

Avrupa’da Mali Politikalar: Kamu Harcamaları Üzerine Bir Panel Veri Analizi

Çağatay Tunçsiper¹

Özet

Avrupa devletlerinde kamu harcamalarının GSYH içindeki payı yapısal bir dönüşüm geçirmekte olup, COVID-19 pandemisi bu süreci hızlandırmıştır. Bu çalışma, 2000–2023 yılları arasında Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka, İtalya, Norveç ve İsveç’te gerçekleşen hükümet harcamalarının makroekonomik belirleyicilerini, özellikle 2020 sonrası pandemi değişimini de dikkate alarak araştırmaktadır. Yıllık panel verilerle Sabit Etkiler, Sistem GMM, FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılmış; birim kök (LLC, IPS) ve eşbütünlük (Pedroni, Westerlund) testleri ile COVID-19 kukla değişkeni uygulanmıştır. Bulgular, reel GSYH büyümesi, işsizlik, kamu borcu, demografik yaşlanma, reel faiz, ticari açıklık ve sağlık harcamalarının uzun dönemli anlamlı belirleyiciler olduğunu göstermektedir. COVID-19 kuklası, diğer etkenler kontrol edildiğinde bile harcama payında 3,8–4,0 puanlık yapısal artışa yol açmaktadır. Demografik yaşlanma tüm ülkelerde baskın itici güçtür; en yüksek hassasiyet İtalya ve Belçika’dadır. Pandemi sonrası mali politikalar ayrılmaktadır: Nordik ülkeler hızlı konsolidasyon uygularken, Akdeniz ülkeleri borç-harcama sarmalıyla mücadele etmektedir. Politika önerileri, yaşlanma kaynaklı harcamaların sürdürülebilirliği ile cinsiyet ve kuşaklararası adaleti gözetilen sosyal yatırım stratejileri üzerinde yoğunlaşmaktadır.

1. Giriş

Kamu harcamaları hükümetlerin en etkili politika araçları arasında yer almaktadır. GSYH içerisindeki payı itibarıyla bu harcamalar, refah devleti kapsamı, sosyal sigortanın derinliği ve kamu yatırım vizyonu gibi uzun vadeli yapısal tercihlerin yanı sıra, konjonktürel dalgalanmalara ve dış şoklara karşı geliştirilen kısa vadeli makroekonomik tepkilerin birikimli sonuçlarını da yansıtmaktadır. İncelenen yedi ülkede (Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka,

1 Doç.Dr., Ege Üniversitesi, tuncsipercağatay@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0445-3686

İtalya, Norveç ve İsveç), hükümet harcamalarının GSYH'ye oranı tarihsel olarak dünyadaki en yüksek seviyelerde gerçekleşmiş ve 21. Yüzyıl boyunca %48 ile %63 aralığında seyretmiştir. Söz konusu ülkeler, müreffeh sosyal koruma sistemleri, evrensel kamu sağlık hizmetleri ve yüksek kamu yatırımlarını güçlü mali kurumlarla harmanlayan klasik Avrupa refah devleti modelini temsil etmektedir.

COVID-19 salgını, savaş dönemleri hariç tutulduğunda eşi benzeri görülmemiş bir mali şoku beraberinde getirmiştir. 2019'dan 2020'ye geçişte, acil sağlık ödenekleri, kısa çalışma destekleri, gelir ikame transferleri ve kamu garantili kredilerin etkisiyle genel hükümet harcamalarının GSYH'ye oranı %2,4 (İsveç) ile %9,4 (İtalya) arasında yükselmiştir. Bu genişleme, Küresel Finans Krizi (KFK) sonrasında on yıllara yayılan mali konsolidasyon eğiliminden keskin bir sapmayı temsil etmekte ve kamu harcama patikalarını şekillendiren yapısal faktörlere ilişkin bazı temel soruları yeniden gündeme taşımaktadır. Hangi makroekonomik değişkenler, üretim payı olarak hükümet harcamalarının uzun dönemli seviyesini belirlemektedir? Pandemi şoku, demografik yaşlanma, borç yükleri ve işsizlik dinamikleri gibi önceden var olan yapısal itici güçlerle nasıl bir etkileşime girmiştir? Pandemi sonrası konsolidasyon patikaları, Nordik alt grubu (Finlandiya, Danimarka, Norveç, İsveç) ile Kıta Avrupası/Akdeniz alt grubu (Fransa, Belçika, İtalya) arasında sistematik olarak farklılaşmakta mıdır?

Bu çalışma, söz konusu soruları 2000-2023 dönemini kapsayan yıllık veriler üzerinden bir panel ekonometri çerçevesiyle incelemektedir. Dönem, KFK öncesi genişleme yıllarını, Avrupa egemen borç krizi kemer sıkma politikalarını, 2015 sonrası toparlanmayı, COVID-19 pandemi kırılmasını ve pandemi sonrası normalleşmenin ilk aşamasını kapsayacak biçimde kurgulanmıştır. Ampirik yaklaşımda pandemi, salt konjonktürel bir sapma olarak değil, yapısal bir kırılma noktası olarak modellenmiştir. Bu amaçla hem ikili bir kukla değişkenden (2020–2022 = 1) hem de bu kuklanın demografik ve kurumsal değişkenlerle etkileşim terimlerinden yararlanılmıştır.

Çalışmanın literatüre üç temel katkısı bulunmaktadır. İlk olarak, bu yedi Avrupa devleti özelinde kamu harcamalarının belirleyicilerine yönelik 2020 sonrasına panel veri analizi yapılmıştır. İkinci olarak, dinamik panel çerçevesi içerisinde, konjonktürel ve finansal değişkenlerin yanı sıra demografik yaşlanmanın (yaşlı bağımlılık oranı) yapısal bir belirleyici olarak rolü bütünleşik bir şekilde ele alınmıştır. Üçüncü olarak, COVID-19'a verilen harcama tepkilerindeki ülkeler arası heterojenlik doğrudan test edilmiş; Nordik ile Kıta Avrupası/Akdeniz mali patikaları arasında sistematik bir ayrışma olduğu gösterilmiştir. Bu bulgunun, Avrupa Birliği'nin gelecek dönem çok

yıllı mali çerçevesinin tasarımı açısından kayda değer sonuçlar doğurması beklenmektedir.

1.1. Seçilmiş Avrupa Devletinde Kamu Harcamaları

İncelenen yedi ekonomi, güçlü kurumsal kapasiteye sahip yüksek gelirli Avrupa refah devletleri olma özelliğini paylaşmakla birlikte, aralarında belirgin yapısal farklılıklar bulunmaktadır. Fransa ve Belçika, kazanca dayalı sosyal sigorta, yüksek bordro vergileri ve geniş kamu istihdamı ile karakterize edilen Kıta Avrupası bismarckçı refah rejimlerini uygulamaktadır. İtalya ise Bismarckçı temeli, parçalı emeklilik hakları, zayıf aktif işgücü piyasası politikaları ve kalıcı bölgesel eşitsizlik gibi belirgin Güney Avrupa özellikleriyle birleştirmektedir. İskandinav grubu (Finlandiya, Danimarka, Norveç ve İsveç), Esping-Andersen'in (1990) Sosyal Demokrat refah rejimi geleneğini temsil etmekte; evrensel fayda tasarımı, yüksek kadın işgücü katılımı, geniş kamu sektörü istihdamı ve iş-aile uyumunu güçlü biçimde destekleyen kurumsal çerçevelerle öne çıkmaktadır.

Tarihsel olarak, bu gruptaki kamu harcamalarının GSYH'ye oranı 1990'lardan itibaren %50 seviyesini tutarlı şekilde aşmış; Küresel Finans Krizi sırasında (2009–2010) ve daha çarpıcı biçimde COVID-19 pandemisinde (2020–2021) yapısal zirvelere ulaşmıştır. Asif ve Türsoy tarafından Meksika üzerine yapılan çalışma (1980–2016), gelişmekte olan bir ekonomi bağlamında toplam yatırımların ve borcun finansal maliyetinin kamu harcamalarının temel belirleyicileri olduğunu ortaya koymuştur. Avrupa bağlamı ise birkaç temel boyutta farklılaşmaktadır: harcama bileşiminde sosyal koruma, sağlık ve eğitimin ağırlığı; AB İstikrar ve Büyüme Pakti (SGP) ile pandemi sonrası yenilenen mali çerçevenin kurumsal kısıtları; otomatik istikrar sağlayıcıların işlevselliği ve 2021'den itibaren AB üye devletlerine 723,8 milyar avro tutarında hibe ve kredi aktaran Avrupa Kurtarma ve Dayanıklılık Fonu (RRF) gibi ulusüstü araçların varlığı.

1.2. Wagner Kanunu, Baumol'ün Maliyet Hastalığı ve Keynesyen Çarpan Mekanizması

Üç teorik çerçeve, bu analizin entelektüel omurgasını oluşturmaktadır. Wagner Kanunu'na (1892) göre, ekonomiler sanayileştikçe ve ardından sanayi sonrası döneme geçtikçe kamu mallarına olan talep artmakta; dışsallıkların düzeltilmesi ve idari karmaşıklık nedeniyle ekonomik gelişme düzeyi (kişi başına gelir) ile devlet faaliyetlerinin kapsamı arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Sanayi sonrası aşamadaki bu yedi ekonomiye uygulandığında, Wagner Kanunu demografik yaşlanmanın, sağlık ve sosyal bakım ihtiyaçlarının artan karmaşıklığının ve kamu altyapı kalitesinin

korunmasının yükselen maliyetinin, siyasi konjonktür dalgalanmalarından bağımsız olarak harcamaların GSYH içindeki payı üzerinde sürekli bir yukarı yönlü baskı oluşturacağını öngörmektedir.

Baumol'un maliyet hastalığı (Baumol & Bowen, 1966) tamamlayıcı bir arz yönlü argüman sunmaktadır. Emek-yoğun kamu hizmetleri (sağlık, eğitim, sosyal bakım), ticarete konu olan mal sektörüne kıyasla sınırlı bir verimlilik artışı potansiyeline sahiptir. Ekonomideki ücretler toplam verimlilikle birlikte yükseldikçe, bir birim kamu hizmeti çıktısı üretmenin görece maliyeti artar; bu durum, reel hizmet sunumu sabit tutulsa dahi, nominal kamu harcamalarının GSYH içindeki payını otomatik olarak genişletir. Avrupa nüfusunun yaşlanması, en emek-yoğun hizmetlere (uzun süreli bakım, uzmanlaşmış sağlık hizmetleri) olan talebi eşzamanlı olarak artırmakta ve çalışma çağındaki vergi tabanını daraltmak suretiyle bu mekanizmayı daha da güçlendirmektedir.

Keynesyen mali çoğaltan çerçeve (Keynes, 1936; Blanchard & Perotti, 2002), modelin kısa dönem dinamiklerinin temelini oluşturmaktadır. İster 2008–2009 KFK'si ister 2020'deki COVID-19 daralması olsun, resesyenler sırasında otomatik istikrar sağlayıcılar (işsizlik maaşları, gelir transferleri) yasal bir düzenlemeye gerek kalmaksızın harcamaları genişletirken, takdire bağlı mali teşvik paketleri harcamaları daha da artırmaktadır. Mali çoğaltanlar üzerine yapılan literatür, çoğaltanın büyüklüğünün (harcama dürtüsünün GSYH üzerindeki etkisine oranı) derin resesyenler, likidite tuzağı koşulları ve iyi işleyen otomatik istikrar sağlayıcılara sahip ekonomilerde belirgin biçimde daha yüksek olduğunu belgelemektedir (Galí, 2022; Blanchard vd., 2022). Bu bulgular, örneklemedeki COVID-19 mali genişlemesinin büyüklüğünü anlamak açısından doğrudan çıkarımlar sunmaktadır.

2. Literatür Taraması

Kamu harcamalarının belirleyicilerine ilişkin ampirik literatür, büyük makroekonomik olaylara koşut olarak birkaç dalga halinde gelişmiştir. Rodrik (1998) ve Ram (1987) tarafından temsil edilen ilk dalga; ticari dışa açıklık, ekonomik gelişme ve devlet büyüklüğü arasındaki ilişkiyi incelemiş ve “tazminat hipotezini” (compensation hypothesis) ortaya koymuştur. Bu hipoteze göre, uluslararası ekonomik oynaklığa daha fazla maruz kalmak, hükümetleri vatandaşlarını dış ticaret haddi şoklarından korumak amacıyla sosyal sigorta programlarını genişletmeye yöneltmektedir. Bu literatür, ticari dışa açıklığın GSYH'nin %80'ini aştığı ve refah devleti cömertliğinin en yüksek olduğu İskandinav alt örneklemeyle doğrudan ilgilidir.

İkinci dalga, 2008–2009 Küresel Finans Krizi'ni takip etmiş; mali çoğaltanlar, kemer sıkma programlarının etkinliği ve konsolidasyonun politik ekonomisi

üzerine odaklanmıştır (Georgantas et al., 2023; Guajardo vd., 2014). Bu literatür, kamu borç oranlarının GSYH'nin %90'ının üzerinde olmasının anlamlı ölçüde daha düşük büyüme ile ilişkili olduğuna dair (daha sonra kısmen geri çekilen) tartışmalı bir bulgu üretmiş (Reinhart & Rogoff, 2010) ve bu bulgu, 2010–2014 yılları arasında Güney Avrupa ekonomilerinde uygulanan kemer sıkma programlarını gerekçelendirmek için kullanılmıştır. Borç oranı örneklem dönemi boyunca GSYH'nin %120'sinin üzerinde seyreden İtalya, bu bağlamdaki borç-harcama dinamiklerine doğrudan bir test imkânı sunmaktadır.

Bu makalenin de katkıda bulunduğu üçüncü ve en güncel dalga, COVID-19 pandemisinin mali ekonomisi ve sonrasını ele almaktadır. King (2024), pandeminin gelişmiş ekonomilerde kamu harcamalarının kompozisyonunu temelden değiştirdiğini; sağlık ve sosyal koruma harcamalarının kriz öncesi eğilimlere kıyasla yapısal olarak arttığını belgelemektedir. IMF Mali İzleme Raporu (Fiscal Monitor, 2024), pandemi sonrası “K-şekilli” bir mali toparlanma tanımlamakta ve güçlü kurumsal kapasiteye ile önceden var olan mali tamponlara sahip ekonomilerin (örneklemedeki İskandinav grubu gibi) daha hızlı ve kalıcı biçimde konsolide olduğunu, önceden var olan borç yükü altındaki ekonomilerin (başlıca İtalya) ise kalıcı bütçe açığı-borç sarmallarıyla karşı karşıya kaldığını ortaya koymaktadır. Tablo 1, doğrudan ilgili güncel çalışmaları özetlemektedir.

Tablo 1. Seçilmiş Literatür Taraması: Avrupa Ekonomilerinde Kamu Harcamalarının Belirleyicileri (2019–2024)

Çalışma	Örneklem & Dönem	Temel Bulgu
Afonso & Jalles (2021)	AB paneli, 1970–2019	Pandemi kaynaklı mali genişlemeler tarihsel konsolidasyon patikalarını kırdı; sosyal koruma harcamaları GSYH şoklarına karşı inelastik.
King (2024)	Gelişmiş ekonomiler, 2000–2021	GSYH %'si olarak devlet büyüklüğü KFK sonrasında konjonktürle doğru orantılı (procyclical) iken COVID sonrasında ters orantılıdır (counter-cyclical); farkı sağlık ve sosyal harcamalar yaratmıştır.
European Commission (2023)	AB-27, 2020–2022	Kamu yatırımları İskandinav ülkelerinde daha hızlı toparlandı; Güney Avrupa'nın mali tepkilerine sosyal transferler hâkim oldu.
Georgantas et al. (2023)	OECD, 2010–2020	Mali çoğaltanlar pandemi resesyonları sırasında normal daralmalara kıyasla önemli ölçüde daha yüksektir (>1,5); kompozisyon önemlidir.
Blanchard et al. (2022)	G7 + İskandinav, 2020–2021	Düşük faiz oranları COVID sonrasında sürdürülebilir kamu yatırımlarını gerekçelendiriyor; borç/GSYH oranı tarihsel olarak varsayıldığından daha az kısıtlayıcı.

Zabavnik & Verbič (2025)	AB mali paneli, 2015–2022	Gelir yapısı (KDV'ye karşı gelir vergileri) harcama şoklarının etkinliğini önemli ölçüde yumuşatmaktadır (moderate).
Galí (2022)	Avro alanı, 2019–2022	COVID-19 likidite tuzağı koşullarında hükümet tüketim çoğaltanı > 1; yatırım çoğaltanı en yüksek İskandinav bloğundadır.
IMF Fiscal Monitor (2024)	Küresel, 2020–2023	Pandemi sonrası konsolidasyon farklılaşıyor: İskandinav/Kuzey Avrupa açıkları daha hızlı azalıyor; Akdeniz ekonomileri borç yüküyle karşı karşıya.

Not: Listelenen tüm çalışmalar hakemli yayımlar veya 2020–2024 yıllarında yayımlanmış resmi kurumsal raporlardır.

Bu üçüncü dalga literatürünün ortaya koyduğu tutarlı bir bulgu, kamu harcamalarının geleneksel belirleyicilerinin (gelir düzeyi, işsizlik, borç servisi) anlamlılığını korumakla birlikte, demografik yaşlanmanın giderek daha baskın bir yapısal güç olarak devreye girdiğidir. Afonso ve Jalles (2021), yaklaşık elli yılı kapsayan bir AB-28 paneli kullanarak, yaşlı bağımlılık oranının hükümet tüketim harcamaları üzerindeki uzun dönem esnekliğinin, spesifikasyonlarda yer alan diğer tüm değişkenlerinkinden (işsizlik esnekliği dâhil) daha yüksek olduğunu tespit etmiştir. Bu bulgu, yaşlanma oranının ampirik çerçevede birincil açıklayıcı değişken olarak kullanılmasını gerektirmekte; bu tercih, demografik değişkenleri içermeyen özgün Meksika çalışmasından önemli ölçüde farklılaşmaktadır.

3. Teorik Çerçeve ve Hipotezler

3.1. Kamu Harcamaları Fonksiyonu

Wagner Kanunu, Baumol'un maliyet hastalığı, Keynesyen otomatik istikrar sağlayıcılar ve yakın dönem pandemi şoku literatürüne dayanarak, genel hükümet toplam harcamalarının GSYH içindeki payının (G) belirleyicileri aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır. Teorik kamu harcamaları fonksiyonu şu biçimdedir:

$$GPUB_{it} = f \left(\begin{array}{l} GDP_{G_{it}}, DEBT_{it}, UNEMP_{it}, INF_{it}, TRADE_{it}, AGING_{it}, \\ RRATE_{it}, HSPEND_{it}, COVID_t, \varepsilon_{it} \end{array} \right)$$

Burada i , yedi ülkeyi (Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka, İtalya, Norveç, İsveç); t ise yıllık zaman dönemlerini (2000–2023) temsil etmektedir. Her bir katsayıya ilişkin beklenen işaretler teorik öngörülerden ve önceki ampirik kanıtlardan türetilmiştir:

- **(reel GSYH büyümesi):** Negatif katsayı beklenmektedir. Genişleme dönemlerinde işsizlik düştükçe ve konjoktüre duyarlı vergi gelirleri arttıkça otomatik istikrar sağlayıcılar daralmakta; aynı zamanda payda (GSYH) büyüyerek oranın daha da gerilemesine yol açmaktadır. Konjoktür karşıtı istikrar ve Wagner Kanunu, büyüme hızlandıkça G oranının düşeceğini öngörmektedir.
- **(kamu borcu / GSYH):** Pozitif katsayı beklenmektedir. Bu durum, kısa vadede borç servisinin (faiz ödemelerinin) toplam harcamaları artırmasından; uzun vadede ise yüksek borçlu hükümetlerin kalıcı harcama kesintilerini hayata geçirmekte zorlandığını ileri süren “borç mandalı” (debt ratchet) hipotezinden (Perotti, 2007) kaynaklanmaktadır.
- **(İşsizlik oranı):** Pozitif katsayı beklenmektedir. İşsizlik, otomatik istikrar sağlayıcıları (işsizlik ödenekleri, sosyal transferler) doğrudan devreye sokmakta ve takdire bağlı konjoktür karşıtı harcamaları teşvik edebilmektedir. Bu kanal, Avrupa refah devleti bağlamında özellikle güçlü bir nitelik taşımaktadır.
- **(HICP enflasyonu):** Teorik olarak belirsiz olmakla birlikte, ampirik bulgular pozitif bir işarete işaret etmektedir. Enflasyon, kamu hizmetlerinin nominal maliyetlerini (ücret ve tedarik) GSYH deflatöründeki ayarlamalardan daha hızlı yükselterek nominal harcama baskısı oluşturmaktadır. Bununla birlikte, pozitif enflasyon vergi dilimi kayması (bracket creep) yoluyla gelirleri de artırmakta ve potansiyel olarak daha yüksek reel harcamalara olanak tanımaktadır.
- **(ticari dışa açıklık):** Negatif katsayı beklenmekte olup bu, dışa açıklığın hareketli sermaye ve işgücü için rekabet yaratarak devlet büyüklüğünü disipline ettiğini öne süren “etkinlik hipotezini” (efficiency hypothesis) yansıtmaktadır. Bununla birlikte “tazminat hipotezi” (compensation hypothesis) pozitif bir ilişki öngörmekte; dolayısıyla işaretin yönü Avrupa refah devletleri için ampirik bir soru olarak kalmaktadır.
- **(yaşlı bağımlılık oranı):** Pozitif ve muhtemelen en büyük katsayıya sahip olması beklenmektedir. Demografik yaşlanma, emeklilik ve uzun süreli bakım harcamalarını doğrudan artırmaktadır (Wagner Kanunu + Baumol’ün maliyet hastalığı). Bu etkinin, en yaşlı nüfusa sahip İtalya’da ve hızla yaşlanan Danimarka ile Finlandiya’da daha güçlü olması öngörülmektedir.
- **(reel uzun vadeli faiz oranı):** Negatif katsayı beklenmektedir. Yüksek reel faiz oranları borç servis maliyetlerini artırmakta (harcamalar üzerinde pozitif etki), ancak aynı zamanda kamu yatırımlarını dışlamaktadır

(negatif etki). Net ampirik işaretin borç seviyesine bağlı olduğu düşünülmektedir. Yüksek borçlu ülkelerde (İtalya) faiz maliyeti kanalı baskın hâle gelmektedir.

- **(pandemi kuklası):** Pozitif ve yüksek bir katsayı beklenmektedir. Bu değişken, diğer sürekli değişkenlerle açıklanamayan yapısal acil durum harcamalarını yakalamaktadır. Ayrıca, nüfusu daha yaşlı olan ülkelerin pandemi harcama tepkilerini güçlendirip güçlendirmedeğini sınamak amacıyla etkileşim terimleri de teste dâhil edilmiştir.

3.2. Araştırma Hipotezleri

- **H1:** Reel GSYH büyümesi, 2000–2023 dönemi boyunca yedi Avrupa ekonomisinin tamamında kamu harcamalarının GSYH içindeki payı ile negatif ve anlamlı bir ilişki içermektedir.
- **H2:** Yaşlı bağımlılık oranı, örnekleme kamu harcamalarının baskın uzun dönemli yapısal itici gücüdür ve sürekli belirleyiciler arasında en yüksek uzun dönem esnekliğini sunmaktadır.
- **H3:** COVID-19 pandemisi, standart makroekonomik belirleyicilerin açıklayabildiğinin ötesinde, hükümet harcamalarında GSYH'nin en az üç puanlık bir artışına neden olarak istatistiksel olarak anlamlı bir yapısal kırılmaya yol açmıştır.
- **H4:** Pandemi sonrası mali konsolidasyon patikalarının İskandinav alt grubu ile Kıta Avrupası/Akdeniz alt grubu arasında anlamlı ölçüde farklılaştığı; ilk grubun daha hızlı ve kalıcı bir harcama azalımı sergilediği öngörülmektedir.

4. Veri, Değişkenler ve Ekonometrik Metodoloji

4.1. Veri Seti ve Değişken Tanımları

Analiz, Fransa (FR), Finlandiya (FI), Belçika (BE), Danimarka (DK), İtalya (IT), Norveç (NO) ve İsveç (SE) olmak üzere yedi ülke için 2000–2023 dönemini kapsayan yıllık dengeli bir panel veri setine dayanmakta ve toplam 168 gözlem potansiyeli sunmaktadır. Eksik değer içeren üç gözlemin veri setinden çıkarılmasının (listwise deletion) ardından, kullanılabilir panel 161 gözlemden oluşmaktadır. Birincil veri kaynakları arasında Eurostat Hükümet Finansmanı İstatistikleri, OECD Ulusal Hesapları, IMF Dünya Ekonomik Görünümü (Nisan 2024 baskısı), Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri ve Avrupa Merkez Bankası İstatistiksel Veri Ambarı yer almaktadır.

Tüm parasal değişkenler, uygun durumlarda sabit 2015 fiyatlarıyla ifade edilmekte; oran değişkenleri ise yüzde (%) olarak sunulmaktadır. Değişkenlere ilişkin kesin tanımlar, teorik roller, birincil veri kaynakları ve örneklem dönemi kapsamını içeren tam değişken matrisi Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2. Değişken Matrisi: Tanımlar, Teorik Roller, Kaynaklar ve Kapsam (2000–2023)

Değişken Kodu	Tanım & Ölçüm	Teorik Rol	Kaynak	Dönem
GPUB	GSYH %’si olarak genel hükümet toplam harcaması	Bağımlı değişken	Eurostat; OECD	2000–2023
GDP_G	Reel GSYH büyüme oranı (yıllık %, sabit 2015 fiyatları)	Ölçek etkisi; Keynesyen çoğaltan	Dünya Bankası WDI; Eurostat	2000–2023
DEBT	GSYH %’si olarak genel hükümet brüt borcu	Finansal kısıt; dışlama (crowding-out)	Eurostat; IMF WEO	2000–2023
UNEMP	Uyumlaştırılmış işsizlik oranı (işgücünün %’si)	Wagner Kanunu uzantısı; otomatik istikrar sağlayıcılar	Eurostat; ILO	2000–2023
INF	Tüketici Fiyatları Uyumlaştırılmış Endeksi (HICP, yıllık %)	Nominal mali sürüklenme; vergi dilimi kayması	AMB; Eurostat	2000–2023
TRADE	Ticari dışa açıklık (GSYH %’si olarak ihracat + ithalat)	Küreselleşme-devlet büyüklüğü bağı	Dünya Bankası WDI	2000–2023
AGING	Yaşlı bağımlılık oranı (65+ / çalışma çağındaki nüfus, %)	Demografik mali baskı	BM Nüfus Bölümü; Eurostat	2000–2023
COVID	COVID-19 pandemisi kukla değişkeni (1 = 2020–2022; 0 = diğer durumlar)	Yapısal kırılma; acil durum harcamaları	Yazarların kodlaması	2000–2023
RRATE	Reel uzun vadeli faiz oranı (10 yıllık devlet tahvili getirisi – HICP, %)	Borç servisi maliyeti; yatırım dışlaması	AMB; OECD	2000–2023
HSPEND	Toplam hükümet harcamalarının %’si olarak sağlık harcamaları	Pandemi kaynaklı alt bileşen	DSÖ; Eurostat	2000–2023

Not: Tüm oran değişkenleri yüzde olarak ifade edilmiştir. Reel faiz oranları, nominal 10 yıllık devlet tahvil getirisinden eşzamanlı HICP yıllık enflasyon oranı çıkarılarak hesaplanmıştır. COVID kuklası 2020, 2021 ve 2022 yılları için = 1; diğer yıllar için = 0’dır. DSÖ = Dünya Sağlık Örgütü. AMB = Avrupa Merkez Bankası. ILO = Uluslararası Çalışma Örgütü.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler (N = 7 ülke, T = 2000–2023, gözlem = 161)

Değişken	Ortalama	Medyan	Min	Maks	Std. Sap.
GPUB (% GSYH)	50,8	49,1	41,2	63,4	5,84
GDP Büyüme (%)	1,24	1,89	-8,3	7,1	2,91
DEBT (% GSYH)	76,4	72,8	28,2	155	32,7
UNEMP (%)	6,81	5,4	2	19,6	4,12
HICP Enflasyon (%)	2,18	1,95	-1,6	9,12	2,04
Ticari Dışa Açıklık (%)	98,4	86,7	52,4	188	38,6
Yaşlanma Oranı (%)	26,8	27,1	19,3	34,9	4,11
Reel Faiz Oranı (%)	1,24	1,42	-6,3	7,89	2,88
Sağlık Harcaması (% Hük.)	18,4	18,1	13,2	24,6	2,74

Not: %50,8'lik ortalama GPUB, örneklemdaki Avrupa devletlerinin yapısal olarak büyük kamu sektörlerini yansıtmaktadır. %63,4'lük maksimum GPUB, 2020 yılındaki Fransa'ya tekabül etmektedir. -%6,31'lik minimum reel faiz oranı, AMB'nin negatif faiz ortamı ile 2022'deki yüksek HICP enflasyonunun birleşimini yansıtmaktadır.

4.2. Panel Birim Kök Testleri

Eşbütünleşme ilişkisini belirlemeden ve uzun dönem katsayılarını tahmin etmeden önce, her bir değişkenin bütünüleşme derecesini (integration order) belirlemek gerekir. Paneller genelinde ortak bir otoregresif kök varsayan Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002) testi ile panel üyeleri arasında heterojen birim köklere izin veren Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003) testini uyguluyoruz. Her iki test de sabitli ve trendli seviyelerde ve birinci farklarında uygulanmıştır. Gecikme sayısı Schwarz bilgi kriteri tarafından seçilmiştir. Sonuçlar Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4. Panel Birim Kök Testi Sonuçları (Sabitli ve Trendli LLC ve IPS Testleri)

Değişken	LLC İstat. (Seviye)	Karar	IPS İstat. (1. Fark)	Karar	Bütünleşme Derecesi
GPUB	-1,42	I(1)?	-5,88***	I(0)	I(1)
GDP_G	-4,21***	I(0)	—	—	I(0)
DEBT	-1,61	I(1)?	-4,94***	I(0)	I(1)
UNEMP	-2,08	I(1)?	-5,37***	I(0)	I(1)
INF	-3,74**	I(0)	—	—	I(0)
TRADE	-1,78	I(1)?	-5,12***	I(0)	I(1)
AGING	-1,34	I(1)?	-6,01***	I(0)	I(1)
RRATE	-3,91***	I(0)	—	—	I(0)
HSPEND	-2,17	I(1)?	-5,44***	I(0)	I(1)

*Not: *** $p < 0,01$, $p < 0,05$, * $p < 0,10$. LLC = Levin, Lin ve Chu (2002) ortak birim kök testi. IPS = Im, Pesaran ve Shin (2003) bireysel birim kök testi. Gecikme uzunluğu seçimi Schwarz bilgi kriterine göre belirlenir. GDP_G, INF ve RRATE seviyelerinde durağandır (I(0)); kalan tüm değişkenler durağanlığı sağlamak için birinci farklarının alınmasını gerektirir.*

4.3. Panel Eşbütünleşme Testleri

Bu spesifikasyonda, düzeyde durağan (I(0)) ve birinci farkta durağan (I(1)) değişkenler birlikte yer almaktadır. Bu durum, I(1) değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmasıyla uyumludur. Panel eşbütünleşme ilişkisinin sınanması amacıyla Pedroni (1999, 2004) tarafından geliştirilen kalıntı temelli testler ile Westerlund (2007) tarafından önerilen hata düzeltme modeline dayalı test kullanılmıştır. Pedroni testleri, eşbütünleşme yokluğu sıfır hipotezini test eden yedi adet istatistik sunmaktadır. Westerlund testi ise küçük örneklemelerde daha yüksek test gücüne sahip olup yatay kesit bağımlılığına izin vermektedir. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'te raporlanmıştır.

Tablo 5. Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları (Pedroni 1999 ve Westerlund 2007)

Test	İstatistik	p-Değeri	Karar
Pedroni (1999) — Panel v-istatistiği	3,47***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Pedroni (1999) — Panel rho-istatistiği	-2,81***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Pedroni (1999) — Panel PP-istatistiği	-4,92***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Pedroni (1999) — Panel ADF-istatistiği	-4,14***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Kao (1999) — ADF testi	-3,66***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Westerlund (2007) — Gt istatistiği	-4,18***	<0,01	Güçlü eşbütünleşme; hata düzeltme anlamlı
Westerlund (2007) — Ga istatistiği	-3,71***	<0,01	Grup ortalaması sonuçları tutarlı

*Not: *** $p < 0,01$, $p < 0,05$. Pedroni (1999) testleri: sıfır hipotezi yedi istatistiğin tümü için eşbütünleşme olmadığını göstermektedir; istatistiklerin çoğunda sıfır hipotezinin reddedilmesi eşbütünleşmeyi doğrular. Westerlund (2007) Gt ve Ga istatistikleri: sıfır hipotezi bireysel grup ortalaması istatistikleri için hata düzeltmesi olmadığını (eşbütünleşme olmadığını) göstermektedir; her iki istatistik de sıfır hipotezini %1'de reddeder.*

4.4. Ekonometrik Model

Uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin doğrulanması, aşağıdaki panel dinamik modelinin tahmin edilmesine olanak tanır. Yapısal formdaki genel spesifikasyon şu şekildedir:

$$GPUB_{it} = \alpha_i + \beta_1 GDP_{G_{it}} + \beta_2 DEBT_{it} + \beta_3 UNEMP_{it} + \beta_4 INF_{it} + \beta_5 TRADE_{it} + \beta_6 AGING_{it} + \beta_7 RRATE_{it} + \beta_8 COVID_{it} + \beta_9 HSPEND_{it} + \varepsilon_{it}$$

Burada, zamana göre değişmeyen kurumsal ve kültürel faktörleri (refah devleti rejimi türü, mali kurumlar, anayasal harcama yetkileri) yakalayan ülkeye özgü sabit etkileri; () tahmin edilecek parametreleri ve ise kendine özgü (idiosyncratic) hata terimini temsil etmektedir. COVID yapısal kırılması, (şok evrensel olduğu için) yedi ülkenin tümü için ortak olan zamana özgü bir kukla değişken olarak modellenirken, genişletilmiş model spesifikasyonlarına ülkeye özgü etkileşim terimleri () dahil edilmiştir.

Kamu harcamalarındaki patika bağımlılığını modelleyen ve gecikmeli bağımlı bir değişkenin dahil edilmesinden kaynaklanan Nickell (1981) sapmasını ele alan dinamik uzantı şu şekilde belirtilmiştir:

$$GPUB_{it} = \alpha_i + \rho GPUB_{i,t-1} + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 DEBT_{it} + \beta_3 UNEMP_{it} + \beta_4 INF_{it} \\ + \beta_5 TRADE_{it} + \beta_6 AGING_{it} + \beta_7 RRATE_{it} + \beta_8 COVID_{it} + \beta_9 HSPEND_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Burada ϕ , gecikmeli kamu harcamalarının katsayısını (harcama ataletini ve mandal etkisini yakalayan) ifade etmektedir. α_i zamana göre değişmeyen ülkeye özgü sabit etkileri, δ_t ise tüm ülkeler için ortak olan yıla özgü küresel şokları temsil etmektedir. Eşitlik 3'ün grup içi sabit etkilerle tahmin edilmesi, T=24 düzeninde Nickell (1981) sapmasına yol açmaktadır. Bu sapmanın yaklaşık %4 düzeyinde olması, ihmal edilemeyecek büyüklükte görülmüş ve Blundell ile Bond'un (1998) iki aşamalı Sistem GMM tahmincisinin kullanılmasını gerektirmiştir.

Sistem GMM tahmincisi, gecikmeli bağımlı değişkeni ve kamu harcama kararlarına karşı potansiyel olarak içsel olan diğer açıklayıcı değişkenleri, bunların gecikmeli seviyeleri ve birinci farkları ile araçlandırmaktadır. Araç seti, araç çoğalmasını (instrument proliferation) önlemek amacıyla gecikme sayısı sınırlandırılarak oluşturulmuştur. Araçların geçerliliği, birinci farkı alınmış kalıntılarda ikinci derece seri korelasyon olup olmadığını sıyanan Arellano-Bond AR(2) testi ve araç setinin ortak geçerliliğine yönelik Hansen J-testi ile değerlendirilmiştir.

Sağlamlık kontrolleri (robustness checks) kapsamında, dinamik yapı dayatmadan eşbütünleşmiş bir panel ortamında içsellik ve seri korelasyonu düzeltmek üzere geliştirilmiş olan Phillips ve Hansen'in (1990) Tam Düzeltilmiş OLS (FMOLS) tahmincisi ile Stock ve Watson'ın (1993) Dinamik OLS (DOLS) tahmincisi kullanılarak uzun dönem ilişkisi ek olarak tahmin edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının teşhisi için Pesaran (2004) CD testi uygulanmış; bağımlılık tespit edildiğinde ise Panel Düzeltilmiş Standart Hatalar (PCSE) ile Driscoll-Kraay (1998) standart hatalarından yararlanılmıştır.

5. Ampirik Sonuçlar

5.1. Ana Tahmin Sonuçları

Tablo 6, dört model spesifikasyonuna ilişkin tahmin sonuçlarını sunmaktadır: Sabit Etkiler (Model I), iki aşamalı Sistem GMM (Model II), FMOLS (Model III) ve DOLS (Model IV). Standart hatalar, Model I, III ve IV'te değişen varyansa ve otokorelasyona karşı dirençli (HAC) olarak hesaplanmıştır. Model II'de ise Windmeijer (2005) tarafından önerilen sonlu örneklem düzeltmeli standart hatalar kullanılmıştır.

Tablo 6. Kamu Harcamalarının Makroekonomik Belirleyicileri (% GSYH), 2000-2023

Değişken	Model I (FE)	Model II (System GMM)	Model III (FMOLS)	Model IV (DOLS)
GDP_G	-0,312***	-0,298***	-0,318***	-0,307***
DEBT	0,041***	0,038***	0,043***	0,039***
UNEMP	0,284***	0,271***	0,291***	0,278***
INF	0,089**	0,082**	0,092**	0,086**
TRADE	-0,038**	-0,034*	-0,041**	-0,036*
AGING	0,412***	0,397***	0,419***	0,403***
RRATE	-0,124***	-0,118***	-0,129***	-0,121***
COVID	3,841***	3,612***	3,974***	3,728***
HSPEND	0,218***	—	0,224***	—
COVID × AGING	—	0,198**	—	0,204**
Sabit (Constant)	12,74***	13,21***	11,98***	12,83***
R ² (grup içi)	0,912	0,908	0,917	0,911
Gözlem (N×T)	161	161	161	161
Ülke (N)	7	7	7	7
AR(2) p-değeri	0,312	0,287	0,298	0,304
Hansen J p-değeri	0,418	0,401	0,429	0,411

*Not: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Model I, III, IV: HAC standart hataları. Model II: Windmeijer (2005) iki aşamalı dirençli standart hataları. Tüm modeller ülke sabit etkilerini içermektedir. Model I ayrıca yıl kuklalarını da içermektedir. AR(2) testi: sıfır hipotezi, birinci farkı alınmış kalıntılarda ikinci derece seri korelasyon olmadığı yönündedir. Hansen J testi: sıfır hipotezi araçların dışsallığı yönündedir. Örneklem: 7 ülke × 23 dönem (gecikmeli araçlar nedeniyle GMM için 2000-2022), N×T = 161.*

5.1.1. Reel GSYH Büyümesi (H1)

5.1.1. Reel GSYH Büyümesi

Reel GSYH büyümesine ait katsayı negatif işaretli olup dört tahmincinin tamamında %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır (−0,298 ile −0,319 arasında değişmektedir). Reel GSYH büyümesindeki bir puanlık artış, kamu harcamalarının GSYH içindeki payını yaklaşık 0,31 puan azaltmaktadır. Bu bulgu, H1 hipotezini doğrudan desteklemekte; genişleme dönemlerinde işsizlik transfer harcamalarının azalması yoluyla işleyen otomatik istikrar sağlayıcı mekanizması ve daha hızlı GSYH büyümesinin harcama payını mekanik olarak düşüren payda etkisiyle tutarlıdır. Söz konusu katsayı büyüklüğü, Asif ve Tursoy tarafından Meksika için raporlanan −0,18 tahmininden bir miktar

daha yüksektir ve Avrupa refah devletlerinin daha güçlü otomatik istikrar sağlayıcı sistemlerini yansıtmaktadır.

5.1.2. Demografik Yaşlanma (H2)

Yaşlı bağımlılık oranına ait katsayı (0,397 ila 0,421), tüm sürekli değişkenler arasında mutlak değer itibarıyla en büyük olanıdır; pozitif işaretlidir ve tüm spesifikasyonlarda yüksek düzeyde anlamlıdır. Yaşlı bağımlılık oranındaki bir puanlık artış, uzun dönemde kamu harcamalarının GSYH içindeki payını yaklaşık 0,41 puan artırmaktadır. Örnekteki yedi ülkenin tamamında 2020-2040 döneminde bağımlılık oranlarında 8 ila 14 puanlık artış öngörüldüğünden (Eurostat, 2023), bu durum diğer belirleyicilerden bağımsız olarak yalnızca demografik yaşlanmanın kamu harcamaları üzerinde GSYH'nin %3,3 ila %5,7'si kadar yapısal bir yukarı yönlü baskı oluşturacağına işaret etmektedir. Bu bulgu H2 hipotezini güçlü biçimde desteklemekte; mali sürdürülebilirlik açısından emeklilik reformunun, uzun süreli bakım hizmetlerinin yeniden yapılandırılmasının ve işgücüne katılımı artırıcı politikaların merkezi önemini vurgulamaktadır.

5.1.3. COVID-19 Yapısal Kırılması (H3)

COVID-19 kukla değişkeni dört spesifikasyonun tamamında pozitif işaretli, %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve ekonomik açıdan büyük bir katsayıya sahiptir (katsayı aralığı: 3,61 ila 3,97). Reel GSYH büyümesi, işsizlik, borç, enflasyon ve diğer tüm belirleyiciler kontrol edildikten sonra, pandemi yıllarının (2020–2022) kamu harcamalarında GSYH'nin ek 3,6 ila 4,0 puan ile ilişkili olduğu görülmektedir. Bu bulgu H3 hipotezini doğrulamakta ve İtalya'nın en büyük (+9,4 puan), İsveç'in ise en küçük (+2,4 puan) pandemi harcama dürtüsüne sahip olduğunu gösteren Tablo 7'deki ülke bazlı kanıtlarla tutarlıdır. Model II'deki etkileşim terimi pozitif ve anlamlıdır (0,198); bu durum, daha yaşlı nüfusa sahip ülkelerin (yaşlı nüfusta orantısız COVID-19 ölüm riski ve yoğun bakım yüküne bağlı olarak sağlık harcamalarındaki artış nedeniyle) sistematik olarak daha büyük pandemi harcama tepkileri verdiğini göstermektedir.

5.1.4. İşsizlik ve Otomatik İstikrar Sağlayıcılar

İşsizlik oranı katsayısı (0,271 ila 0,291) pozitif ve yüksek düzeyde anlamlı olup, işgücü piyasasının daraldığı dönemlerde işsizlik sigortası sistemlerinin ve ilgili sosyal transferlerin devreye girmesini yansıtmaktadır. Bu büyüklük, işsizlik oranındaki bir puanlık artışın kamu harcamaları oranını yaklaşık 0,28 puan artırdığı anlamına gelmektedir. Söz konusu sonuç, Avrupa refah devletlerinin geniş ve kurumsallaşmış otomatik istikrar sağlayıcı sistemleriyle uyumludur.

Bu esneklik, Avrupa refah devletlerindeki transfer harcamalarının cömertliğini yansıtacak biçimde, IMF tarafından OECD ekonomileri için raporlanan ülkeler arası ortalamasının (yaklaşık 0,15-0,20) önemli ölçüde üzerinde gerçekleşmiştir.

5.1.5. Kamu Borcu, Reel Faiz Oranları ve Ticari Dışa Açıklık

Kamu borç oranı katsayısı (0,038–0,043) pozitif ve anlamlı olup borç mandalı hipotezini desteklemektedir. Yüksek borçlu hükümetlerin, faiz maliyeti kanalı ve harcama kesintilerindeki politik ekonomi katılıkları nedeniyle harcamaları sürdürme veya artırma yönünde yapısal baskılarla karşı karşıya olduğu görülmektedir. Reel faiz oranı katsayısı (–0,118 ila –0,129) negatif ve anlamlıdır; bu durum, reel faizlerin yükselmesi durumunda kamu yatırımlarının dışlanması (crowding-out) etkisinin baskın hâle geldiğine işaret etmektedir. Ticari dışa açıklık katsayısı (–0,034 ila –0,041) negatif olup sınırdan anlamlıdır. Bu bulgu, sosyal korumanın genel vergilerden ziyade büyük ölçüde kazanç dayalı katkı payı sistemleriyle finanse edildiği bu yüksek gelirli Avrupa örneğinde, devlet büyüklüğünü disipline eden küreselleşme etkisinin “tazminat hipotezine” kıyasla “etkinlik hipotezi” ile daha uyumlu olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 7. Ülkelere Göre COVID-19 Pandemisi Mali Etkisi, 2019–2020.

Ülke	GPUB 2019 (% GSYH)	GPUB 2020 (% GSYH)	Değişim (yp)	Birincil Harcama İtici Güçleri
Fransa	55,4	61,8	6,4	Sosyal koruma, sağlık ve kısa çalışma programları (chômage partiel)
Finlandiya	53,1	57,6	4,5	Sağlık hizmetlerinde artan harcamalar ve gelir desteği; nispeten ılımlı yapısal değişim
Belçika	52	59,4	7,4	Federal-bölgesel sağlık transferleri; örnekteki en yüksek COVID mali dürtüsü
Danimarka	51,8	57,1	5,3	İstihdamı koruma (lønkomensation) programı hâkim oldu; hızlı ödeme
İtalya	48,5	57,9	9,4	Acil sağlık harcamaları, cassa integrazione, Superbonus %110; en büyük görece sıçrama
Norveç	49,2	54,8	5,6	Petrol fonundan çekim yapıldı; petrol gelirleri mali hesapları dengeledi
İsveç	49,7	52,1	2,4	En düşük mali dürtü; merkezi olmayan kriz yönetimi, önceden var olan tamponlar

Not: GPUB verileri Eurostat Hükümet Finansmanı İstatistikleri'nden (Nisan 2024 yayını) alınmıştır. Tüm değerler cari piyasa fiyatlarıyla GSYH'nin yüzdesi olarak verilmiştir. “Değişim (yp)” = GPUB 2020 - GPUB 2019'dur.

5.2. İskandinav ve Kıta Avrupası/Akdeniz Ayrışması (H4)

Pandemi sonrası mali patikalardaki ayrışmaya ilişkin H4 hipotezini sınamak üzere, iki alt grup genelinde ülkeye özgü sabit etkiler ve 2022 sonrası harcama eğilimleri karşılaştırılmıştır. Bulgular belirgin bir ayrışmayı ortaya koymaktadır. İsveç ve Danimarka’da, hızlı ekonomik toparlanma, işsizlikteki düşüş ve geçici COVID-19 destek önlemlerinin kaldırılmasıyla birlikte kamu harcamalarının GSYH içindeki payı 2022 itibarıyla pandemi öncesi seviyelere gerilemiştir. Norveç’in petrol gelirlerinden oluşan mali tamponu, konsolidasyon sürecine ek mali alan sağlamıştır. Finlandiya ise Küresel Finans Krizi sonrasında biriken daha yüksek borç yükü ve 2022 sonrasındaki önemli savunma harcaması yükümlülükleri nedeniyle daha yavaş bir konsolidasyon süreci sergilemiştir.

İtalya, pandemi sonrası dönemde en zorlu mali görünüme sahiptir. Kamu borç oranı 2020’de GSYH’nin %155’ini aşmış; “Superbonus %110” konut yenileme programı nedeniyle kamu harcamaları yapısal olarak yüksek seyretmiş ve demografik yaşlanma patikası örneklemeindeki en şiddetli düzeyine ulaşmıştır (yaşlı bağımlılık oranının 2040 yılına kadar %45’e yükselmesi öngörülmektedir). Model II’deki etkileşim katsayısı (0,198; $p < 0,05$) bu ayrışmayı resmi olarak doğrulamaktadır: Yüksek yaşlanma ve yüksek COVID-19 harcama hassasiyetinin birleşimi, Güney Avrupa refah devletlerinde İskandinav alt grubunda benzeri görülmeyen kalıcı bir yapısal harcama baskısı oluşturmaktadır.

5.3. Uzun Dönem Esneklikleri

Tablo 8’de, her bir sürekli belirleyiciye göre kamu harcamalarının uzun dönem esneklikleri sunulmaktadır. Bu esneklikler, tahmin edilen katsayı ile örneklem dönemindeki ilgili değişken ortalamasının genel hükümet toplam harcamaları (GPUB) ortalamasına oranı olarak hesaplanmıştır. Esneklikler, iki temel tahminci (Sabit Etkiler ve Sistem GMM) kapsamında ayrı ayrı raporlanmıştır.

Tablo 8. Makroekonomik Belirleyicilere Göre Kamu Harcamalarının Esneklikleri

Değişken	Uzun Dönem Esnekliği (FE)	Uzun Dönem Esnekliği (GMM)	Ekonomik Yorum
GDP_G	-0,091	-0,087	Reel GSYH büyümesindeki %10'luk bir artış GPUB/GSYH'yi 0,91 yp azaltır; inelastiktir — otomatik istikrar sağlayıcılar konjonktür yanlısı (procyclical) eğilimi yumuşatır ancak tamamen ortadan kaldırmaz.
DEBT	0,038	0,036	Borç oranındaki %10'luk bir artış harcamaları 0,38 yp artırır — borç servisi ve faiz ödemeleri yapısal bir harcama mandalı yaratır.
UNEMP	0,176	0,169	İşsizlikteki %10'luk bir artış GPUB'yi 1,76 yp artırır; kontrol değişkenleri arasındaki en büyük kısa dönem esnekliğidir (otomatik istikrar sağlayıcılar).
AGING	0,252	0,244	Yaşlı bağımlılık oranındaki %10'luk bir artış GPUB'yi 2,52 yp artırır — demografik baskı en güçlü uzun dönemli yapısal itici güçtür.
COVID	—	—	COVID kuklası, 2020-2022 yıllarında diğer tüm belirleyicilerin ötesinde GPUB/GSYH'ye yapısal olarak 3,8-4,0 yp eklemektedir (sürekli değildir; esneklik ölçülemez).
RRATE	-0,077	-0,073	Reel faiz oranlarındaki %10'luk bir artış, kamu yatırımlarının dışlanması yoluyla GPUB'yi 0,77 yp azaltır.

Not: Esneklikler; $\varepsilon_j = \beta_j \times \left(\frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} \right)$ formülü kullanılarak hesaplanmıştır. Burada \bar{x}_j , başlangıç denklemindeki j değişkeninin örneklem ortalamasını; \bar{y} ise bağımlı değişkenin (GSYH'ye oranla genel hükümet toplam harcamaları) örneklem ortalamasını (%50,8) ifade etmektedir. FE, sabit etkiler tahmincisini (Model I); GMM, iki aşamalı sistem GMM tahmincisini (Model II) göstermektedir. COVID-19 kuklası için sürekli değişkenler üzerinden bir esneklik tanımlanmamış olup yapısal etki (3,8-4,0 puan) doğrudan raporlanmıştır.

5.4. Sağlamlık Testleri

Tablo 9'da sağlamlık analizine ilişkin bulgular sunulmaktadır. Rastgele Etkiler (RE) tahmincisi kullanılarak yapılan tahminlerde ana katsayıların istikrarlı olduğu görülmektedir. Hausman testi, rastgele etkiler modelini sabit etkiler modeli lehine %1 düzeyinde reddetmiş; bu durum, ülkeye özgü sabit etkilerin kullanımını doğrulamaktadır. Ayrıca, yatay kesit bağımlılığı, otokorelasyon ve değişen varyansı dikkate alan Panel Düzeltilmiş Standart Hatalar (PCSE) ile Driscoll-Kraay standart hataları kullanıldığında da

katsayıların istikrarlı kaldığı gözlenmiştir. Pesaran (2004) CD istatistiği (1,41; $p=0,158$), temel spesifikasyonda zayıf düzeyde bir yatay kesit bağımlılığına işaret etmektedir. Bu bulgu, ülkeye özgü şokların yedi ülke arasında güçlü bir korelasyon sergilemediğini ortaya koymakta ve Tablo 7'de raporlanan heterojen COVID-19 politikası tepkileri ile tutarlılık göstermektedir.

Tablo 9. Sağlık Analizi: Alternatif Tahminler ve Standart Hata Düzeltmeleri

Değişken	Baseline (FE)	RE Estimator	PCSE	Driscoll-Kraay SE
GDP_G	-0,312***	-0,308***	-0,319***	-0,301***
DEBT	0,041***	0,039***	0,044***	0,038**
UNEMP	0,284***	0,276***	0,293***	0,269***
COVID	3,841***	3,774***	4,012***	3,698***
AGING	0,412***	0,401***	0,421***	0,398***
RRATE	-0,124***	-0,119***	-0,131***	-0,117**
COVID × AGING (Yalnızca Model II)	—	0,198**	—	—
Hausman Testi (FE vs. RE)	***	—	—	—
Yatay Kesit Bağımlılığı (Pesaran CD)	CD=1,41 ($p=0,158$)	—	—	Zayıf yatay kesit bağımlılığı; PCSE uygun

*Not: *** $p < 0,01$, $p < 0,05$, * $p < 0,10$. RE = Rastgele Etkiler; PCSE = Panelle Düzeltilmiş Standart Hatalar (Beck & Katz, 1995); Driscoll-Kraay = yatay kesit bağımlılığına, otokorelasyona ve değişen varyansa karşı dirençli parametrik olmayan varyans-kovaryans tahmincisidir (Driscoll & Kraay, 1998). Hausman test istatistiği RE yerine FE tercihini doğrulamaktadır.*

6. Sonuç

Ampirik bulgular dört araştırma hipotezinin tamamını desteklemekte ve yedi Avrupa refah devletinde kamu harcamalarının makroekonomik belirleyicilerine ilişkin tutarlı bir tablo sunmaktadır. Yapısal ve politika çıkarımları bakımından üç bulgu özellikle vurgulanmayı hak etmektedir.

İlk olarak, demografik yaşlanma 0,25'lik bir esneklikle baskın uzun dönemli belirleyici olarak öne çıkmaktadır. Bu oran, otomatik istikrar sağlayıcı kanalı temsil eden işsizlik esnekliğinden (0,18) önemli ölçüde yüksektir. Bu sıralamanın mali sürdürülebilirlik açısından derin çıkarımları bulunmaktadır. İşsizlik konjonktürel bir nitelik taşımakta ve nihayetinde normalleşmektedir. Oysa demografik yaşlanma, politika ölçeğindeki zaman dilimlerinde geri döndürülemez bir süreç olup onlarca yıl boyunca harcamalar üzerinde sürekli bir yukarı yönlü baskı oluşturacaktır. Buradan çıkarılacak temel sonuç, Avrupa

refah devletlerinin yaşlanmanın getirdiği mali yükü büyüme veya istikrar politikalarıyla aşamayacağıdır. Emeklilik sistemleri, uzun süreli bakım hizmetleri ve işgücüne katılımı artırıcı politikalar açısından yapısal reform kaçınılmazdır.

İkinci olarak, COVID-19 pandemisi katsayısı (GSYH'nin 3,8-4,0 puanı) yalnızca normalleşme süreciyle ortadan kalkabilecek geçici bir talep şoku olarak değerlendirilmemelidir. Yaşlanma ile olan etkileşimin de gösterdiği gibi pandemi, demografik eğilimlerin zaten beslediği sağlık harcamalarındaki genişlemeyi hızlandırmıştır. En yüksek yaşlanma oranı ile en büyük pandemi harcama dürtüsünü birleştiren İtalya'da, yapısal harcama tabanının 2019 seviyelerine kıyasla tahminen 5-6 puan yukarı kaydığı görülmektedir. Avrupa mali çerçevesi — İstikrar ve Büyüme Pakti'nin askıya alınması ve ardından gelen reform sürecinin ardından yeniden şekillendirilen haliyle — bu durumu pandemi öncesi bir baz patikadan geçici sapma olarak değil, kalıcı bir yapısal değişim olarak ele almak zorundadır.

Üçüncü olarak, H4 hipotezinde tanımlanan İskandinav ve Kıta Avrupası/Akdeniz mali patikaları arasındaki ayrışma ampirik olarak sağlamdır ve konjonktürel zamanlamadan ziyade gerçek yapısal farklılıkları yansıtmaktadır. İskandinav ekonomileri pandemiye yapısal birincil fazlalar, egemen varlık fonu tamponları (Norveç) ve yaşlanmanın mali etkisini hafifleten yüksek kadın işgücü katılımına sahip esnek işgücü piyasaları ile girmiştir. Kıta Avrupası ve Akdeniz ekonomileri ise bileşik bir riskle karşı karşıyadır: önceden var olan yüksek borç, şiddetli demografik baskı ve siyasi olarak geri alınması zor olan geçmiş dönem harcama taahhütleri (emeklilik hakları, İtalya'daki Superbonus benzeri mali teşvikler).

Asif ve Tursoy tarafından yapılan özgün Meksika çalışmasının bulguları ile bu Avrupa analizi arasındaki yapısal benzerlikler ve farklılıklar öğretici niteliktedir. Meksika örneğinde (1980–2016), kamu harcamalarının temel belirleyicileri toplam yatırımlar (t-istatistiği 13,77 ile) ve borcun finansal maliyeti olmuştur. Bu durum, emtia patlaması-çöküşü döngülerinin yaşandığı bir dönemde gelişmekte olan bir ekonominin yatırım odaklı mali genişleme ve dış borç yükü özelliklerini yansıtmaktadır. Avrupa refah devleti bağlamında ise benzer birincil belirleyiciler demografik yaşlanma ve pandemi kaynaklı yapısal kırılmadır. Bu fark, harcama kompozisyonunda sosyal korumanın kamu yatırımlarına kıyasla baskınlığını ve büyük mali şokların sürekli olmaktan ziyade dönemsel niteliğini ortaya koymaktadır.

Bununla birlikte, borç kanalı her iki çalışmada da belirleyici olarak mevcuttur. Meksika'da borcun finansal maliyeti harcamaları doğrudan artırırken; Avrupa'da borç oranı, faiz maliyetleri ve harcama kesintilerindeki politik ekonomi katılıkları yoluyla yapısal harcama baskısı oluşturmaktadır. Meksika

çalışmasında yer almayan ticari dışa açıklık değişkeni, Avrupa bağlamında negatif işaretle ve anlamlı olarak tahmin edilmiştir. Bu bulgu etkinlik hipotezi ile tutarlıdır. Oysa Rodrik (1998) tarafından Meksika için belgelenen pozitif tazminat hipotezi, sosyal korumanın genel vergilerden ziyade büyük ölçüde kazanca dayalı katkı payı sistemleriyle finanse edildiği bu yüksek gelirli Avrupa örnekleminde beklenen bir sonuç değildir.

7. Politika Önerileri

Bu çalışma, Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka, İtalya, Norveç ve İsveç'ten oluşan yedi Avrupa refah devletinde genel hükümet toplam harcamalarının GSYH içindeki payının makroekonomik belirleyicilerini 2000–2023 dönemi için analiz etmiştir. Analizde COVID-19 pandemisinin ve sonrasında yol açtığı yapısal kırılmaya özel olarak odaklanılmıştır. Dengeli yıllık panel veriler üzerinde Sabit Etkiler, Sistem GMM, FMOLS ve DOLS tahmincileri uygulanmış; Pedroni (1999) ve Westerlund (2007) testleri ile uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi doğrulanmıştır. Çalışma aşağıdaki temel sonuçlara ulaşmıştır.

İlk olarak, reel GSYH büyümesi kamu harcamaları oranını anlamlı ve negatif yönde etkilemekte; otomatik istikrar sağlayıcı mekanizmasını ve Avrupa refah devleti harcamalarının konjonktür karşıtı niteliğini doğrulamaktadır. Büyümedeki bir puanlık artış, harcamaların GSYH içindeki payını yaklaşık 0,31 puan azaltmaktadır. Bu istikrar etkisi, gelişmekte olan ekonomilere yönelik benzer tahminlerden yapısal olarak daha büyüktür.

İkinci olarak, demografik yaşlanma yaklaşık 0,25'lik uzun dönem esnekliği ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir puanlık artış başına 0,41 puanlık katsayısı ile örnekleme kamu harcamalarının baskın uzun dönemli yapısal itici gücüdür. Öngörülen yaşlanma patikaları dikkate alındığında, bu durum İtalya'nın en ağır yükü taşıdığı örneklem genelinde 2040 yılına kadar GSYH'nin %3 ile %6'sı oranında yapısal bir harcama baskısı anlamına gelmektedir.

Üçüncü olarak, COVID-19 pandemisi istatistiksel ve ekonomik açıdan anlamlı bir yapısal kırılma oluşturmuş; tüm standart makroekonomik belirleyicilerin ötesinde kamu harcamalarına GSYH'nin 3,8 ile 4,0 puanını eklemiştir. Yaşlanma ile olan etkileşim, demografik olarak daha yaşlı ekonomilerin daha şiddetli pandemi mali şokları yaşadığını doğrulamaktadır.

Dördüncü olarak, pandemi sonrası konsolidasyon patikaları belirgin biçimde farklılaşmaktadır. İskandinav ekonomileri büyük ölçüde normalleşirken; İtalya ve daha az ölçüde Fransa ile Belçika, borç stoku, demografik yaşlanma ve pandemi döneminden kalan harcama taahhütlerinin bileşimi nedeniyle kalıcı yapısal harcama baskılarıyla karşı karşıyadır.

Referans

- Afonso, A., Jalles, J. T., & Venâncio, A. (2024). *Government spending and tax revenue decentralisation and public sector efficiency: Do natural disasters matter?* CESifo Working Paper No. 11318. CESifo.
- Asif, M., & Tursoy, T. (t.y.). *Determinants of government expenditure in Mexico, 1980–2016* [Yıl ve yayın bilgisi metinde verilmemiştir; orijinal kaynaktan teyit edilmelidir].
- Baumol, W. J., & Bowen, W. G. (1966). *Performing arts, the economic dilemma*. Twentieth Century Fund.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-sectional data. *American Political Science Review*, 89(3), 634–647. <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterisation of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368. <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
- Blanchard, O., Domash, A., & Summers, L. H. (2022). *Bad news for the Fed from the Beveridge space* (Policy Brief No. 22-7). Peterson Institute for International Economics. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4174601>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton University Press.
- European Commission. (2023). *Public investment recovery in EU member states, 2020–2022*. Publications Office of the European Union.
- Eurostat. (2023). *Government finance statistics: Ageing and dependency ratio projections*. <https://ec.europa.eu/eurostat>
- Galí, J. (2022). The effects of a money-financed fiscal stimulus. *Journal of Monetary Economics*, 115, 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.08.002>
- Georgantas, G., Kasselaki, M., & Tagkalakis, A. (2023). The effects of fiscal consolidation in OECD countries. *Economic Modelling*, 118, 106099. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106099>
- Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2014). Expansionary austerity? International evidence. *Journal of the European Economic Association*, 12(4), 949–968. <https://doi.org/10.1111/jeea.12083>

- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, *115*(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- International Monetary Fund. (2024). *Fiscal monitor: Fiscal policy in the great election year*. IMF Publications.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, *90*(1), 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.
- King, E. (2024). The composition of government spending in select advanced economies. *Journal of Economics Library*, *10*(3-4), 49–65. Retrieved from <https://journals.econsciences.com/index.php/JEL/article/view/2459>
- 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), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, *49*(6), 1417–1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(S1), 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, *20*(3), 597–625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Perotti, R. (2007). *In search of the transmission mechanism of fiscal policy* (NBER Working Paper No. 13143). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w13143>
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross-section dependence in panels* (CESifo Working Paper No. 1229). CESifo.
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, *57*(1), 99–125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Ram, R. (1987). Wagner’s hypothesis in time-series and cross-section perspectives: Evidence from “real” data for 115 countries. *Review of Economics and Statistics*, *69*(2), 194–204. <https://doi.org/10.2307/1927867>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, *100*(2), 573–578. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>
- Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, *106*(5), 997–1032. <https://doi.org/10.1086/250038>

- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher-order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Wagner, A. (1892). *Grundlegung der politischen Oekonomie* (3rd ed.). C. F. Winter.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>
- Zabavnik, D., & Verbič, M. (2025). Revisiting the impact of financial shocks on the fiscal position of euro area countries. *Economic Analysis and Policy*, 86, 622–635. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2025.03.048>