



Ardahan Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/aruibfdergisi>



Seçili Avrupa ülkelerine ait rezerv paraları etkileyen faktörlerin panel veri analizi ile incelenmesi

Investigation of the factors affecting reserve currencies of the selected European countries by panel data analysis

Yıldırım Demir^{a*}, Şakir İşleyen^b, Ayvaz Bartık^c

^a Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, ydemir@yyu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-6350-8122

^b Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, sakirisleyen@yyu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-8186-1990

^c Dr., Bağımsız Araştırmacı, ayvazbartik@gmail.com, ORCID: 0000-0003-2856-5137

MAKALE BİLGİSİ

Makale geçmişi:

Başvuru: 14 Haziran 2024

Kabul: 15 Eylül 2024

Anahtar kelimeler:

Gayri Safi Yurt İçi Hasıla,

Panel Veri Analizi,

Rezerv Paralar,

Tüketici Fiyat Endeksi

Makale türü:

Araştırma makalesi

ARTICLE INFO

Article history:

Received: 14 June 2024

Accepted: 15 September 2024

Keywords:

Gross Domestic Product,

Panel Data Analysis,

Reserve Currencies,

Consumer Price Index

Article type:

Research article

ÖZET

Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya'nın rezerv paraları, uluslararası finansal sistemde belirleyici bir rol oynamakta ve küresel ekonomik istikrarın sağlanmasına katkıda bulunmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya gibi Avrupa'nın önde gelen ekonomilerinin rezerv paralarını etkileyen faktörleri panel veri analizi ile araştırmaktır. Bulgulara göre; Toplam-Rezerv/GSYH ile TÜFE, Cari-Denge/GSYH ve GSYH Payı (dünya) arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca Toplam-Rezerv/GSYH değişkeni üzerinde TÜFE ve GSYH Payı değişkenlerinin etkisinin uzun dönemde negatif ve anlamlı olduğu belirlenmiştir. Nedensellik testi ile de panelde TÜFE'den Toplam-Rezerv/GSYH'ye doğru tek yönlü anlamlı bir nedensellik ilişkisi görülmüştür. Sonuç olarak, bu çalışma ile Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya'nın rezerv para politikalarını şekillendiren temel faktörler belirlenecek olup; çalışmanın, bu ülkelerin ve uluslararası finans kurumlarının ekonomik kararlarına olumlu katkılar sağlayacağı ümit edilmektedir.

ABSTRACT

Germany, France, Italy, and Spain's reserve currencies play a decisive role in the international financial system and contribute to global economic stability. The aim of this study is to investigate the factors affecting the reserve currencies of leading European economies such as Germany, France, Italy and Spain using panel data analysis. According to the findings, a long term relationship exists between the Total Reserves/GDP ratio and variables such as CPI, Current Account Balance/GDP and GDP share world. Additionally, it has been determined that the effects of CPI and GDP Share on the Total Reserves/GDP ratio are negative and significant in the long term. Causality tests reveal a unidirectional significant causal relationship running from CPI to Total Reserves/GDP. As a result, this study aims to identify the fundamental factors shaping the reserve currency policies of Germany, France, Italy, and Spain, with the hope that it will positively contribute to the economic decisions of these countries and international financial institutions.

* Sorumlu yazar / Corresponding author

E-posta / E-mail: ydemir.yyu@gmail.com

Atıf / Citation: Demir, Y., İşleyen, Ş. ve Bartık, A. (2024). Seçili Avrupa ülkelerine ait rezerv paraları etkileyen faktörlerin panel veri analizi ile incelenmesi. *Ardahan Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(2), 93-109. <http://doi.org/10.58588/aru-jfeas.1501533>

1. Giriş

Zamanla önemi ve işlevi değişse de para, insanlık tarihi boyunca her zaman önemli bir varlık olmuştur. İhtiyaçların karşılanması ve gelecekte kullanmak üzere birikim yapma isteği gibi nedenler parayı gereksinim haline getirmiştir. Geniş anlamıyla para, değer ölçüsü olup mal değiş tokuşunu kolaylaştıran ve tasarruf amacıyla kullanılabilen herhangi bir şey olarak tanımlanmaktadır (Eğilmez ve Kumcu, 2015).

Ülkeler, ödeme dengesi gereksinimlerini karşılamak, döviz piyasalarına istedikleri ölçüde müdahale etmek, yerel ekonomik birimlere gerekli döviz likiditesini sağlamak, ulusal para birimine güveni artırmak ve dış borçlanmayı daha kolay hale getirmek gibi amaçlarla ellerinde döviz rezervleri tutmaktadır. Bu nedenle, genellikle uluslararası ticarete yaygın olarak kullanılan para birimleri cinsinden ifade edilen rezervler, küresel döviz piyasalarında aktif şekilde alınıp satılmaktadır (IMF, 2009).

Uluslararası bir para birimi hem kendi ülkesindeki hem de diğer ülkelerdeki insanlar tarafından kullanılırken, ulusal para birimi yalnızca kendi ülke sakinleri tarafından kullanılmaktadır (Bertuch-Samuels ve Ramlogan, 2007). Bir para biriminin ihraç edildiği bölge ve kullanıldığı alan, önemli belirleyici faktörlerdir. Uluslararası bir para birimi, sadece basıldığı bölgede değil, aynı zamanda uluslararası ticarete de kullanılır. Bu, mal, hizmet ve finansal varlıkların uluslararası ticaretinde önemli bir rol oynar.

Para otoriteleri, para politikası çerçevesinde döviz kurlarını belirlemek, döviz piyasalarına müdahale etmek veya servetlerini saklamak için tekelinde uluslararası bir para birimini tutmaktadırlar. Bu amaçlarla kullanılan para birimi “rezerv para” olarak tanımlanmaktadır. Özel piyasa katılımcıları ise uluslararası bir para birimini ticaret ve faturalandırmanın yanı sıra emtia fiyatlarını belirlemek veya yatırım yapmak amacıyla da kullanmaktadır (Galati ve Wooldridge, 2009).

Dolar günümüzde uluslararası para birimi işlevlerinin tamamını domine eden tek para birimi olarak gösterilmektedir. Euro ise dolar kadar olmasa bile bu işlevleri yerine getirebilmektedir. Literatür; ekonomik güç, finansal istikrar, geniş ve derin finansal piyasalar ile siyasi istikrar ve jeopolitik gücü uluslararası para birimi statüsünün ana belirleyicileri olarak göstermektedir (Papaioannou ve Porters, 2008).

1999’da Avrupa Birliği’nin (AB) 11 kurucu üyesi tarafından tek Avrupa para birimi benimsenmiştir. Ekonomik ve Parasal Birlik fikri, Roma antlaşmasında müzakere edilmiş, Delors Raporu tarafından güçlendirilmiş ve 1991’de AB antlaşması ile sağlanmıştır. Önemli bir başarıya rağmen, projenin bazı yönleri etkisiz kalmıştır (Bladen, 2007). Son Avrupa krizi, bu etkisizliğin net bir sonucu olup birçok önemli konu hala sorgulanmaktadır. Bunlardan biri, Euro’nun küresel bir rezerv para birimi olup olamayacağıdır. Bu sorunun cevabı net değil, çünkü Euro’nun tam anlamıyla küresel rol kazanması gerekmektedir (Baldwin ve Wyploz, 2004). Rusya’nın Ukrayna’da başlayan savaşı, buna bağlı olarak artan ekonomik yaptırımların ve jeopolitik risklerin yaşandığı bu dönemde arka arkaya gelen şoklara rağmen, 2022 yılında Euro uluslararası alandaki rolünü korumaya devam etmiş ve uluslararası para sistemi içerisinde, Euro’nun payı çeşitli göstergelerde yaklaşık %20 düzeyinde gerçekleşmiştir (Avrupa Merkez Bankası, 2023).

Günümüzde, uluslararası ekonomik ilişkilerde rezerv para birimleri büyük bir önem taşımaktadır. Rezerv para birimlerinin seçimi, bir ülkenin ekonomik gücünü, istikrarını ve uluslararası finansal sistemdeki rolünü yansıtır. Avrupa’nın önde gelen ekonomileri olan Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya’nın rezerv paralarını etkileyen faktörlerin analizi, bölgesel ve küresel ekonomik istikrarın anlaşılması açısından hayati öneme sahiptir. Bu ülkelerin ekonomik dinamiklerini ve merkez bankalarının politika tercihlerini anlamak, Avrupa’nın mali yönetimine ilişkin geniş bir perspektif sağlamaktadır. Bu çalışmada, söz konusu ülkelerin rezerv politikalarını şekillendiren temel faktörler panel veriyle incelenmektedir. Bu sayede Avrupa finansal sisteminin karmaşıklığının anlaşılması ve gelecekteki ekonomik belirsizliklere daha etkili şekilde yanıt verme potansiyelinin artırılması

hedeflenmektedir. Ayrıca bu çalışma, bölgesel ve küresel düzeyde ekonomik istikrarın sağlanması için Avrupa'daki finansal karar alıcıların politika oluşturma süreçlerine daha fazla öngörü sunabilir ve böylece ekonomik büyüme ve refahın sürdürülebilirliğine katkıda bulunabilir.

Ulaşılan literatürde, genellikle tek bir ülkenin rezerv paralarının ele alındığı belirlenmiştir. Bu çalışma dört büyük ülkenin rezerv para politikalarını bir arada ele alarak ve panel veri analizi yöntemi kullanarak literatüre bir katkı sunmaktadır. Çalışmanın sağladığı karşılaştırmalı analiz, mevcut literatürden farklılaşmakta olup Avrupa ekonomilerinin rezerv politikalarının uluslararası finans sistemindeki rolünü anlamada önemli bir kaynak olarak değerlendirilebilir.

2. Literatür Taraması

Rezerv paralar, ulusal ekonomilerin güçlü birer belirleyicisi olarak kabul edilir ve bu nedenle, ekonomik istikrarı sağlamak ve döviz kurlarını kontrol etmek için merkez bankaları tarafından stratejik bir şekilde yönetilir. Bu bağlamda, rezerv paralarla ilgili yapılan çalışmalar, ulusal ekonomilerin güçlü ve zayıf yönlerini anlamak, küresel finansal istikrarı değerlendirmek ve uluslararası ticaretin dinamiklerini analiz etmek için kritik bir öneme sahiptir.

Küresel düzeyde rezerv para paylarının belirleyicileri üzerine yapılan araştırmalar genellikle, rezerv ihraç eden ülkelerin ekonomik özelliklerinin önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Bu özellikler, genellikle ekonomik büyüklük veya uluslararası ticaret ve finans alanındaki rollerini ölçen küresel etkinlikleri kapsamaktadır (Eichengreen vd., 2016; Aizenman vd., 2020). Bazı çalışmalar, ulusal politikaların para birimlerinin uluslararasılaşmasını destekleme veya engelleme rolüne vurgu yapmaktadır. Bazıları da rezerv para birimlerinin algılanan güvenliğini ve etkili bir değişim aracı olma özelliklerini, yerel ve offshore finansal piyasaların derinliğini ve likiditesini ele almaktadır.

Küresel etkinlik, ağ etkileri ve güvenilirlik gibi faktörlerle birlikte incelendiğinde, geçmişte belirli bir rezerv para birimine sahip olan ülkelerin, gelecekte de aynı para birimine yönelik rezervlerini artırma eğiliminde oldukları görülmektedir (Triffin, 1961). Bu durum, rezerv para birimi tercihlerinin doğrusal olmayan bir süreç içerdiğini ve mevcut rezerv para birimi lehine yüksek bir önyargı oluşturduğunu göstermektedir (Frankel, 2012). Dolayısıyla, rezerv para birimi tercihleri daha çok kısa vadeli ekonomik temellerden ziyade tarihsel bağlara dayanmaktadır. Ayrıca, Bretton Woods sisteminin çöküşünden sonra atalet yönündeki etkilerinde de güçlendiğini göstermektedir. Bu durum Sterlin'den Dolar'a geçişi ve dolar payında artan istikrarı yansıtmaktadır. Fakat ağ etkilerinin Bretton Woods sonrasında daha zayıf olduğu, finans ve işlem teknolojisindeki ilerlemelerin, geçiş maliyetlerini düşürmesi bu etkileri azalmaya neden olduğu vurgulanmaktadır (Eichengreen vd., 2016).

Birkaç araştırma, jeopolitik düşüncelerin rezerv para birimi tercihlerinde etkili olabileceğini savunmaktadır. Bu çerçevede, ülkeler belirli bir para biriminde rezerv bulundurma tercihini, jeopolitik veya stratejik düşünceler veya askeri ittifaklar sonucunda yapabilirler. Böylece, rezerv para birimlerinin algılanan güvenliği, rezerv ihracatçılarının jeopolitik veya askeri güç ile ilişkilendirilmiştir (Cohen, 2015; Kindleberger, 1970; Posen, 2008; Liao ve McDowell, 2016). Zira, Birinci Dünya Savaşı'ı öncesinde, dış rezerv portföylerinde müttefik ülkelerin para birim payları yaklaşık %30 oranında artış göstermiştir (Eichengreen vd., 2019).

IMF COFER ülke düzeyindeki verilerle gerçekleştirilen çalışmalar, rezerv sahiplerinin ticaret ve finansla ilgili ödemeler ile döviz piyasası müdahalesine yönelik potansiyel işlem talepleri rezervlerinin para birimi bileşimini etkilediğine dair kanıtlar sunmaktadır. Heller ve Knight (1978), 1970-1976 dönemine ait 55 ülkenin verilerini kullanarak, döviz kuru rejimi ile rezerv ihraç eden ülkelerle olan ticaret bağlantılarının önemli olduğunu ortaya koymuştur. Dooley vd. (1989), borç ödeme hizmetlerinin para birimi cinsinden önemli olduğunu göstermektedir. Eichengren ve Mathieson (2000) ise rezervlerin para birimi kompozisyonunun zaman içinde ve özellikle ana

belirleyicileri, döviz kuru ve ticaret ile finansal akış olduğunu vurgulamıştır. Ayrıca, gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde sermaye hesabının serbestleşmesinin aktif finansal piyasalara sahip rezerv ihraç eden özellikle de ABD ve Birleşik Krallık para birimlerinin payını artırdığına dair kanıtlar sunulmuştur.

Son dönemdeki araştırmalar, rezerv para birimleri ile ticaret faturalandırması ve finansal taleplerin belirlenmesinde kullanılan para birimleri arasındaki ilişkilere odaklanmıştır. Gopinath (2015), Gopinath ve Stein (2018) ile Gopinath vd. (2020), ABD ve Euro bölgesi ile olan doğrudan ticaret bağlantılarının ötesinde, ticaret faturalandırmasında Dolar ve Euro'nun egemenliğini vurgulamışlardır. Ayrıca Ito ve McCauley (2019), ticaret faturalandırması ve finansal yükümlülüklerin belirlenmesinin yanı sıra döviz kuru hareketlerinde rezerv para birimlerinin rolünü ülke düzeyindeki verilerle öne çıkarmışlardır.

Kocaarslan ve Soytaş (2021), ABD doları gibi rezerv para birimindeki değer değişikliklerinin temiz enerji hisselerinin volatilitesine etkisini araştırmışlar. Özellikle, belirsizlik bilgisi mevcut olduğunda ve olmadığında bu etkilerin nasıl değiştiğinin belirlenmesi hedeflenmiştir. Bulgulara göre, temiz enerji hisselerinin volatilitesi, ABD doları değerindeki dalgalanmalardan etkilenmemektedir. Ekonomik politika, döviz kuru piyasası ve altın piyasası hakkında belirsizlikler göz önüne alındığında ABD dolarının değer kazanması temiz enerji hisselerinin volatilitelerini önemli ölçüde artırmaktadır.

Arslanalp vd. (2022), doların hakimiyetinin gelecekte azalacağını belirtmişlerdir. 1999'dan bu yana uluslararası rezervler içinde doların payının gözle görülür bir şekilde azaldığını ve bunun döviz kurları ve faiz oranlarındaki dalgalanmalardan ziyade, merkez bankalarının portföy çeşitlendirme stratejilerinde yaptığı aktif değişikliklerden kaynaklandığını açıklamışlardır. Ayrıca Euro, Yen ve Sterlin'in yanı sıra Renminbi'nin uluslararası rezervlerdeki paylarının artmasının, doların payının azalmasına etki ettiğini tespit etmişlerdir.

Lancu vd. (2022), uluslararası rezervlerin para birimi bileşenlerini analiz eden yeni bir panel veri kümesini kullanarak rezerv paylarının itici güçlerini araştırmışlardır. Bulgular, rezerv para birimi paylarındaki ataletin, özellikle 2008 Küresel Finansal Krizinden bu yana, öneminin arttığını göstermektedir. Finansal küreselleşme ilerledikçe, finansal bağlantıların etkisi artmış ve ticaret bağlantılarının etkisi azalmıştır. Ayrıca, gelişmiş ekonomiler ve gelişen piyasa ekonomileri arasında bu itici güçlerin farklılık gösterdiğini, finansal bağlantıların daha önemli olduğunu belirtmişlerdir. Doların gelecekte baskınlığının devam edeceği tespit edilmiştir.

Aydın ve Tunç (2023), uluslararası rezerv yeterliliğini ölçen üç göstergenin döviz krizlerini tahmin etme yeteneklerini analiz etmiştir. Bu göstergeler, kısa vadeli borç-toplam rezerv oranı, geniş para-toplam rezerv oranı ve ithalat aylarındaki rezervlerdir. Bulgularda, bu üç göstergenin döviz krizlerinin olasılığını tahmin etmede etkili olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca geniş para-rezerv oranının, diğer iki değişkenden daha iyi ve daha sağlam bir tahmin gücüne sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

3. Materyal ve Yöntem

Bu çalışmada bağımlı değişken olarak Toplam-Rezerv/GSYH değişkeni, bağımsız değişken olarak ise Cari-Denge (cari işlemler dengesi) / GSYH, TÜFE oranları ve GSYH Payı (dünya payı) değişkenleri alınmıştır. Bu değişkenler rezerv para olma kriterleri göz önünde bulundurularak seçilmiştir. Fransa, Almanya, İtalya ve İspanya'ya ait veriler Dünya Bankası ve IMF'nin resmi internet sitelerinden alınmıştır. Veriler 1990-2022 yıllarını kapsamaktadır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemek için Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünlük Testi (2016), Emirmahmutoğlu ve Köse Nedensellik Testi kullanılmıştır. İlk olarak değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığı test edilerek kullanılacak birim kök testlerine karar verilmiş ve ikinci nesil birim kök testlerinin uygun olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra serilerin durağanlığını test etmek için CADF-CIPS birim kök testleri kullanılmış ve durağan olmayan seriler durağan hale getirilerek analiz edilmiştir. Eğim heterojenliği için delta testi ve uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edildikten sonra uzun dönem katsayı tahminleri

için AMG uzun dönem tahmincisi kullanılmıştır.

3.1. Heterojenlik Testi

Analizlerde kullanılacak uygun birim kök ve eşbütünleşme testlerinin belirlenmesinde homojenlik önemlidir. Delta testi, değişken yapılarını ve serilerin eğim parametrelerinin homojenliğini incelemektedir (Demir ve Görür, 2020). Ayrıca delta testi, çıkarım sürecini daha anlaşılır hale getirmektedir. Yatay kesit birimlerinin değerlendirilmesi homojenlik veya heterojenlik durumuna göre değişmektedir. Heterojenlik testi uygulanmadan panel veri analiz modelleri varsayımlarla tutarsız sonuçlar verebilmektedir (Su ve Chen, 2013). Delta test istatistiği Eşitlik (1)'de ve küçük örnekler için düzeltilmiş delta test istatistiği ise Eşitlik (2)'de verilmiştir (Pesaran, 2015).

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (1)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{Z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{Z}_{iT})}} \right) \quad (2)$$

Burada \tilde{S} , düzeltilmiş Swamy istatistiğini; \tilde{Z}_{iT} , sınırlı ortalama ve varyansa sahip bağımsız rastgele değişkenleri göstermektedir.

3.2. Yatay Kesit Bağımlılığı

Ekonomik birimler arasındaki karşılıklı bağımlılığın yanı sıra zaman boyutunda ve yatay kesitte göz ardı edilen değişkenlerin bağımsız dağıldığı varsayımı, ekonomi teorisinin ülkeler arasındaki ilişkiye işaret etmesine dayanmaktadır. Bu ilişki, ekonomik birimlerin kendi içsel eylemleriyle birbirlerine bağımlılık yaratabileceğini göstermektedir (Demir ve Görür, 2020). Panel veri analizinde, ilk önce yatay kesitler arasında bir bağımlılık ilişkisinin olup olmadığına bakılmaktadır. Çünkü yatay kesit bağımlılığının varlığı, sabit veya tesadüfi etki modellerinde tutarsız tahminlere yol açabilmekte ve panel veri analizlerini karmaşıklatabilmektedir. Ancak bu bağımlılığın doğru bir şekilde ele alınması, parametre tahminlerinin verimliliğini artırmakta ve yatay kesit verilerine dayalı istatistiksel çıkarımları basitleştirebilmektedir.

Yatay kesit bağımlılığı için çeşitli testler geliştirilmiş ve bu testler yatay kesit boyutu (T) ve gözlem sayısına (N) göre farklılık göstermektedir. Ancak daha çok Pesaran LM (Lagrange Multiplier) ve Breusch-Pagan (1980) LM yatay kesit bağımlılığı testleri ile bağımlılığın varlığı kontrol edilmekte veya hata terimleri arasındaki korelasyon incelenmektedir (Hepaktan ve Çınar, 2012).

Yatay kesit bağımlılık test istatistikleri Eşitlik (3), (4), (5) ve (6) ile hesaplanmaktadır. $T > N$ durumunun geçerli olduğu varsayılarak, N sabit ve T sonsuza giderken paneldeki birimler arasında yatay kesit bağımlılığını belirlemek için LM (Breusch, Pagan 1980) testi kullanılmaktadır. Hem T hem de N sonsuza gittiğinde LM testinin kullanımı uygun olmamakta bunun yerine alternatif olarak CD_{LM} (Pesaran 2004 CD_{LM}) testi kullanılmaktadır. Ancak $N > T$ olduğunda ise CD_{LM} testinde ciddi bozulmalar meydana gelmekte ve bu sorunu çözmek için alternatif olarak LM_{adj} (Bias-adjusted LM) testi önerilmektedir. Ayrıca, LM_{adj} testindeki bazı zorlukların üstesinden gelmek amacıyla T ve N sabit değerleri için ikili korelasyon katsayılarının ortalamasına dayanan CD (Pesaran 2004 CD) testi önerilmektedir (Pesaran, 2021).

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3)$$

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (4)$$

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (5)$$

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \quad (6)$$

Burada $\hat{\rho}$ en küçük kareler hata terimlerinin ardışık korelasyonunun örneklem tahmini, $\mu_{ij} = E[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2]$, $v_{ij}^2 = Var[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2]$ ve k ise açıklayıcı değişken (x_{it}) sayısını göstermektedir (Pesaran vd., 2008; Demir ve Görür, 2020).

Yatay kesit bağımlılık testleri genellikle $\hat{\rho}_{ij}$ tahminlerine dayanmaktadır. Panel veri analizi, hata teriminin bağımsız olduğu, yatay kesit birimleri ve zaman arasında simetrik olarak dağıldığı hipotezine dayanmaktadır. Bu hipoteze göre, yatay kesit birimleri arasında veya aynı yatay kesit birimi içinde zamana bağlı hata terimleri arasında herhangi bir ilişki bulunmamaktadır. Ancak alternatif hipotez, artıkların yatay kesit birimleri arasında ilişki olduğunu belirtmektedir. Böylece α anlamlılık düzeyinde, H_0 'ın kabul edilmesi durumunda birinci kuşak birim kök testleri, H_0 'ın reddedilmesi durumunda ise ikinci kuşak birim kök testleri kullanılmaktadır.

3.3. Birim Kök Testi

Zaman serileriyle çalışılırken sıkça karşılaşılan bir sorun, serilerin durağan olmamasıdır. Durağan olmayan bir zaman serisinin, zaman içinde istatistiksel özellikleri değişebilmektedir. Bu durum, zaman serileri analizi sırasında sorunlara yol açabilir. Özellikle durağan olmayan bir veri seti üzerine kurulan bir modelle, değişkenler arasındaki ilişki tahmin edildiğinde, istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmamasına rağmen sahte bir ilişki gözlemlenebilir. Bu durum, modelin güvenilir olmamasına ve yanıltıcı sonuçlara yol açmasına neden olmaktadır. Bu nedenle, zaman serilerinin durağan olması, analiz ve modelleme için önemlidir (İşleyen vd., 2017; Altun vd., 2018; Demir vd., 2023).

Bireysel serilerde birinci farklar ve gecikme düzeyleri alınıp yatay kesit ortalamaları ile ADF birim kök test modeli genişletilmekte ve bunun sonucunda CADF birim kök test modeli elde edilmektedir (Pesaran, 2007). Böylece ADF modelinde birinci farkta birimler arasındaki bağımlılığın CADF modeli ile ortadan kaldırıldığı ileri sürülmektedir. Bu testte hipotezler $H_0: b_i = 0$ (birim kök var) ve $H_1: b_i < 0$ (birim kök yok) olarak kurulmakta ve model Eşitlik (7) ile ifade edilmektedir.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

Burada t zaman veya genel eğilim değişkenini, $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ olup y_{it} belirli bir t zamanda gözlemlenen i 'inci gözlemi, a_i sabit etki katsayısını, $b_i y_{i,t-1}$ değişkeninin katsayısını, f_t gizli (gözlemlenmeyen) faktörleri, γ_i kesit birimler arasındaki faktör yüklerini ve ε_{it} ise rastgele hataları göstermektedir. Eşitlik (7) revize edilerek CADF modeli olan Eşitlik (8) elde edilmektedir.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (8)$$

Burada \bar{y}_t tüm N gözlemlerinin t zamanındaki ortalaması olup $\bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^N y_{it}}{N}$ eşitliği ile ve $\Delta \bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta y_{it}}{N}$ eşitliği ile hesaplanmaktadır (Demir ve Görür, 2020). Ayrıca denklem, y_{it} 'nin gecikmesi olan birinci derecedeki farklarının modele eklendiği regresyon modeline genişletilerek tahmin yapılmaktadır. CADF istatistik değerleri ile Pesaran (2007) tarafından sağlanan tablodaki değerler karşılaştırılmaktadır. Eğer istatistik değeri tablo değerinden küçük ise değişkenlerin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. Bununla birlikte, CADF testi ile bütün kesit bağımlılığına ilişkin durağanlığı tespit edilmesi zor olacaktır. CADF regresyon tahminlerinin sonrasında H_0 hipotezinin panelin tamamı için geçerliliği, CIPS istatistiğiyle analiz edilebilmektedir. CIPS istatistiği, gecikmeli değişkenlerin, t-istatistiklerinin ortalamalarını hesaplamaktadır. CIPS istatistiğinin $CADF_i$ birim kök testinde uygulanmasının temel nedeni, her bir bağımlılık kesitine ilişkin birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök testlerinin uygulanır olmasını sağlamaktır (Pesaran, 2007). CIPS test istatistik değeri Eşitlik (9) ile hesaplanmaktadır.

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (9)$$

3.4. Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme Testi (2016)

Durağanlık seviyeleri belirlenen değişkenler arasında uzun vadeli ilişkilerin incelenmesi için kullanılan testler, genellikle birinci nesil ve ikinci nesil testler olarak iki ana kategoriye ayrılmaktadır. Birinci nesil testler, kesitte bağımsızlık durumunu değerlendirirken, ikinci nesil testler ise kesitte bağımlılığı göz önünde bulundurmaktadır. Bu çalışmada, serilerin düzey değerlerinin durağan olduğu belirlendikten sonra, değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelenmek amacıyla literatüre Gengenbach vd. (2016) tarafından kazandırılan ikinci nesil eşbütünleşme testi olan Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW) eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Bu testin uygulanma aşamaları aşağıda detaylandırılmıştır (Gengenbach vd., 2016);

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} = & \delta'_{y,x_i} d_t + \alpha_{y_i} y_{i,t-1} + \gamma'_i w_{i,t-1} + B_{y y_i}(L) \Delta y_{i,t-1} + A_{y x_i}(L) \Delta x_{i,t} \\ & + A_{y F, x_i}(L) \Delta F_t + \eta'_{y, x_i} f_{it} + \varepsilon_{y, x_i, t} \end{aligned} \quad (10)$$

Her birim için hesaplanan test istatistiği Eşitlik (10) ile belirtilmiştir.

$$\Delta y_i = d \delta_{y, x_i} + \alpha_{y_i} y_{i,-1} + w_{i,-1} \gamma_i + v_i \pi_i + \varepsilon_{y, x_i} = \alpha_{y_i} y_{i,-1} + g_i^d \lambda_i + \varepsilon_{y, x_i} \quad (11)$$

Testin ilk aşamasında, her bir birim için aşağıdaki denklem ile modelin OLS tahmini oluşturulur ve daha sonra $H_0: \alpha_{y_i} = 0$ hipotezi t testi kullanılarak değerlendirilmektedir.

$$\hat{\alpha}_{y_i} = \frac{y'_{i,-1} M_{g_i^a} \Delta y_i}{y'_{i,-1} M_{g_i^a} y_{i,-1}}$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{y_i}}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y.x_i}^2}{y'_{i,-1} M_{g_i^a} y_{i,-1}}$$

$$T_{\alpha_{y_i}}(F, 0) = \frac{\hat{\alpha}_{y_i}}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{y_i}}}$$

3.5. AMG Uzun Dönem Tahmincisi

Uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlendikten sonra, analize uzun dönem katsayı tahmini ile devam edilmektedir. Uzun dönemli katsayıların tahmin edilmesinde Augmented Mean Group Estimator (AMG - Arttırılmış Ortalama Grup Tahmincisi) tahmincisi kullanılmaktadır. AMG tahmincisi için kullanılan model aşağıda verilmiştir (Eberhardt ve Teal, 2010).

$i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, $m = 1, 2, \dots, k$ ve $f_{mt} \subset f_t$ olmak üzere:

$$y_{it} = \beta'_i x_{it} + u_{it} \text{ ve } u_{it} = \alpha_i + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it}$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta'_{mi} g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{mit}$$

$$f_t = \varrho' f_{t-1} + \epsilon_t \quad g_t = \kappa' g_{t-1} + \epsilon_t$$

olur. Burada; x_{it} , bağımsız değişkenler vektörünü, α_i gruplara özgü sabit etkileri, λ_i ülkelere özgü faktör yüklerini ve f_t ortak faktör kümesini belirtmektedir. AMG tahmincisi, yatay kesit bağımlılığı ve ortak dinamik etkileri bir arada değerlendirir. AMG tahmincisi iki aşamada uygulanır. İlk olarak, Eşitlik (12)'de verilen kukla değişkenli fark denklemi EKK yöntemiyle tahmin edilir.

$$\Delta y_{it} = b' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it} \quad (12)$$

Daha sonra ise $\hat{\mu}_t$ değişkeni, N standart birimlere ait regresyonlar aşağıdaki eşilik ile tahmin edilmektedir.

$$y_{it} = a_i + b'_i x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it}$$

$$\hat{b}_{AMG} = N^{-1} \sum_i \hat{b}_i$$

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığı belirlendikten sonra, eş bütünleşme katsayılarının homojen olup olmadığı delta testiyle test edilmiştir.

3.6. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) Nedensellik Testi

Bu test, Granger nedenselliğine bağlı bir yöntem olarak kullanılmaktadır. Heterojen yapıdaki panel analizlerinde, yatay kesit bağımlılığı ortaya çıktığında veya değişkenler arası bütünleşme ilişkisi mevcut olmadığında bile uygulanmaktadır (Altınar, 2019). Bu yöntemde, $i = 1, 2, \dots, N$ ve $t = 1, 2, \dots, T$ olmak üzere $k_i + d_{max_i}$ VAR seviyesine ait model Eşitlik (13) ile verilmiştir.

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}z_{i,t-1} + \dots + A_{ik}z_{i,t-k_i} + \sum_{l=k_i+1}^{k_i+d_{max_i}} A_{il}z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (13)$$

Eşitlik (13), parametre kısıtlamaları A_{il} içermediğini, bu nedenle $H_0: R_i\alpha_i = 0$ (nedensellik bulunmamaktadır) hipotezini standart Wald test istatistikleri kullanılarak test edilebileceğini açıklamaktadır. Aynı cinsten panellerde Granger nedenselliği test etmek için Fisher tarafından geliştirilen Fisher test istatistiği uygulanmaktadır. Fisher (1932), bağımsız testlerin birkaç önemli seviyesini (p değerlerini) bir araya getirmiştir. Nedensellik ilişkinin belirlenmesi için, Fisher test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Burada p_i değişkeni, yatay kesit birimleri ile kullanılan i 'nin Wald istatistiğini gösteren olasılık değeridir. Ayrıca bu test istatistiği, $2N$ serbestlik derecesine sahip bir ki-kare dağılımına sahiptir. Test N değeri $T \rightarrow \infty$ olması durumunda geçerlidir. Fisher testi, seride kesit bağımlılığının olduğu durumlarda etkili sonuçlar sağlayamamaktadır. Bu durumda, test aşağıda verilen Bootstrap yöntemine ait $k_i + d_{max_i}$ gecikmeye sahip VAR tahminini kullanabilir.

$$x_{i,t} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} A_{11,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} \alpha_{12,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^x$$

$$y_{i,t} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} A_{21,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} \alpha_{22,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^y$$

$k_i + d_{max_i}$, her bir i için sistemde meydana gelen maksimum entegrasyon sırasını ifade etmektedir. Başka bir ifadeyle x ve y gibi değişkenler arasında nedenselliği ortaya koymak için maksimum ilişkiyi temsil eder (Emirmahmutoğlu ve Köse, 2011).

4. Bulgular

1990-2022 yılları arasında Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya para rezervleri çalışmada Toplam-Rezerv/GSYH şeklinde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Cari-Denge/GSYH, TÜFE oranları ve GSYH Payı değişkenleri ise bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Böylece çalışma modeli aşağıdaki şekilde oluşmaktadır.

$$\text{ToplamRezerv/GSYH}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{Tüfe}_{it} + \beta_2 \text{Caridenge/GSYH}_{it} + \beta_3 \text{GSYH Pay}_{it} + e_{it}$$

Yatay kesit bağımlılığının ve uzun dönem eş bütünleşme katsayılarının belirlenmesinde kullanılacak uygun testlerin belirlenmesi amacıyla Delta testi kullanılmış ve Delta heterojenlik test sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Heterojenlik test sonuçları

Değişken	Test İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Δ	6.708	<0.001*
Δ_{adj}	7.046	<0.001*

*: $p < 0.05$

Tablo 1 incelendiğinde hem Delta hem de düzeltilmiş Delta test istatistiği olasılık değerine göre ($p < 0.05$) oluşturulan modeller doğrultusunda ele alınan değişkenlerin eğim katsayılarının heterojen yapıda olduğu gözlemlenmektedir. Bu bulgular doğrultusunda, değişkenlerin uzun dönem eş bütünleşme katsayılarını tahmin etmek için ortalama grup tahmin ediciler kullanılmaktadır. Bu çerçevede kullanılan AMG (Genişletilmiş Ortalama Grup Tahmin Edicileri) sonuçları Tablo 5’te sunulmaktadır. Modelin yatay kesit bağımlılığını test etmek için LM, CD_{LM} , CD ve LM_{adj} yatay kesit bağımlılık testleri kullanılmış ve test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Yatay kesit bağımlılık sonuçları

Değişken	Test	Test İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
TÜFE	LM	31.019	<0.001*
	CD_{LM}	7.222	<0.001*
	CD	-4.147	<0.001*
	LM_{adj}	1.879	0.030*
Cari-Denge/GSYH	LM	33.706	<0.001*
	CD_{LM}	7.998	<0.001*
	CD	-3.844	<0.001*
	LM_{adj}	8.627	<0.001*
GSYH Payı	LM	27.711	<0.001*
	CD_{LM}	6.268	<0.001*
	CD	-4.012	<0.001*
	LM_{adj}	6.595	<0.001*
Toplam-Rezerv/GSYH	LM	79.454	<0.001*
	CD_{LM}	21.204	<0.001*
	CD	-4.287	<0.001*
	LM_{adj}	5.760	<0.001*

*: $p < 0.05$

Tablo 2 incelendiğinde, kullanılan dört test istatistiğinin olasılık değerine ($p < 0.05$) göre de tüm serilerde $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığının olduğu görülmektedir. Yatay kesit bağımlılık test sonuçlarına göre ikinci kuşak birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Bu bağlamda, serilerin durağanlığı için CADF testine dayanan ikinci kuşak birim kök testlerinden CIPS testi kullanılmış ve değişkenlere ait durağanlık test sonuçları Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3. Birim kök testi sonuçları

		Sabit model						Sabit+trendli model					
		K	I(0)	p-değ.	K	I(1)	p-değ.	K	I(0)	p-değ.	K	I(1)	p-değ.
TÜFE	Almanya	5	-1.079	0.796	2	-4.016*	0.001*	5	-1.030	0.472	2	-1.511	0.001*
	Fransa	2	-1.243	0.641	2	-3.275*	0.003*	2	-1.730	0.413	3	-1.143	0.001*
	İspanya	2	-1.457	0.346	2	-3.675*	0.002*	2	-1.350	0.247	2	-1.407	0.001*
	İtalya	2	-1.543	0.145	2	-4.104*	0.001*	2	-1.001	0.143	2	-1.791	0.001*
	CIPS- İst.		-1.837			-3.188*			-1.970			-1.113*	
Cari-Denge/GSYH	Almanya	2	-1.005	0.276	2	-8.898	0.001*	2	-1.440	0.246	2	-9.278	0.001*
	Fransa	2	-1.390	0.375	2	-7.886	0.001*	2	-1.392	0.096	2	-8.434	0.001*
	İspanya	3	-1.448	0.079	2	-8.245	0.001*	2	-1.335	0.149	2	-8.262	0.001*
	İtalya	2	-1.061	0.637	2	-9.386	0.001*	2	-0.879	0.083	2	-8.951	0.001*
	CIPS- İst.		-1.691			-7.433*			-1.497			-8.081*	
GSYH Payı	Almanya	2	-0.907	0.145	2	-9.736	0.001*	2	-0.274	0.601	2	-8.097	0.001*
	Fransa	2	-1.260	0.425	2	-8.573	0.001*	2	-0.482	0.488	2	-8.341	0.001*
	İspanya	2	-1.351	0.176	2	-9.754	0.001*	2	-1.883	0.390	2	-10.788	0.001*
	İtalya	2	-1.358	0.345	2	-8.796	0.001*	2	-2.899	0.089	2	-9.250	0.001*
	CIPS- İst.		-1.369			-8.241*			-2.312			-7.673*	
Toplam- Rezerv/GSYH	Almanya	2	-1.026	0.755	2	-7.705	0.001*	2	-1.242	0.886	2	-6.873	0.001*
	Fransa	2	-1.162	0.126	2	-7.233	0.001*	2	-1.527	0.468	2	-7.148	0.001*
	İspanya	2	-2.882	0.901	2	-6.908	0.001*	3	-1.460	0.482	2	-12.127	0.001*
	İtalya	2	-1.108	0.134	2	-6.922	0.001*	2	-2.352	0.160	2	-7.693	0.001*
	CIPS- İst.		-2.369			-6.241*			-2.731			-6.439*	

*: p<0.05

Tablo 3 incelendiğinde hem ülkeler için ayrı ayrı hem de ülkeler bir bütün hâlinde alınarak panel için serilerin durağanlığına bakıldığı görülmektedir. Düzeyde I(0) hem sabit hem de sabit+trendli modeller için hesaplanan CADF test olasılık değerlerine göre ($p > 0.05$) ülke serilerinin hiç birinin durağan olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca düzeyde I(0) her iki model için CIPS- İstatistik değerlerine göre ise paneli oluşturun hiç bir değişkenin durağan olmadığı görülmektedir. Serilerin birinci farkları alındıktan sonra her iki modele göre de I(1) için hem CADF testine göre ($p < 0.05$) ülke bazında serilerin durağan hale geldikleri hem de CIPS testine göre paneli oluşturan serilerin panel analizi için durağan hale geldikleri gözlemlenmiştir. Böylece I(0) için $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde her iki modelde de hem ayrı ayrı ülkeler için hem de panel için değişkenlere ait zaman serilerinin birim kök barındırdığı yani serilerin durağan olmadığı belirlenmiştir. Serileri durağan hale getirmek için birinci farkları alınarak tekrar durağanlık sınaması yapıldığında, I(1) için $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde her iki modelde de hem ayrı ayrı ülkeler için hem de panel için zaman serilerinin artık birim kök içermediği ve böylece fark alındıktan sonra serilerin durağanlaştığı kabul edilmektedir. Seriler fark alınarak durağanlaştırıldığından eş bütünleşme

testlerinde farkları alınan seriler kullanılmıştır.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı için Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW) (2016) panel eşbütünleşme testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 4’te verilmiştir.

Tablo 4. GUW panel eşbütünleşme testi sonuçları

	Katsayı.	t-İst.	Olasılık Değeri.
Toplam-Rezerv/GSYH-TÜFE	-0.646	-4.479	0.01
Toplam-Rezerv/GSYH-Cari-Denge/GSYH	-0.814	-5.129	0.01
Toplam-Rezerv/GSYH-GSYH Payı	-0.764	-4.919	0.01

*: $p < 0.05$

Tablo 4 incelendiğinde, Toplam-Rezerv/GSYH değişkeninin TÜFE değişkeni ile -0.646, Cari-Denge/GSYH değişkeni ile -0.814 ve GSYH Payı ile -0.764 eşbütünleşme katsayısına sahip olduğu görülmektedir. Hesaplanan olasılık değerlerine ($p < 0.05$) göre değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir. Böylece Toplam-Rezerv/GSYH ile TÜFE, Cari-Denge/GSYH ve GSYH Payı arasında uzun dönemli ilişki olduğu söylenebilir.

Tablo 1’e göre değişkenlerin eğim katsayılarının heterojen olduğu ve bu nedenle uzun dönem eş bütünleşme katsayılarının belirlenmesinde AMG testi kullanılmış ve panelin geneli için test sonuçları Tablo 5’te verilmiştir.

Tablo 5. AMG tahmin sonuçları

Toplam-Rezerv/GSYH	Katsayı	Std. Hata	Z-ist.	Olasılık Değeri
TÜFE	-0.484	0.172	-2.81	0.005*
Cari-Denge/GSYH	-0.007	0.005	1.34	0.180
GSYH Payı	-0.258	0.115	2.24	0.025*

*: $p < 0.05$

Tablo 5 incelendiğinde; AMG olasılık değerlerine göre, TÜFE ve GSYH Payı değişkenlerinin Toplam-Rezerv/GSYH değişkeni üzerindeki etkisinin uzun dönemde negatif ve anlamlı olduğu ($p < 0.05$), ancak Cari-Denge/GSYH değişkeninin Toplam-Rezerv/GSYH değişkeni üzerindeki etkisinin ise uzun dönemde negatif ve anlamlı olmadığı ($p > 0.05$) gözlemlenmektedir. Böylece Cari-Denge/GSYH değişkeninin etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı, ancak TÜFE’de meydana gelecek bir birimlik artışın Toplam-Rezerv/GSYH’da 0.484’lük bir azalışa, GSYH Payı’nda meydana gelecek bir birimlik artışın ise Toplam-Rezerv/GSYH’da 0.258’lik bir azalışa yol açabileceği belirlenmiştir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi amacıyla Emirmahmutoğlu nedensellik testi uygulanmıştır. Emirmahmutoğlu nedensellik test sonuçları Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6. Emirmahmutoğlu nedensellik testi sonuçları

		K	Wald İst.	p değeri	Panel Fisher İst.	p değeri
Toplam-Rezerv/GSYH – TÜFE	Almanya	3	7.869	0.049*	13.437	0.098
	Fransa	2	4.199	0.123		
	İspanya	3	4.165	0.244		
	İtalya	1	0.048	0.827		
TÜFE – Toplam-Rezerv/GSYH	Almanya	3	13.351	0.451	23.152	0.003*
	Fransa	2	6.719	0.031*		
	İspanya	3	3.772	0.016*		
	İtalya	1	1.386	0.239		
Toplam-Rezerv/GSYH – Cari-Denge/GSYH	Almanya	2	2.399	0.301	3.896	0.866
	Fransa	2	0.728	0.695		
	İspanya	1	0.019	0.891		
	İtalya	1	0.090	0.764		
Cari-Denge/GSYH – Toplam-Rezerv/GSYH	Almanya	2	2.852	0.240	10.319	0.243
	Fransa	2	7.302	0.026*		
	İspanya	1	0.006	0.936		
	İtalya	1	0.000	0.984		
Toplam-Rezerv/GSYH - GSYH Payı	Almanya	2	4.708	0.095	8.904	0.350
	Fransa	2	2.080	0.353		
	İspanya	1	0.575	0.448		
	İtalya	1	0.082	0.774		
GSYH Payı – Toplam-Rezerv/GSYH	Almanya	2	1.673	0.433	3.564	0.894
	Fransa	2	0.840	0.657		
	İspanya	1	0.110	0.740		
	İtalya	1	0.065	0.798		

*: $p < 0.05$

Tablo 6’da Wald testi ile birim (ülke) bazlı değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin ve Panel Fisher testi ile de birimler (ülkeler) bir bütün alınarak panel bazlı değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin incelendiği görülmektedir. Panel Fisher test olasılık değerlerine ($p < 0.1$) göre, $\alpha=0.1$ anlamlılık düzeyinde Toplam-Rezerv/GSYH ile TÜFE değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ancak daha önceki analizlerde $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyi kriter alındığından Panel Fisher test olasılık değerlerine ($p < 0.05$) göre $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde sadece TÜFE değişkeninden Toplam-Rezerv/GSYH değişkenine doğru anlamlı bir nedensellik ilişkisi olduğu söylenebilir. Panel Fisher test olasılık değerlerine ($p > 0.05$) göre değişkenler arasındaki diğer nedensellik ilişkilerinin $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde anlamlı olmadıkları belirlenmiştir.

Wald test olasılık değerlerine göre ise $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde Almanya’da Toplam-Rezerv/GSYH’den TÜFE’ye doğru ($p < 0.05$), Fransa’da TÜFE’den ve Cari-Denge/GSYH’den Toplam-Rezerv/GSYH’ye doğru ($p < 0.05$) ve İspanya’da ise TÜFE’den Toplam-Rezerv/GSYH’ye doğru ($p < 0.05$) tek yönlü nedensellik

ilişkisinin anlamlı olduğu görülmüştür. Ancak ülkeler bazında değişkenler arasında geriye kalan ($p > 0.05$) nedensellik ilişkilerinin $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde anlamlı olmadıkları söylenebilir.

5. Sonuç

Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya gibi Avrupa'nın önde gelen ekonomileri, ulusal rezerv paralarını yöneterek ekonomik istikrarı ve ulusal para birimlerinin değerini korumaya odaklanmaktadır. Bu dört ülkenin rezerv paraları, genellikle Amerikan doları, Euro ve Japon yeni gibi döviz cinsi rezervlerden oluşmaktadır. Ayrıca, altın gibi diğer varlıklar da ulusal rezervler arasında yer almaktadır. Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya'nın rezerv paraları, ulusal ekonomik politikaları desteklemek ve ekonomik istikrarı korumak için önemli bir araç olarak hizmet etmektedir. Bu rezervler, ulusal merkez bankaları tarafından dengeli bir şekilde yönetilmekte ve ulusal ekonomik koşullara ve uluslararası finans piyasalarındaki değişikliklere uyum sağlamak amacıyla düzenli olarak revize edilmektedir. Bu dört ülkenin rezerv paraları, uluslararası finans sisteminde de belirleyici bir rol oynayarak küresel ekonomik istikrarın sağlanmasına katkıda bulunmaktadır. Ayrıca bu rezervler; ulusal ekonomilerin dış ticaret dengesini korumak, döviz kurlarını stabilize etmek ve ulusal para birimlerinin değerini korumak gibi farklı amaçlara hizmet etmektedir. Sonuç olarak, Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya'nın rezerv paralarının, ulusal ekonomik güvenliği sağlamada ve uluslararası finans sisteminin istikrarını desteklemede kritik bir role sahip olduğu söylenebilir.

Çalışmada, değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığı belirlendiğinden CIPS birim kök testi kullanılmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre hem ülke hem de panel bazında analiz edilen değişkenlerin her iki modelde de birinci farktan sonra durağanlaştıkları görülmüştür. GUV eşbütünleşme testine göre Toplam-Rezerv/GSYH ile TÜFE, Cari-Denge/GSYH ve GSYH Payı değişkenleri arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Değişken eğim katsayılarının heterojen olduğu belirlendiğinden eş bütünleşme katsayılarının hesaplanmasında AMG testine karar verilmiştir. Toplam-Rezerv/GSYH değişkeni üzerinde TÜFE ve GSYH Payı değişkenlerinin etkisinin uzun dönemde negatif ve anlamlı olduğu, ancak Cari-Denge/GSYH değişkeninin etkisinin ise istatistikî olarak anlamlı olmadığı belirlenmiştir. Emirmahmutoğlu testine göre; panelde TÜFE değişkeninden Toplam-Rezerv/GSYH değişkenine doğru tek yönlü anlamlı ($p < 0.05$) bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Daha önce yapılan araştırmalar genel olarak rezerv para birimlerinin belirleyicileri ve etkileyen faktörler üzerinde dururken, bu çalışma daha spesifik olarak Avrupa'nın önde gelen ekonomilerinin rezerv yönetimi ve uluslararası rolüne odaklanmaktadır. Önceki araştırmalar tarihsel atalet ve jeopolitik düşüncelerin etkisini vurgularken, bu çalışma daha güncel bir bakış açısıyla Avrupa ekonomilerinin rezerv para yönetimini ve bu yönetimin ekonomik istikrar üzerindeki etkilerini ele almıştır. Çalışmamız, rezerv yönetimi stratejilerinin ekonomik etkilerini anlamaya yönelik bilgiler sağlayarak politika yapıcılar için bir kaynak oluşturma niteliği taşımaktadır.

Bu çalışma, Almanya, Fransa, İtalya ve İspanya gibi Avrupa'nın önde gelen ekonomilerinin rezerv para durumlarını panel veri analizi yöntemiyle analiz ederek literatüre, katkı sunmaktadır. Zira literatür incelemesinde, daha önceki araştırmaların çoğunun genellikle tek bir ülkenin rezerv paralarını ele aldığı belirlenmiştir. Bu çalışmada dört büyük Avrupa ekonomisinin rezerv paraları ele alınmış olup çalışmanın bu yönüyle literatürden farklılaştığı söylenebilir. Çalışma, bu ülkeler arasında bir karşılaştırmanın yanı sıra panel veri analizi ile daha kapsamlı analiz imkânı da sunmaktadır.

Sonuç olarak, Avrupa'daki rezerv para politikaları araştırılarak bunların anlaşılması ve ekonomik karar vericiler için bir kaynak olabilmesinin yanı sıra bu çalışmanın uluslararası finans literatürüne katkı sunabileceği ümit edilmektedir.

Yazar Katkı Oranı Beyanı

Veri, Ayvaz Bartık tarafından toplanmıştır. Analiz, Yıldırım Demir tarafından gerçekleştirilmiştir. Literatür taraması, Şakir İşleyen yapılmıştır. Sonuç ve tartışma bölümü yazarlar tarafından ortak olarak yazılmıştır.

Çatışma Beyanı

Çalışmada yazarlar arasında çıkar çatışması yoktur.

Destek Beyanı

Bu çalışma için herhangi bir kurumdan destek alınmamıştır.

Kaynaklar

- Aizenman, J., Cheung, Y. W. ve Qian, X. (2020). The currency composition of international reserves, demand for international reserves, and global safe assets. *Journal of International Money and Finance*, 102(1), 102–120. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.102120>
- Altın, A. (2019). MINT ülkelerinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisi: Panel nedensellik analizi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 10(2), 369–378.
- Altun, Y., İşleyen, Ş. ve Görür, Ç. (2018). Türkiye’de eğitim ve sağlık harcamalarının ekonomik büyüme etkisi: 1999–2017. *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 39, 223–244.
- Arslanalp, S., Eichengreen, B. ve Simpson-Bell, C. (2022). The stealth erosion of dollar dominance and the rise of nontraditional reserve currencies. *Journal of International Economics*, 138, 103656. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103656>
- Aydın, S. ve Tunç, C. (2023). What is the most prominent reserve indicator that forewarns currency crises? *Economics Letters*, 231, 1–4. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111282>
- Baldwin, R. ve Wyplosz, C. (2004). *The economics of European integration*. McGraw-Hill Education.
- Bertuch-Samuels, A. ve Ramlogan, P. (2007). The euro: Ever more global. *Finance and Development*, 44(1).
- Bladen, R. (2007). The creation of EMU. In M. Artis ve F. Nixon (Eds.), *The economics of the European Union*. Oxford University Press.
- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cohen, B. J. (2015). *Currency power: Understanding monetary rivalry*. Princeton University Press.
- Demir, Y., İşleyen, Ş. ve Özen, K. (2023). Seçili enerji tüketimlerinin karbondioksit emisyonu üzerindeki etkisinin ARDL sınır testi ile belirlenmesi. *Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 59, 80–107. <https://doi.org/10.53568/yyusbed.1255091>
- Demir, Y. ve Görür, Ç. (2020). OECD ülkelerine ait çeşitli enerji tüketimleri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin panel eşbütünleşme analizi ile incelenmesi. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 32, 15–33. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2020.32.0005>
- Dooley, M. P., Lizondo, J. S. ve Mathieson, D. J. (1989). The currency composition of foreign exchange reserves. *IMF Staff Papers*, 36(2), 385–434. <https://doi.org/10.2307/3867147>
- Eberhardt, M. ve Teal, F. (2010). No mangoes in the tundra: Spatial heterogeneity in agricultural productivity analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(6), 914–939. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2012.00720.x>
- Eğilmez, M. ve Kumcu, E. (2015). *Ekonomi politikası* (20. baskı). Remzi Kitabevi.

- Eichengreen, B. ve Mathieson, D. J. (2000). The currency composition of foreign exchange reserves: Retrospect and prospect. *IMF Working Paper 00/131*. International Monetary Fund.
- Eichengreen, B., Mehl, A. ve Chițu, L. (2016). Stability or upheaval? The currency composition of international reserves in the long run. *IMF Economic Review*, 64(2), 354–380.
- Eichengreen, B., Mehl, A. ve Chițu, L. (2019). Mars or Mercury? The geopolitics of international currency choice. *Economic Policy*, 34(98), 315–363. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiz005>
- Emirmahmutoğlu, F. ve Köse, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28(3), 870–876. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.10.018>
- Fisher, R. A. (1932). *Statistical methods for research workers* (4th ed.). Oliver & Boyd.
- Frankel, J. (2012). Internationalization of the RMB and historical precedents. *Journal of Economic Integration*, 27(3), 329–365. <https://doi.org/10.11130/jei.2012.27.3.329>
- Galati, G. ve Wooldridge, P. (2009). The euro as a reserve currency: A challenge to the pre-eminence of the US dollar? *International Journal of Finance & Economics*, 14(1), 1–23. <https://doi.org/10.1002/ijfe.379>
- Gengenbach, C., Urbain, J. P. ve Westerlund, J. (2016). Error correction testing in panels with common stochastic trends. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 982–1004. <https://doi.org/10.1002/jae.2475>
- Gopinath, G. (2015). The international price system. *NBER Working Paper No. w21646*. Cambridge.
- Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P. O. ve Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant currency paradigm. *American Economic Review*, 110(3), 677–719. <https://doi.org/10.1257/aer.20171201>
- Gopinath, G. ve Stein, J. C. (2018). Trade invoicing, bank funding, and central bank reserve holdings. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 542–546. <https://doi.org/10.1257/pandp.20181065>
- Heller, H. R. ve Knight, M. (1978). Reserve currency preferences of central banks. *Essays in International Finance*, 131. Princeton University.
- Hepaktan, C. E. ve Çınar, S. (2012). OECD ülkelerinde büyüme-cari işlemler dengesi ilişkisi: Panel veri analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 43–57.
- IMF. (2009). *Balance of payments and international investment position manual* (6th ed.). IMF.
- Ito, H. ve McCauley, R. N. (2019). A key currency view of global imbalances. *Journal of International Money and Finance*, 94, 97–115. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.01.013>
- İşleyen, Ş., Altun, Y. ve Görür, Ç. (2017). The causality relationship between interest rate and income with investment in USA: 1965–2016. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(60), 146–163. <https://doi.org/10.16992/ASOS.13112>
- Kindleberger, C. P. (1970). *Power and money: The economics of international politics and the politics of international economics*. Basic Books Inc.
- Kocaarslan, B. ve Soytas, U. (2021). Reserve currency and the volatility of clean energy stocks: The role of uncertainty. *Energy Economics*, 104, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105645>
- Lancu, A., Anderson, G., Ando, S., Boswell, E., Gamba, A., Hakobyan, S., Lusinyan, L., Meads, N. ve Wu, Y. (2022). Reserve currencies in an evolving international monetary system. *Open Economies Review*, 33, 879–915.
- Liao, S. ve McDowell, D. (2016). No reservations: International order and demand for the renminbi as a reserve currency. *International Studies Quarterly*, 60(2), 272–293. <https://doi.org/10.1093/isq/sqv020>
- Papaioannou, E. ve Porters, R. (2008). The international role of the euro: A status report. *Economic Papers*, 317. European Commission.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

-
- Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. *Empirical Economics*, 60, 13–50.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11(1), 105–127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Posen, A. S. (2008). Why the euro will not rival the dollar. *International Finance*, 11(1), 75–100. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2008.00217.x>
- Su, L. ve Chen, Q. (2013). Testing homogeneity in panel data models with interactive fixed effects. *Econometric Theory*, 29(6), 1079–1135. <https://doi.org/10.1017/S0266466613000017>
- Triffin, R. (1961). *Gold and the dollar crisis: The future of convertibility*. Yale University Press.