

Araştırma Makalesi

Türkiye’de Feldstein-Horioka Hipotezi: Kantil-Kantil Regresyon Yaklaşımından Kanıtlar

The Feldstein–Horioka Hypothesis in Türkiye: Evidence from the Quantile-on-Quantile Regression Approach

Ahmet BAĞCI

Dr., Tarım ve Orman Bakanlığı

ahmtbgc81@gmail.com

<https://orcid.org/0000-0002-2029-6641>

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
09.07.2026	08.08.2026

Öz

Bu çalışma, Feldstein ve Horioka’nın (1980) yatırım-tasarruf yaklaşımı çerçevesinde Türkiye’de yatırım ve tasarruf oranları arasındaki ilişkiyi 1960-2024 dönemi için incelemektedir. Tasarruf-yatırım ilişkisinin farklı rejimlerde aynı biçimde işleyip işlemediğini araştırmak amacıyla Sim ve Zhou (2015) tarafından geliştirilen kantil-kantil regresyon yaklaşımı kullanılmaktadır. Elde edilen bulgular, ilişkinin yatırım ve tasarruf dağılımlarının farklı bölgelerine bağlı olarak değiştiğini göstermektedir. En güçlü pozitif katsayılar orta-tasarruf ve orta-yüksek yatırım kantillerinde yoğunlaşırken, düşük yatırım kantilleri ile yüksek tasarruf kantillerinde katsayılar küçülme ya da işaretleri negatife dönüşmektedir. Bu görünüm, Feldstein-Horioka hipotezinin Türkiye’de özellikle orta tasarruf ve orta-yüksek yatırım kantillerinde desteklense bile düşük yatırım ve yüksek tasarruf kantillerinde geçerliliğini kaybettiğini göstermektedir. Dolayısıyla tasarruf oranındaki artış yatırım oranını dağılımın tümünde aynı yönde etkilememektedir. Bu çerçevede yatırım-tasarruf ilişkisinin tek ortalama katsayı ile değerlendirilmesi, ilişkinin dağılım boyunca sergilediği yapının tamamını yansıtamamaktadır. Bu bulgu FH hipotezi açısından değerlendirildiğinde ise Türkiye’de ne tam anlamıyla güçlü bir tasarruf-yatırım bağı ne de tamamen kopuk bir ilişki söz konusudur. Bunun yerine, tasarrufların yatırımlar üzerindeki etkisinin ekonomik rejime göre yeniden tanımlandığı çok katmanlı bir ilişki mevcuttur. Çalışmanın temel katkısı da buradadır: yatırım-tasarruf ilişkisini, ilişkinin hangi bölgelerde güçlendiğini, hangi bölgelerde zayıfladığını ve hangi bölgelerde yön değiştirdiğini belirlemek suretiyle Türkiye’nin tasarruflara bağlı yatırım desenini dağılım temelli bir perspektiften görünür hale getirmektedir.

Anahtar kelimeler: Feldstein-Horioka Hipotezi, Tasarruf, Yatırım, Kantil-Kantil Regresyon, Doğrusal Olmayan İlişki

Abstract

This study examines the relationship between saving and investment rates in Türkiye over the period 1960-2024 within the framework of the Feldstein-Horioka (1980) hypothesis. To investigate whether the saving-investment relationship operates uniformly across different regimes, the quantile-on-quantile regression (QQR) approach developed by Sim and Zhou (2015) is employed. The findings indicate that the relationship varies across different regions of the joint distribution of saving and investment. The strongest positive coefficients are concentrated in the middle saving and medium-to-high investment quantiles, whereas the coefficients become smaller and, in some cases, turn negative in the lower investment and higher saving quantiles. These results suggest that, although the Feldstein-Horioka hypothesis is supported in Türkiye for the middle saving and medium-to-high investment

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Bağcı, A., 2026, Türkiye’de Feldstein-Horioka Hipotezi: Kantil-Kantil Regresyon Yaklaşımından Kanıtlar , Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, 61(3), 3326-3343.

quantiles, it loses explanatory power in the lower investment and higher saving quantiles. Accordingly, increases in the saving rate do not exert a uniform effect on the investment rate across the entire distribution. Hence, evaluating the saving-investment relationship using a single average coefficient fails to capture its full distributional pattern. From the perspective of the Feldstein-Horioka hypothesis, the evidence neither supports a uniformly strong saving-investment linkage nor points to a complete decoupling between the two variables in Türkiye. Instead, the effect of saving on investment differs across economic regimes, implying a multi-layered relationship. The main contribution of this study is to identify where the saving-investment relationship strengthens, weakens, and changes sign, thereby providing a distribution-based perspective on Türkiye's saving-driven investment pattern.

Keywords: Feldstein-Horioka Hypothesis, Saving, Investment, Quantile-on-Quantile Regression, Nonlinear Relationship

1.Giriş

Uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesi, açık ekonomi makroekonomisindeki tartışma alanlarından birini oluşturmaktadır. Feldstein ve Horioka (1980), bu kesişimi yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımlar arasındaki ilişki üzerinden ele almış ve sermayenin tam hareketli olduğu bir yapıda iki değişken arasındaki ilişkinin zayıf olması gerektiğini ileri sürmüştür. Bu yaklaşıma göre, yatırım kararları yalnızca yurtiçi tasarruflarla sınırlı kalmıyor, tasarruflar da uluslararası piyasalara yönlenebiliyorsa, tasarruf ve yatırım oranları arasında yüksek bir bağ gözlenmemesi beklenmektedir. Buna karşılık Feldstein ve Horioka'nın (1980) OECD ülkeleri için elde ettiği güçlü pozitif ilişki, uluslararası sermaye hareketliliğine ilişkin yerleşik beklentiyle uyumlu bulunmamış ve daha sonra Feldstein-Horioka bulmacası olarak tartışılmıştır (Coakley vd., 1998; Obstfeld ve Rogoff, 2000).

Feldstein-Horioka bulmacasının uzun süre tartışılmasının bir nedeni de yüksek tasarruf-yatırım ilişkisinin tek bir yoruma indirgenememesidir. İlk bakışta güçlü bir ilişki, yurtiçi yatırımların büyük ölçüde yurtiçi tasarruflarla finanse edildiği ve sermaye hareketliliğinin sınırlı kaldığı biçiminde değerlendirilebilir. Lakin ilerleyen dönemlerde gerçekleştirilen çalışmalar, aynı ilişkinin farklı mekanizmalarla da ortaya çıkabileceğini göstermiştir. Nüfus, dönemler arası bütçe kısıtı, ticarete konu olmayan malların etkisi ve cari işlemler dengesine ilişkin kısıtlar bu tartışmada öne çıkan açıklamalar arasına girmiştir (Coakley vd., 1996; Obstfeld, 1986; Taylor, 2002; Tesar, 1993). Bu nedenle tasarruf ve yatırım arasındaki yüksek korelasyon, sadece sermaye hareketlerinin zayıflığına bağlanmamalı, ilişkinin hangi koşullarda ve hangi düzeylerde güçlendiği de dikkate alınmalıdır.

Bu noktada bu araştırma için ikinci soru odak noktasıdır: tasarruf-yatırım ilişkisi nasıl ölçülmelidir? Feldstein ve Horioka'nın (1980) yaklaşımı, tasarruf ve yatırım oranları arasındaki ilişkiyi örneklemin tamamı için tek bir katsayı üzerinden değerlendirmiştir. Bu yöntem her ne kadar ilişkinin genel yönünü görmek bakımından yararlı olsa da tasarruf ve yatırım oranlarının farklı düzeylerinde ilişkinin değişebileceği ihtimalini dışarıda bırakmaktadır. Oysa iki değişken arasındaki bağın düşük tasarruf dönemlerinde, yüksek tasarruf dönemlerinde veya yatırımların zayıf ya da güçlü seyrettiği dönemlerde aynı biçimde işlemesi zorunlu değildir. Bu nedenle ortalama odaklı sonuçlar, ilişkinin dağılım içindeki değişimini perdeleyebilir. Zira, Herwartz ve Xu (2010) da tasarruf-yatırım ilişkisinin ayrıca zaman ve ülke özelliklerine göre farklılaşabileceğini vurgulayarak bu ilişkinin sabit bir yapı olarak ele alınmasının sınırlı kalabileceğine vurgu yapmıştır. Türkiye ekonomisi de bu tartışma açısından uygun bir gözlem alanı sunmaktadır. 1960-2024 dönemi, Türkiye'de yatırım ve tasarruf oranlarının uzun bir zaman aralığında farklı eğilimler gösterdiği, ekonomik yapının önemli dönüşümler geçirdiği ve sermaye hareketlerinin niteliğinin değiştiği bir dönemi kapsamaktadır. Özellikle 1980 sonrası dışa açılma süreci, 1989 sonrasında sermaye hareketlerinin serbestleşmesi, kriz dönemleri ve büyüme yapısındaki değişimler, tasarruf ile yatırım arasındaki ilişkinin zaman içinde aynı kalmayabileceğini düşündürmektedir. Bu görünüm, Türkiye için Feldstein-Horioka hipotezinin yalnızca ortalama bir katsayı üzerinden değerlendirilmesini sınırlı hâle getirmektedir.

Bu çalışmada Türkiye'de 1960-2024 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak tasarruf ve yatırım oranları arasındaki ilişki incelenmektedir. Çalışmanın kapsamı özellikle bu iki değişkenle sınırlıdır. Amaç, tasarruf-yatırım ilişkisinin dağılımın farklı bölgelerinde nasıl değiştiğini incelemektir. Bu amaçla Sim ve Zhou (2015) tarafından geliştirilen Kantil-Kantil Regresyonu (QQR) yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntem, yatırım oranının belirli bir kantilinin tasarruf oranının farklı kantillerine verdiği tepkiyi ayrı ayrı tahmin ederek ilişkinin farklı kantil kombinasyonlarında nasıl değiştiğini ortaya koymaktadır.

Dolayısıyla QQR tekniği, ilişkinin hangi düzeylerde güçlendiği, zayıfladığı veya yön değiştirdiği hakkında bilgi sağlamaktadır. Eğer tasarruf ve yatırım arasındaki ilişki dağılım boyunca aynı kalıyorsa, klasik yaklaşımlardan elde edilen ortalama katsayı yeterli bir gösterge olarak kabul edilebilir. Ancak ilişkinin kantiller arasında farklılaşması, Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğinin de koşullara bağlı olarak değişebileceğine işaret etmektedir. Bu çalışma, Türkiye'de tasarruf-yatırım ilişkisinin bu koşullu yapısını inceleyerek mevcut tartışmaya yöntemsel ve ülke özelinde katkı sunmayı amaçlamaktadır.

Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde yapılandırılmıştır: İkinci bölümde Feldstein-Horioka hipotezine ilişkin mevcut çalışmalar değerlendirilerek araştırmanın dayandığı kuramsal ve uygulamalı literatür ortaya konulmaktadır. Üçüncü bölümde analiz sürecinde benimsenen tekniklerin teorik detaylarına yer verilmektedir. Dördüncü bölümde, veri seti tanıtılarak analiz sürecinden elde edilen bulgular paylaşılmaktadır. Son bölümde ise ulaşılan bulgular Feldstein-Horioka hipotezi çerçevesinde yapılandırılmakta ve benzer çalışmalarla olan benzerlikler/farklılıklar tartışılmaktadır.

2.Literatür İncelemesi

Feldstein ve Horioka'nın (1980) ulaştığı sonuçlar sonraki yıllarda çok sayıda araştırma tarafından test edilmiş olmakla birlikte, tasarruf-yatırım ilişkisinin sermaye hareketliliğini ne ölçüde yansıttığı konusu tartışılmaya devam etmektedir. Nitekim Coakley vd. (1998), yüksek tasarruf-yatırım korelasyonunun tek başına düşük sermaye hareketliliğinin kanıtı olarak değerlendirilemeyeceğini ve bulmacanın teorik açıdan tam anlamıyla çözülmediğini belirtmiştir. Bu çerçevede, FH hipotezinin geçerliliği farklı ülke grupları, dönemler ve ekonometrik ve istatistiksel yöntemler kullanılarak geniş bir ampirik literatürde sınanmıştır. Mevcut çalışmaların önemli bir bölümü, tasarruflar ile yatırımlar arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu ortaya koyarak FH hipotezini desteklemektedir. Esen vd. (2012), Türkiye ekonomisinde 1979-2009 döneminin verilerini ARDL sınır testi yöntemiyle incelemiş ve yurtiçi tasarrufların yatırımlar üzerindeki etkisinin güçlü olduğunu belirleyerek yatırımların önemli ölçüde yurtiçi tasarruflarla finanse edildiği sonucuna ulaşmıştır. Çağlar ve Yavuz (2018) ise 1960-2016 dönemini Gregory-Hansen tek kırılmalı eşbütünleşme testi ve ARDL sınır testi yardımıyla analiz etmiş, yatırım ve tasarruf serileri arasında uzun dönemli bir ilişki tespit ederek Türkiye'de FH paradoksunun geçerli olduğunu göstermiştir. Türkiye'nin de dahil olduğu farklı ülke gruplarını ele alan araştırmalar da benzer yönde sonuçlar sunmaktadır. Mercan (2014), AB-15 ülkeleri ve Türkiye için 1970-2011 dönemini kapsayan analizinde yatırım ve tasarruf serileri arasında uzun dönemli bir ilişki belirlemiş ve FH hipotezinin geçerliliğini ortaya koymuştur. Pata (2018), E7 ülkeleri için yaptığı çalışmada panel eşbütünleşme ve nedensellik analizlerinden hareketle tasarruf ve yatırımlar arasında uzun dönemli bir bağ bulunduğunu tespit etmiş, CCEMG ve AMG tahmincilerinden elde edilen yüksek tasarruf tutma katsayılarının FH bulmacasını desteklediğini göstermiştir. Yılcı ve Kılıcı (2021) ise Türkiye'nin de içerisinde yer aldığı N-11 ülkeleri için yürüttükleri analizde tasarruflar ile yatırımlar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi doğrulamış ve FH bulmacasının geçerliliğine ilişkin ilave kanıtlar sunmuştur.

Bununla birlikte, tasarruf-yatırım ilişkisinin gücü hususunda ortak bir sonuca ulaşıldığını söylemek güçtür. Özellikle Türkiye üzerine odaklanan bazı çalışmalar, finansal serbestleşme süreciyle birlikte yurtiçi tasarrufların yatırımları açıklama gücünün zayıfladığına dikkat çekmektedir. Erdem vd. (2016), 1960-2014 dönemini Maki çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile incelemiş, ardından DOLS ve FMOLS tahmincileri yardımıyla tasarruf tutma katsayılarını sırasıyla 0.377 ve 0.406 olarak hesaplamıştır. Söz konusu katsayıların görece düşük düzeyde kalması, yurtiçi tasarrufların yatırımları açıklama gücünün sınırlı olduğuna ve sermaye hareketliliğinin nispeten yüksek seyrettiğine işaret etmiştir. Keskin (2020) de 1990-2015 dönemi için gerçekleştirdiği ARDL sınır testi analizinde tasarruf ve yatırım serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit etmekle birlikte, tasarruf değişkenine ait uzun dönem katsayısının sıfıra oldukça yakın olduğunu belirlemiştir. Bu sonuç, yatırımların önemli ölçüde yabancı tasarruflarla finanse edildiğine ve dış kaynak bağımlılığının makroekonomik istikrar ile sürdürülebilir büyüme açısından önemli bir kırılganlık oluşturduğuna işaret etmektedir. Diğer yandan, tasarruf-yatırım ilişkisinin zaman içerisinde değişen sermaye hareketliliği koşullarına bağlı olarak farklılaştığını ortaya koyan araştırmalar da mevcuttur. Demir ve Cergiboza (2017), Türkiye'de tasarruf-yatırım ilişkisini 1962-2015 dönemi verileriyle eşbütünleşme analizleri ve Markov rejim değişimi modeli üzerinden değerlendirmiştir. Elde edilen sonuçlar, 1990 yılına kadar yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımlar arasında güçlü bir ilişki bulunduğunu, ancak 1990 sonrasında bu ilişkinin belirgin biçimde zayıfladığını göstermiştir. Çalışmada ayrıca, özellikle 2001 sonrasında küresel sermaye

hareketliliğinin hız kazanmasıyla birlikte tasarruf-yatırım ilişkisinde yapısal bir ayrışmanın ortaya çıktığı vurgulanmıştır. Benzer bir perspektif sunan Akkoyunlu (2020), Türkiye’de 1950-2017 dönemi ile 1950-1989 ve 1990-2017 alt dönemlerini sınır testi yaklaşımıyla incelemiştir. Bulgular, sermaye hareketliliğinin sınırlı olduğu 1950-1989 döneminde tasarruf ve yatırımlar arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunduğunu, buna karşılık finansal serbestleşme sonrasında kapsayan 1990-2017 döneminde ilişkinin negatif ve istatistiksel olarak anlamsız hale geldiğini göstermiştir. Uzun dönem katsayısının ilk alt dönemde anlamlı olması FH hipotezini desteklerken, ikinci alt dönemde ilişkinin ortadan kalkması yatırımların yurtiçi tasarruflardan kısmen ayrıştığı şeklinde değerlendirilmiştir.

Benzer bulgular farklı ülke grupları üzerinde gerçekleştirilen araştırmalarda da elde edilmiştir. Fouquau vd. (2008) de 24 OECD ülkesini 1960-2000 periyodunda gözlemlemiş ve FH bulmacasının belirleyicilerini panel eşik regresyon modelleri üzerinden incelemiştir. Çalışmada ülkelere ve dönemlere özgü tasarruf tutma katsayılarının zaman içerisinde değişebileceği varsayılmış ve bu katsayıların dışa açıklık derecesi, ülke büyüklüğü ve cari işlemler dengesi gibi değişkenlere bağlı olarak farklılaştığı gösterilmiştir. Elde edilen sonuçlar, yatırım-tasarruf ilişkisinin sabit bir yapıya sahip olmadığını özellikle dışa açıklık düzeyi, ülke büyüklüğü ve cari işlemler dengesinin söz konusu ilişkinin gücü üzerinde belirleyici etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Rao vd. (2010), 13 OECD ülkesinde 1960-2007 dönemi verilerini sistem GMM yöntemiyle incelemiş ve FH bulmacasının düşük tasarruf tutma katsayısıyla zayıf formda geçerli olduğunu göstermiştir. Yapısal kırılma sonuçları, özellikle Bretton Woods sonrası dönemde uluslararası sermaye hareketliliğinin arttığını, Maastricht sürecinin ise daha sınırlı bir etki yarattığını ortaya koymuştur. Benzer bir çalışma olarak Kumar ve Rao (2011), 13 OECD ülkesinde 1960-2007 dönemine ait verileri Pedroni panel eşbütünleşme yöntemiyle incelemiş ve FH bulmacasının zayıf formda geçerli olduğunu göstermiştir. Yapısal kırılma testleri, 1970’lerin ortası ve 1990’ların başı sonrasında tasarruf tutma katsayısının gerilediğini ve sermaye hareketliliğinin arttığını ortaya koymuştur. Bu sonuçlar, tasarruf-yatırım ilişkisinin kurumsal dönemler ve yapısal kırılmalar karşısında sabit kalmadığını göstermektedir. Ketenci (2013), 26 OECD ülkesinde 1970-2008 dönemi verilerini OECD, EU-15, NAFTA ve G7 alt grupları üzerinden panel yöntemlerle incelemiş ve FH bulmacasının yalnızca G7 ülkelerinde geçerli olduğunu göstermiştir. G7 için yüksek hesaplanan tasarruf tutma katsayısı, bu grupta tasarruf-yatırım bağının güçlü olduğunu ortaya koyarken, OECD ve EU-15 sonuçları sermaye hareketliliğinin daha yüksek olduğuna işaret etmiştir. Daha kapsamlı olarak, Zheng (2025), 196 ekonomiye ait 1980-2024 dönemi verilerini kullanarak FH bulmacasını küresel ölçekte yeniden değerlendirmiştir. OECD ülkelerinde tasarruf tutma katsayılarının önceki çalışmalara kıyasla düşük kaldığı, ülkeler arasında ise katsayıların belirgin biçimde heterojen ve U-biçimli bir yapı sergilediği gösterilmiştir. Bulgular, FH bulmacasının özellikle gelişen Asya ekonomilerinde daha belirgin olduğunu, ancak zaman içinde zayıflama eğilimi gösterdiğini ortaya koymuştur. Çalışma ayrıca düşük tasarruf tutma katsayısının yüksek sermaye hareketliliği için yeterli fakat zorunlu olmayan bir koşul olduğunu vurgulayarak FH testlerinin mutlak değil göreceli göstergeler olarak yorumlanması gerektiğini ileri sürmüştür.

Sonuç olarak, halihazırdaki çalışmalar Türkiye’de FH hipotezini ağırlıklı olarak doğrusal zaman serisi ve panel veri analizi teknikleriyle incelemiş ve tasarruf-yatırım ilişkisini ortalama etkiler üzerinden değerlendirmiştir. Bu yaklaşımlar ise, ilişkinin farklı tasarruf ve yatırım düzeylerinde nasıl değiştiğini ya da değişmediğini ortaya çıkarma hususunda sınırlı kalmıştır. Buna istinaden mevcut çalışma, Kantil-Kantil Regresyon (QQR) yöntemini benimseyerek tasarrufların farklı kantillerinin yatırımların farklı kantilleri üzerindeki etkilerini açığa çıkarmakta ve FH hipotezinin geçerliliğini rejime bağlı ve asimetric bir çerçevede değerlendirmektedir.

3. Metodolojik Çerçeve

Bu bölümde araştırmada kullanılan ekonometrik yöntemlerin teorik temelleri sunulmaktadır: Öncelikle serilerin durağanlık özelliklerini incelemek amacıyla kullanılan geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri açıklanmakta, ardından da yatırım-tasarruf ilişkisinin dağılımsal yapısını incelemek amacıyla bu araştırmada başvurulan ve Sim ve Zhou (2015) tarafından geliştirilmiş olan QQR yaklaşımına yer verilmektedir.

3.1.Durağanlık ve Birim Kök Araştırmaları

Uygulamalı zaman serisi analizlerinde serilerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesi, güvenilir tahmin sonuçları elde edilmesi yönünden elzemdir. Bir zaman serisinin ortalama, varyans ve kovaryansının zaman içerisinde sabit kalması durağanlık olarak tanımlanmaktadır (Greene, 2000; Wooldridge, 1996). Serilerden en az birinin durağan olmaması, regresyon sonuçlarının sahte ilişkileri içermesine yol açabileceğinden durağanlığın test edilmesi önemlidir (Granger ve Newbold, 1974; Gujarati, 2021; Gujarati ve Porter, 2009). Durağanlığı bozan öğelerden biri de birim kök varlığıdır. Birim kök varlığının tespit edilmesinde sıklıkla kullanılan yöntemler Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1979, 1981) ve Phillips-Perron (PP) (1988) birim kök testleridir. ADF testi, sabitsiz ve trendsiz, sabitli ile sabitli ve trendli modeller altında serinin birim kök içerip içermediğini araştırmakta ve MacKinnon (1996) kritik değerleri esas alınarak değerlendirilmektedir. PP (1988) testi ise Dickey ve Fuller (1979, 1981) yaklaşımını hata terimlerindeki otokorelasyon ve değişen varyansı dikkate alacak şekilde genelleştirmekte olup, aynı hipotez yapısı ve kritik değerlere dayanmaktadır. Bununla birlikte, ADF ve PP testlerinin serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate almaması, birim kök test sonuçlarının yanıltıcı olmasına neden olabilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003; Perron, 1989; Zivot ve Andrews, 1992). Bu nedenle literatürde primitif tekniklere nazaran görece daha yeni olan ve yapısal kırılmaları test sürecine dâhil eden alternatif birim kök testleri geliştirilmiştir (Li vd., 2024; Yaşar ve Bulut, 2023). Yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi durumunda, durağanlık alternatif hipotezi doğru olsa dahi birim kök hipotezinin reddedilme gücü zayıflamaktadır (Lee ve Strazicich, 2003; Zivot ve Andrews, 1992). Bu sorunu gidermek amacıyla Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen LM temelli yapısal kırılmalı birim kök testi, kırılma tarihlerini içsel olarak belirlemekte ve sabit ile trendde iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. Testin temel hipotezi, yapısal kırılmalar altında serinin birim kök içerdiğini ifade etmekte, temel hipotezin reddedilmesi ise serinin yapısal kırılmalar varlığında durağan olduğunu göstermektedir (Lee ve Strazicich, 2003).

3.2.Kantil-Kantil Regresyon (QQR)

Koenker ve Basset'in (1978) geliştirmiş olduğu kantil regresyon (QR), bağımsız değişkenin bağımlı değişkenin çeşitli kantilleri üzerindeki etkisini inceleme üzerine bir modelleme yaklaşımı benimsemektedir. QR yaklaşımı, En Küçük Kareler (EKK) tahmincisinin, ortalamaya odaklanan yapısına bir alternatif olarak geliştirilmiş olmakla birlikte, doğrusal regresyon modeliyle karşılaştırıldığında, kantil regresyon yalnızca bağımlı değişkenin koşullu ortalaması üzerindeki etkilerine odaklanmaktan ziyade farklı kantiller üzerindeki etkileri de analiz edebilecek esnekliktedir. Bu açıdan kantil regresyon tekniği, EKK regresyonuna kıyasla daha kapsamlı sonuçlar sunmakta ve resmi bir bütün olarak ortaya koymaktadır (Koenker ve Basset, 1978). Daha yakın bir zamanda ise, Sim ve Zhou (2015) tarafından önerilmiş olan QQR yaklaşımı da temelde QR tekniğinin daha geniş bir versiyonuna karşılık gelmektedir. Her bir kantil için eğim katsayıları elde etmek ve bağımlılık problemini ele almak amacıyla QQR, bağımlı değişkenin ilgili kantiline karşılık gelen tahmin edici serinin çeşitli kantillerine regresyon uygular. Bu yöntem, her bir kantil hakkında kapsamlı bilgi sunmaktadır. Mevcut araştırma kapsamında odaklanılan iki değişken Türkiye'de yatırımlar ve tasarruflardır. Bahsi geçen ilişki, QQR metodolojisi dahilinde Eşitlik (1)'de gösterildiği gibi ifade edilmektedir:

$$\ln GCF_t = \beta^\tau \ln S_t + u_t^\tau \quad (1)$$

Burada $\ln GCF$ ile $\ln S$ arasındaki ilişkiye bağlı olarak iki bilinmeyen söz konusudur: Birincisi değeri bilinmeyen bir terim olan β^τ 'dir. İkincisi de hata terimi u_t^τ serisidir. Eşitlik (1)'in doğrusal bir yapıya dönüştürülebilmesi için $\beta^\tau(\cdot)$ 'nin $\ln S_t$ etrafında 1.dereceden Taylor açılımı yazılarak,

$$\beta^\tau \ln S_t \approx \beta^\tau \ln S^\theta + \beta^t(\ln S^\theta)(\ln S_t - \ln S^\theta) \quad (2)$$

Eşitlik (2) elde edilmekte ve $\beta^t(\ln S^\theta)$ ve $\beta^t(\ln S^\theta)$ 'nin τ ve θ 'da çift indekslemeye tabi olduğunu göstermektedir. Böylece, $\beta^t(\ln S^\theta)$ ve $\beta^t(\ln S^\theta)$ 'nin τ ve θ 'nın bir fonksiyonu olmakla birlikte aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir:

$$\beta^\tau \ln S_t \approx \beta_0(\tau, \theta) + \beta_1(\tau, \theta)(\ln S_t - \ln S^\theta) \quad (3)$$

Denklemin nihai şekline erişmek için, Eşitlik (3), Eşitlik (1)'de yerine konulur:

$$\ln GCF_t = \beta_0(\tau, \theta) + \beta_1(\tau, \theta)(\ln S_t - \ln S^\theta) + u_t^\tau \quad (4)$$

Burada, $\beta_0(\tau, \theta) + \beta_1(\tau, \theta)(\ln S_t - \ln S^\theta)$ $\ln GCF$ 'nin τ . koşullu kantiline karşılık gelmekle birlikte, Türkiye'nin yatırımlarının, tasarruflara nasıl tepki verdiğini, her iki değişkenin dağılımının tümünü dikkate alarak ifade etmektedir. Ayrıca, kantil regresyonundan farklı olarak da β_0 ve β_1 katsayıları τ ve θ ile indekslenmiştir.

4. Veri Seti, Model ve Bulgular

Analiz sürecinde öncelikle değişkenlerin örneklem dönemi boyunca sergilediği temel özellikleri ortaya koymaya yönelik önsel analizler gerçekleştirilmiştir. Bu kapsamda serilerin tanımlayıcı istatistikleri incelenmiş, korelasyon katsayılar elde edilmiş, trend yapıları değerlendirilmiş ve zaman serisi özellikleri geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri aracılığıyla araştırılmıştır. Ayrıca doğrusal modelleme varsayımının geçerliliğini değerlendirmek amacıyla doğrusallık testi uygulanmıştır. Bu ön analizlerin ardından yatırım-tasarruf ilişkisinin dağılımın farklı bölgelerinde nasıl değiştiğini incelemek üzere QQR tekniği kullanılmıştır.

4.1. Veri Seti ve Model

Yatırım ve tasarruf ilişkisini inceleyen çalışmaya ait veri seti, Türkiye için 1960-2024 dönemini kapsayan yıllık frekanslı verilerden oluşmaktadır World Bank veri tabanından derlenmiştir. Yatırım değişkeni, brüt sermaye oluşumu (GCF, GSYH yüzdesi; %), tasarruf değişkeni ise yurtiçi tasarruflar (SAVINGS, GSYH yüzdesi; %) ile temsil edilmiştir. Zira, Feldstein ve Horioka'nın (1980) yatırım-tasarruf yaklaşımında temel model Eşitlik (5)'te tanımlanmaktadır:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada, $(I/Y)_t$ yatırım oranını, $(S/Y)_t$ ise tasarruf oranını göstermektedir. Bu çerçevede çalışmada yatırım oranı bağımlı değişken, tasarruf oranı ise açıklayıcı değişken olarak ele alınmıştır. GSYH yüzdesi cinsinden brüt sermaye oluşumu yatırım oranını, GSYH yüzdesi cinsinden yurtiçi tasarruflar ise tasarruf oranını temsil etmektedir. Modelleme aşamasında katsayıların esneklik yorumu çerçevesinde değerlendirilebilmesini sağlamak amacıyla her iki serinin doğal logaritması alınmıştır. Değişken adlarının başında yer alan "ln" simgesi logaritmik dönüşümü göstermektedir. Bu kapsamda analizlerde yatırım değişkeni $\ln GCF$, tasarruf değişkeni ise $\ln S$ olarak kullanılmıştır. Araştırma modelinin kapalı formu Eşitlik 6'da gösterildiği şekildedir:

$$\ln GCF_t = f(\ln S_t) \quad (6)$$

Tablo 1'de araştırma kapsamında ele alınan değişkenlere ilişkin özet istatistikler sunulmaktadır. Yatırım ve tasarruf göstergelerinin dönem içindeki düzeylerinin doğrudan değerlendirilebilmesi amacıyla yalnızca bu aşamada değişkenlerin ham halleri üzerinden hesaplamalar yapılmıştır. İncelenen dönem aralığında Türkiye'nin brüt sermaye oluşumu ortalama yaklaşık %22.43 iken yurtiçi tasarruf oranı ise yaklaşık %29.17 olarak hesaplanmıştır. Brüt sermaye oluşumunun en küçük değeri %9.99, en büyük değeri %38.60 olarak gerçekleşirken, yurtiçi tasarruf oranı %16.98 ile %38.98 arasında değişmektedir. Standart sapma değerleri, yatırım serisindeki oynaklığın tasarruf serisine kıyasla daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu aşamada elde edilen önsel bulgular, Türkiye'de yatırım oranlarının incelenen dönem boyunca tasarruf oranlarına göre daha geniş bir bantta hareket ettiğini ortaya koymaktadır. Shapiro-Wilk (SW) testi sonuçları, $\ln S$ ve $\ln GCF$ değişkenleri için normal dağılım temel hipotezinin sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde reddedildiğini göstermektedir. Buna göre her iki seri de normal dağılım özelliği sergilememektedir.

Tablo 1: Özet İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	St. Sapma	Medyan	En B. Gözlem	En K. Gözlem	SW istatistiği
S	29.1700	5.5456	28.7495	38.9840	16.9794	0.9480***
GCF	22.4323	7.3833	22.8568	38.6021	9.9853	0.9580**

Not: i.***, %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. ii. "St. Sapma": Standart sapma; "SW": Shapiro-Wilk. iii. "En B. Gözlem": En Büyük Gözlem; "En K. Gözlem": En Küçük Gözlem.

Değişkenler arasındaki ilişkinin gücünü ve yönünü belirlemek amacıyla korelasyon analizine başvurulmuştur. Değişkenlerin normal dağılım sergilememesi dolayısıyla Spearman korelasyon analizine başvurulmuştur. Tablo 2’de korelasyon matrisi yer almaktadır. lnS ve lnGCF arasında yaklaşık olarak 0.46 negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olan bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmektedir.

Tablo 2: Spearman Sıra-Korelasyon Matrisi

Değişkenler	lnS	lnGCF
lnS	1	
lnGCF	-0.4560 (0.0004)	1

Not: ***, %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Değişkenlerin 1960-2024 dönemi arasındaki hareketlerinin bir trend davranışı içerip içermediğini inceleyebilmek amacıyla Mann (1945) ve Kendall (1975) katkılarıyla şekillenen Mann-Kendall (MK) trend testine ve doğrusal trend t testine başvurulmuş, bulgular Tablo 3’te paylaşılmıştır.

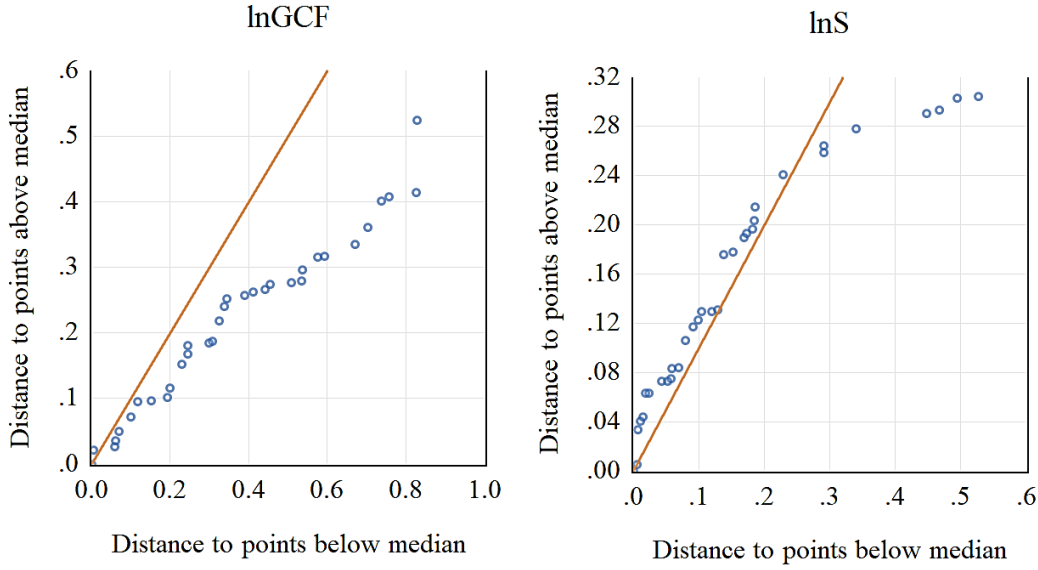
Tablo 3: Trend Testlerinin Sonuçları

Değişkenler	t İstatistiği	Olasılık	Mann-Kendall τ İstatistiği	Olasılık	Trend yönü
lnS	-0.0040***	0.0018	-0.2538***	0.0000	Azalış ↓
lnGCF	0.0176***	0.0000	0.7933***	0.0000	Artış ↑

Not: ***, %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

MK testinin sonuçları, her iki seride de trend bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. lnGCF serisi için MK tau (τ) istatistiği pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla, yatırım serisinin örneklem dönemi boyunca monoton artan bir eğilim içerdiği bulgusu elde edilmektedir. lnS serisi için ise elde edilen negatif ve istatistiksel olarak anlamlı τ katsayısı, serinin monoton azalan bir eğilim sergilediğini göstermektedir. Trend t testi ise doğrusal zaman trendinin varlığına ilişkin bir test sürecini benimsemektedir. Test sonuçları, her iki seride de trend katsayısının sıfıra eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. lnGCF serisinin trend katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıyken, lnS serisinin ise trend katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Elde edilen sonuçlar, lnGCF serisinin örneklem dönemi boyunca artış hareketi içerisindeyken lnS serisinin ise tam tersi, azalış eğilimi içerisinde olduğuna dair kanıtlar sağlamaktadır.

Şekil 1, lnGCF ve lnS serilerinin medyan simetri kantil-kantil grafiklerini göstermektedir. Turuncu renkli referans çizgisi, medyanın altındaki ve üstündeki gözlemlerin medyana eşit uzaklıkta olduğu simetrik dağılımı temsil etmektedir. lnGCF serisinde noktaların büyük bölümü referans çizgisinin altında dağılmaktadır. Bu yapı, medyanın altındaki gözlemlerin medyana uzaklığının üst taraftaki gözlemlere göre daha yüksek olduğunu ve seride alt kuyruk asimetrisinin daha belirgin olduğunu ima etmektedir. Sapmanın geniş bir aralıkta devam etmesi, lnGCF dağılımında simetriden ayrışmanın güçlü olduğunu ifade etmektedir. lnS serisinde noktalar düşük uzaklıklarda referans çizgisine yakın seyrederken, uzaklık arttıkça çizginin altında yoğunlaşmaktadır. Bu yapı lnS serisinde de simetrinin korunmadığını, ancak sapmanın lnGCF’ye nazaran daha kademeli ve sınırlı olduğunu göstermektedir. Ancak sonuç olarak her iki seri de normal dağılım varsayımıyla tam uyumlu değildir ve bu aşamada SW testinden sağlanan önsel bulgular da desteklenmektedir.

Şekil 5: Kantil-Kantil Grafikleri (Medyana Göre Simetri)

4.2. Bulgular

4.2.1. Birim Kök Analizlerinin Sonuçları

Değişkenlerdeki birim kök varlığını araştırmak amacıyla, ilk aşamada, literatürde referans testler olarak belirtilen ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış ve sonuçları Tablo 4’te gösterilmiştir.

Tablo 4: Geleneksel Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi		PP Testi	
	τ İstatistiği Sabitli	τ İstatistiği Sabitli & trendli	Düzeltilmiş τ İstatistiği Sabitli	Düzeltilmiş τ İstatistiği Sabitli & trendli
lnS	-2.4154 (0.1416)	-2.3598 (0.3966)	-2.4099 (0.1431)	-2.3840 (0.3842)
lnGCF	-1.9928 (0.2892)	-3.9440** (0.0157)	-1.9181 (0.3221)	-3.4940** (0.0157)
Δ lnS	-8.8102*** (0.0000)	-8.7861*** (0.0000)	-8.8165*** (0.0000)	-8.7861*** (0.0000)

Not: i.*** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir. ii. “ Δ ” : Birinci fark operatörüdür.

ADF ve PP birim kök testlerinden elde edilen bulgular, lnS ve lnGCF serilerinin düzey değerleri ile birinci farkları (yalnızca Δ lnS için) için tutarlıdır. Serilerde daha önce trend bileşeninin varlığı tespit edildiğinden, değerlendirmede sabitli ve trendli modele ait test istatistikleri esas alınmıştır. Bu çerçevede lnS serisi için birim kök varlığını ifade eden sıfır hipotezi düzey değerlerinde reddedilememektedir. Buna karşılık lnGCF serisi için aynı hipotez reddedilmekte ve serinin düzeyde durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak, ADF ve PP testlerinden elde edilen bulgularda, olası yapısal bir kırılma test varsayımları dahilinde değildir ve geleneksel testlerin, bahsi geçen kırılma bileşenini dışarıda bırakan sınırlı bir çerçeveye sahip olması nedeniyle, durağanlık analizi yapısal kırılmaları dikkate alan Lee-Strazicich’in (2003;2004) geliştirdiği LM tabanlı yapısal kırılmaları içsel olarak belirleyebilen birim kök testi de kullanılmıştır. Türkiye ekonomisinin 1960-2024 döneminde makroekonomik rejim değişimleri içermesi nedeniyle, yapısal kırılmalı birim kök analizinde öncelikle LS testinin iki kırılmalı versiyonu esas alınmıştır. Tek kırılmalı LS testi ise sonuçların kırılma sayısına duyarlılığını değerlendirmek amacıyla tamamlayıcı olarak sunulmuştur. LS testlerine ait bulgular sırasıyla Tablo 5 ve Tablo 6’da raporlanmıştır.

Tablo 5: LS İki Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişkenler	τ İstatistiği Sabitte kırılma	Kırılma tarihleri	τ İstatistiği Trendde kırılma	Kırılma tarihleri
lnS	-2.8336 [10]	1980;1994	-5.8622* [7]	1989;2015 *
lnGCF	-4.0612[10]***	2000;2017***	-6.0721* [3]	1977;1993*

Not: i.*** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir. ii. Maksimum gecikme uzunluğu Schwert (1989) yöntemiyle “10” olarak hesaplanmıştır. iii. Köşeli parantez içerisindeki değerler optimal gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 5'te yer alan iki kırılmalı LS testi sonuçlarına göre, lnS değişkeni için sabitte kırılma modelinde 1980 ve 1994 tarihleri belirlenmekle birlikte birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Ancak, trendde kırılma modelinde 1989 ve 2015 kırılmaları altında test istatistiği anlamlı hale gelmekte ve lnS serisinin yapısal kırılmalarla birlikte durağan olduğu bulgusu elde edilmektedir. lnGCF değişkeninde ise hem sabitte hem de trendde kırılma modelleri birim kök temel hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Sabitte kırılma modelinde 2000 ve 2017, trendde kırılma modelinde ise 1977 ve 1993 tarihleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Tablo 6'da sunulan tek kırılmalı LS testi sonuçları da iki kırılmalı testlerle uyumlu bir görünüm sunmaktadır. lnS değişkeni için sabitte kırılma modelinde 1994 tarihi belirlenmekle birlikte birim kök temel hipotezi reddedilememekte, trendde kırılma modelinde ise 1989 kırılması altında serinin yapısal kırılmayla birlikte düzeyde durağan olduğu görülmektedir. lnGCF değişkeninde ise sabitte kırılma modelinde 2000, trendde kırılma modelinde 1999 kırılma tarihleriyle birim kök temel hipotezi reddedilmektedir.

Tablo 6: LS Tek Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişkenler	τ İstatistiği Sabitte kırılma	Kırılma tarihleri	τ İstatistiği Trendde kırılma	Kırılma tarihleri
lnS	-2.7294 [10]	1994	-5.4357 [10]***	1989***
lnGCF	-4.1527 [10]***	2000***	-4.8323 [10]**	1999**

Not: i.*** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir. ii. Maksimum gecikme uzunluğu Schwert (1989) yöntemiyle “10” olarak hesaplanmıştır. iii. Köşeli parantez içerisindeki değerler optimal gecikme uzunluklarıdır.

Dolayısıyla, özellikle trend kırılmalarının dikkate alınması halinde lnS ve lnGCF değişkenlerinin düzeyde durağan özellik sergilediğini ve belirlenen kırılma tarihlerinin Türkiye ekonomisindeki finansal serbestleşme, kriz ve yatırım rejimi değişimleriyle örtüştüğünü göstermektedir. Tablo 4'te sunulan geleneksel testler ile Tablo 5 ve Tablo 6'da yer alan yapısal kırılmalı birim kök testlerinden elde edilen kombine sonuçlar, ilgili dönem ve veri frekansı altında, lnS ve lnGCF değişkenlerinin düzey değerlerinde durağan olduğuna ilişkin güçlü kanıtlar sunmaktadır.

Bu aşamada elde edilen bulgulara dayanarak, yapısal kırılmaların tarihlerini belirlemenin veya bu kırılmaların ekonomik nedenlerini tartışmanın çalışmanın temel odağında olmadığı belirtilmelidir. Söz konusu testler, yapısal değişimlerin varlığı altında serilerin bütünleşme derecelerinin doğru biçimde belirlenmesi amacıyla uygulanmıştır. Yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi, geleneksel birim kök testlerinin yanıltıcı sonuçlar üretmesine ve serilerin durağanlık özelliklerinin hatalı değerlendirilmesine yol açabilmektedir (Perron, 1989). Bu nedenle kırılmalı birim kök testleri, çalışmanın ilgili aşamasında yalnızca güvenilir bütünleşme derecelerinin elde edilmesine hizmet etmektedir.

4.2.2. Değişkenlerde ve Modelde Doğrusallık Araştırmaları

Değişkenlerin birim kök analizlerini gerçekleştirdikten sonra, doğrusallık yapılarını değerlendirebilmek amacıyla Brock-Dechert-Scheinkman (1987) ve Brock-Scheinkman-Dechert-LeBaron (1996) katkılarıyla geliştirilen BDS testi uygulanmış ve bulgular Tablo 7'de sunulmuştur. BDS istatistiklerinin her iki değişken için de sıfır Bootstrap olasılık değeri vardır ki bu bulgu da değişkenlerin doğrusal olmayan bir davranışı olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 7: Değişkenler İçin BDS Testinin Sonuçları

Değişkenler	BDS İst. M=2	BDS İst. M=3	BDS İst. M=4	BDS İst. M=5	BDS İst. M=6
lnS	0.1231*** (0.0000)	0.1942*** (0.0000)	0.2322*** (0.0000)	0.2474*** (0.0000)	0.2621*** (0.0000)
lnGCF	0.1580*** (0.0000)	0.2670*** (0.0000)	0.3367*** (0.0000)	0.3831*** (0.0000)	0.4154*** (0.0000)

Not: i.***, %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. ii. Parantez “()” içindeki değerler Bootstrap olasılık değerleridir. iii. “M” boyut sayısıdır.

Bahsi geçen değişkenlerin düzeyde durağan olması sahte regresyon ihtimalini ortadan kaldırmaktadır. Tablo 8'de Eşitlik (6)'da tanıtılan araştırma modelinin doğrusal bir spesifikasyona sahip olup olmadığını belirleyebilmek amacıyla uygulanan ve Harvey ve Collier (1977) (HC) tarafından geliştirilmiş olan

spesifikasyon testinin sonuçlarına yer verilmiştir. HC spesifikasyon testi, yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkinin doğrusal bir fonksiyonla yeterince temsil edilemediğini göstermektedir. Zira, modelin doğrusal spesifikasyonunun doğruluğuna dair temel hipotez reddedilmektedir.

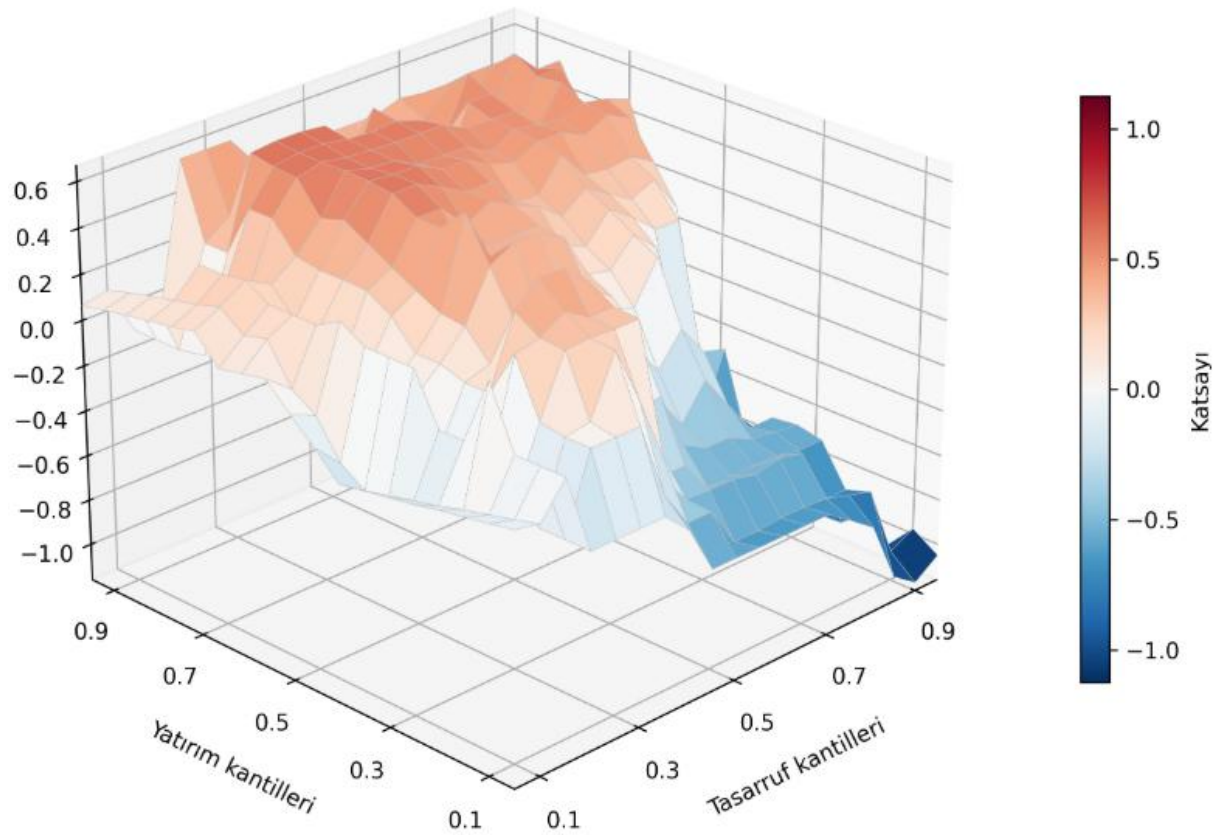
Tablo 8: HC Model Spesifikasyon Testinin Sonuçları

t istatistiği	Olasılık
6.6341***	0.0000

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Önsel analizler, yatırım ve tasarruf serilerinin normal dağılımdan ayrıştığını ve asimetric özellikler taşıdığını göstermektedir. Bu yapı, tasarruf-yatırım ilişkisinin, dağılımın farklı bölgelerinde değişen etkileri dikkate alan kantil temelli yöntemlerle analiz etme yaklaşımını öne çıkarmaktadır. Bu nedenle analizde QQR yaklaşımı tercih edilmiştir. QQR yöntemi, tasarrufların farklı kantillerinin yatırımların farklı kantilleri üzerindeki etkilerini inceleyerek OLS ve standart QR'ın yakalayamadığı dağılım içi farklılıkları ortaya koyabilmektedir (Meo ve Abd Karim, 2022; Sim ve Zhou, 2015; Suki vd., 2020).

Şekil 2: QQR Tahmin Sonuçlarına İlişkin Üç Boyutlu (3B) Grafik



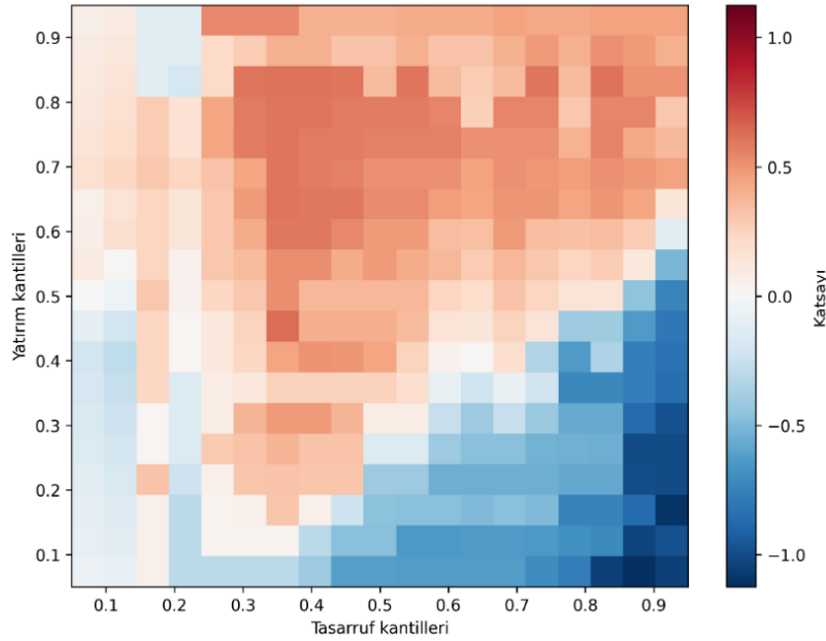
Not: Kırmızı tonlar pozitif, mavi tonlar negatif katsayıları temsil etmektedir.

Şekil 2, Tablo 9'da sunulan QQR katsayılarına ait 3B katsayı yüzey grafiğini göstermektedir. Tasarruf kantilleri "0" ve yatırım kantilleri "τ" ile kodlanmıştır. Yüzeyin en yüksek noktaları tasarruf dağılımının orta bölümünde yoğunlaşmaktadır. Benzer şekilde en düşük noktalar da yalnızca düşük yatırım kantillerinde ortaya çıkmamakta, yüksek tasarruf rejimlerinin belirli bölgelerinde kümelenmektedir. Bu görünüm, ilişkinin büyüklüğünün değişmesinden çok, ilişkinin işleyiş mantığının kantiller arasında değiştiğini göstermektedir. Yüzeyin orta bölümünde geniş pozitif plato ortaya çıkmıştır. Yaklaşık olarak tasarruf kantillerinin 0.25-0.55 aralığında ve yatırım kantillerinin 0.45-0.85 aralığında katsayıların sürekli olarak pozitif bölgede kalması, yatırım ve tasarruf arasında istikrarlı bir eş hareket alanı oluştuğunu göstermektedir. Daha önemlisi bir gösterge ise yüzeyin en yüksek noktalarının da bu bölgede toplanmasıdır. Katsayı matrisinde maksimum değer yaklaşık 0.63 ile orta tasarruf ve orta yatırım kantillerinin kesişiminde ortaya çıkması, Türkiye ekonomisinde yatırım ile tasarruf arasındaki en güçlü

bağın ne tasarrufların en düşük ne de en yüksek olduğu rejimlerde kurulduğunu göstermektedir. Başka bir ifadeyle, yatırım davranışı tasarrufların marjinal olarak arttığı uç rejimlerde değil, ekonominin daha dengeli çalıştığı orta rejimlerde tasarruflarla en güçlü eşleşmeyi göstermektedir. Yüzeyin sağ tarafında ortaya çıkan keskin düşüş ise farklı bir dinamiğe işaret etmektedir. Tasarruf kantilleri yaklaşık 0.75'in üzerine çıktığında yüzeyin belirgin biçimde aşağı yöneldiği görülmektedir. Üstelik bu hareket yalnızca düşük yatırım kantillerinde değil, yatırım dağılımının önemli bir kısmında gözlenmektedir. Katsayı matrisinin ortalamaları da aynı yapıyı doğrulamaktadır. Tasarruf kantilleri yükseldikçe katsayılar artmamakta, aksine belirli bir eşikten sonra sistematik biçimde gerilemektedir. Bu nedenle yüzey doğrusal bir artış fonksiyonu formunda değildir ve ters-U biçimli bir yapıya benzemektedir. Tasarrufların yatırım üzerindeki etkisi önce güçlenmekte, ardından zayıflamaktadır. Dolayısıyla ilişkiyi belirleyen unsur tasarruf miktarının mutlak büyüklüğü değil, tasarrufların hangi rejimde gerçekleştiğidir. Yatırım kantilleri boyunca hareket edildiğinde ise daha belirgin bir dönüşüm görülmektedir. Yatırım dağılımının alt bölümünde yüzey çoğunluklu olarak negatif bölgede yer almakta, orta kantillerde sifıra yaklaşmakta ve üst kantillerde pozitif bölgeye dönmektedir. Bu hareket oldukça düzenlidir. Başka bir deyişle, tasarruf kantillerinde görülen ters-U yapısına karşılık yatırım kantillerinde belirgin bir rejim geçişi bulunmaktadır. Yatırım düzeyi yükseldikçe katsayıların sistematik biçimde negatif bölgeden pozitif bölgeye geçtiği görülmektedir. Bu durum yatırımın düşük olduğu rejimlerle yüksek olduğu rejimlerin aynı mekanizma tarafından belirlenmediğini düşündürmektedir. Yatırım dağılımının alt kısmında tasarruflar ile yatırım arasında gözlenen zayıf veya ters yönlü ilişki, üst kantillere doğru yerini belirgin bir eş harekete bırakmaktadır.

Grafiğin geometrik yapısında dikkat çeken bir diğer husus da yüzeyin merkezinde gözlenen süreklilik ile kenar bölgelerde ortaya çıkan kırılmalar arasındaki farktır. Orta kantillerde yüzey daha düzgün bir yapıdayken, uç kantillere yaklaştıkça eğimler sertleşmekte ve katsayılar kısa mesafelerde yön değiştirebilmektedir. Bu bulgu, ilişkinin en istikrarlı biçimde dağılımın merkezinde çalıştığını ve uç rejimlerde ise daha kırılmalı ve daha oynak hale geldiğini göstermektedir. Özellikle yüksek tasarruf-düşük yatırım kombinasyonlarında ortaya çıkan derin negatif alanlar ile orta tasarruf-yüksek yatırım kombinasyonlarında görülen geniş pozitif plato arasındaki zıtlık fark edilebilir seviyededir.

Grafik yüzeyinin tamamı birlikte değerlendirildiğinde, Türkiye'nin ilgili dönem aralığındaki tasarruf-yatırım ilişkisinin doğrusal olmayan bir yapı sergilediğinden daha ileri bir anlama sahiptir. İlişki hem güç değiştirmekte hem de dağılımın farklı bölgelerinde farklı karakterler kazanmaktadır. Bir bölgede tamamlayıcı görünen tasarruf ve yatırım davranışı, başka bir bölgede birbirinden ayrışabilmektedir. Bu nedenle yatırım-tasarruf etkileşimi, farklı kantil kombinasyonlarında farklı yoğunluklarda çalışan çok katmanlı bir yapı görünümünü ortaya çıkarmaktadır. Yüzeyin merkezinde yoğunlaşan pozitif plato ile üst tasarruf kantillerinde ortaya çıkan negatif koridor birlikte ele alındığında, Türkiye'de yatırım ve tasarruf arasındaki bağın mevcut literatürün doğrusal modellerinde varsayıldığı gibi sabit olmadığını, dağılımın konumuna bağlı olarak yeniden şekillenen bir fonksiyon olduğunu göstermektedir.

Şekil 3: QQR Tahmin Sonuçları Isı Haritası

Not: Yatay eksen tasarruf kantillerini, dikey eksen yatırım kantillerini göstermektedir. Kırmızı tonlar pozitif, mavi tonlar negatif katsayıları temsil etmektedir.

3B grafikte, perspektif nedeniyle bazı bölgeler gizlenebildiği için Şekil 3'te yer alan katsayı ısı haritası da bulguları daha ayrıntılı bir şekilde resmedebilmek amacıyla eklenmiştir. Bu haritada katsayıların hangi tasarruf-yatırım kantil kombinasyonlarında pozitif veya negatif yoğunlaştığını düzlem üzerinde daha net bir şekilde seçebilmek kolay hale gelmektedir. QQR yüzeyinden elde edilen bulgular, katsayı haritası ile de desteklenmektedir. Isı haritası, pozitif katsayıların özellikle orta tasarruf kantilleri ile orta-yüksek yatırım kantillerinde yoğunlaştığını, negatif katsayıların ise düşük yatırım kantilleri ve yüksek tasarruf kantillerinde belirginleştiğini göstermektedir. Böylelikle de 3B yüzeyde gözlenen doğrusal olmayan yapı, iki boyutlu katsayı haritasında daha kolay bir şekilde takip edilebilmektedir. Bu noktada EK'te yer alan katsayılar tablosundan (QQR katsayı matrisi) faydalanılarak tamamlanan bulgular, yatırım kantilleri yükseldikçe tasarruf katsayılarının belirgin biçimde negatife yakın değerlerden pozitive geçtiğini ortaya koymaktadır. Yatırımın 0.05. kantilinde ortalama katsayı -0.535, 0.10. kantilinde -0.433, 0.20. kantilinde -0.268 iken, 0.60. kantilinde 0.336, 0.70. kantilinde 0.441, 0.75. kantilinde 0.451'e yükselmektedir. Bu profil, tasarruf-yatırım bağının yatırım dağılımının alt bölümünde zayıf ve negatif, üst bölümünde ise pozitif olduğunu göstermektedir. Tasarruf kantilleri açısından en yüksek ortalama katsayılar dağılımın orta kısmında yer almaktadır. Tasarrufun 0.30. kantilinde ortalama katsayı 0.316, 0.35. kantilinde 0.431, 0.40. kantilinde ise 0.363 olarak hesaplanmıştır. Buna karşın tasarrufun üst kantillerinde katsayılar belirgin biçimde düşmektedir: 0.80 kantilinde -0.112, 0.90. kantilinde -0.251, 0.95. kantilinde -0.388 olarak değer almıştır. Dolayısıyla daha yüksek tasarruf oranı, yatırım oranıyla daha güçlü bir eş hareket anlamına gelmemektedir. Katsayı matrisindeki uç değerler de aynı örüntüyü desteklemektedir. En yüksek katsayı 0.631 ile yatırımın 0.45. ve tasarrufun 0.35. kantilinde elde edilmiştir. En düşük katsayı ise -1.125 ile yatırımın 0.05. ve tasarrufun 0.90. kantilinde ortaya çıkmıştır. Bu iki nokta, ilişkinin en güçlü pozitif değerinin orta tasarruf alanında, en güçlü negatif değerinin ise düşük yatırım-yüksek tasarruf bileşiminde oluştuğunu göstermektedir. Blok ortalamaları da daha net bir resim vermektedir. Düşük yatırım-yüksek tasarruf bölgesinde ortalama katsayı -0.736 iken, orta yatırım-orta tasarruf bölgesinde 0.372, yüksek yatırım-orta tasarruf bölgesinde 0.486 olarak hesaplanmıştır. Yüksek yatırım-yüksek tasarruf bölgesinde ortalama katsayı 0.467 düzeyindedir. Buna göre tasarrufların yatırımlarla en güçlü eşleştiği alan düşük veya aşırı yüksek tasarruf bölgesi değil, bilhassa orta tasarruf ve orta-yüksek yatırım alanıdır. Bu nedenle, Türkiye için "tasarruf artarsa yatırım da aynı yönde artar" şeklinde tek yönlü bir ifade geçerli görünmemektedir. Katsayılar yatırım dağılımının alt kısmında negatif, orta kısmında sıfıra yakın, üst kısmında ise pozitifdir. Tasarruf dağılımında ise katsayılar orta

kantillerde yükselmekte, üst kantillere doğru düşmektedir. Feldstein-Horioka ilişkisi Türkiye’de belirli kantil bölgelerinde güçlenen ve belirli bölgelerde çözülen bir ilişki olarak okunmalıdır.

5.Sonuç

Bu çalışma, Türkiye’de 1960-2024 döneminde tasarruf-yatırım ilişkisinin tek katsayılı Feldstein-Horioka denklemiyle tam olarak özetlenemediğini göstermektedir. QQR sonuçları, Feldstein ve Horioka (1980) hipotezinin Türkiye’de özellikle orta tasarruf ($\theta \approx 0.25-0.55$) ve orta-yüksek yatırım ($\tau \approx 0.45-0.85$) kantillerinde desteklendiğini ortaya koymuştur. Düşük yatırım ($\tau \approx 0.10-0.30$) ve yüksek tasarruf ($\theta \approx 0.80-0.90$) kantillerinde ise tasarruf artışları yatırımlara aynı ölçüde yansımamaktadır. Türkiye’de tasarrufların yatırım üzerindeki etkisi belirli aralıklarda güçlenmekte, belirli aralıklarda ise kayda değer bir zayıflama göstermektedir. Tasarruf kantilleri boyunca gözlenen ters-U şekli, tasarrufların yatırım üzerindeki etkisinin belirli bir eşiğe kadar güçlendiğini, bu eşikten sonra ise sistematik olarak zayıfladığını ortaya koymaktadır. Yüksek tasarruf oranlarının yatırım oranlarında aynı yönde tepki vermemesi, tasarruf hacmindeki artışın tek başına yatırım performansını açıklamadığını göstermektedir. Orta tasarruf düzeylerinde ortaya çıkan güçlü pozitif ilişki ise yurtiçi tasarrufların yatırımların finansmanında özellikle bu aralıkta daha belirleyici olduğunu ima etmektedir. Türkiye açısından temel meseleyi yalnızca tasarrufların artırılmasına indirgemek bu aşamada noksanıdır; zira belirleyici olan, mevcut tasarrufların yatırımlara dönüşebilme kapasitesidir.

Tasarruf ile yatırım arasında güçlü ve kalıcı bir ilişki tespit ederek Feldstein-Horioka hipotezinin Türkiye açısından geçerliliğini destekleyen çalışmalar (Çağlar ve Yavuz, 2018; Esen vd., 2012; Mercan, 2014; Pata, 2018; Yılancı ve Kılıcı, 2021) ile ilişkinin zayıfladığına veya dönemlere göre farklılaştığına işaret eden çalışmalar (Akkoyunlu, 2020; Demir ve Cergiboza, 2017; Erdem vd., 2016; Keskin, 2020), bu çalışma kapsamında elde edilen bulgular ışığında birlikte değerlendirildiğinde birbirini dışlayan sonuçlar ortaya koymamaktadır. Orta tasarruf ve orta-yüksek yatırım kantillerinde belirginleşen güçlü ilişki, Feldstein-Horioka hipotezini destekleyen bulgularla uyum gösterirken, düşük yatırım ve yüksek tasarruf kantillerinde gözlenen zayıf ya da negatif katsayılar, ilişkinin zayıfladığı veya dönemsel olarak farklılaştığı yönündeki bulgularla da örtüşmektedir. Bu yönüyle elde edilen sonuçlar, Türkiye yazınında uzun süredir gözlenen farklı bulguların çelişkili olmaktan ziyade, tasarruf-yatırım ilişkisinin dağılımın farklı bölgelerinde farklı yoğunluklarda ortaya çıkmasından kaynaklanabileceğine işaret etmektedir. Bu çerçevede, Türkiye’de tasarruf oranındaki artışın her durumda yatırım oranında aynı büyüklükte bir artış yaratacağı varsayımı desteklenmemektedir. Özellikle yüksek tasarruf kantillerinde ilişkinin zayıflaması, yatırım performansının salt tasarruf hacmiyle açıklanamayacağını göstermektedir. Bu nedenle yatırım-tasarruf ilişkisinin yönü kadar, ilişkinin hangi koşullarda güçlendiği ve hangi koşullarda zayıfladığı da Feldstein-Horioka hipotezinin değerlendirilmesinde dikkate alınması gereken çekirdek hususlardan biridir.

Kaynaklar

- Akkoyunlu, Ş. (2020). Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle for Turkey. *Journal of Applied Economics*, 23(1), 129-148.
- Brock W. A., Dechert W. D., Scheinkman J. A. (1987). A test for independence based on the correlation dimension. Working paper, Department of Economics, University of Wisconsin-Madison.
- Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D., & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric reviews*, 15(3), 197-235.
- Coakley, J., Kulasi, F., & Smith, R. (1996). Current account solvency and the Feldstein--Horioka puzzle. *The Economic Journal*, 106(436), 620-627.
- Coakley, J., Kulasi, F., & Smith, R. (1998). The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: a review. *International Journal of Finance & Economics*, 3(2), 169-188.
- Çağlar, A. E., & Yavuz, E. (2018). Türkiye’de Yatırım-Tasarruf İlişkisinin Feldstein-Horioka Paradoksu Çerçevesinde Analizi: Farklı Tipte Eşbütünleşme Yaklaşımları. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (31), 143-152.

- Demir, C., & Cergiboza, R. (2017). Türkiye Ekonomisi İçin Feldstein-Horioka Hipotezinin Geçerliliği: Eşbütünleşme ve Markov Rejim Değişim Yaklaşımı. *Ege Academic Review*, 17(1).
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Erdem, E., Koseoglu, A., & Yucel, A. G. (2016). Testing the validity of the Feldstein-Horioka Puzzle: New evidence from structural breaks for Turkey. *Theoretical & Applied Economics*, 23(2).
- Esen, E., Yıldırım, S., & Kostakoğlu, S. F. (2012). Feldstein-Horioka hipotezinin Türkiye ekonomisi için sınanması: ARDL modeli uygulaması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 7(1), 251-267.
- Greene, W. H. (2000). Econometric analysis 4th edition. *International edition*, New Jersey: Prentice Hall, 201-215.
- Gujarati, D. N. (2021). *Essentials of econometrics*. Sage Publications.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). Basic econometrics (5th ed.). McGraw-Hill Education.
- Granger, C.W.J., & Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Fouquau, J., Hurlin, C., & Rabaud, I. (2008). The Feldstein–Horioka puzzle: a panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25(2), 284-299.
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *The economic journal*, 90(358), 314-329.
- Harvey, A. C., & Collier, P. (1977). Testing for functional misspecification in regression analysis. *Journal of Econometrics*, 6(1), 103-119.
- Herwartz, H., & Xu, F. (2010). A functional coefficient model view of the Feldstein-Horioka puzzle. *Journal of International Money and finance*, 29(1), 37-54.
- Kendall, M. G. (1975). Rank correlation methods. Fourth Edition, Griffin London, Moscow.
- Keskin, N. (2020). Yurtiçi Tasarruflar İle Yatırımlar Arasındaki İlişki: Feldstein-Horioka Hipotezi Çerçevesinde Türkiye Analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18(1), 352-368.
- Ketenci, N. (2013). The Feldstein–Horioka puzzle in groupings of OECD members: A panel approach. *Research in Economics*, 67(1), 76-87.
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.
- Kumar, S., & Bhaskara Rao, B. (2011). A time-series approach to the Feldstein–Horioka Puzzle with panel data from the OECD countries. *The World Economy*, 34(3), 473-485.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of economics and statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University*, 33(4), 2483-2492.
- Li, M., Chang, B. H., Yasar, Z. R., Carrick, J., & Chen, S. (2024). Low carbon energy and its role in reducing the energy poverty: A case study of China. *Energy Strategy Reviews*, 56, 101566.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mann, H. B. (1945). Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 245-259.

- Mercan, M. (2014). Feldstein-Horioka hipotezinin AB-15 ve Türkiye ekonomisi için sınanması: Yatay kesit bağımlılığı altında yapısal kırılmalı dinamik panel veri analizi. *Ege Akademik Bakis (Ege Academic Review)*, 14(2), 231-231.
- Meo, M. S., & Abd Karim, M. Z. (2022). The role of green finance in reducing CO2 emissions: An empirical analysis. *Borsa Istanbul Review*, 22(1), 169-178.
- Obstfeld, M. (1986). Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 24, pp. 55-103). North-Holland.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?. *NBER macroeconomics annual*, 15, 339-390.
- Pata, U. K. (2018). The Feldstein Horioka puzzle in E7 countries: Evidence from panel cointegration and asymmetric causality analysis. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 27(8), 968-984.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rao, B. B., Tamazian, A., & Kumar, S. (2010). Systems GMM estimates of the Feldstein–Horioka puzzle for the OECD countries and tests for structural breaks. *Economic Modelling*, 27(5), 1269-1273.
- Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time?. *The journal of finance*, 44(5), 1115-1153.
- Sim, N., & Zhou, H. (2015). Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles. *Journal of Banking & Finance*, 55, 1-8.
- Suki, N. M., Sharif, A., Afshan, S. Suki, N. M. (2020). Revisiting the Environmental Kuznets Curve in Malaysia: The role of globalization in sustainable environment. *Journal of Cleaner Production*, 264, 121669.
- Taylor, A. M. (2002). A century of current account dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 725-748.
- Tesar, L. L. (1993). International risk-sharing and non-traded goods. *Journal of international Economics*, 35(1-2), 69-89.
- Wooldridge, J. M. (1996). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* 3rd ed.
- Yaşar, R. Z., & Bulut, E. (2023). Why Did Housing Prices Rise to a Record Level in Turkey? An Empirical Analysis. *Real Estate Management and Valuation*, 31(4), 1-10.
- Yilanci, V., & Kilci, E. N. (2021). The Feldstein-Horioka puzzle for the Next Eleven countries: A panel data analysis with Fourier functions. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 30(3), 341-364.
- Zheng, W. (2025). The Feldstein–Horioka puzzle revisited: Capital mobility stuck in traffic?. *International Economics*, 100657.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3).

EK 1.**Tablo 9:** Kantil-kantil Regresyon Katsayı Matrisi

Q	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50	0.55	0.60	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90	0.95
0.10	-0.1207	0.0550	-0.3006	0.0362	0.0362	0.0362	-0.3006	-0.4707	-0.4707	-0.6496	-0.6496	-0.6405	-0.6405	-0.6496	-0.6820	-0.7143	-1.0330	-0.9768
0.15	-0.1481	0.0550	-0.3006	0.0362	0.0550	0.3109	0.0550	-0.2314	-0.4627	-0.4707	-0.4707	-0.4957	-0.4707	-0.4957	-0.7519	-0.7519	-0.8691	-1.0996
0.20	-0.1737	0.3182	-0.2314	0.0550	0.3109	0.3182	0.3109	0.3109	-0.4108	-0.4108	-0.5523	-0.5523	-0.5523	-0.5523	-0.5753	-0.5753	-0.9981	-1.0072
0.25	-0.2067	0.0213	-0.1559	0.2932	0.3182	0.3859	0.3182	0.3182	-0.1559	-0.1559	-0.4130	-0.4726	-0.4726	-0.5278	-0.5390	-0.5523	-1.0038	-1.0038
0.30	-0.2316	0.0213	-0.1559	0.0847	0.3859	0.4814	0.4814	0.3859	0.0847	0.0847	-0.2628	-0.4130	-0.2628	-0.4166	-0.5661	-0.5661	-0.8698	-0.9766
0.35	-0.2571	0.2355	-0.1559	0.0847	0.1200	0.2630	0.2630	0.2630	0.2630	0.1913	-0.0824	-0.2200	-0.0824	-0.2259	-0.7286	-0.7286	-0.7697	-0.8495
0.40	-0.2837	0.2355	0.0213	0.1200	0.2355	0.4482	0.5080	0.4965	0.4482	0.2481	0.0441	0.0132	0.1913	-0.3344	-0.6368	-0.3454	-0.7663	-0.8333
0.45	-0.2120	0.2355	0.0213	0.1200	0.2481	0.6311	0.4059	0.4059	0.4059	0.3577	0.1559	0.1346	0.2481	0.1472	-0.4080	-0.4035	-0.6347	-0.8026
0.50	-0.0550	0.3009	0.0441	0.2355	0.3009	0.5268	0.3708	0.3738	0.3738	0.3708	0.2412	0.1980	0.3183	0.2412	0.1472	0.1472	-0.4569	-0.7468
0.55	0.0123	0.2412	0.0441	0.3009	0.3577	0.5268	0.5268	0.4173	0.4759	0.4173	0.3708	0.2870	0.3708	0.3041	0.2412	0.2870	0.1211	-0.5181
0.60	0.1823	0.2412	0.1346	0.3041	0.4173	0.5893	0.5893	0.5364	0.4766	0.4766	0.3481	0.3401	0.4759	0.3481	0.3338	0.3481	0.2863	-0.1284
0.65	0.1533	0.2412	0.1346	0.3041	0.4766	0.6019	0.5900	0.5893	0.5324	0.5324	0.4733	0.4426	0.4952	0.4952	0.4426	0.4952	0.4426	0.1324
0.70	0.2316	0.3041	0.2412	0.3222	0.4426	0.6061	0.5767	0.5700	0.5138	0.5138	0.5104	0.4498	0.5104	0.4894	0.4743	0.5104	0.4894	0.4498
0.75	0.1985	0.2863	0.1608	0.4426	0.5767	0.6031	0.5846	0.5767	0.5700	0.5700	0.5680	0.5138	0.5138	0.5138	0.3919	0.5621	0.4229	0.3616
0.80	0.1737	0.2863	0.1608	0.4426	0.5846	0.6031	0.6031	0.5846	0.5767	0.5846	0.5491	0.2724	0.5491	0.5491	0.3071	0.5491	0.5476	0.3071
0.85	0.1481	-0.1284	-0.1983	0.2116	0.6031	0.6153	0.6153	0.6031	0.3604	0.6031	0.3604	0.2880	0.3604	0.6031	0.3604	0.6153	0.5084	0.5084
0.90	0.1207	-0.1284	-0.1284	0.2116	0.2880	0.4019	0.4019	0.3216	0.3216	0.4019	0.3216	0.3216	0.4019	0.4805	0.4019	0.5184	0.4805	0.4019
0.95	0.0890	-0.1284	-0.1284	0.5393	0.5393	0.5393	0.4019	0.4019	0.4019	0.4164	0.4164	0.4164	0.4528	0.4387	0.4387	0.4528	0.4528	0.4528

Research Article

Türkiye’de Feldstein-Horioka Hipotezi: Kantil-Kantil Regresyon Yaklaşımından Kanıtlar

The Feldstein–Horioka Hypothesis in Türkiye: Evidence from the Quantile-on-Quantile Regression Approach

Ahmet BAĞCI

Dr., Tarım ve Orman Bakanlığı

ahmtbgc81@gmail.com

<https://orcid.org/0000-0002-2029-6641>

Extended Abstract

The relationship between domestic saving and investment has been one of the central issues in the Feldstein-Horioka literature since Feldstein and Horioka (1980) argued that a strong correlation between the two variables reflects limited international capital mobility. Since then, numerous studies have examined the validity of this hypothesis for different countries and periods; however, the empirical evidence remains inconclusive. While some studies report a strong saving-investment relationship, others find considerably weaker associations. These differences suggest that the relationship may not remain constant under all economic conditions. Nevertheless, the existing literature has relied predominantly on linear estimation methods, which measure the average effect of domestic saving on investment and implicitly assume that this relationship is homogeneous throughout the sample. Such an assumption may conceal substantial differences if the response of investment varies across different saving and investment conditions.

This study re-examines the Feldstein-Horioka hypothesis for Türkiye using covering the period 1960-2024. Gross domestic saving is employed as the saving variable, whereas gross capital formation (GCF) represents domestic investment. The analysis is conducted using the Quantile-on-Quantile Regression (QQR) approach developed by Sim and Zhou (2015). Unlike conventional linear models, the QQR framework simultaneously considers the conditional distributions of domestic saving and investment, allowing the effect of different saving quantiles on different investment quantiles to be estimated. Prior to the QQR estimation, preliminary analyses are performed to examine the statistical properties of the variables and the suitability of the nonlinear specification. The results obtained from these analyses indicate that a linear specification is insufficient to represent the relationship between domestic saving and investment, supporting the application of the QQR methodology.

The estimated coefficients indicate that the relationship between domestic saving and investment differs substantially across the quantile distribution. The strongest positive coefficients are concentrated in the middle saving quantiles and the medium-to-high investment quantiles. In these regions, increases in domestic saving are associated with relatively larger increases in domestic investment. The coefficients become considerably smaller when investment is concentrated in its lower quantiles, indicating that increases in domestic saving are associated with relatively weaker changes in domestic investment. The estimated coefficients gradually decline as saving moves towards its highest quantiles and become negative for several quantile combinations. This result indicates that increases in domestic saving do not affect domestic investment uniformly across the distribution. The coefficient surface indicates that the Feldstein-Horioka relationship weakens considerably under high-saving conditions.

The heterogeneous coefficient surface also provides a possible explanation for the different conclusions reported in previous studies. Linear estimation methods summarise the saving-investment relationship by means of a single coefficient and therefore cannot distinguish between different quantile combinations. As a result, conclusions may differ depending on the sample period, country characteristics or the observations dominating the estimation sample. Examining the entire coefficient surface provides a more comprehensive evaluation of the Feldstein-Horioka hypothesis by allowing the relationship to vary across different parts of the conditional distributions. Main results further indicate that policies encouraging domestic saving are unlikely to produce similar investment outcomes under all economic conditions. The estimated relationship becomes considerably stronger in the middle quantiles, while it weakens when investment remains at lower levels or domestic saving reaches its upper quantiles. This result suggests that the effectiveness of domestic saving in supporting investment depends on the position of both variables within their conditional distributions. The findings demonstrate that the relationship between domestic saving and investment in Türkiye is heterogeneous rather than constant. By employing the QQR approach, the study shows that the strength and direction of the saving-investment relationship differ across alternative quantile combinations. These findings offer an alternative interpretation of the Feldstein-Horioka hypothesis and indicate that conclusions based on linear models may overlook substantial distributional differences in the relationship between domestic saving and domestic investment.