), düşük-yagli süt (%64), küflü peynir (%5,2) ve Emmental peyniri (%12,4) arasında uzun dönem; işlenmiş peynir (%11,6) ve çiftlik (%9,9) peyniri ile yoğurt (%8,9) arasında hem kısa hem de uzun dönem pozitif fiyat asimetrisi tespit edilmiştir.
Abdallah vd., 2020	NARDL, 01.2004-09.2019	Macaristan		Çoğu süt ürünü için kısa ve uzun dönemli fiyat asimetrisi ve süt ürünleri piyasasında pazar gücü tespit edilmiştir. Ayrıca tereyağı, tereyağı kreması, ekşi krema ve Trappista peyniri için pozitif uzun dönem fiyat asimetrisi bulunmuştur.
Akça ve Hayran, 2021	ARDL, 1970-2018	Türkiye		Sığır sütü fiyatlarındaki artışların, sığır eti üretimini azalttığı tespit edilmiştir.
Ayyıldız vd., 2021	AECM, 01.2005-12.2019	Türkiye		Çalışmada çiğ süt ve perakende süt fiyatları arasında asimetri ilişkisi olup olmadığını araştırmış ve uzun dönemde perakende süt fiyatlarının çiğ süt fiyatlarındaki azalışlara, artışlara göre daha hızlı tepki verdiği tespit edilmiştir.
Bor vd., 2021	NARDL, 01.2003-02.2018	Türkiye		Çalışma sonucunda çiğ süt fiyatları ile beyaz peynir, yoğurt ve tereyağı fiyatları arasında kısa dönemli; çiğ süt ve kaşar peyniri fiyatları arasında ise hem kısa hem de uzun dönemli asimetrisinin olduğu tespit edilmiştir.
Kandemir Kocaaslan vd., 2021	NARDL, 01.2000-01.2018	Belirli AB ülkeleri ve Türkiye		Gıda sektöründe asimetrik fiyat geçirgenliğinin bir piyasa anomalisi olmadığı, piyasada yaygın bir durum olduğu belirtilmiştir. Türkiye, Polonya, İspanya ve Hollanda için kısa ve uzun dönemde üretici ve tüketici gıda fiyatlarının asimetrik olduğu tespit edilmiştir.
Lindström, 2021	NARDL, 01.2007-11.2017	İsviçre		Geleneksel süt toptan fiyatının perakende fiyatlar üzerinde kısa ve uzun dönemde pozitif asimetriye sahip olduğu, organik sütün ise uzun dönem pozitif asimetrisinin daha düşük

				ve istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla organik süt tüketicilerinin toptan fiyat artış azalışlarından daha az etkileneceği belirtilmiştir.
Taylan ve Önder, 2021	Q1-2005-Q2 Eşbütünleşme ve ECM	2018	Burdur, Türkiye	Uzun dönem için eşbütünleşme testi, kısa dönem için ise ECM modeli kullanılmıştır. Çalışmada süt üreticisi ile perakendeci arasında pozitif asimetric fiyat geçirgenliği bulunmuştur. Perakendecilerin kar marjlarını daraltıcı şoka kar marjını genişletici şoktan daha hızlı tepki verdikleri tespit edilmiştir.
İçen vd., 2022	NARDL, 01.2003- 12.2021		Türkiye	Petrol fiyatı ve döviz kurlarındaki artışların uzun dönemde gıda fiyatları üzerinde, azalışlara göre daha büyük etki ettiği tespit edilmiştir.
Sahara vd., 2022	ECM, 2010- 2019 (aylık veri)		Endonezya	İhracatçı ülkeler ile Endonezya'daki kaymağı alınmış süttozu (SMP) fiyatları arasında kısa dönemde asimetri tespit edilmiştir. Endonezya'da SMP fiyatları, ihracatçı ülkelerin fiyat artışlarına, azalışlardan daha hızlı tepki vermektedir. Uzun dönemde ise asimetric fiyat geçirgenliği tespit edilmemiştir.
Demirağ, 2023	ARDL, 01.2010- 08.2022		Türkiye	Üretici fiyatları, gıda fiyatları ve dolar kuru arasında eşbütünleşme tespit edilmiştir. Gıda fiyatlarının, uzun dönemde üreticinin piyasaya sunduğu mal fiyatlarından ve dolar kurundan etkilendiği ve kur etkisinin daha yüksek olduğu bulunmuştur.
Rose ve Paparas, 2023	ECM, 01.2009- 01.2019		İngiltere	Çiğ süt piyasasında kısa dönemdeki bir şokun 7 ay içerisinde %14'lük kısmının giderilebileceği ve üretici fiyatlarından perakende fiyatlara doğru Granger nedenselliğın olduğu tespit edilmiştir.

Literatür Tablo 2'de incelenen çalışmalardan sadece çiğ süt piyasasını ele alınanlar bağlamında değerlendirildiğinde AECM (Asimetric Hata Düzeltme Modeli), ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) ve NARDL (Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) modellerinin yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir. Model tahmin sonuçları farklılıklar arz etse de genellikle üretici ve perakende fiyatları arasında eşbütünleşme olduğu, ilişkinin asimetric olduğu ve üretici fiyatlarındaki artışın, azalışa göre perakende fiyatlara daha fazla ve daha hızlı yansıtıldığı sonuçlarına ulaşılmıştır.

Literatür incelendiğinde Türkiye'de perakende süt fiyatının belirleyicilerini incelemeyi amaçlayan çalışmaların (Bor vd., 2014; Bölük ve Karaman, 2015) sayıca az olduğu ve bunlarında AECM yöntemini kullanarak çiğ süt fiyatı ile perakende süt fiyatı arasındaki fiyat geçirgenliğini incelediği görülmektedir. Benzer şekilde Rezitis (2019) ve Lindström (2021) NARDL yöntemini kullanarak sırasıyla Finlandiya ve İsviçre için çiğ (toptan) süt ile perakende (yağsız ve az-yagli) süt fiyatları arasındaki asimetricleri incelemişlerdir. Bu çalışma ise gerek ARDL modelini kullanması, gerek daha güncel aylık veri kullanması (Ocak 2016 – Şubat 2022) gerekse de perakende süt fiyatının belirleyicilerini belirlemeyi amaçladığından diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır. Bu yönleri ile literatüre katkı sağlaması amaçlanmaktadır.

3. Materyal ve Model

Çalışmada Türkiye’de perakende çiğ süt fiyatındaki değişmelerin sebeplerinin analizi amaçlanmıştır. Bu bağlamda Ocak 2016 – Şubat 2022 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Modele dahil edilen değişkenlere ait veriler TÜİK ve Enerji Piyasası Düzenleme Kurumu’ndan (EPDK) temin edilmiştir. Türkiye perakende süt fiyatı (SUTPF) verileri TÜİK’in “Tüketici fiyat endeksi (2003=100) madde sepeti ve ortalama fiyatlar” serisinden elde edilmiş ve yine TÜİK’in “Özel kapsamlı TÜFE göstergeleri (2003=100)” veri setindeki “Diğer işlenmiş gıda” endeksi kullanılarak reelleştirilmiştir. Modelin bağımsız değişkenlerinden üreticinin eline geçen süt fiyatı (SUTUF) verileri Ulusal Süt Konseyi “Tavsiye edilen çiğ süt fiyatları” serisinden elde edilmiş ve TÜİK’in “Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi (2015=100) madde fiyatları (TL)” veri setindeki “İnek sütü” endeksi kullanılarak reelleştirilmiştir. Paket süt imalatı sürecinde gerek çiğ sütün nakliyesi, gerek paketlenmiş sütün dağıtımında kullanılan motorin en önemli maliyet kalemlerinden olduğu için enerji maliyetlerini temsilen motorin fiyatı (MOTOF) dikkate alınmıştır. Motorin aylık ortalama fiyatları EPDK’dan temin edilmiş ve TÜİK’in “Yurt içi üretici fiyat endeksi, ana sanayi grupları, 2003=100” veri setindeki “Enerji” endeksi kullanılarak reelleştirilmiştir. Bağımsız değişkenlere, perakende çiğ süt fiyatına arz yönünden etki eden ÜFE endeksi dahil edilmiştir. Bu bağlamda TÜİK’in “Yurt içi üretici fiyat endeksi, 2003=100, CPA 2008 kısım, bölüm ve gruplarına göre tarihsel seri” veri setinden “Süt ürünleri” verileri temin edilmiş, aylık değişimleri hesaplanarak ÜFE değişimi (SUTUFE) değişkeni elde edilmiştir. Son olarak bağımsız değişkenlere perakende çiğ süt fiyatına talep yönünden etki eden TÜFE endeksi dahil edilmiştir. Bu amaçla TÜİK’in “Özel kapsamlı TÜFE göstergeleri (2003=100)” veri setinden “Diğer işlenmiş gıda” serisi kullanılmış ve aylık değişimleri hesaplanarak TÜFE değişimi (SUTTUFE) elde edilmiştir. Modelde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenler ve tanımlamaları Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3: Modelde Kullanılan Değişkenler Ait Tanımlamalar

Bağımlı Değişken	
SUTPF	Perakende reel süt fiyatı (TL)
Bağımsız Değişkenler	
SUTUF	Üreticinin eline geçen reel çiğ süt fiyatı (TL)
MOTOF	Reel motorin fiyatı (TL)
SUTUFE	Süt ürünleri ÜFE değişimi (%)
SUTTUFE	Diğer işlenmiş gıda TÜFE değişimi (%)

Zaman serisi veri kullanımında sahte regresyon problemi ile karşılaşılabilindiği için serilerin durağan olup olmadıklarının test edilmesi gerekir. Eğer testte serilerin durağan olmadığı tespit edilirse seriler, farkı alınarak durağan hale getirilir fakat bu işlem serilerde bilgi kaybına neden olabilmekte hatta seriler arasındaki ilişkiyi ortadan kaldırbilmektedir. Bu kayıpların önüne geçmek için düzeyde durağan olmayan serilerin farkı alındığında durağan bir sürecinin olabileceğini ve ekonometrik olarak belirlenebileceğini gösteren eşbütünleşme analizi kullanılmaktadır (Johansen ve Juselius, 1990, s.170; Tari ve Yıldırım, 2009, s.100). Değişkenler arası uzun dönem ilişkinin varlığı, serilerin tamamı aynı derecede durağanlık gösterirse Engle-Granger (1987), Johansen (1988, 1991) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri ile; farklı düzeylerde durağanlık gösterirse Pesaran ve Shin (1995, 1999), Pesaran ve Smith (1998) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL yöntemi ile araştırılır (Özdamar, 2015, s.84).

ARDL yönteminin geleneksel eşbütünleşme testlerine göre bazı avantajları vardır. ARDL yönteminin avantajları (Narayan ve Narayan, 2005, s.429; Turan ve Karataş, 2018, s.40);

1. Modeldeki değişkenlerin I(0) ya da I(1) düzeyinde durağan olup olmamasına bakmaksızın, yani farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler arasında analiz yapılabilmesi,
2. Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli (Unrestricted Error Correction Model-UECM) kullandığından Engle-Granger metoduna göre daha iyi istatistiksel özelliklere sahip olması,
3. Gözlem sayısının az olduğu durumlarda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerine göre daha güvenilir sonuç vermesidir.

Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenler üzerindeki uzun ve kısa dönem etkisini analiz etmeye yarayan diğer bir model ise NARDL modelidir. NARDL modeli, ARDL modeli gibi farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler arasında analiz yapabilmekte ve bağımsız değişkenlerdeki pozitif ve negatif değişimlerin bağımlı değişken üzerindeki asimetric etkilerini tek denklem ile tespit edebilmektedir. Dolayısıyla NARDL kısa ve uzun dönem etkileri (bunları 2 ayrı denklem ile tahminleyen) ARDL'nin aksine tek denklem ile tahminleyebilmektedir. NARDL, modelin yeterince basit ve kapsamlı olması ve kısa dönemden uzun döneme veya tam tersi bir asimetri geçişine izin vermesi özellikleriyle ARDL'den üstün olmakla birlikte bağımsız değişkenlerin ayrıştırılmış bileşenlerinin etkilerinin aynı olması durumunda, standart simetrik ARDL modeline indirgemektedir (Shin vd., 2013).

Diğer taraftan VECM modeli (Vektör Hata Düzeltme Modeli), durağan-olmayan değişkenler için de uygulanabilir fakat eşbütünleşme gerektirir (Chen, 2024, s.34). Öte yandan ARDL'nin karışık bütünleşme derecelerine sahip değişkenleri ele alabilmesi ARDL'nin VECM'e göre daha tercih edilmesine neden olmaktadır.

Bu avantajları dolayısıyla çalışmada tercih edilen ARDL yöntemi üç aşamada koşullanmaktadır: değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin test edilmesi, uzun dönem katsayı ve esnekliklerinin tahmini, kısa dönem katsayı ve esnekliklerinin tahmini (Narayan ve Smyth, 2006: 337). Ayrıca modelin güvenilirliği için normallik, ardışık bağımlılık (autocorrelation), değişen varyans (heteroskedasticity) ve model kurma hatası testleri gerçekleştirilmelidir.

ARDL yaklaşımını uygulamak için, iki değişkenli bir vektör (z_t) kullanılır: $z_t = (y_t, x_t)'$. Burada, y_t bağımlı değişken, x_t ise bağımsız değişkenler vektörüdür. z_t 'nin veri üretme süreci, p-derecesine sahip bir vektör otoregresyondur (Narayan ve Smyth, 2006, s.337):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta x_{t-j} + \gamma w_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

İlgili eşitlikte, α_1 ve α_2 uzun dönemli çarpanları; β_0 sabit katsayıyı, w_t dışsal bileşenler vektörünü; Δ ise birinci derecede farkları temsil etmektedir. Eşitlik 1'de verilen genel denklemin çalışmaya uyarlanması ile Eşitlik 2 elde edilmiştir.

$$\begin{aligned}
\Delta SUTPF_t = & \beta_0 + \alpha_1 SUTPF_{t-1} + \alpha_2 SUTUF_{t-1} + \alpha_3 MOTOF_{t-1} + \alpha_4 SUTUFE_{t-1} \\
& + \alpha_5 SUTTUFE_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta SUTPF_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_{2j} \Delta SUTUF_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^n \beta_{3j} \Delta MOTOF_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta SUTUFE_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{5j} \Delta SUTTUFE_{t-j} \\
& + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{2}$$

ARDL yönteminin ilk adımını oluşturan eşbütünleşmenin olup olmaması için yapılan sınır testi F test istatistiği ile yapılabilmektedir. Ancak ARDL sınır testi için kullanılan F testi gecikme uzunluğuna karşı hassastır (Bahmani-Oskooee ve Goswami, 2003, s.106). Dolayısıyla eşbütünleşme ilişkisinin tespitinden önce farkı alınmış değişkenlerin gecikme uzunluğu (m) belirlenmelidir. Optimum gecikme uzunluğu belirlendikten sonra değişkenlerin bir dönem gecikmeli düzeylerinin katsayılarının ortak anlamlılığı F test istatistiği ile ortaya konur: $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$. F test-değerinin büyüklüğü (a) ARDL modeline dahil edilecek değişkenlerin I(0) veya I(1) olmasına, (b) bağımsız değişken sayısına, (c) sabit veya trend içerip içermemesine ve (d) örneklem büyüklüğüne bağlı olarak değişebilmektedir (Narayan, 2005, s.1981; Aytekin ve Hatırlı, 2021, s.209).

H_0 'ı sınamak için kullanılan F test istatistiği dağılımı, standart F dağılımlarına uymadığı için, hesaplanan F test istatistiği değeri Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen alt ve üst kriterler ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistik değeri, kritik değerın üst sınırından büyük ise H_0 reddedilir ve değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olduğu kabul edilir. Eğer hesaplanan F istatistik değeri, kritik değerın alt sınırından küçükse, bu durumda H_0 reddedilmez ve değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olmadığı kabul edilir. Hesaplanan F istatistik değerinin, alt ve üst sınırın arasında yer alması durumunda ise belirsizlik bölgesi olarak kabul edilir. Bu durumda değişkenlerin durağanlık düzeylerini dikkate alan farklı eşbütünleşme testleri kullanılır (Yılancı, 2012, s.70).

F testi sonucunda değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğu tespit edilirse ikinci aşama olan uzun dönem katsayı ve esnekliklerinin tahmin edilmesine geçilir. Tahminleme, Eşitlik 3'te verilen modelin En Küçük Kareler (OLS) yöntemi ile gerçekleştirilir (Narayan ve Narayan, 2005, s.431).

$$\begin{aligned}
SUTPF_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} SUTPF_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_{2j} SUTUF_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^n \beta_{3j} MOTOF_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} SUTUFE_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{5j} SUTTUFE_{t-j} \\
& + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3}$$

ARDL yönteminin son aşaması olan üçüncü aşamada ise kısa dönem katsayıları ve esnekliklerinin tahmini gerçekleştirilir. Bunun için çalışmada Eşitlik 4'te verilen model kullanılmıştır.

$$\begin{aligned}
\Delta SUTPF_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta SUTPF_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_{2j} \Delta SUTUF_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^n \beta_{3j} \Delta MOTOF_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta SUTUFE_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{5j} \Delta SUTTUFE_{t-j} \\
& + \delta ECT_{t-1} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{4}$$

Yukarıdaki eşitlikte ECT, hata düzeltme terimi (Error Correction Term) olup, katsayısı (δ), kısa dönemde ortaya çıkabilecek bir sapmanın uzun dönemde ne kadar sürede düzeleceğini göstermektedir. Tahmin edilen katsayı, (a) istatistiki olarak anlamlı olmalı, (b) negatif değer almalı ve (c) 0 ile -1 arasında olmalıdır. Eğer katsayı 0 ile -1 arasında bulunursa, bu durumda bağımlı değişken uzun dönem dengesine yakınsayacaktır. Eğer katsayı pozitif veya -2'den daha küçük ise bağımlı değişken uzun dönem dengesinden uzaklaşırken, katsayı -1 ile -2 arasında tespit edilirse, bağımlı değişken, uzun dönem dengesine sönümlenmiş salınımlar ile yakınsayacaktır (Alam ve Quazi, 2003, s.97).

4. Model Tahmin Sonuçları

Çalışmada Eşitlik 2 ile verilen model, ARDL yöntemi ile 01.2016-02.2022 dönemi aylık verileri ve EViews 13 ekonometri paket programı kullanılarak tahminlenmiştir.

Veri seti olarak zaman serisi kullanılması dolayısıyla öncelikle serilerin durağanlığı test edilmiş, sabitsiz ve trendsiz modelde elde edilmiş test sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistikleri	Phillips-Perron (PP) Test İstatistikleri
	Düzye	
SUTPF	2,472	3,3643
SUTUF	1,0087	3,7258
MOTOF	0,137	0,5847
SUTUFE	0,4304	0,7805*
SUTTUFE	1,1108	-4,4737

Not: * ve **, ADF ve PP test istatistik tablo değerine göre sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde anlamlıdır.

PP birim kök testi sonuçları incelendiğinde düzeyde sadece 1 değişkenin durağan iken birinci fark alındığında tüm değişkenlerin durağan hale geldikleri görülmektedir. Bu bağlamda model tahminlemesi için ARDL kullanılmasına karar verilmiş, farklı fonksiyon kalıpları denenmiş ve elde edilen sonuçların beklenen işaretlere sahip olması ve katsayılarının anlamlılığı dolayısıyla doğrusal fonksiyon kalıbı tercih edilmiştir.

Tablo 5: Optimum Gecikme Uzunlukları

Gecikme (m)	FPE	AIC
0	1,195,624	1,436,804
1	0,000000571	-0,188546
2	0,000000549	-0,244625
3	0,000000656	-0,104247
4	0,000000769	-0,020663
5	0,000000792	-0,121272
6	0,000000875	-0,227044
7	0,00000105	-0,361752
8	0,00000103	-0,855379
9	000000539*	-2,232720*

Not: *, uygun gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Modelde eşbütünlüşme olup olmadığı F testi ile sınanmıştır. F test istatistiğinin gecikme uzunluğuna karşı hassas olması nedeniyle optimum gecikme uzunluğu VAR modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda Final Prediction Error (FPE) ve Akaike Information Criterion (AIC) kriterlerine göre optimum gecikme uzunluğu 9 olarak tespit edilmiştir (Tablo 5).

Çalışmada değişkenler arasında eşbütünlük (uzun dönem ilişkisi) olup olmadığı F testi ile sınanmış ve hesaplanan F istatistik değeri (12,639) Pesaran üst sınır değerlerinden büyük olduğu için H_0 reddedilmiştir. Bu bağlamda değişkenler arasında eşbütünlük veya uzun dönemli ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 6: ARDL Sınır Testi Sonuçları

k	F İstatistiği	Kritik Değerler	I(0) – Alt Sınır	I(1) – Üst Sınır
		%10	1,9	3,01
4	12,63973	%5	2,26	3,48
		%1	3,07	4,44

Not: 1. k, modeldeki açıklayıcı değişken sayısıdır.

2. Kritik değerler Pesaran vd. (2001, s.300)'deki Tablo CI(i)'den alınmıştır.

Geliştirilen ARDL yönteminde modelin güvenilirliği başlıca testlerle ortaya konmuştur. Bu bağlamda normallik varsayımının kontrolü için Jarque-Bera testi; otokorelasyon için Breusch-Godfrey (BG) LM testi, değişen varyans için ARCH testi ve model kurma hatasının olup olmadığının belirlenmesi için Ramsey Reset testi gerçekleştirilmiştir. Jarque-Bera testi prob. değeri (0,228852) 0,01 ve 0,05'ten büyük olduğu için modelin normallik varsayımını sağladığı; BG LM testi ki-kare prob. değeri (0,2049) 0,01 ve 0,05'ten büyük olduğu için modelde otokorelasyon olmadığı; ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) testi ki-kare prob. değeri (0,0678) 0,01 ve 0,05'ten büyük olduğu için modelde değişen varyans olmadığı; Ramsey Reset testi F istatistiği prob. değeri (0,3168) 0,01 ve 0,05'ten büyük olduğu için model kurma hatasının olmadığı belirlenmiştir.

Tanısal istatistikler modelin güvenilir olduğuna işaret ettiği için Eşitlik 2'de verilen model tahmin edilmiştir. ARDL model tahmininde perakende reel süt fiyatı (SUTPF), üreticinin eline geçen reel çiğ süt fiyatı (SUTUF), reel motorin fiyatı (MOTOF), süt ürünleri ÜFE değişimi (SUTUFE) ve diğer işlenmiş gıda TÜFE değişimi (SUTTUFE) değişkenleri için gecikme uzunlukları sırasıyla 2, 3, 2, 2 ve 2 olarak belirlenmiş ve ARDL (2,3,2,2,2) modeli ile kısa ve uzun dönem tahminlemesi yapılmıştır. Kısa dönem model tahmin sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7: ARDL (2,3,2,2,2) Eşitliği Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: SUTPF	Kısa Dönem				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık Değeri (p)	Esneklik
D(SUTPF(-1))	0,222764**	0,101680	2,190822	0,0329	0,004
D(SUTUF)	0,745503*	0,117937	6,321209	0,0000	0,327
D(SUTUF(-1))	-0,441195**	0,184223	-2,394896	0,0202	-0,005
D(SUTUF(-2))	-0,371828*	0,116974	-3,178728	0,0025	-0,001
D(MOTOF)	0,086754	0,228966	0,378895	0,7063	0,029
D(MOTOF(-1))	0,557761**	0,251460	2,218096	0,0309	0,001
D(SUTUFE)	0,000542	0,002154	0,251622	0,8023	0,000
D(SUTUFE(-1))	-0,014374*	0,005052	-2,845198	0,0063	0,000
D(SUTTUFE)	0,036096*	0,009692	3,724204	0,0005	0,013
D(SUTTUFE(-1))	-0,037067*	0,009782	-3,789402	0,0004	-0,010
COVID	-0,035489	0,024036	-1,476491	0,1457	--
ECT(-1)*	-0,389218*	0,047211	-8,244292	0,0000	--
R ²		0,945771	Mean dependent var.		0,088219
Düzeltilmiş R ²		0,935306	S. D. dependent var.		0,260043
Log likelihood		96,08533	Akaike bilgi kriteri		-2,437256

Durbin-Watson istatistiği	2,041069	Schwarz kriteri	-2,048716
		Hannan-Quinn kriteri	-2,283109

Not: * ve **, ADF ve PP test istatistik tablo değerine göre sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde anlamlıdır.

Kısa dönem model tahmin sonuçlarına göre hata düzeltme teriminin katsayısı ($\delta = -0,389218$) teorik olarak beklendiği üzere negatif, 0 ile -1 arasında ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bağlamda ilgili sonuç kısa dönemde yaşanabilecek bir şokun yaklaşık %38,92'sinin 1 ay içerisinde giderilebileceğine ve $(1/0,389218 \approx 2,57)$ yaklaşık 2,5 ayda tekrar dengeye gelinebileceğine işaret etmektedir.

Model tahmin sonuçları incelendiğinde bağımsız değişkenlerden reel motorin fiyatı (MOTOF), süt ürünleri ÜFE değişimi (SUTUFE) ve Covid-19 döneminin etkilerini ortaya koyabilmek amacıyla (03.2020 ve sonrası=1) modele kukla değişken olarak dahil edilen COVID değişkeni dışındaki tüm değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Modele dahil edilen perakende reel süt fiyatının 1 gecikmeli değeri (SUTPF(-1)) teorik beklenti ile uyumlu olarak takip eden dönemdeki fiyatı (SUTPF) pozitif yönde etkilemektedir. İlgili değişkenin esneklik katsayısı 0,004 olarak hesaplanmış olup, 1 ay önce perakende süt fiyatında gerçekleşen %1'lik bir artışın, perakende süt fiyatını %0,004 artıracakı tespit edilmiştir. Üreticinin eline geçen çiğ süt fiyatının düzeydeki (SUTUF) ve 1 ve 2 dönem gecikmeli (SUTUF(-1) ve (SUTUF(-2)) etkileri dikkate alındığında ilgili dönemde üreticinin eline geçen fiyattaki (SUTUF) %1'lik artış, perakende süt fiyatında (SUTPF) %0,33'lük artışa neden olmaktadır. Diğer taraftan üreticinin eline geçen fiyatın 1 ve 2 gecikmeli değerlerinde meydana gelen artışın perakende süt fiyatlarındaki etkisinin negatif olduğu görülmektedir. Ancak hesaplanan esneklik katsayılarına göre ilgili değişkenlerin (SUTUF(-1) ve (SUTUF(-2)) perakende süt fiyatı üzerine etkileri ihmal edilebilecek derecede küçüktür. Bu durum teorik beklentilerle uyumlu olmamakla birlikte, bu durumun başlıca nedenleri olarak süt imalatçısı firmaların verimliliklerindeki artış sonucu birim işleme maliyetlerinin düşmesi, ölçek ekonomileri sayesinde sağlamış oldukları avantajlar ve sektörün rekabet yapısından kaynaklı fiyat rekabeti sayılabilir. Modele dahil edilen değişkenlerden motorin fiyatının ilgili dönemdeki (MOTOF) ve 1 gecikmeli değerinin (MOTOF(-1)) perakende reel süt fiyatı (SUTPF) üzerine etkisi pozitif yönlüdür. Bu iki etkiden sadece 1 gecikmeli değer (MOTOF(-1)) anlamlı olması motorin fiyatlarındaki artışların perakende süt fiyatına 1 ay gecikmeli olarak etki ettiğine, esneklik değerinin 0,001 olması ise bu etkinin görece zayıf olduğuna işaret etmektedir. Üretici düzeyindeki fiyat değişimlerinin perakende süt fiyatı üzerindeki etkilerini ölçmek için modele dahil edilen süt ürünleri ÜFE değişimi (SUTUFE), düzeyde beklendiği gibi pozitif etkide bulunurken, 1 gecikmeli değeri (SUTUFE(-1)) negatif etkide bulunmaktadır. Bu değişkenlerden SUTUFE(-1)'in etkisi istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte, etkinin büyüklüğünü ifade eden esneklik katsayısı (0,0000) yine ihmal edilebilecek düzeydedir. Modelde ayrıca diğer işlenmiş gıda TÜFE değişiminin (SUTTUFE) perakende reel süt fiyatı (SUTPF) üzerindeki etkileri, SUTTUFE değişkeninin düzeyde ve 1 gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesi ile ortaya konmuştur. Model tahmin sonuçlarına göre bu etki düzeyde pozitif olup, ilgili dönemde TÜFE'de ortaya çıkacak %1'lik değişim perakende süt fiyatlarında %0,013 artışa neden olmaktadır. Diğer taraftan ilgili değişkenin 1 gecikmeli etkisi ise negatif yönlü olmakla birlikte bu etkinin (-0,010) oldukça düşük düzeyde olduğu belirlenmiştir. Covid-19 sürecinin (COVID), perakende reel süt fiyatı (SUTPF) üzerine negatif etkide bulunduğu tespit edilmiş olsa da etki istatistiki olarak anlamlı

değildir. Bu durum, beslenmede önemli yeri olan sütün Covid-19 sürecinde tüketilmeye devam ettiğine işaret etmektedir.

Tablo 8: ARDL (2,3,2,2,2) Eşitliği Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

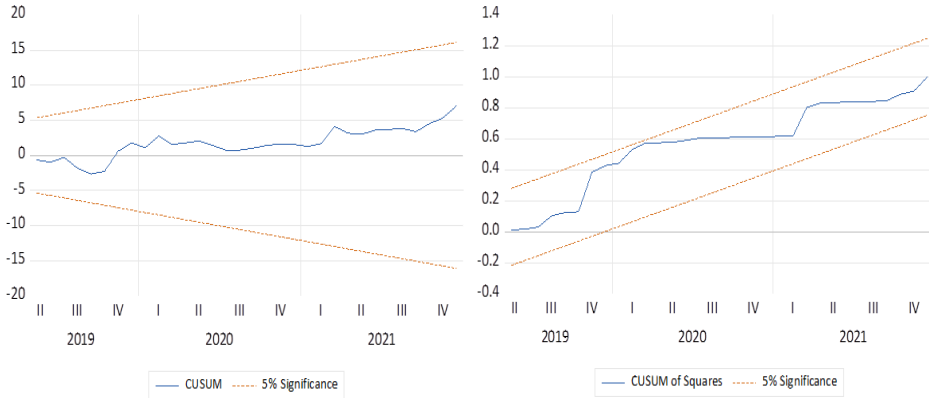
Bağımsız Değişkenler	Bağımlı Değişken: Uzun Dönem	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık Değeri (p)	Esneklik
SUTUF		1,962026*	0,040090	48,94033	0,0000	0,86
MOTOF		0,329487*	0,058232	5,658191	0,0000	0,11
SUTUFE		0,078777**	0,031940	2,466406	0,0169	0,03
SUTTUFE		0,165385**	0,065665	2,518607	0,0148	0,06

$$EC = SUTPF - (1.9620 \times SUTUF + 0.3295 \times MOTOF + 0.0788 \times SUTUFE + 0.1654 \times SUTTUFE)$$

Not: * ve **, ADF ve PP test istatistik tablo değerine göre sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde anlamlıdır.

Modelin uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, modele dahil edilen bağımsız değişkenlerin tamamı istatistiki olarak anlamlı ve teorik beklenti ile uyumlu olarak etkilerinin pozitif olduğu bulunmuştur. Üreticinin eline geçen reel çığ süt fiyatındaki (SUTUF) %1'lik bir artışın perakende reel süt fiyatını (SUTPF) %0,86 artıracakı tespit edilmiştir. Benzer şekilde motorin fiyatındaki (MOTOF), süt ürünleri ÜFE değişimindeki (SUTUFE) ve diğer işlenmiş gıda TÜFE değişimindeki (SUTTUFE) %1'lik artışların uzun dönemde perakende reel süt fiyatını (SUTPF) sırasıyla %0,11, %0,03 ve %0,06 artıracakı bulgusuna ulaşılmıştır.

Tahmin edilen ARDL modelinde yer alan değişkenlere ilişkin olarak herhangi bir yapısal kırılmanın varlığı Ardışık Hataların Kümülatif Toplamı (CUSUM) ve Ardışık Hata Karelerinin Kümülatif Toplamı (CUSUMSQ) testleri ile test edilmiş (Aytekin ve Hatırlı, 2023, s.346) ve test sonuçları Şekil 1 ile sunulmuştur.



Şekil 1: CUSUM ve CUSUMSQ

CUSUM VE CUSUMSQ test sonuçlarına göre %5 önem düzeyinde kritik sınırlar içerisinde kalmamıştır. Buna bağlı olarak tahmin edilen ARDL modelinde katsayıların istikrarlı oldukları yani değişkenlere ait herhangi yapısal bir kırılmanın olmadığı ve modelin yapay bir değişkene gerek olmaksızın tahminlenebileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç

İnsan beslenmesi, sağlığı ve gelişiminde önemli yere sahip olan sütün, Türkiye’de perakende düzeydeki fiyatını etkileyen faktörlerin analizinin amaçlandığı bu çalışmada, sütün üretim, tüketim ve dış ticaret yapısı dünya ve Türkiye ölçeğinde ele alınmıştır. Dünya süt üretimi 2020 yılı itibariyle 910,4 milyon tondur ve bunun yaklaşık %2,5’lik kısmı (23,5 milyon ton) Türkiye tarafından gerçekleştirilmektedir. Kişi başı çiğ süt tüketimi incelendiğinde ise dünya ortalamasının 116,9 kg/yıl olduğu, Türkiye’de ise bu değer sadece 39,1 kg/yıl düzeyinde kaldığı görülmektedir. Öte yandan Türkiye’de çiğ süt dışı süt ürünlerinin tüketimi yaygın olup yılda kişi başına 19,6 kg peynir, 29 kg yoğurt, 10 kg ayran ve 2,15 kg tereyağı tüketilmektedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.7, 19-21, 46-47). Dış ticaret verileri incelendiğinde ise 2021 yılında dünya toplam çiğ süt ticaretinin 89,6 milyon ton olduğu, Türkiye’nin ise aynı yıl 516,7 milyon dolarlık ihracat değeri ile net ihracatçı konumunda olduğu görülmektedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.54-55).

Türkiye’de perakende süt fiyatı üzerinde etkili olan faktörler, Ocak 2016 – Şubat 2022 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak ARDL yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Model bulgularına göre perakende süt fiyatı ile üreticinin eline geçen çiğ süt fiyatı, motorin fiyatı, süt ürünleri ÜFE değişimi ve diğer işlenmiş gıda TÜFE değişimi arasında uzun dönemli ilişki (eşbütünlük) olduğu tespit edilmiştir. Modelde yer verilen değişkenlerden perakende süt fiyatı üzerinde en önemli etkinin üreticinin eline geçen fiyatlardaki değişimden kaynaklandığı belirlenmiştir. Keza, ilgili değişken için hesaplanan esneklik katsayısına göre, üreticinin eline geçen fiyatta %1’lik bir artış, perakende düzeydeki fiyatlarda %0,86 artışa neden olmaktadır. Bu sonuç hem teori ile hem de literatürdeki Bölük ve Karaman’ın (2015) Türkiye ve çiğ süt ve paketlenmiş süt için yaptığı; Rezitis’in (2019) Finlandiya ve çiğ-süt, yağsız-süt ve düşük-yagli-süt vb. için yaptığı; Lindström’ün (2021) İsviçre ve geleneksel süt için yaptığı çalışmalar ile uyumludur. Çalışma sonucunda tespit edilen ve teori ve literatür ile uyumlu bir diğer sonuç ise motorin fiyatının perakende süt fiyatı üzerine olan pozitif etkisidir. Keza çalışmada motorin fiyatındaki %1’lik artışın perakende süt fiyatını %0,11 artıracakı tespit edilmiştir. Motorin fiyatlarındaki artış literatür ile uyumlu olup benzer bir sonuca Li ve Lopez (2015) de ulaşmıştır. Çalışmada ABD’de motorin fiyatındaki 1 dolarlık artışın perakende süt fiyatını 26 sent arttırdığı tespit edilmiştir. Ayrıca yine teori ile uyumlu olarak süt ürünleri ÜFE değişimi ve diğer işlenmiş gıda TÜFE değişiminde meydana gelen %1’lik artışların perakende süt fiyatını sırasıyla %0,11; %0,03 ve %0,06 oranlarında artıracakı tespit edilmiştir. Çalışmanın bir diğer temel bulgusu ise kısa dönemde yaşanabilecek bir şokun yaklaşık %38,92’sinin 1 ay içerisinde giderilebileceği ve yaklaşık 2,5 ayda tekrar dengeye ulaşacağı yönündedir.

Çalışma bulguları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, perakende süt fiyatları üzerine en önemli etkinin üreticinin eline geçen fiyattaki değişimler olduğu tespit edilmiştir. Buna bağlı olarak perakende süt fiyatlarındaki artışın azaltılabilmesi için öncelikle imalat sürecinde girdi maliyeti niteliği taşıyan üreticinin eline geçen fiyattaki artışların önüne geçilmesi önem arz etmektedir. Bunun için öncelikle Türkiye’de yaygın olan aile işletmeciliğinin azaltılması ve süt üretimi yapan işletmelerin optimum ölçek büyüklüğüne kavuşturulması için gerekli önlemlerin alınması gerekmektedir. Keza Türkiye’de 2021 yılı itibariyle süt sığırcılığı yapan toplam 1.062.547 işletme mevcuttur. Bunların %47’sinde 1-5 baş, %20,40’ında 6-9 baş ve %18,07’sinde 10-19 baş sığır

beslenmektedir. Türkiye’de sanayiye süt aktaran toplam 268.557 üretici faaliyette bulunmaktadır. Bu üreticilerin yaklaşık %40’ı 30-49; %42’si 50-64 yaş aralığındadır. Gençlerin (18-29 yaş) oranı ise sadece %4 düzeyindedir (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.39). Aile işletmeciliğindeki baskın durum ölçek ekonomilerinin sağlamadığına, sanayiye süt veren işletme sayısının çok az olması dolayısıyla kayıt dışılığın yüksek olduğuna ve sektöre gençlerin dahiliyetinin az olması dolayısıyla da sektörün gelişimi konusundaki kaygılara işaret etmektedir. Keza 2015 yılında süt işleyen firmaların toplam süt arzı içinden çıktıkları süt oranı %52,8 iken bu oran 2021 yılı itibariyle %47’ye düşmüştür (Ulusal Süt Konseyi, 2022, s.42).

Sonuç olarak perakende süt fiyatları büyük oranda maliyetler tarafından belirlenmektedir. Bu nedenle, maliyetlerin düşürülmesi için öncelikle (kooperatifleşme, düşük faizli krediler, teşvikler yoluyla) üretim ölçeğinin büyütülüp ölçek ekonomilerinin sağlanması, enerji konusunda dışa bağımlılığın azaltılması, mera alanlarının daha işler hale getirilerek hayvancılıkta otlatma usulünün yaygınlaştırılması ve üreticilere eğitim ve danışmanlık sağlayacak politikaların geliştirilmesi gerekmektedir. Ayrıca, süt sektöründeki piyasa yapısının ortaya konarak, piyasanın etkinliğine katkı sağlayacak politikaların uygulanması önem arz etmektedir.

Değerlendirme	İki Dış Hakem / Çift Taraflı Körleme
Etik Beyan	<i>Bu çalışmanın hazırlanma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulduğu ve yararlanılan tüm çalışmaların kaynakçada belirtildiği beyan olunur.</i>
Benzerlik Taraması	Yapıldı – Ithenticate
Etik Bildirim	itobiad@itobiad.com
Çıkar Çatışması	Çıkar çatışması beyan edilmemiştir.
Finansman	Bu araştırmayı desteklemek için dış fon kullanılmamıştır.
Peer-Review	Double anonymized - Two External
Ethical Statement	<i>It is declared that scientific and ethical principles have been followed while carrying out and writing this study and that all the sources used have been properly cited.</i>
Plagiarism Checks	Yes - Ithenticate
Conflicts of Interest	The author(s) has no conflict of interest to declare.
Complaints	itobiad@itobiad.com
Grant Support	The author(s) acknowledge that they received no external funding in support of this research.

Kaynakça / References

- Abdallah, M. B., Farkas, M. F. ve Lakner, Z. (2020). Analysis of dairy product price transmission in Hungary: A nonlinear ARDL model. *Agriculture*, 10(217), 1-14.
- Akça, E. E. ve Hayran, S. (2021). Is there any link between cattle milk price and beef production? Empirical evidence from Turkey. *Tarım Ekonomisi Dergisi*, 27(1), 31-37.
- Alam, I. ve Quazi, R. (2003). Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, 17(1), 85-103.
- Aytekin, M. ve Hatırlı, S. A. (2021). Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizi: ARDL yaklaşımı. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi (ASEAD)*, 8(3), 203-216.
- Aytekin, M. ve Hatırlı, S. A. (2023). Türkiye’de ayçiçek yağı dış ticaretinin perakende fiyatı üzerine etkisi: ARDL analizi. Bölüm 18, 329-352, *İktisadi ve İdari Bilimlerde Akademik Analiz ve Yorumlar*, Ed. Prof. Dr. Nuray Ergül, Özgür Yayınları, İstanbul.
- Ayyıldız, M., Çiçek, A. ve Kaplan, K. (2021). Türkiye’de çiğ süt ile perakende süt fiyatları arasındaki asimetrik ilişki. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi*, 24(3), 594-602.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Goswami, G. G. (2003). A disaggregated approach to test the J-Curve phenomenon: Japan versus her major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 102-113.
- Bölük, G. ve Karaman, S. (2015). Süt arz zincirinde aksak rekabet koşullarının asimetrik hata düzeltme modeli ile analizi. *Rekabet Dergisi*, 16(1), 3-40.
- Bor, Ö., Küçükler, M. C. ve Altuntaş, C. Ö. (2021). The farm-retail price transmission in the Turkish dairy sector: evidence from the non-linear ARDL approach. *Ekonomik Yaklaşım*, 32(121), 415-444.
- Bor, Ö., İsmihan, M. ve Bayaner, A. (2014). Asymmetry in farm-retail price transmission in the Turkish fluid milk market. *New Medit: Mediterranean Journal of Economics, Agriculture and Environment*, 13(2), 2-8.
- Chen, P. (2024). Vector Error Correction Models with Stationary and Nonstationary Variables. *Economic Analysis Letters*, 3(2), 34-47.
- Çelik, Ş, Şengül, T., Söğüt, B., Şengül, A. Y. ve İnci, H. (2018). Türkiye’de keçi sayısı, keçi sütü üretimi ve dolar kuru ilişkisinin Bound testi ile belirlenmesi. *Journal of Awareness*, 3(Özel), 165-172.
- Çelik, Ş. (2014). Sığır sayısı, süt üretimi ve süt fiyatı arasındaki uzun dönem ilişkisinin belirlenmesi: 1980-2013 dönemi-Türkiye örneği. *Türkiye Tarımsal Araştırmalar Dergisi*, 1, 196-202.
- Çınar, G. (2017). Çiftlik sütü fiyatlarından yoğurt ve peynir pazarına asimetrik iletim. *Tarım Ekonomisi Dergisi*. 23(1), 93-99.
- Demirağ, İ. (2023). Türkiye’de gıda fiyatları endeksinin tarım ürünleri üretici fiyat endeksi ve döviz kuru arasındaki ilişkisinin analizi: ARDL model (Yüksek Lisans Tezi). İskenderun Teknik

Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Ekonomi ve Finans Anabilim Dalı, Ocak, İskenderun.

DM, 2023, Milch, <https://www.dm.de/ernaehrung/milch-milchalternativen/milch>, Son Erişim: 23.08.2023.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Fernandez, M. A., Panahi, S., Daniel, N. Tremblay, A. ve Marette, A. (2017). Yogurt and cardiometabolic diseases: A critical review of potential mechanisms. *American Society for Nutrition, Adv. Nutr.*, 8, 812-829.

Fousekis, P. ve Trachanas, E. (2016). Price transmission in the international skim milk powder markets. *Applied Economics*, 48(54), 5233-5245.

İçen, H, Esenyel İçen, N. M. ve Polat, B. (2022). Türkiye’de gıda fiyatları, döviz kuru ve petrol fiyatları arasındaki asimetrik ilişki. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, 37, 149-169.

IDF (International Dairy Federation),(2021) The World Dairy Situation’dan aktaran Ulusal Süt Konseyi. (2021). *2020 Süt raporu dünya ve Türkiye’de süt sektör istatistikleri*, Ankara.

IYAŞ, 2023, <https://www.iyas.com.tr/sut>, Son Erişim: 23.08.2023.

Johansen, J. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

Kamaruddin, R. ve Jusoff, K. (2009). An ARDL approach in food and beverages industry growth process in Malaysia. *International Business Research*, 2(3), 98-107.

Kandemir Kocaaslan, Ö., Çatık, A. N. ve Kat, A. (2021). Is there any asymmetry between wholesale and consumer food prices in selected European countries and Turkey?. *Business and Economics Research Journal*, 12(3), 469-490.

Kharin, S. (2015). Vertical price transmission along the dairy supply chain in Russia. *Studies in Agricultural Economics*, 117, 80-85.

Lee, M., Lee, H. ve Kim, J. (2018). Dairy food consumption is associated with a lower risk of the metabolic syndrome and its components: A systematic review and meta-analysis. *British Journal of Nutrition*, 120, 373-384.

Li, X. ve Lopez, R. A. (2015). Energy Price Transmission and Retail Milk Prices. Uconn University of Connecticut, Zwick Center for Food and Resource Policy, Working Paper Series No. 38, Selected paper presented at The Agricultural and Applied Economics Association Meetings July 26 – 28, 2015, San Francisco, California

- Lindströma, H. (2021). *Price transmission for organic and conventional milk products in Sweden*. Institute of Retail Economics, HFI Working Paper No. 22, September.
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22, 423-438.
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-U.S. migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence From cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Özdamar, G. (2015). Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçiş etkisi: ARDL-Sınır testi yaklaşımı bulguları. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 15(32), 66-97.
- Pesaran, H. M. ve Shin, Y., (1995). *Autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. DAE Working Paper Series No. 9514 (Cambridge: Department of Applied Economics, University of Cambridge).
- Pesaran, H. M. ve Shin, Y. (1999). *Autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. in: S. Storm (Ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11 (Cambridge: Cambridge University Press).
- Pesaran, M. H. ve Smith, R. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 471-505.
- 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.
- Rezitis, A. N. (2019). Investigating price transmission in the Finnish dairy sector: An asymmetric NARDL approach. *Empirical Economics*, 57, 861-900.
- Rose, R. ve Paparas, D. (2023). Price transmission: The case of the UK dairy market. *Commodities*, 2, 73-93.
- Sahara, S., Rahman, B. N. A., Probokawuryan, M. ve Amaliah, S. (2022). Price asymmetry in international Indonesian markets of skimmed milk powder. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 10(2), 159-172.
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood-Nimmo, M. (2013) Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. s. 281-314 içinde: Sickles, R., Horrace, W. (eds.) *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*. Springer, New York, NY. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 16(2), 95-105.
- Taylan, M. ve Önder, K. (2021). Burdur ili süt piyasasında asimetrik fiyat davranışı. *Gaziantep Üniversitesi İslahiye İİBF Uluslararası E-Dergi*, 5(5), 88-99.
- Tong, X., Dong, J. Y. Wu, Z., W. Li, W. ve Qin, L. Q. (2011). Dairy consumption and risk of type 2 diabetes mellitus: A meta-analysis of cohort studies. *European Journal of Clinical Nutrition*, 65, 1027-1031.

Turan, T. ve Karataş, M. (2018). Devlet harcamaları ve gelirleri arasındaki ilişki: Doğrusal olmayan sınır testi yaklaşımı (NARDL). *Sosyoekonomi*, 26(36), 33-48.

TÜİK. (2023a). *Sanayi ürünleri üretim miktarı*. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=sanayi-114&dil=1>, Son Erişim: 13.08.2023.

TÜİK. (2023b). *Sanayi ürünleri girişim sayısı*. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=sanayi-114&dil=1>, Son Erişim: 13.08.2023.

TÜİK. (2023c). *Süt üretim miktarı 2020 ve sonrası*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Cig-Sut-Uretim-Istatistikleri-2022-49699>, Son Erişim: 13.08.2023.

TÜİK. (2023d). *Hayvansal üretim*. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=tarim-111&dil=1>, Son Erişim: 13.08.2023.

Ulusal Süt Konseyi. (2020). *2019 süt raporu dünya ve Türkiye’de süt sektör istatistikleri*. Ankara.

Ulusal Süt Konseyi. (2021). *2020 süt raporu dünya ve Türkiye’de süt sektör istatistikleri*. Ağustos, Ankara.

Ulusal Süt Konseyi. (2022). *2021 süt raporu dünya ve Türkiye’de süt sektör istatistikleri*. Eylül, Ankara.

UN (Birleşmiş Milletler). (2023). *UN population division data portal*. <https://population.un.org/dataportal/home>, Son Erişim: 13.08.2023.

USDA (United States Department of Agriculture), Agricultural Marketing Service. (2023). *Retail milk prices report*. <https://www.ams.usda.gov/sites/default/files/media/RetailMilkPrices.pdf>, Son Erişim: 23.08.2023.

Yılanıcı, V. (2012). Türkiye’de para talebi istikrarlılığının testi: Kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 67-74.