

Kamu Harcamaları ve Enflasyon İlişkisi: G7 Ülkeleri İçin Panel Eşik Değer Analizi

Özgür Koçbulut¹

Abdullah Barış²

Özet

Enflasyon özellikle gelişmekte olan ekonomilerde en sık görülen makroekonomik sorunlardan biridir. Ancak, son dönemde Covid-19 pandemisi ve buna bağlı kapanmalar, tedarik zincirindeki problemler, Rusya Ukrayna savaşı gibi uluslararası gelişmeler dolayısıyla uygulanan genişletici para ve maliye politikaları nedeniyle tüm dünyada son yarım yüzyılın en yüksek enflasyon oranları yaşanmaktadır. Bu durum hem akademisyenlerin hem de politika yapımcıların dikkatini çekmiş, ancak yapılan çalışmalarda iki değişken arasındaki ilişki henüz açıklığa kavuşmamıştır. Ayrıca, yapılan çalışmalarda kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisinin doğrusal olmayabileceği olasılığı da genellikle ihmal edilmiştir. Bu nedenle çalışmada, literatürdeki bu açıklıklar dikkate alınarak Hansen (1999) panel eşik değer yöntemi kullanılarak G7 ülkelerinde kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkinin araştırılması amaçlanmıştır. Ampirik sonuçlar, G7 ülkelerinde kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını göstermekte ve kamu harcamaları için bir eşik değer bulunduğu dair güçlü kanıtlar sunmaktadır. Bu sonuç, kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisinin eşik değere bağlı olarak değişebileceğini göstermektedir. Buna göre, G7 ülkelerinde eşik değer (1.344) altında bir kamu harcaması artışı enflasyonu pozitif, eşik değer üstünde bir kamu harcaması artışı ise enflasyonu negatif etkilemektedir. Ayrıca panel nedensellik sonuçları, incelenen ülke grubunda kamu harcamaları ve enflasyon arasında bir geri besleme bağlantısının olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar, G7 ülkelerinde fiyat istikrarının sağlanmasında politika yapımcılara, para politikası araçları ile koordineli bir şekilde kamu harcamalarını da kullanabileceklerini işaret etmektedir.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Tokat GOP Üniversitesi Turhal MYO, o.kocbulut@gmail.com, 0000-0003-3092-8400

2 Dr. Öğr. Üyesi, Tokat GOP Üniversitesi İİBF, abduallah.baris@gop.edu.tr, 0000-0001-5637-9126

1. Giriş

Fiyat istikrarsızlığı, özellikle gelişmekte olan ekonomilerde en sık görülen makroekonomik sorunlardan biridir. Öyle ki içinde bulunduğumuz yüzyılda tüm dünyada son yarım yüzyılın en yüksek enflasyon oranları yaşanmaktadır. Bu durum enflasyonun nedenleri üzerine tartışmaları da tekrar önemli hale getirmiştir. Bazı görüşler Covid-19 pandemisi ve buna bağlı kapanmalar, tedarik zincirindeki problemler, Rusya'nın Ukrayna'yı işgali ve petrol fiyatlarındaki artış gibi uluslararası gelişmeler dolayısıyla mal ve hizmet arzına ilişkin nedenler üzerine yoğunlaşmaktadır. Bazı görüşler ise enflasyonu, yaşanan uluslararası gelişmelere karşı ülke ekonomilerini korumak üzere harcamalar dolayısıyla artan talebe bağlamaktadır. Kuşkusuz karşı karşıya kalınan fiyat artışlarının birbiriyle ilişkili birçok nedeni söz konusudur. Sebebi ne olursa olsun politika geliştirebilmek için ilgi problemlere karşı mali araçların etkisinin ne olduğunun bilinmesi gerekir. Bu bağlamda hükümetlerin elinde en güçlü mali araçlardan biri olan kamu harcamalarının enflasyon üzerinde etkisinin belirlenmesi son derecede önemlidir.

Fiyat istikrarı temelde para politikasının bir amacıdır. Ancak maliye politikasının desteği olmadan merkez bankasının bu hedefe ulaşması çok da mümkün değildir. Nitekim Özatay (1997), fiyat istikrarını sağlamayı amaçlayan bağımsız bir para politikası yürütmenin sürdürülebilir maliye politikası ile mümkün olabileceğini aksi halde hedefe ulaşmanın son derece zor olduğunu belirtmekte ve bu konuda ampirik kanıtlar ortaya koymaktadır. Ahmed vd. (2015) Bangladeş için para, maliye ve dış ticaret politikalarının enflasyon üzerindeki etkilerini karşılaştırdığı çalışmada hem kısa hem de uzun dönemde Bangladeş'te yaşanan enflasyon üzerinde temel belirleyici politikanın maliye politikası olduğunu bulgulamıştır. Benzer şekilde Bonga-Bonga ve Kabundi (2015), Güney Afrika'da enflasyon karşısında maliye politikasının etkili olduğunu belirtmiştir. Tüm bu ampirik çalışmalar maliye politikasının enflasyonla mücadelede para politikası kadar önemli olduğuna ilişkin kanıtlar sunmaktadır. Son dönemde tüm dünyada görülen enflasyon sorunuyla ilgili Stiglitz ve Rami (2023) ise sıkı para politikası tedbirlerinin yetersiz kalacağını hatta zararlı olabileceğini dile getirmektedirler.

Kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiye dair genel olarak üç farklı teorik açıklama söz konusudur. Bunlardan ilki ilhamını Keynesyen ekolden alan ve enflasyon artışlarını kamu harcamalarının toplam talepte neden olduğu artışla açıklayan görüştür. Buna göre bir ülkede enflasyonun oluşumunda dört temel nedenden bahsedilebilir. Bunlar maliyet artışı, para arzındaki artışlar, talep artışı ve enflasyon beklentileridir. Kamu kesimi izlemiş olduğu kamu harcama politikalarıyla bu nedenlerden özellikle para

arzı ve talep artışına yönelik etkilerde bulunmaktadır (Yıldız vd., 2023:30). Bir taraftan (reel) kamu harcamaları doğrudan bir talep oluştururken diğer taraftan neden olduğu gelir harcama döngüsüyle (çarpan etkisi) piyasa talebini artırmaktadır. Kısa dönemde arzın, artan talebi karşılama gücüne bağlı olarak talep yönlü bir enflasyon ortaya çıkabilir. Ayrıca, harcamaların finansmanı maliyetler üzerinde bir baskı oluşturmaktadır. Buna göre kamu harcamalarının finansmanı dolaylı vergilerle sağlandığında bu durum mal ve hizmet fiyatlarına yansiyabilir. Diğer seçenek olan borçlanma ise para arzının artmasına neden olabilir ve/veya faiz artışı yoluyla (dışlama etkisi) yatırım maliyetlerini etkileyebilir. Eltis (1983), kamu harcamalarıyla enflasyon arasında ilişkiyi kuran iki kanal bulunduğunu belirtmektedir. Bunlardan birincisi borçlanma veya senyorağa finanse edilen kamu harcamaları yoluyla para arzının artmasıyla oluşur. İkincisi ise kamu çalışanlarının (verimlilik dışı) ücret artışlarından kaynaklanır. Kamu harcamalarının finansmanı için vergilerin artırılması yolunun tercih edilmesi ise fiyatların yükselmesiyle sonuçlanır. Eksik istihdam durumunda dahi kamu harcamalarının kısa dönemli enflasyonist etkisi talepteki artışı karşılayan üretimin zaman almasından kaynaklanır.

Rasyonel beklentiler temelinde yapılan açıklamalar ise kamu harcamalarının bireylerin tüketim kararlarını dönemler arası dengeleyerek ekonomide anlamlı bir etkiye neden olmayacağı düşüncesini yansıtmaktadır. Buna göre kamu harcamalarında meydana gelen beklenmedik değişimler ilerde oluşacak vergi yükünü etkileyecektir. Bu açıdan bireyler mal ve hizmetlere olan taleplerini gelecek dönemlerin koşullarını dikkate alarak gerçekleştirirler. Bu bakımdan kamu harcamalarının toplam talep üzerinde anlamlı bir etkisi olmayacağından bir talep enflasyonuna da neden olmayacaktır.

Son olarak post Keynesyen yaklaşıma göre kamu harcamaları toplam faktör verimliliği ve üretimde teknoloji kullanımının artması gibi sonuçlar doğurarak uzun dönemde üretim maliyetlerini ve buna bağlı olarak fiyatların düşmesine neden olacaktır. Enflasyonun asıl nedeni nominal ücretlerdeki artış eğiliminin reel çıktı düzeyinden yüksek olmasıdır. Daha yüksek bir pozitif ücret artış oranı, daha hızlı yakınsamaya neden olur, ancak daha enflasyonist bir ortam meydana getirir (Mitchell, 1981:564-565). Kamu harcamaları ise geleneksel olarak beklenenin aksine bir yandan maliyetleri düşürüp verimliliği artırırken, enflasyonist değil tam tersine deflasyonist sonuçlar doğuracaktır.

2008 Krizi sonrasında ortaya çıkan ekonomik daralmaların ve özellikle Covid-19 pandemisi ile birlikte yaşanan kapanmaların olumsuz etkilerini en aza indirmek amacıyla birçok ülkede para ve maliye politikaları daha etkin bir şekilde kullanılmaktadır. Son dönemlerde birçok ülkede kamu

harcamalarındaki artışlar ile birlikte enflasyon oranlarında yaşanan artışlar hem akademisyenler hem de politika yapıcıların daha fazla dikkatini çekmiş ve konu ile ilgili çalışma sayısı da artmıştır. Fakat iki değişken arasındaki ilişki henüz açıklığa kavuşmamış ve kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisinin doğrusal olmayabileceği olasılığı da genellikle ihmal edilmiştir. Belirtilen eksiklikler bu çalışmanın motivasyonunu oluşturmaktadır. Çalışmada, G7 ülkelerinde kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişki Hansen (1999) tarafından geliştirilen panel eşik değer yöntemi ile araştırılmaktadır. G7 ülkeleri, dünyanın en zengin ve en gelişmiş yedi ülkesidir. Bu yedi ülke, küresel üretimin yaklaşık üçte birini gerçekleştirmektedir. Ayrıca dünya genelinde yapılan hükümet harcamalarının da yaklaşık yarısı bu ülkeler tarafından yapılmaktadır. Bu nedenle, G7 ülkelerinde kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkilerini araştırmak, küresel ekonomi üzerinde önemli bir etkiye sahip olan maliye politikalarını anlamak açısından oldukça önemlidir.

Panel eşik değer modelleri, değişkenler arasındaki doğrusal olmayan etkileşimleri analiz etme konusunda büyük avantaja sahiptir. Hansen (1999) modelinin ana avantajı, eşik seviyelerini keyfi olarak seçmek yerine örneklemden tahmin etmesidir. Model, eski eşik seviyelerinin belirlenmesine dayalı olarak örnekleme ikiden fazla rejime bölmek üzere tasarlanmıştır. Bu da bizim, değişkenlerin karışık etkilerini keşfetmemizi sağlar. Ayrıca bu yöntem sadece eşik değerleri tahmin etmekle kalmaz, aynı zamanda tespit edilen eşik değerler için istatistiksel anlamlılık testleri de yapar (Guo vd., 2022:1930).

Literatürdeki çalışmaların daha çok kamu harcamaları-ekonomik büyüme ve enflasyon-büyüme ilişkisi üzerine yoğunlaştığı görülmektedir. Bu nedenle bildiğimiz kadarıyla bu çalışma, G7 ülkeleri için kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkilerini doğrusal olmayan bir teknikte araştıran ilk çalışmadır. Çalışmada, kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkinin belirlenmesinde diğer çalışmalara göre farklı bir yöntemin kullanılması ve incelenen ülke grubu için enflasyonist bir etki ortaya çıkarmayacak optimum kamu harcaması düzeyinin belirlenmesi bakımından çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı ve bu ülkelerdeki politika yapıcılara faydalı olacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde organize edilmiştir. İkinci bölümde, kamu harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkileri inceleyen ampirik çalışmalar özetlenmiş; üçüncü bölümde ekonometrik yöntem ve veri setine ilişkin bilgilere yer verilmiş; dördüncü bölümde ampirik bulgular yorumlanmış; son bölümünde ise sonuçlar ve politika önerileri raporlanmıştır.

2. Literatür

Kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisine ilişkin çok sayıda çalışma yapılmıştır ve teorik ve ampirik bulguların büyük bir çoğunluğu uzun dönemli mali genişlemelerin enflasyona neden olduğunu ve dolayısıyla kamu harcamaları ile enflasyon arasında pozitif ve uzun dönemli bir ilişki olduğunu kanıtlamaktadır. Özellikle vektör otoregresyon (VAR) yöntemi kullanılarak yapılan analizlerin büyük çoğunluğunun bu sonucu desteklediği görülmektedir. Bu sonuçlar Keynesyen teoriyi destekler nitelikte kamu harcamalarının GSYİH üzerinde pozitif etkisini de teyit etmektedir. Ancak literatürde yönteme ilişkin eleştirilerden hareketle sonuçların güvenilirliğini tartışmaya açan çalışmalar söz konusudur. Buna göre; VAR yönteminin beklenen bilgileri yeterince kontrol etmediği, veri setinin az sayıda değişkenle sınırlı olması gibi zayıf yönleri vurgulanmış ve kamu harcaması şoklarının gerçek anlamda dışsal şoklar değil, daha çok ihmal edilen değişkenlerin bir fonksiyonu olduğu savunulmuştur (Hall ve Thapar, 2023:141-142). Bu eleştirilere rağmen ampirik literatür çoğunlukla kamu harcamalarının enflasyona neden olduğunu göstermektedir. Örneğin, Aizenman ve Hausmann (2000), 12 Latin Amerika ülkesinde 1970-1994 dönemi için panel regresyon analizi yöntemiyle bütçe uygulamalarında ortaya çıkan farklılaşmaların enflasyon üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Fiyat şoklarının yaşanmadığı bir ekonomide kamu harcamaları bütçe yoluyla yılda bir kere belirlenir. Ancak yüksek fiyat dalgalanmalarının olması durumunda bütçe revizyonlarına gerek duyulabilir ki bu fiili harcamaların öngörülenden (bütçe oluşturulurken belirlenen harcamalardan) farklı olması anlamına gelir. Çalışmanın sonuçlarına göre bütçe uygulaması sırasında harcamalarda ortaya çıkan farklılıklar/bütçeden sapmalar oldukça anlamlı bir şekilde enflasyonist etki meydana getirmektedir. Varvarigos (2010), Sahra Altı Afrika ülkelerine yönelik yaptığı çalışmayla bu sonucu teyit ederek, yalnızca kamu harcamalarında artış veya azalış yönünde bir değişim değil aynı zamanda bu değişimin sıklığı da enflasyona neden olabileceği gibi sosyal refahı da azaltacağını belirtmiştir.

Altissimo vd.'nin (2005), Avrupa Birliği kapsamında ülkeler arası enflasyon farklılıklarının nedenleri üzerine yaptıkları çalışmada ticaret dışı sektör olarak betimlediği kamu hizmetleri dolayısıyla gerçekleştirilen harcamaların enflasyon artışına neden olarak ülkeler arası farklılığın önemli bir açıklayıcısı olduğunu belirtmişlerdir. Öte yandan çalışmada, tüm sektörlerde yaşanan verimlik artışının ise tam tersine satışa konu mal ve hizmetlerin fiyatlarında bir düşüşün en önemli nedeni olduğu vurgulanmıştır.

Ezirim vd. (2008), ABD’de kamu harcamalarındaki artış ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1970-2002 dönemi yıllık verileriyle Granger nedensellik testi kullanarak incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçları, kamu harcamaları ile enflasyon arasında çift yönlü bir ilişkinin olduğunu ve kamu harcamalarındaki artışın enflasyonist baskıları artırdığını, bu tür bir enflasyonist sarmalın ise kamu harcaması kararlarını etkilediğini göstermektedir.

Han ve Mulligan (2008), kamu harcamalarını savunma ve savunma dışı harcamalar şeklinde ayırıştırarak 80 ülke için uzun dönemde enflasyon ve kamu büyüklüğü arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Savunma harcamalarının enflasyon üzerinde güçlü ve pozitif bir etkiye, savunma dışı harcamaların ise negatif bir etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir.

Magazzino (2011), Akdeniz ülkeleri için kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi zaman serisi yaklaşımı kullanarak incelemiştir. Eş bütünleşme sonuçları, Kıbrıs, Fransa, Yunanistan ve Portekiz’de kamu harcamaları/GSYİH oranı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu, Granger nedensellik testleri ise, kısa dönemde İtalya, Malta ve Portekiz için, uzun dönemde ise Yunanistan için kamu harcamaları ile enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Çalışmada ayrıca uzun dönemde Portekiz, kısa dönemde Kıbrıs, Fransa ve İspanya için enflasyondan kamu harcamalarına doğru tek yönlü, yine uzun dönemde Kıbrıs ve Fransa için tek ancak ters yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Sonuç olarak kamu harcamaları ve enflasyon arasında hem uzun hem de kısa dönemde karşılıklı bir ilişkinin varlığı bulgulanmıştır.

Surjaningsih vd. (2012), maliye politikasının üretim ve enflasyon üzerindeki etkisini incelerken, iradi maliye politikasına ve bunun üretim ve enflasyonun oynaklığını nasıl etkilediğine odaklanmışlardır. Kamu harcamaları ve vergilerin birlikte incelendiği çalışma sonuçlarına göre kamu harcamaları milli geliri artırırken vergiler daraltıcı etkiye sahiptir. Özellikle durgunluk dönemlerinde kısa dönemde kamu harcamalarının genişletici etkisi vergilere göre çok daha güçlüdür. Bununla birlikte kamu harcamalarının enflasyonu düşürdüğü vergilerin ise artırdığı tespit edilmiştir.

Muhammad ve Attiya (2013), Pakistan örneğinde enflasyon oranı, ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Kamu harcamalarını kalkınma harcamaları ve cari harcamalar olarak sınıflandırdıkları çalışmada analiz sonuçları; enflasyon oranı, ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Çalışmada kamu harcamalarının enflasyon ve ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği, özellikle kalkınma harcamalarında bu

etkinin çok daha belirgin olduğu ancak cari harcamaların katkısının düşük olduğu vurgulanmıştır.

Mehrara ve Behzadi (2015), İran ekonomisi için maliye ve para politikalarının enflasyon üzerindeki doğrusal olmayan etkilerini VAR modeli kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, yüksek likidite düzeyinde kamu harcamalarının güçlü bir şekilde enflasyona neden olduğu belirtilmektedir. Kısaca, maliye politikası özelde kamu harcamaları hem enflasyon hem de milli gelir artışında önemli bir etkidir ve bu etki genişletici para politikasıyla çok daha güçlüdür.

Ulusoy ve Yiğit (2016), basit doğrusal regresyon modelini kullanarak Türkiye ekonomisinde kamu harcamalarının enflasyon ile ilişkisini test etmişlerdir. Çalışma sonuçları, tek değişkenli analizlerde tüm değişkenlerin ayrı ayrı, çok değişkenli analizde ise sadece cari harcama değişkeninin enflasyon oranı üzerinde pozitif yönlü bir etki ortaya çıkardığını göstermektedir.

Kulatunge (2017) Sri Lanka için enflasyonun belirleyicileri üzerine yapmış olduğu analizde kamu harcamalarının enflasyonun önemli belirleyicilerinden birisi olduğunu bulgulamıştır. Yazara göre kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisi toplam talep artışı kanalıyla gerçekleşmekteyken GSYİH artışı ise enflasyon oranlarının düşmesine katkı sunmaktadır.

Oyerinde (2019), Nijerya'da kamu harcamalarıyla enflasyon arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir. Çalışmanın bulguları, hem kısa hem de uzun dönemde kamu harcamalarının enflasyonun bir nedeni olduğunu dahası bu etkinin karşılıklı olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle kamu harcamaları enflasyonun önemli bir nedeniyken artan enflasyon da kamu harcamalarının artmasına neden olmaktadır. Öte yandan kamu harcamaları aynı zamanda para arzı ve döviz kuru üzerinde de önemli bir baskı oluşturmaktadır.

George-Anokwuru ve Ekpenyong (2020), sıradan en küçük kareler tahmincisini kullanarak kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki göreceli etkisini tahmin etmişlerdir. İncelenen dönem için yukarı yönlü bir eğilim gösteren kamu harcamalarının kısa dönemde enflasyon oranı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu, ancak enflasyon üzerindeki pozitif etkinin uzun dönemde zayıfladığını tespit etmişlerdir.

Onuoha ve Okorie (2020), seçilmiş Afrika ülkelerinde ayrıştırılmış kamu harcamaları ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemişlerdir. Panel dinamik en küçük kareler tahmincisinden elde edilen sonuçlar, altyapı ve savunma harcamalarındaki yüzde 1'lik bir artışın enflasyon oranında sırasıyla yaklaşık yüzde 0,56 ve yüzde 0,27'lik bir artışa

yol açtığını ortaya koymaktadır. Öte yandan, incelenen dönemde eğitim harcamaları enflasyonla pozitif ve anlamsız bir ilişkiye sahipken, sağlık harcamaları enflasyon üzerinde ters yönde ancak anlamsız bir etkiye sahiptir.

Nguyen vd. (2022), Vietnam'da para ve maliye politikalarının enflasyon üzerindeki etkisini VAR modeli ile incelemişlerdir. Araştırma sonuçları, Vietnam enflasyonunun mali açık, para arzı, hükümet harcamaları ve faiz oranından olumlu etkilendiğini göstermektedir. Faktörler arasında enflasyon üzerinde en büyük etkiye sahip olan kamu harcamalarıdır.

Son dönemde yapılan bir başka çalışma da ise Duodu vd. (2022), Gana ekonomisinde para arzı, bütçe açıkları ve enflasyon ilişkisini incelemişlerdir. Çalışmada, Vektör Hata Düzeltme Modelinden (VECM) elde edilen sonuçlar, bütçe açığının enflasyon üzerinde pozitif, para arzının ise negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Çalışmanın bulguları, Gana hükümeti ve Gana ile benzer özelliklere sahip diğer Afrika ülkeleri için bazı politika çıkarımlarına sahip olması açısından önemlidir. Yazarlar, kamu harcamalarını azaltmanın enflasyonu kontrol altına almada kesin yollardan biri olduğunu belirtmişlerdir.

Genel olarak ampirik bulgular kamu harcamalarının toplam talep kanalıyla enflasyonist etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Oysa yakın zamandaki bazı çalışmalar (Dupor ve Li, 2015; D'Alessandro vd. 2019; Jørgensen ve Ravn, 2022) kamu harcamalarındaki şokların enflasyon üzerinde geleneksel beklentinin aksine etkili olmadığını ileri sürmektedir. Benzer sonuçlara literatürde bazı çalışmalarda da (Edelberg, vd., 1999; Canova ve Pappa, 2007; Mountford ve Uhlig, 2009) rastlamak mümkündür.

3. Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti

Bu çalışmada, G7 ülkelerinde kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisi, Hansen (1999) tarafından geliştirilen panel eşik değer yöntemi ile analiz edilmiştir. Analizde üç aşamalı bir ekonometrik yöntem izlenmiştir. Panel eşik regresyon modeli, geleneksel en küçük kareler tahmin yönteminin bir uzantısı olduğundan sahte regresyondan kaçınmak için modele dahil edilen değişkenlerin durağan olması gerekir. Bu nedenle birinci aşamada; Harris-Tzavalis (HT) (1999) ve Levin, Lin, Chu (LLC) (2002) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri ile değişkenlerin entegrasyon derecesi belirlenmiştir. İkinci aşamada, panel eşik regresyon modeli tahmin edilmiş, son aşamada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmek amacıyla Dumitrescu ve Hurlin (DH) (2012) panel nedensellik testi uygulanmıştır.

Değişkenlere ilişkin veriler Dünya Bankası İstatistiklerinden (World Development Indicators-WDI) alınmış olup, G7 Ülkeleri için 2000-2020 dönemini kapsamaktadır. Değişkenlere ait tanımlayıcı bilgiler tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1. Değişkenler, Tanımları ve İstatistik Özeti

Değişkenler	Tanımları	Göz. Say.	Ort.	Standart Sapma	Min.	Max.
inf	Enflasyon, tüketici fiyatları (yıllık %)	147	1.493	1.060	-1.352	3.856
kh	Devletin nihai tüketim harcamaları (yıllık % büyüme)	147	1.395	1.642	-7.312	5.503
trade	Mal ve hizmet ihracatı ve ithalatının toplamı (% GSYİH)	147	52.652	18.217	19.559	88.519

3.1. Panel Birim Kök Testi

Çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri Harris-Tzavalis (1999) ve Levin, Lin, Chu (2002) panel birim kök testleri ile belirlenmiştir. HT testi, Levin, Lin (1993) çalışmasını temel almakta ve yatay kesit birimlerin aynı otoregresif parametreye [AR(1)] sahip olduğunu, zaman periyotlarının sayısının ise sabit olduğunu varsaymaktadır. Bu testte üç farklı varsayma karşılık gelen üç farklı model 1 nolu eşitlik setinde gösterilmektedir. Bunlardan ilki, sabit ve trend içermeyen homojen panelin basit halidir. İkincisi yalnızca sabiti içeren, üçüncüsü ise hem sabit hem de trend içeren modellerdir.

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \rho y_{it-1} + u_{it} \quad (1.2)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \rho y_{it-1} + u_{it} \quad (1.3)$$

HT testinde ρ ortak köktür ve yukardaki üç model için serilerin birim kök içerdiğini varsayan boş hipotez $H_0: \rho = 1$, alternatif hipoteze karşı $H_a: \rho < 1$ sınanmaktadır (Harris ve Tzavalis, 1999:204).

H_0 hipotezi altında, (1.1) ve (1.3) modelleri için en küçük kareler tahmincisi 2 nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$\hat{\rho} - 1 = [\sum_{i=1}^N y'_{i,-1} Q_T y_{i,-1}]^{-1} \cdot [\sum_{i=1}^N y'_{i,-1} Q_T u_i] \quad (2)$$

Bu eşitlikte, $y'_{i,-1} = (y_{i0}, \dots, y_{iT-1})$, $u'_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$ ve Q_T 'de (TxT) dönüşüm matrisidir. Model (1.1) için, $Q_T = I_T$ dir, I_T ise (TxT) birim matrisidir. Model (1.2) için, $Q_T = M_T = \left(I_T - 1 \left(\frac{1}{T}\right) e_T e_T'\right)$. e_T , T uzunluğundaki birim sütun vektörüdür. Model (1.3) için, $Q_T = I_T - Z_T(Z_T'Z_T)^{-1}Z_T'$, bu eşitlikte $Z_T = (e_T, \tau_T)$ ve $\tau_T' = (1, 2, \dots, T)$. ρ 'nın (1.1)-(1.3) regresyon modellerine karşılık gelen en küçük kareler tahmincileri; havuzlanmış en küçük kareler tahmincisi ($\hat{\rho}_{LSP}$), en küçük kareler kukla değişken tahmincisi ($\hat{\rho}_{LSDV}$), ve en küçük kareler kukla değişkeni ile trend tahmincisidir ($\hat{\rho}_{LSDVT}$). Test istatistiklerinin sınırlı dağılımını elde etmek için serinin yapısını $\{u_{it}\}$, başlangıç değerlerini y_{i0} , ve bireysel etkileri α_i iyi bilmek gerekir. $\{u_{it}; i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T\}$ tüm i ve t 'ler için $E(u_{it}) = 0$ ve $Var(u_{it}) = \sigma_u^2 < \infty$ birbirinden bağımsız ve aynı normal dağılımlı rassal değişkenler dizisidir (Harris ve Tzavalis, 1999:205).

LLC testinde de, HT testinde olduğu gibi yatay kesit birimlerin aynı otoregresif parametreye sahip olduğu varsayılmakta ve serilerin birim kök içerdiğini varsayan boş hipotez $H_0: \delta = 0$, alternatif hipoteze karşı $H_0: \delta < 1$ sınanmaktadır. LLC testinin temel denklemi (3) nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3. \quad (3)$$

LLC testinde d_{mt} , deterministik değişkenler vektörünü, α_{mi} , bunların katsayılarını temsil etmektedir. L ise gecikme uzunluğudur. Testte y_{it} stokastik süreç, HT testindeki gibi sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere üç model ile açıklanır (Levin vd., 2002:4).

3.2. Panel Eşik Değer Regresyon Modeli

Eşik etkisi yapısal bir mutasyon olgusudur. Bu durum, bir değişkenin belli bir değere ulaşması durumunda başka bir değişkenin farklı bir gelişim göstermesi, yani bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin tamamen doğrusal olmadığı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla eşik regresyon modelleri, değişkenler arasındaki ilişkilerde sıçramaları veya yapısal kırılmaları tanımlamaktadır. Bu çalışmada, Hansen (1999) eşik değer yöntemi kullanılarak eşik değişkenlerin farklı aşamalarında veya seviyelerinde kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Geleneksel doğrusal olmayan yöntemler ile karşılaştırıldığında; Hansen'in yönteminde eşik değerler, verilerin kendisi tarafından belirlendiği için dışsal olarak belirlenen eşik değerler tarafından sonuçların bozulması sorunu ortadan kalkmaktadır (Li vd., 2020:3; Li vd., 2022:4). Hansen (1999), yapısal değişim noktalarını belirlemek ve eşik değişken kullanan ve ardından gerçek

eşik değeri tahmin etmek amacıyla, bireysel spesifik etki ve gözlemlere sahip dengeli paneller için bir tahmin stratejisi geliştirmiştir. Bu tahmin stratejisine göre kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki doğrusal olmayan etkisini incelemek amacıyla oluşturduğumuz, aynı zamanda birden fazla eşik değere sahip modellerin geliştirilmesi için de temel teşkil eden tek eşikli modelin denklemi 4 nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$y_{it} = \mu_i + \varphi_1' x_{it} I(\theta_{it} \leq \gamma) + \varphi_2' x_{it} I(\theta_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Modelde y_{it} , bağımlı değişkeni; μ_i , bireysel spesifik etkileri; x_{it} , bağımsız değişkeni; $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonu; θ_{it} , eşik değişkeni; γ eşik değeri; φ_1, φ_2 regresyonun eğim parametrelerini; ε_{it} , hata terimini; i ve t ise sırasıyla yatay kesit birimleri ve zamanı göstermektedir. Gözlemler, eşik değişken θ_{it} 'nin eşik değer γ 'den küçük veya büyük olmasına bağlı olarak iki rejime bölünmüştür. φ_1 ve φ_2 regresyon katsayıları arasındaki fark, iki aralık arasındaki farkı yansıtabilir. Buna göre 4 nolu eşitlik, 5 nolu eşitlik formunda yazılabilir.

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \varphi_1' x_{it} + \varepsilon_{it} & (\theta_{it} \leq \gamma), \\ \mu_i + \varphi_2' x_{it} + \varepsilon_{it} & (\theta_{it} > \gamma). \end{cases} \quad (5)$$

Ayrıca, 4 nolu eşitlik, 6 nolu eşitlikte olduğu gibi de ifade edilebilir.

$$x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it} I(\theta_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(\theta_{it} > \gamma) \end{pmatrix} \quad (6)$$

Bu eşitlikten sonra $\varphi = (\varphi_1' \varphi_2')$ ise 4 nolu eşitlik $y_{it} = \mu_i + \varphi' x_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it}$ şeklinde yazılabilir (Hansen, 1999:347).

3.2.1. Model Tahmini

Hansen'e (1999) göre modelin tahmin edilebilmesi için öncelikle kişisel tüketim alışkanlıkları, kurum kültürü ve ülkenin sosyo-kültürel yapısı gibi gözlemlenebilir bireysel spesifik etkilerin (μ_i) ortadan kaldırılması gerekir. Bunun için 6 nolu eşitlikte tüm yatay kesit birimlerin (\mathbf{t}) üzerinden ortalaması alınarak 7 nolu eşitlik elde edilir.

$$\bar{y}_i = \mu_i + \varphi' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{\varepsilon}_i \quad (7)$$

7 nolu eşitlikte $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$ ve $\bar{x}_i(\gamma) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$ 'dir.

$(y_{it} = \mu_i + \varphi' x_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it}) - (\bar{y}_i = \mu_i + \varphi' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{\varepsilon}_i)$ şeklinde iki denklemin farkı alınarak 8 nolu eşitlik elde edilir.

$$y_{it}^* = \varphi' x_{it}^*(\gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (8)$$

Bu eşitlikte; $y_{it}^* = y_{it} - y_i$, $x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$ ve $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$ 'dir ve bireysel gözlemler aşağıdaki gibi kümelendir.

$$y_{it}^* = \begin{bmatrix} y_{i2}^* \\ \vdots \\ y_{iT}^* \end{bmatrix}, x_{it}^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i2}^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_{iT}^*(\gamma) \end{bmatrix}, \varepsilon_{it}^* = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i2}^* \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT}^* \end{bmatrix}$$

Tüm yatay kesit birimlerin gözlem değerleri toplanarak zaman periyotları silindiğinde 8 nolu eşitlik 9 nolu eşitliğe dönüştürülebilir.

$$y^* = X^*(\gamma)\varphi + \varepsilon^* \quad (9)$$

Belirli bir (γ) değeri için, sıradan en küçük kareler yöntemi kullanılarak φ tahmin edilebilir.

$\hat{\varphi}(\gamma) = \{X^*(\gamma)'X^*(\gamma)\}^{-1}\{X^*(\gamma)'\varepsilon^*\}$. Kalıntı vektörü $\hat{\varepsilon}^*(\gamma) = y^* - X^*(\gamma)\hat{\varphi}(\gamma)$, hata kareler toplamı $S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}^*(\gamma)'\hat{\varepsilon}^*(\gamma)$, kalıntı varyansı ise $\hat{\sigma}^2(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\varepsilon}^*(\gamma)'\hat{\varepsilon}^*(\gamma)}{N(T-1)} = S_1(\hat{\sigma})/N(T-1)$ 'dir. Herhangi bir (γ) değeri için en küçük kalıntı kareler toplamına karşılık gelen eşik değer, tahmin edilen eşik değerdir. 10 nolu eşitlikte gösterilen **argmin** fonksiyonu ise kalıntı kareler toplamı en küçük olduğunda buna karşılık gelen (γ) kümesini temsil eder (Li vd., 2022:4-5).

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \quad (10)$$

3.2.2. Model Testi

Modelin kurulumunda önce tek eşik etkisinin olduğu varsayılmakta ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı test edilmektedir. Tek eşik etkisinin test edilmesi, katsayıların her rejimde aynı olup olmadığını test etmekle aynıdır. Modelin boş hipotezi $H_0: \varphi_1 = \varphi_2$ modelde eşik etkisinin olmadığını, alternatif hipotez $H_a: \varphi_1 \neq \varphi_2$ ise modelde en az bir eşik etkisinin varlığını gösterir. Hansen, boş hipotezini test etmek için 11 nolu eşitlikte gösterilen F istatistiğini ileri sürmüştür (Wang, 2015:122-123; Li vd., 2022:5).

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (11)$$

11 nolu eşitlikte S_0 ve S_1 , boş ve alternatif hipotez altında hata kareler toplamıdır. Bootstrap yöntemini kullanarak, boş hipotez altında F_1 istatistiğinin asimptotik P (olasılık) değerini elde edebiliriz. Örneğin, P değerinin 0,01'den küçük olması, boş hipotezin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği, yani bir eşik etkisinin olduğu anlamına gelmektedir. 10 nolu

eşitlikte (γ) biliniyorsa model, sıradan bir doğrusal modeldir. Fakat (γ) bilinmiyorsa bu durumda bir parametre problemi ortaya çıkar bu da (γ) 'nin standart normal dağılıma sahip olmadığını gösterir. Bu nedenle Hansen 12 nolu eşitlikte gösterildiği gibi γ için bir olasılık oran (likelihood ratio-LR) istatistiği kullanarak güven aralığı belirlemeyi işaret etmiştir.

$$LR(\gamma) = \frac{s_1(\gamma) - s_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (12)$$

$C(\alpha)$ 'nin reddedilmeme aralığı olduğunu varsaydıgımızda $C(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$, α kritik değeri, kolayca hesaplanabilecek anlamlılık düzeyidir. Örneğin, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer 7.35'tir. Eğer, $LR(\gamma) < C(\alpha)$ ise boş hipotez kabul edilir yani anlamlılık düzeyi α olduğunda, eşik tahmini anlamlıdır veya bunun tam tersi de geçerlidir.

Bazı uygulamalarda birden fazla eşik olabilir. 13 nolu eşitlik, iki eşik değerli modeli gösterir.

$$y_{it} = \mu_i + \varphi_1' x_{it} I(\theta_{it} \leq \gamma_1) + \varphi_2' x_{it} I(\gamma_1 < \theta_{it} \leq \gamma_2) + \varphi_3' x_{it} I(\gamma_2 < \theta_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Bu modelde eşik değerler; $\gamma_1 < \gamma_2$ olmalıdır. Çift eşikli modelin tahmin prosedürü de tek eşikinkine benzemektedir (Hansen, 1999:353). γ_1 ve γ_2 eşikleri formülü üç bölgeye ayırır ve her bölgeye karşılık gelen katsayılar sırasıyla φ_1 , φ_2 ve φ_3 'tür. Tek eşik değerli modelde hata kareler toplamını $S_1(\gamma)$ minimize eden eşik değer tahmini ($\hat{\gamma}_1$), ikinci eşik değer tahmin edilmesi için bir kriter oluşturur. ($\hat{\gamma}_1$) tespit edildikten sonra 14 ve 15 nolu eşitliklerde ikinci eşik değer tahmin edilir ve onun güven aralıkları belirlenir.

$$\hat{\gamma}_2^Y = \arg \min \{S_2^Y(\gamma_2)\} \quad (14)$$

$$S_2^Y = S\{\min(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) \max(\hat{\gamma}_1, \gamma_2)\}$$

$$LR_2^Y(\gamma_2) = \frac{\{s_2^Y(\gamma_2) - s_2^Y(\hat{\gamma}_2^Y)\}}{\hat{\sigma}_{22}^2} \quad (15)$$

$\hat{\gamma}_2^Y$, asimptotik olarak etkin iken γ_1 değildir. Bu nedenle ilk eşik değer 16 nolu eşitlikte yeniden tahmin edilmiştir.

$$\hat{\gamma}_1^Y = \arg \min \{S_1^Y(\gamma_1)\} \quad (16)$$

$$S_1^Y = S\{\min(\gamma_1, \hat{\gamma}_2) \max(\gamma_1, \hat{\gamma}_2)\}$$

$$LR_1^Y(\gamma_1) = \frac{\{s_1^Y(\gamma_1) - s_1^Y(\hat{\gamma}_1^Y)\}}{\hat{\sigma}_{11}^2} \quad (17)$$

Eğer tek eşikli modelde boş hipotez reddedilirse, iki eşikli modelin var olup olmadığının incelenmesi gerekir. İki eşikli modelde LR testi 17 nolu eşitlikteki F_2 testine dayandırılabilir (Wang vd., 2023:8).

$$F_2 = \frac{\{s_1(\hat{y}_1) - s_2^Y(\hat{y}_2^Y)\}}{\hat{\sigma}_{22}^2} \quad (18)$$

3.3. Dumitrescu ve Hurlin Panel Nedensellik Testi

DH nedensellik testinde T dönemi boyunca N sayıda yatay kesit birimi için x ve y gibi durağan iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak için 19 nolu eşitlikte gösterilen doğrusal model dikkate alınır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012:1451).

$$y_{i,t} = \mu_i + \sum_{k=1}^K \rho_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

Yukarıdaki eşitlikte μ , sabiti; β_i regresyon katsayılarını K ise gecikme uzunlunu gösterir ve tüm birimler için aynı olduğu varsayılır.

DH testi, nedenselliğin varlığını belirlerken x 'in geçmiş değerlerinin y 'nin bugünkü değeri üzerindeki etkilerini de test etmektir. Testin hipotezleri şu şekilde tanımlanır (Lopez ve Weber, 2017:3):

$H_0: \beta_{i1} = \dots = \beta_{iK} = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$ (tüm birimler için nedensellik ilişkisi yoktur)

$$H_A: \beta_{i1} = \dots = \beta_{iK} = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N_1$$

$\beta_{i1} \neq 0$ veya $\beta_{iK} \neq 0 \quad \forall_i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ (bazı birimler için nedensellik ilişkisi vardır)

Alternatif hipotezde $N_1 \in [0, N - 1]$ bilinmiyor ve eğer $N_1 = 0$ ise paneldeki tüm birimler için nedensellik vardır. N_1 kesinlikle N 'den küçük olmalıdır, aksi takdirde tüm birimler için nedensellik yoktur ve H_A, H_0 'a indirgenir.

DH testinde panel nedenselliği araştırmak için Monte Carlo simülasyonlarına göre uygun (20) numaralı eşitlikte tanımlanan her bir yatay kesit birimi için, bireysel Wald istatistiklerinin basit ortalamasını alan bir test istatistiği önerilmektedir.

$$W_{N,T}^{Hnc} = N^{-1} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (20)$$

DH nedensellik testinde ayrıca yatay kesit sayısının (N) fazla olduğu büyük örneklerde bireysel ortalama Wald istatistiği ile aynı dağılıma sahip (21) numaralı eşitlikte standardize edilmiş \tilde{Z}_N^{Hnc} istatistiği de hesaplanabilir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012:1456):

$$\tilde{Z}_N^{Hnc} = \frac{\sqrt{N[W_{N,T}^{Hnc} - E(\tilde{W}_{i,T})]}}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{W}_{i,T})}} \quad (21)$$

4. Bulgular

4.1. Panel Birim Kök Test Sonuçları

Harris-Tzavalis (1999) ve Levin, Lin, Chu (2002) panel birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar tablo 2’de gösterilmektedir. HT testinde tüm değişkenler için sabitli ve trendli olmak üzere her iki modelde birim kökün olduğunu varsayan H_0 hipotezi reddedilmektedir. LLC testinde ise trendli modelde *trade* değişkeni dışındaki diğer değişkenler için H_0 hipotezi reddedilmekte tüm serilerin $I(0)$ olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 2. Panel Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Harris-Tzavalis (1999) (H_0 :Birim Kök)		Levin, Lin, Chu (2002) (H_0 :Birim Kök)	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
<i>inf</i>	0.344*** (0.000)	0.140*** (0.000)	-3.862*** (0.000)	-4.854*** (0.000)
<i>kh</i>	0.475*** (0.000)	0.267*** (0.000)	-3.248*** (0.000)	-1.759** (0.039)
<i>trade</i>	0.787* (0.078)	0.557* (0.064)	-2.427*** (0.007)	-0.851 (0.197)

Not: Tabloda parantez içi değerler olasılık değerlerini; ***, **, * ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

4.2. Kamu Harcamaları-Enflasyon İlişkisi Eşik Değer Modelleri ve Tahmin Sonuçları

G7 ülkelerinde kamu harcamaları ve enflasyon arasındaki eşik etki, 4 nolu eşitlik temel alınarak oluşturulan model 1’e göre analiz edilmiştir.

$$inf_{it} = \mu_i + \varphi_1 kh_{it} I(kh \leq \gamma) + \varphi_2 kh_{it} I(kh > \gamma) + \rho_1 trade_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{model 1})$$

Model 1’de $I(kh \leq \gamma)$ ve $I(kh > \gamma)$ gösterge fonksiyonu, φ_1 ve φ_2 ise eğim parametreleridir ve kamu harcamalarının eşik düzeyin altında veya üstünde olması durumuna göre kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki marjinal etkilerini göstermektedir. Model 1 için eşik değer tahmin sonuçları tablo 3’te gösterilmektedir. Buna göre, tahmin edilen birinci eşik değer parametresinin (γ_1) p -değeri 0.000’dır ve F istatistiği de her üç kritik

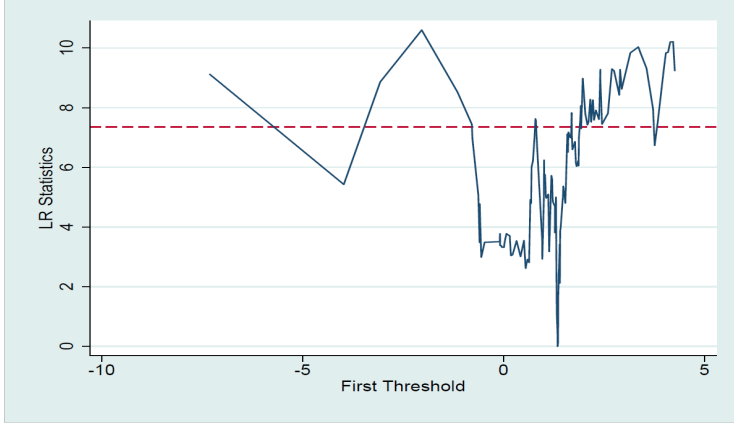
değerden büyüktür. Bu sonuç, H_0 hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini dolayısıyla kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını ve eşik etkisinin varlığını göstermektedir. İkinci ve üçüncü eşik değerlerin F istatistikleri ise kritik değerlerden küçük ve p -olasılık değerleri de 0.05'ten büyüktür. Bu sonuçlar, modelde F istatistiği ve p -olasılık değerlerine göre (γ_2) ve (γ_3) eşik değer parametrelerinin anlamlı olmadığını dolayısıyla modelde tek eşik değer etkisinin varlığını göstermektedir. Buna göre, eşik değer tahminleri, kamu harcamalarının belli bir düzeyi aştıktan sonra bir rejim değişikliği gerçekleştiğini ifade etmektedir.

Tablo 3. Eşik Değer Tahmin Sonuçları

$(H_0: \varphi_1 = \varphi_2)$					
Eşik Değerler	F İstatistiği	Olasılık Değeri	Kritik Değerler		
			%10	%5	%1
(γ_1) 1.344*** [1.343, 1.357]	8.34	0.000	4.494	5.400	7.780
(γ_2) 3.354 [3.288, 3.377]	5.62	0.343	8.304	9.425	12.382
(γ_3) 3.761 [3.721, 3.836]	4.71	0.573	14.078	17.160	24.357

Not: Tabloda köşeli parantez içindeki değerler güven aralıklarını; *** ise %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Modelde 300 bootstrap replikasyon kullanılmıştır.

Kamu harcamaları eşik değerinin bir fonksiyonu olarak 12 nolu eşitlikte gösterilen LR istatistiği, eşik değer tahmininde güven aralıklarını belirlemek için kullanılır. Şekil 1'de kesikli yatay çizgi, %95 güven seviyesinde kritik değeri (7.35) göstermektedir. Modelde %95 güven aralığı değerleri [1.343, 1.357]'dir. LR(γ) fonksiyonunun en küçük kareler minimum eşik değer tahmini, $\gamma = 1.344$ 'tür. Bu nokta bir eşik değer ile karakterize edilen iki rejimin varlığını göstermektedir (Hansen, 2000). Dolayısıyla şekil 1, kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkide tek eşiği destekleyen önemli bir kanıt sunmaktadır.



Şekil 1. Kamu Harcamaları Eşik Tahmini İçin Güven Aralıkları ve LR Grafiği

Kamu harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkiye ait panel eşik regresyon sonuçları tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4. Kamu Harcamaları-Enflasyon İlişkisi: Eşik Etki Modeli Tahmin Sonuçları

Kamu Harcamaları (Rejime Bağılı) Eğim Katsayıları		Rejimden Bağımsız Değişken
φ_1	φ_2	trade
0.139** (0.050)	-0.111** (0.035)	0.025** (0.044)

Regresyon Modeli

$$y_{it} = -0.332\mu + 0.369y_{it-1}^{\alpha} + 0.139kh_{it}I(kh_{it} \leq 1.344) - 0.111kh_{it}I(kh_{it} > 1.344) + 0.025trade_{it}$$

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Ayrıca, μ : Sabiti, α : Enflasyon oranının başlangıç değerini gösterir.

Tabloda tek eşik değere bağlı olarak kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkileri yer almaktadır. φ_1 ve φ_2 , kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki rejime bağlı etkisini gösteren katsayılardır. Rejim katsayılarına ait istatistikler, kamu harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını göstermektedir. φ_1 katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak %5'te anlamlı, φ_2 ise negatif ve istatistiksel olarak yine %5'te anlamlıdır. Bu bulgulara göre G7 ülkelerinde eşik değerinin altında bir kamu harcaması artışı ($kh \leq 1.344$) enflasyonu pozitif (0.139) etkilemektedir. Eşik değerinin üstünde bir kamu harcaması artışı ise ($kh > 1.344$) enflasyonu negatif (-0.111) etkilemektedir. Bu sonuçlar, literatürde Williams ve

Adedeji (2004), Ezirim vd. (2008), Nguyen (2015), Mehrara vd. (2016) ve Oyerinde (2019) gibi çalışmalardan elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermekte ve temel olarak ekonomik teorilere ve bazı ampirik bulgulara göre şu şekilde açıklanmaktadır: Öncelikle Keynesyen okul tarafından ileri sürülen toplam talep ve arz teorilerine göre, kamu harcamalarındaki artışlar, kamunun tüketim ve yatırımlarındaki artışın bir sonucu olarak toplam talep artışına sebep olacak ve fiyatlar genel seviyesi üzerinde yukarı yönlü bir baskı oluşturacaktır. Ancak bazı çalışmalarda ise bu durumun yalnızca kısa dönemde oluşabileceği savunulmaktadır. Onlara göre kamu harcamalarından kaynaklanan fiyat artışları, belli bir dönem sonra kamu harcamalarını negatif etkileyerek kamu borcunun artmasına ve dolayısıyla faiz oranlarının yükselmesine neden olacaktır. Faiz oranlarındaki artışlar bir taraftan özel sektör yatırımlarını dışlarken diğer taraftan ise marjinal tüketim eğilimini düşürecektir. Bu durum, bir ekonomide genişletici bir maliye politikası uygulamasının her zaman için beklenen etkiyi ortaya çıkarmayabileceğini ve hatta uzun dönemde enflasyon oranları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olabileceğini göstermektedir.

Modelde rejimden bağımsız *trade* değişkeninin enflasyonu pozitif etkilediği görülmektedir. Bu sonuçlar, literatürde Dexter vd. (2005), Ahmed vd. (2018) gibi birçok çalışma sonuçları ile benzerlik göstermekte ve toplam ticaretin enflasyon üzerindeki etkisi teorik olarak şu şekilde açıklanmaktadır: Dışa açık bir ekonomide, toplam talep yerel üretim seviyesini aştığında enflasyonist bir etki ortaya çıkar ve ülke bu talebi karşılamak için ithalat politikası izleyebilir. Aksine, tam tersi bir durum söz konusu olduğunda yani yerel üretim toplam talebi aştığında enflasyon düşmeye başlar ve fazla üretim başka ülkelere ihraç edilebilir. Dolayısıyla, ihracat ve ithalat, bir ekonomide enflasyonist etkinin oluşmasına neden olan temel faktörler arasında sayılabilir. Ayrıca, hammadde ithal eden ülkelerde ithalattaki bir artış milli paranın değer kaybetmesine neden olabileceğinden bu durum ithalatı pahalı hale getirir. Sonuç olarak, hammadde maliyetindeki artış nedeniyle mamul ürünlerin üretim maliyeti artar; bu nedenle de daha yüksek ithalat, enflasyonu yükseltir. Aksine, ihracattaki artış milli paranın değer kazanmasına yol açarak enflasyonun düşmesine sebep olur.

İncelenen ülke grubunda her iki rejime giren ülke sayıları tablo 5'te gösterilmektedir. Tabloya göre, kamu harcamalarının eşik değer seviyesinin üstünde olduğu dönem sayısının daha fazla olduğu görülmektedir.

Tablo 5. Yıllara Göre Her Rejimdeki Ülke Sayısı

Yıllar	$\varphi_{it} \leq \gamma$	$\varphi_{it} > \gamma$	Ülke Sayısı (N)
2000	0	7	7
2001	2	5	7
2002	2	5	7
2003	1	6	7
2004	3	4	7
2005	6	1	7
2006	5	2	7
2007	2	5	7
2008	3	4	7
2009	1	6	7
2010	4	3	7
2011	6	1	7
2012	4	3	7
2013	4	3	7
2014	5	2	7
2015	3	4	7
2016	2	5	7
2017	4	3	7
2018	6	1	7
2019	2	5	7
2020	4	3	7
Toplam	69	78	147

Not: Tablo yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

4.3. Panel Nedensellik Sonuçları

Çalışmada, kamu harcamaları ve mal ve hizmet ihracat ve ithalatının toplamı olarak ölçülen toplam ticaret değişkenlerinin enflasyon üzerindeki marjinal etkileri hesaplandıktan sonra, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi ile analiz edilerek elde edilen sonuçlar tablo 6'da gösterilmektedir. Tablodaki sonuçlara göre, gerek kamu harcamaları ile enflasyon arasında gerekse toplam ticaret ile enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuçlar aynı zamanda G7 ülkelerinde kamu harcamaları ve enflasyon arasında bir geri besleme bağlantısının olduğunu göstermektedir.

Tablo 6. Panel Nedensellik Test Sonuçları

Boş Hipotez	Zbar ist.	Olasılık Değeri	Sonuç
<i>kh</i> ⇒ <i>inf</i>	2.759	0.005***	<i>kh</i> ve <i>inf</i> arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır
<i>inf</i> ⇒ <i>kh</i>	1.794	0.072*	
<i>trade</i> ⇒ <i>inf</i>	4.163	0.000***	<i>trade</i> ve <i>inf</i> arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır.
<i>inf</i> ⇒ <i>trade</i>	5.562	0.000***	

Not: Tabloda ⇒ işareti; değişkenler arasında nedensellik ilişkisini; *** ve * ise sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Sonuç

Son dönemlerde yaşanan siyasi ve ekonomik gelişmeler birçok ülkede fiyat istikrarını bozmuş ve neredeyse tüm Dünya’da son yarım yüzyılın en yüksek enflasyon oranları yaşanmıştır. Kuşkusuz karşı karşıya kalınan fiyat artışlarının birbiriyle ilişkili birçok nedeni söz konusudur. Sebebi ne olursa olsun politika geliştirebilmek için ilgi problemlere karşı mali araçların etkisinin ne olduğunun bilinmesi gerekir. Bu bağlamda hükümetlerin elinde en güçlü mali araçlardan biri olan kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisinin belirlenmesi son derecede önemlidir.

Kamu harcamalarıyla enflasyon arasındaki ilişkiye dair genel olarak üç farklı teorik açıklama söz konusudur. Bunlardan ilki, enflasyon artışını kamu harcamalarının toplam talepte neden olduğu artışla açıklayan Keynesyen görüştür. İkincisi, kamu harcamalarının bireylerin tüketim kararlarını dönemler arası dengeleyerek ekonomide anlamlı bir etkiye neden olmayacağı düşüncesini yansıtan rasyonel beklentiler temelinde yapılan açıklamalardır. Sonuncusu ise enflasyonun asıl nedenini nominal ücretlerdeki artışlar ile ilişkilendiren Post Keynesyen görüştür. Bu yaklaşıma göre daha yüksek bir pozitif ücret artış oranı, daha enflasyonist bir ortam meydana getirmektedir.

Literatürdeki teorik açıklamalar ampirik çalışmalarda pek karşılığını bulamamış, çalışmaların genellikle gelişmekte olan ülkeler üzerine ve daha çok kamu harcamaları-ekonomik büyüme ve enflasyon-büyüme ilişkisi üzerine yoğunlaştığı görülmüştür. Bu eksiklikler dikkate alınarak çalışmada doğrusal olmayan panel eşik değer yöntemi kullanılarak, G7 ülkelerinde kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışmada, üç aşamalı bir ekonometrik yöntem izlenmiştir. Birinci aşamada değişkenlerin entegrasyon derecesi belirlenmiş, ikinci aşamada panel eşik regresyon modeli

tahmin edilmiş, son aşamada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek amacıyla panel nedensellik testi uygulanmıştır.

Hansen (1999) panel eşik regresyon sonuçları, G7 ülkelerinde kamu harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını göstermekte ve kamu harcamaları için tek eşik değer bulunduğuna dair güçlü kanıtlar sunmaktadır. İncelenen ülke grubunda enflasyon açısından en uygun kamu harcaması eşiği 1.344 olarak tahmin edilmiştir. Aynı zamanda bu eşik değer tahmini, kamu harcamalarının belli bir düzeyi aştıktan sonra bir rejim değişikliğinin ortaya çıktığını göstermektedir. Buna göre G7 ülkelerinde eşik değerinin altında bir kamu harcaması artışı enflasyonu pozitif, eşik değerinin üstünde bir kamu harcaması artışı ise enflasyonu negatif etkilemektedir. Bu sonuçlar, literatürde Williams and Adedeji (2004), Ezirim vd. (2008), Nguyen (2015), Mehrara vd. (2016) ve Oyerinde (2019) gibi çalışmalardan elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermektedir. Bu durum, bir ekonomide kamu harcamalarındaki artışın her zaman için beklenen etkiyi ortaya çıkarmayabileceğini ve hatta uzun dönemde enflasyon oranları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olabileceği şeklinde yorumlanabilir. Modelde rejimden bağımsız *trade* değişkeninin ise enflasyonu pozitif etkilediği görülmektedir. Bu sonuçlar, literatürde Dexter vd. (2005), Ahmed vd. (2018) gibi birçok çalışma sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Çalışmada panel nedensellik sonuçları, kamu harcamaları ile enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu yani G7 ülkelerinde kamu harcamaları ve enflasyon arasında bir geri besleme bağlantısının olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre, G7 ülkelerinde fiyat istikrarının sağlanmasında hükümet yetkilileri para politikası araçları ile koordineli bir şekilde kamu harcamalarını kullanabilirler. Ayrıca, araştırmacılar kamu harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla gelecekte yapacakları çalışmalarda bu yöntemi farklı ülke grupları için uygulayabilirler.

Kaynakça

- Ahmed, M. U., Mousumi D. & Depankar Lal Das. (2015). Evidence on the relationship between price level and macroeconomic policies: Perspective of Bangladesh. *Journal of International and Global Economic Studies*, 8(2), 49-90.
- Ahmed, R.R., Ghauri, S.P., Vveinhardt, J. & Streimikiene, D. (2018). An empirical analysis of export, import, and inflation: A case of Pakistan. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 21(3), 117-130.
- Aizenman, J. & Hausmann, R. (2000). The impact of inflation on budgetary discipline. *Journal of Development Economics*, 63, 425-449.
- Altissimo, F., Benigno, P. & Palenzuela, D. (2005). Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union. *NBER Working Paper Series*, Working Paper:11473.
- Bonga-Bonga, L. & Kabundi, A. (2015). Monetary policy instrument and inflation in South Africa: Structural vector error correction model approach. (Erişim: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/63731/>)
- Canova, F. & Pappa, E. (2007). Price differentials in monetary unions: The role of fiscal shocks. *The Economic Journal*, 117(520), 713-737.
- D'Alessandro, A., Fella, G. & Melosi, L. (2019). Fiscal stimulus with learning-by-doing. *International Economic Review*, 60(3), 1413-1432.
- Dexter, A.S., Levi, M.D. & Nault, B.R. (2005). International trade and the connection between excess demand and inflation. *Review of International Economics*, 13(4), 699-708.
- Dumitrescu, E.I. & Hurlin, C. (2012). Testing for granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Duodu, E., Baidoo, S.T., Yusif, H. & Frimpong, P.B. (2022). Money supply, budget deficit and inflation dynamics in Ghana: An empirical investigation. *Cogent Business & Management*, 9(1), 2043810.
- Dupor, B. & Li, R. (2015). The expected inflation channel of government spending in the postwar US. *European Economic Review*, 74, 36-56.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. & Fisher, J. D. (1999). Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 166-206.
- Eltis, W. (1983). The interconnection between public expenditure and inflation in Britain. *The American Economic Review*, 73(2), 291-296.
- Ezirim, C., Muoghalu, M. & Elike, U. (2008). Inflation versus public expenditure growth in the US: An empirical investigation. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 2(2), 26-40.

- George-Anokwuru, C.C. & Ekpenyong, B.I. (2020). Government expenditure and inflation in Nigeria. *Journal of Economics and Management Sciences*, 3(2), 29-37.
- Guo, R., Ning, L., & Chen, K. (2022). How do human capital and R&D structure facilitate FDI knowledge spillovers to local firm innovation? A panel threshold approach. *The Journal of Technology Transfer*, 47, 1921-1947.
- Hall, M. & Thapar, A. (2023). The economic effects of government spending: using expectations data to control for information. *Macroeconomic Dynamics*, 27(1), 141-170.
- Han, S. & Mulligan, C.B. (2008). Inflation and the Size of Government. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*. 90(3), 245.
- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603.
- Harris, R.D. & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, 91(2), 201-226.
- Jørgensen, P.L. & Ravn, S.H. (2022). The inflation response to government spending shocks: A fiscal price puzzle? *European Economic Review*, 141, 103982.
- Kulatunge, S. (2017). Inflation dynamics in Sri Lanka: An empirical analysis. *Staff Studies*, 45(1-2).
- Levin, A., Lin, C-F & Chu, C-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Levin, A. & Lin, C.F. (1993). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Unpublished manuscript*, University of California, San Diego.
- Li, Q., Shi, X. & Wu, Q. (2020). Exploring suitable topographical factor conditions for vegetation growth in Wanhuigou catchment on the Loess Plateau, China: A new perspective for ecological protection and restoration. *Ecological Engineering*, 106053, 158.
- Li, R., Wang, X. & Wang, Q. (2022). Does renewable energy reduce ecological footprint at the expense of economic growth? An empirical analysis of 120 countries. *Journal of Cleaner Production*, 346, 131207.
- Lopez, L. & Weber, S. (2017). Testing for Granger causality in panel data. *The Stata Journal*, 17(4), 972-984.
- Magazzino, C. (2011). The nexus between public expenditure and inflation in the Mediterranean countries. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields (TPREF)*, 2(03), 94-107.

- Mehrara, M. & Behzadi S. M. (2015). The threshold impact of fiscal and monetary policies on inflation: Threshold Model Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 10(4), 1-27.
- Mehrara, M., Soufiani, M.B. & Rezaei, S. (2016). The impact of government spending on inflation through the inflationary environment, STR approach. *World Scientific News*, (37), 153-167.
- Mitchell, D.W. (1981). Deficit and inflation in a post Keynesian model. *Journal of Post Keynesian Economics*, 3(4), 560-567.
- Mountford, A. & Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of applied econometrics*, 24(6), 960-992.
- Muhammad, I.J.A. & Attiya Y.J. (2013). Inflation, economic growth and government expenditure of Pakistan: 1980-2010. *Procedia Economics and Finance*, 5, 58-67.
- Nguyen, B. (2015). Effects of fiscal deficit and money M2 supply on inflation: Evidence from selected economies of Asia. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20, 49-53.
- Nguyen, T.T., Phan, T.D. & Tran, N.A. (2022). Impact of fiscal and monetary policy on inflation in Vietnam. *Investment Management and Financial Innovations*, 19(1), 201-209.
- Onuoha, F.C. & Okorie, G. (2020). Impact of disaggregated public expenditure on inflation rate in selected African countries: A panel cointegration analysis. *West African Journal of Monetary and Economic Integration*, 20(1a), 1-21.
- Oyerinde, A.A. (2019). An assessment of the nexus between government expenditure and inflation in Nigeria. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 19(2), 102-116.
- Özatay, F. (1997). Sustainability of fiscal deficits, monetary policy, and inflation stabilization: the case of Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 19(6), 661-681.
- Stiglitz, J. E. & Regmi, I. (2023). The causes of and responses to today's inflation. *Industrial and Corporate Change*, 32(2), 336-385.
- Surjaningsih, N., Utari, G.A. & Diah, T. (2012). The impact of fiscal policy on the output and inflation. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 14(4), 367-396.
- Ulusoy, A. & Yigit, N. (2016). Türkiye'de kamu harcamaları enflasyon ilişkisinin ampirik analizi: 1990-2015 dönemi. *Sosyal Bilimler Enstitüsü-Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(12), 375-390.
- Varvarigos, D. (2010). Inflation, volatile public spending, and endogenously sustained growth. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(10), 1893-1906.

- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.
- Wang, Q., Yang, T. & Li, R. (2023). Does income inequality reshape the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis? A nonlinear panel data analysis. *Environmental Research*, 216, 114575.
- Williams, O. & Adedeji O.S. (2004). Inflation dynamics in the Dominican Republic. *IMF Working Paper*, WP/04/29, Western Hemisphere Department: Washington, D.C., February.
- Yıldız, F., Sağdıç, E.N., Gümüş, Ö. ve Gözen, S. (2023). Kamu Harcamaları Algısı: Teori ve Uygulama. *Özgür Yayınları*, Gaziantep.

