Sosyoekonomi

2025, Vol. 33(64), 399-417

RESEARCH ARTICLE

ISSN: 1305-5577
DOI: 10.17233/sosyoekonomi.2025.02.17
Date Submitted: 19.03.2024
Date Revised: 02.02.2025
Date Accepted: 07.02.2025

Yurtiçi Tasarruf Oranları Üzerine Bir Mekânsal Etki İncelemesi: AB-15 Ülkeleri ve Türkiye

Dilara AYLA *(https://orcid.org/0000-0002-0206-250X), Recep Tayyip Erdoğan University, Türkiye; dilara.ayla@erdogan.edu.tr*

A Spatial Impact Study on Domestic Savings Rates: EU-15 Countries and Türkiye

Abstract

The study, employing the Spatial Durbin Error Model (SDEM), focuses on a comparative analysis of two periods, distinguished by the 2008 global financial crisis. In this context, findings from the 1987-2008 period showed that government expenditures, income inequality, and increases in the dependent population reduced domestic savings. It has been demonstrated that increases in net migration and trade openness levels have a positive impact on savings. The spatial impact results of this period were positive for openness and the dependent population ratio. According to the results from 2009 to 2021, the variables with statistical significance were identified as government expenditures and openness. The spatial effects during the 2009-2021 period were in the same direction as those in the first period, regarding the dependent population. In addition, the increases in government expenditures of neighbouring countries in the post-crisis period led to a rise in savings rates.

Keywords : Savings, Income Distribution, Migration, Openness.

JEL Classification Codes : E21, O15, C12.

Öz

Mekânsal Durbin Hata Modelinin (SDEM) kullanıldığı çalışmada, 2008 küresel krizi baz alınarak ayrıştırılan iki döneme ait bir karşılaştırma analizi üzerinde odaklanılmıştır. Bu kapsamda ulaşılan 1987-2008 dönemine ait bulgular, kamu harcamaları, gelir eşitsizliği ve bağımlı nüfus artışlarının yurtiçi tasarrufları azalttığını; net göç ve ticari dışa açıklık düzeyi artışlarının ise tasarruflar üzerinde pozitif yönlü bir etki gücüne sahip olduğunu göstermiştir. Bu dönemin mekânsal etki sonuçları ise dışa açıklık ve bağımlı nüfus oranı için pozitif olarak bulunmuştur. 2009-2021 dönemi sonuçlarına göre, istatistiki anlamlılığa sahip olan değişkenler kamu harcamaları ve dışa açıklık olarak belirlenmiştir. 2009-2021 dönemindeki mekânsal etkiler ise bağımlı nüfus açısından ilk dönem ile aynı yönde gerçekleşmiştir. Ayrıca kriz sonrası dönemde komşu ülkelerin kamu harcamaları oranında yaşanan artışlar tasarruf oranlarının artmasına neden oluşturmuştur.

Anahtar Sözcükler : Tasarruf, Gelir Dağılımı, Göç, Dışa Açıklık.

1. Giriş

Ekonomik kalkınmanın finansmanı ve temel makroekonomik faktörler ile ilişkileri bakımından önem arz eden yurtiçi tasarruf oranları, özellikle dış finansman ihtiyacı açısından yakından izlenen bir göstergedir. Ülkelerin sahip oldukları yurtiçi tasarruf oranları büyüme dinamiği olan yatırımlar için gereken kaynakların temelini oluşturmaktadır. Bu anlamda, yetersiz iç tasarruflar dış kaynaklara başvurulmasına yönelik eğilimin artmasına bağlı olarak pek çok sorunu beraberinde getirebilmektedir. Dolayısıyla özellikle tasarruf yetersizliğinin yol açabileceği sorunların önlenebilmesi ve daha yüksek iç tasarruf oranları ile sağlanabilecek avantajlardan faydalanılabilmesi açısından tasarrufları etkilemesi muhtemel değişkenlerin sıklıkla incelenmesi önem arz etmektedir. Bu nedenle ampirik analizlerin güncellenmesi ve ilgili politikaların mevcut duruma göre revize edilmesi gerekmektedir. İktisadi literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde gelir, faiz, enflasyon, kamu harcamaları, bütçe dengesi, ihracatın ithalatı karşılama oranı, ticari ve finansal açıklık, finansal piyasaların gelişmişlik düzeyi, kentleşme oranı, nüfus yapısı ve bileşenleri, cari işlemler dengesi, dış ticaret hacmi ve yatırım gibi pek çok değişkenin tasarruf oranları açısından değerlendirildiği görülmektedir.

Ülkelerin yüksek oranlı yatırım düzeyine ulaşmak için gerekli olan tasarruf düzeyine erişmeleri yurtiçi ve/veya yurt dışı finansman ile mümkündür. Ancak bu noktada dış tasarruflarla sağlanan yatırım finansmanının sürdürülebilirliği ve boyutu önem kazanmaktadır. Nitekim, uzun dönemde yabancı sermaye hareketliliğinin doğasında bulunan kaçış riski, tasarruflar ve dolayısıyla yatırımlar açısından tehlikeli görülmektedir. Bu nedenle yurtiçi tasarrufların yüksekliği özellikle uzun dönemde yatırım finansmanı açısından daha istikrarlı bir yapının sağlanmasına katkıda bulunmaktadır. Sonuç olarak yatırım artışına yönelik hedefler tasarruf artışının sürekliliğini gerektirmekle birlikte iç ve dış tasarrufların miktarına bağlı olarak değerlendirilmelidir (Gavin, 1997: 4). Bu bağlamda yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri sıklıkla incelenen ve çalışmada ele alınan kamu harcamaları, net göç, ticari dışa açıklık, yaş bağımlılık oranı ve gelir eşitsizliği değişkenlerine ilişkin teorik beklentilere değinilmesi yerinde olacaktır.

Analizde ele alınan ilk konu kamu harcamaları ile tasarruf oranı arasındaki ilişkidir. Konuya ilişkin temel bakış açısı Keynesyen teoriye dayanmaktadır. Teori, tüketim ve tasarruf arasındaki değiş-tokuş ilişkisine vurgu yapmakta ve tamamlayıcı bir etki mekanizması üzerinde yoğunlaşmaktadır. Buna göre, artan kamu harcamaları çarpan etkisi altında gelir artışı yaratarak özel tüketim artışının bir nedenini oluşturmakta ve dolayısıyla tasarruflarda azalma beklenmektedir (Ambler et al., 2008: 1). Fatás & Mihov (2001), Hjelm (2002), Blanchard & Perotti (2002), Schclarek (2007) ve D'Alessandro (2010) söz konusu görüşü destekleyen bulgulara ulaşan çalışmalardan bazılarıdır. Benzer şekilde ikiz açık hipotezi kapsamında açık bütçe politikası izlenen ekonomilerde artan kamu harcamalarının yurtiçi tasarrufları azaltacağı savunulmaktadır (Nickel & Vansteenkiste, 2008: 6). Bununla birlikte, kamu harcamalarının vergilerle ya da borçlanma yoluyla finanse edilmesi durumunda farklı sonuçlarla karşılaşılabilmektedir. Buna göre, borçlanma ile finanse edilen kamu harcamalarının tasarruflar üzerinde herhangi bir etki oluşturmaması mümkündür.

Başka bir ifadeyle, borçlanan bireylerin geri ödeme sürecinde karşılaşılacakları faiz yükü ve anapara ödemeleri nedeniyle tüketim artışının yaşanmaması gündeme gelebilecektir. Dolayısıyla gelecek dönemle ilgili olası mali güçlükler tasarruf oranlarının artmasına neden olabilecektir (Barro, 1974). Ayrıca kamu harcamalarının niteliğine bağlı olarak da farklı sonuçlarla karşılaşılabilmesi mümkündür. Nitekim, sağlık ve eğitim ağırlıklı kamu harcamalarının artması hanehalkı tüketiminin azalmasına ve tasarrufların artmasına neden olabilir. Ancak yapılan harcamalar nakit şeklinde olduğunda devlet tarafından oluşturulan bu güven ortamı ihtiyat güdüsüyle daha fazla tasarruf yapma eğiliminde olan hanehalkının tasarruflarını azaltabilecektir (Grigoli et al., 2018: 11). Diğer taraftan Giavazzi & Pagano (1990), kamunun tüketim harcamalarında yaşanan artışların özel tüketimler üzerinde negatif yönde bir etki yaratacağını vurgulamaktadırlar. Bu görüşte aynı zamanda daraltıcı maliye politikasının vergi oranlarının düşük olmasına ilişkin bir beklenti yaratarak gelir artışı etkisiyle tüketim harcamalarını artırması beklenmektedir. Benzer şekilde, kamu tüketim harcamalarının özel tüketim harcamaları üzerinde dışlama etkisi yaratarak tasarruf oranlarının artacağına ilişkin bulgulara ulaşan pek çok çalışmanın olduğu görülmektedir. Barro (1981), Aschauer (1985), Ho (2001), Kwan (2006), Düzgün & Bilgili (2008), Dahmardeh vd. (2011) bu çalışmalardan bazılarıdır.

İkinci olarak incelenen net göç olgusunun tasarruf oranı üzerindeki etkisinin işçi dövizlerinin transferi açısından değerlendirilmesi mümkündür. Bu kapsamda göçmen işçilerin kendi ülkelerine gönderdikleri döviz miktarındaki artışlar göç veren ülkelerdeki tasarruf oranlarının artması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla göç veren ülkelerin genellikle gelişmekte olan ülkelerden oluştuğu düşünüldüğünde bu ülkelerin yetersiz yurtiçi tasarruflarına katkı sağlanabilmektedir. Bununla birlikte göçmenler tarafından kendi ülkelerine aktarılan dövizlerin tasarruflardan ziyade tüketime yönelmesi ise enflasyonist baskı oluşturabilecektir (De Haas, 2010: 229). Ayrıca sermaye piyasaları gelişmiş olan ekonomiler için göçmen işçiler tarafından aktarılan dövizleri yatırımlara dönüştüren mutlak bir mekanizmanın işleyip işlemeyeceği belirsizdir (Bajaras et al., 2009: 6).

Ülkelere gelen göçmen sayısının giden göçmen sayısından az olması durumunda negatif olan net göç olgusu, nicelik bakımından değerlendirilebileceği gibi niteliksel olarak da değerlendirilmesi gereken bir konudur. Örneğin pozitif net göç miktarında sahip bir ülkede gelen göçmenlerin genç olması işgücü piyasasına yapacakları katkı ile ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiler yaratabileceği gibi genç nüfusun sahip olduğu yüksek marjinal tüketim eğilimleri nedeniyle tasarruf oranlarını olumsuz yönde etkileyebilecektir. Ayrıca göç eden nüfusun genellikle düşük gelir düzeyindeki bireylerden oluşması elde edecekleri geliri kullanırken daha düşük tasarruf eğilimi sergilemelerine neden olabilir. Diğer taraftan göçmen olarak gelen nüfusun nitelikli işgücü olması durumunda göç alan ülkedeki sosyo-ekonomik imkânlara da bağlı bir şekilde tasarruf oranları açısından iyileşmeler beklenebilir. Sonuç olarak, net göç ve tasarruf oranı ilişkisinin yönü kapsamında bir belirsizlik olduğunu söylemek mümkündür. Çünkü göç alan ülkelerdeki yaşam koşulları, göçmen kişilerin aileleriyle olan ilişkileri, yaş, ülkelerine geri dönme süreleri, sosyal güvenlik imkânları ve göçmen politikaları gibi pek çok etken göç eden bireylerin tasarruf

davranışlarını etkilemektedir. Osili (2007), Balde (2011) ve Bett (2013) göç vermenin yurtiçi tasarrufları pozitif yönde etkilediğini tespit eden çalışmalara örnek olarak gösterilebilir.

Dış ticaret hacminin GSYİH'ye oranlanması ile ölçülebilen ticari dışa açıklık düzeylerinin yüksekliği, bir ülkenin dış dünyayla olan entegrasyon derecesinin göstergesi olarak değerlendirilmektedir (Alcalá & Ciccone, 2004: 613). Ticari açıklık ile tasarruf oranları arasındaki ilişkiler ise ihracat ve ithalat özelinde değerlendirilebileceği gibi yabancı sermaye, dış ticaret politikaları ve dış ticaret dengesi gibi çeşitli açılardan incelenebilir. Bu çerçevede ihracat ve ithalat miktarları açısından bakıldığında artan ihracatın döviz girişi, artan ithalatın ise döviz çıkışı nedeniyle yurtiçi tasarruf oranlarını etkileyeceği açıktır. Örneğin artan ihracat dolayısıyla tasarruf oranlarının artması beklenirken ithalat artışları nedeniyle ortaya çıkabilecek yurtiçi talep artışları tasarrufların azalmasına neden olabilecektir. Benzer şekilde, dış ticaret fazlası verilmesi durumunda tasarruflar üzerinde pozitif bir etki mekanizmasının işleyeceği düşünülmektedir. Bununla birlikte, ülkelerin ekonomi politikalarının korumacı nitelikte olması ithalatın azalmasına neden olabilecektir. Ticari dışa açıklık düzeyinin azalmasına neden olabilen bu durum ülke içi talebin artmasına bağlı olarak tasarruflar üzerinde negatif etkiler yaratabilecektir. Ayrıca dışa açıklık düzeyi arttıkça küresel entegrasyonun yaygınlaşması ile sermaye hareketlerinde artışlar gözlenebilir. Bu durumda yabancı sermayenin ev sahibi ülkedeki pozisyonuna bağlı olarak yurt içi tasarruf oranlarında pozitif veya negatif etkilerin oluşması beklenebilecektir. Ayrıca ticari açıklık düzeyinin tasarruflar üzerindeki etkisine değinen Sachs & Warner (1995), çalışmalarında yüksek ticari açıklığa sahip gelişmiş ülkelerde nispeten yüksek olmayan açıklık oranına sahip olan gelişmekte olan ülkelerden daha düşük düzeyde büyüme oranlarının olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde Bahmani-Oskooee & Chakrabarti (2005) tarafından yapılan çalışmada açıklık ve tasarruf düzeyi ilişkisinin yüksek gelirli ülkelerde daha yüksek olduğu vurgulanmakla birlikte orta ve düşük gelirli ülkelerin belirli bir seviyeden sonra bu ülkelerin önüne geçen bir performans sergiledikleri belirlenmiştir.

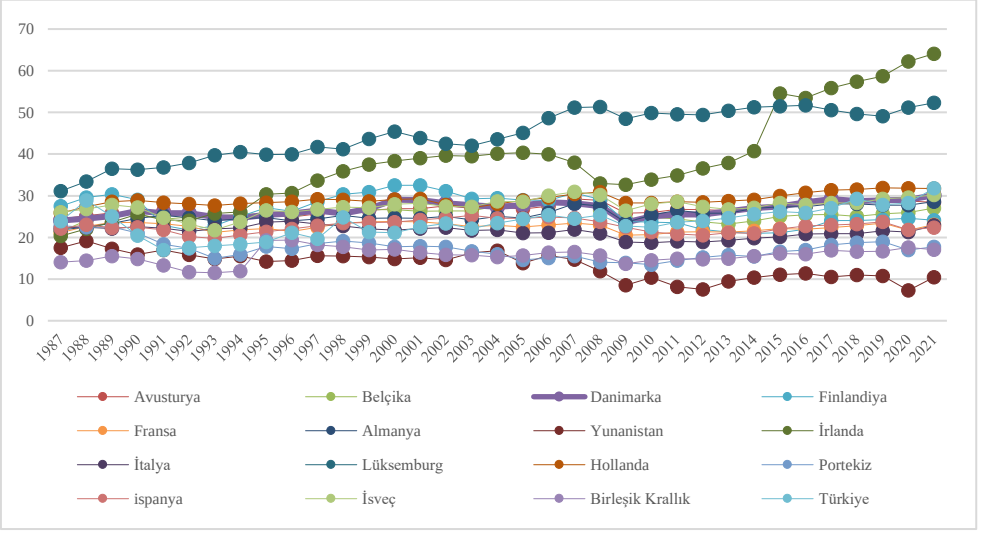
Analiz kapsamında incelenmek istenen yaş bağımlılık oranı ise bakmakla yükümlü olunan kişilerin (15 yaş altı veya 64 yaş üstü) çalışma çağındaki 15-64 yaş arası nüfusa oranıdır. Bağımlılık oranının yükselmesi çalışma çağındaki 100 nüfus başına bakmakla yükümlü olunan kişilerin artması anlamına gelmektedir. Bu artış aynı zamanda tasarruf yapmayan nüfusun artmasını ifade etmekte ve yurtiçi tasarruf oranı azalışlarının bir nedeni olarak görülmektedir (Grigoli et al., 2018: 258). Genç ve yaşlılardan oluşan bağımlı nüfusun her iki kısmı için de harcama miktarının daha fazla olacağı beklenmektedir. Nitekim artan genç bağımlılık oranı aileleri daha fazla tüketim harcamasına yönelttiği gibi 64 yaş üstü nüfusun artması sosyal güvenlik sistemi sorunları ve emek piyasasından çekilme benzeri nedenlerle tasarruf eksikliğinin sebebini oluşturabilmektedir (Horioka, 2010: 46-47). Bununla birlikte güçlü ve gelişmiş bir sosyal güvenlik sistemi ile bireysel tasarrufların erimesine engel olunması mümkündür. Hükümetlerin eğitim ve sosyal güvenlik politikalarının etkinliği bağımlı nüfus yapısına bağlı olarak bireysel tasarruflarda gözlenen zorunlu harcama eğilimini engelleyebilecektir. Diğer taraftan artan bağımlı nüfusun çalışma çağındaki nüfus üzerinde daha fazla bir baskı oluşturması ve bireylerin gelecekle ilgili

endişelerindeki artış sosyal ve psikolojik faktörlerin de etkisiyle tasarruf eğiliminin artmasına neden olabilir. Dolayısıyla bağımlılık oranı ve tasarruflar arasındaki etkileşim ülkelerin demografik, ekonomik ve sosyal niteliklerine göre farklılık gösterebilecektir.

Keynesyen bakış açısına göre yüksek gelir düzeylerindeki bireylerin tasarruf eğilimi düşük gelir düzeylerindeki bireylere göre daha yüksektir (Mankiw, 1992: 393). Buna göre, gelirin artan bir fonksiyonu olarak ifade edilen tasarrufların yüksek gelir düzeylerinde daha fazla olmasına yönelik beklenti genel olarak kabul edilebilir. Ancak yapılan çalışmalar bu durumun tam tersi bulgulara ulaşıldığını göstermektedir. Bu noktada üzerinde durulan gelir adaletsizliği kavramı tasarruf oranları açısından önem kazanan göstergelerden biri olarak değerlendirilmektedir. Örneğin gelirin zengin nüfus lehine dağıldığı bir ekonomide düşük gelir sahibi bireylerin daha fazla tasarruf yaptıklarına dair kanıtlara rastlanmıştır (Furman & Stiglitz, 1998: 226). Ayrıca tasarrufların daha çok orta gelir düzeyine sahip bireyler tarafından yapıldığını gösteren pek çok ampirik kanıt bulunmaktadır (Venieris & Gupta, 1986: 882). Bunlara ek olarak, artan gelir adaletinin tasarrufları olumlu yönde etkilediğine ilişkin güçlü kanıtlara da ulaşılmıştır. Brady & Friedman (1947) ve Bunting (1991) tarafından yapılan analizler bu çalışmalara örnek olarak verilebilir. Bununla birlikte gelir eşitsizliği sonucu artan belirsizlik ve güvensizlik ortamı tasarrufların azalmasına neden olabilecektir (Schmidt-Hebbel & Serven, 1996: 14). Bu durumda, gelir adaletsizliğindeki artışların düşük gelir gruplarının tasarruflarını daha da azaltacağı düşünülebileceği gibi yüksek gelir gruplarında da benzer bir durumla karşılaşılması mümkündür. Diğer taraftan gelir eşitsizliğinin artması durumunda koruma ve korunma güdüsüyle tasarruf oranlarının arttığına dair bulgulara da ulaşıldığı gözlenmektedir (Koo & Song, 2016: 899). Ayrıca, Musgrove (1980) ve Schmidt-Hebbel & Serven (2000) gibi eşitsizlik ve tasarruf oranları arasında ilişki olmadığını tespit eden çalışmalara da rastlamak mümkündür.

Çalışmanın bu bölümünde Avrupa Birliği'nin 2004 yılındaki genişlemesinden önce birliği oluşturan üyeleri kapsayan AB-15 ülkeleri (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç ve İngiltere) ve Türkiye kapsamındaki yurtiçi tasarruf oranı gerçekleşmeleri hakkında bir bakış açısına sahip olabilmek amacıyla Dünya Bankası'ndan temin edilen verilerden derlenen Şekil 1'de yer verilmiştir.

Şekil: 1
Yurt İçi Tasarruflar/GSYİH (%)



Şekil 1 incelendiğinde en yüksek yurtiçi tasarruf oranına sahip olan ülkenin Lüksemburg olduğu açık bir şekilde görülmektedir. Bu oran ortalama olarak %45 düzeyindedir. İrlanda ise ortalama olarak %38 düzeyine kadar ulaşmıştır. Söz konusu ortalamaların gerçekleşmesinde küresel kriz sonrası oranların etkili olduğunu söylemek mümkündür. Bununla birlikte en düşük tasarruf oranına sahip ülkeler Yunanistan (%13), Birleşik Krallık (%16) ve Portekiz (%17) olmuştur. Diğer ülkelere bakıldığında ise tasarruf oranlarının ortalama olarak %21 ila %29 arasında değiştiği ve 2008 küresel krizinde yaşanan kırılmaya rağmen kriz sonrası dönemde bir toparlanma sürecinin yaşandığı gözlenmektedir. Dünya Bankası tarafından açıklanan verilere göre, küresel kriz öncesi ve sonrası dönem kıyaslaması yapıldığında da ortalama olarak en düşük ve en yüksek tasarruf oranlarına sahip olan ülkelerin değişmediği izlenmiştir. Ancak kriz sonrası dönemdeki en düşük orana Covid-19 pandemi dönemi olan 2020 yılında rastlanmış ve Yunanistan ekonomisi için %7 olarak hesaplanmıştır. Bununla birlikte, İrlanda'nın 2021 yılında %64 düzeyine kadar ulaşan tasarruf oranı kayda değer bir nitelik taşımaktadır. Türkiye ekonomisi incelendiğinde ise 1995 yılına kadar dalgalı ve oldukça düşük düzeylerde olan tasarruf oranlarının 1996-2008 döneminde %20-25 aralığında olmasına rağmen nispi olarak daha istikrarlı olduğu söylenebilecektir. Ayrıca küresel kriz sonrası döneme bakıldığında, 2016 yılına kadar olan ciddi bir artış trendi yakalanamamış olsa da 2017 yılından sonra bir yükselme eğilimin olduğu gözlenmektedir. Bu kapsamda, Türkiye ekonomisinde tasarruf oranının 2021 yılında %32 ile en yüksek seviyesine ulaşmasında uygulanan ekonomi politikalarının yanı sıra küresel gelişmeler veya krizlerin etkisinin olduğunu söylemek mümkündür.

Bu bilgiler ışığında, söz konusu gerçekleşmeler üzerinde etkili olduğu düşünülen temel makroekonomik değişkenlerin birbirleri ile sınır komşuluğu olan örneklem grubundaki mekânsal etkilerin de dikkate alınarak değerlendirilmesi iktisat literatüre önemli katkılar sağlayabilecektir. Örneğin, SWIID (2023) tarafından sağlanan 1987-2021 dönemi verileri kullanılarak hesaplanan ortalama Gini katsayısının %31 olduğu İrlanda ekonomisinde, tasarruf oranlarının komşu ülkelerden etkilenmesi mümkündür. Bu nedenle olası etkileşimlerin ampirik analizlere dahil edilmesi gerekmektedir.

2. Literatür Özeti

Yurtiçi tasarruflar ile ilgili ekonomi literatürü oldukça geniştir. Makroekonomik değişkenlerin tasarruf oranı üzerindeki etkileri, ekonomik planlama ve öngörülerin rasyonellik taşıması için takip edilmek zorundadır. Bu kapsamda birim ve zaman boyutuna göre farklılık arz eden bilimsel tespitlerin yakından izlenmesi politika yapıcılar ve hanehalkı açısından yol gösterici niteliktedir. Analize konu olan kamu harcamaları, göç, ticari dışa açıklık, yaş bağımlılık oranı ve gelir eşitsizliği özelindeki seçili ampirik çalışmaların bir özeti Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: Literatür Özeti

Yazar	Ülke/ Dönem	Yöntem	Bulgu
Corbo & Schmidt-Hebbel (1991)	13 Gelişmekte Olan Ülke 1980-1987	İki Aşamalı EKK, Sabit Etkiler Panel Regresyon ve Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) Analizi	Vergi artışı ile finanse edilen kamu harcamalarının ve kamu harcaması kısıtlamalarıyla sağlanan kamu tasarruflarının özel tasarrufları olumsuz yönde etkileyeceği bulgusuna ulaşılmıştır.
Edwards (1996)	Seçilmiş Latin Amerika ve Batı Asya Ülkeleri (36 Ülke) 1970-1992	Yatay Kesit ve Sabit Etkiler Panel Regresyon Analizi	Kamu tasarrufları ve bağımlı nüfus artışlarının özel tasarrufları azaltacağı belirlenmiştir.
Callen & Thimann (1997)	21 OECD Ülkesi 1975-1995	Yatay Kesit ve Sabit Etkiler Panel Regresyon Analizi	Artan kamu harcamalarının vergilerle finanse edilmesinde dolaylı vergilere ağırlık verilmesi durumda tasarruf oranlarında artış yaşanacağı tespit edilmiştir.
Schmidt-Hebbel & Serven (2000)	62 Gelişmekte Olan ve 20 Gelişmiş Ülke 1965-94	Yatay Kesit, EKK ve Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) Analizi	Gelir eşitsizliği ve tasarruflar arasında tutarlı bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Loayza et al. (2000)	69 ülke (20 Gelişmiş ve 49 gelişmekte olan) 1966-1995	GMM Yöntemi	Bağımlı nüfus oranında yaşanan artışların özel tasarrufları büyük ölçüde olumsuz yönde etkilediği belirlenmiştir.
Berube & Cote (2000)	Kanada 1965-1996	Eşbütünleşme ve Vektör Hata Düzeltme (VECM) Modeli	Bağımlı nüfus oranında yaşanan artışların özel tasarrufları artırdığı tespit edilmiştir.
Athukorala & Sen (2004)	Hindistan 1954-1998	GMM	Artan kamu tasarruflarının özel tasarrufları olumsuz yönde etkileyeceği bulgusuna ulaşılmıştır.
Bhandari et al. (2007)	Sri Lanka, Bangladeş, Pakistan Hindistan ve Nepal 1976-2001	Granger Nedensellik ve Johansen EşBütünleşme Analizi	Kamu harcamalarında yaşanan artışların özel tasarrufları olumsuz yönde etkileyeceği bulgusuna ulaşılmıştır.
Gutiérrez (2007)	9 Latin Amerika ülkesi 1990-2003	Havuzlanmış EKK, Sabit ve Tesadüfi Etkiler Modelleri	Gelir adaleti ile yurtiçi tasarruflar arasında bir ilişki tespit edilememiştir.
Tagkalakis (2008)	19 OECD ülkesi 1970-2002	ARIMA Modeli	Kamu harcamalarının vergilerle finanse edilmesinde vergilere odaklanılması durumda tasarruf oranlarının azaldığı ve bu negatif yönlü etkinin durgunluk dönemlerinde daha belirgin olduğu tespit edilmiştir.
Effiom & Samuel (2012)	Nijerya 1970-2008	VECM	Ticari açıklığın uzun dönemde tasarrufları olumlu yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.
Ismail & Rashids (2013)	Pakistan 1975-2011	Johansen EşBütünleşme ve Hata Düzeltme Analizi	65 yaş üstü bağımlı nüfus oranlarındaki artışların kısa ve uzun dönemde özel tasarrufları artırdığı tespit edilmiştir.
Jilani et al. (2013)	Pakistan 1973-2011	Johansen EşBütünleşme ve Hata Düzeltme Analizi	Kamu harcamalarında yaşanan artışların tasarrufları artıracağı bulgusuna ulaşılmıştır.
Koo & Song (2016)	48 Ülke 1991-2010	Sabit Etkiler Model	Gelir adaletindeki kötüleşmelerin tasarrufları artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Gani (2016)	Asya Ülkeleri 2002-2011	Yatay Kesit, Sabit ve Tesadüfi Etkiler Modelleri	Göçmen işçiler tarafından aktarılan döviz gelirlerinin yurtiçi tasarrufları pozitif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.
Çakmaklı & Öztürk (2017)	Türkiye 1980-2014	ARDL sınır testi ve Granger nedensellik testi	Net göç ile yurtiçi tasarruf oranı arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu bulunmuştur
Grigoli et al. (2018)	165 Ülke 1981-2012	EKK ve GMM Analizi	Artan gelir eşitsizliğinin tasarruf oranlarını olumsuz yönde etkilediği belirlenmiştir.
Al Nagar & Gadallah (2023)	Mısır ve Filipinler 1981-2019	ARDL Sınır Testi	Mısırlı göçmen işçilerin kendi ülkelerine getirdikleri dövizlerin kısa ve uzun vadede yurtiçi tasarruflarda bir artış etkisi yarattıkları tespit edilmiştir. Ancak Filipin için anlamlı bir bulguya rastlanmamıştır.

Tablo 1, konuya ilişkin literatürün oldukça geniş ve kapsamlı olması nedeniyle çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bulgular ile sınırlandırılmış bir özet niteliğindedir. Özetlenen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde çalışmada kullanılan her bir değişken için sabit bir etkileşim yönünün olmadığını söylemek mümkündür. Bu bağlamda bir görüş birliği olmasa da ulusal dinamiklere ve gelişmişlik düzeyine bağlı olarak değişen bir yapının olduğu net bir şekilde görülmektedir.

3. Yöntem

Coğrafi uzaklık ve komşuluk ilişkilerine bağlı olarak ortaya çıkabilen mekânsal etkilerin incelenebilmesi amacıyla sıklıkla yararlanılan mekânsal ekonometri analizleri pek çok açıdan klasik yöntemlerden farklılaşan güncel yaklaşımlardır. Mekânsal etki olarak ifade edilen bu ilişkiler, mekânsal içerikli bir bağımlılık ve heterojenlik şeklinde oluşabilmektedir (Anselin et al., 2008: 625). Mekânsal bağımlılık, bir bölgedeki gözlem değerlerinin komşu bölgelerdeki değerlerle ilişki içinde olması durumunu ifade eder (Ergüt & Çilingirtürk, 2022: 68). Mekânsal heterojenlik ise model katsayılarında ya da değişken hata varyansında ortaya çıkan istikrarsızlığı ifade etmektedir (Anselin & Bera, 1998: 241). Dolayısıyla komşu bölgelerdeki ekonomik yayılmayı etkileyen mekânsal bağımlılığın ve değişkenlerin farklı coğrafyalardaki etkilerinin farklılaşmasına neden olabilen heterojenliğin dikkate alınması önem arz etmektedir. Aksi durumda, bölgesel dinamiklerin ihmal edilmesi, tahmin hataları ve politika etkilerinin hatalı yorumlanması gibi problemler ile karşılaşılabilir. Bu kapsamda, yatay kesit ve panel veriler için kullanılabilen mekânsal ekonometrik yöntemler ile fonksiyonel ilişkilerin açıklanmasına önemli katkılar sağlanabilmektedir.

Mekânsal etkileşimlerin analizinde ilk adım, bir ağırlık matrisi oluşturmaktır. Bu matris, n*n boyutuna sahip ve bölgesel etkileşim durumunu ifade eden bir yapıdadır. Başka bir ifadeyle, incelenen birimlerin birbirine komşu olması durumunda "1", tersi durumda ise "0" değerini alan bir matristir (Anselin et al., 2008: 628). Söz konusu matrisin analize dahil edilmesiyle uygun model seçimi için ilk adım atılmış olmaktadır. Bununla birlikte, mekânsal etkilerin regresyona dahil edilme biçimleri farklılık göstermektedir. Nitekim mekânsal etkiler, bağımlı ve/veya bağımsız değişkenden kaynaklanabileceği gibi hata terimleri ile ilgili olabilecektir (Yerdelen-Tatoğlu, 2022: 51). Bu çerçevede, mekânsal bağımlılığın varlığının ve kaynağının sınanması amacıyla Moran I, LM hata (LM Error) ve LM gecikme (LM Lag) testlerinden yararlanılmaktadır. Moran I testi ile birimlerin komşuları ile olan korelasyon ilişkisi ölçülmekte ve genel bir sonuç elde edilmektedir. Ulaşılan sonuç,

istatistiki olarak anlamlı olduğunda bölgenin mekânsal bir etkileşim içerisinde olduğu kabul edilmektedir (Fischer & Wang, 2011). LM hata ve LM gecikme testleri ise sırasıyla mekânsal hata ve mekânsal gecikmenin olup olmadığının belirlenmesini sağlamaktadır (Kosfeld, 2015). Ayrıca birim etkinin tespit edilmesi durumunda mekânsal bağımlılığı dikkate alan sabit ve tesadüfi etki modellemelerinden yararlanılabilmektedir. Bu kapsamda etkin modelin tespit edilmesi amacıyla Hausman (1978) testine başvurulabilmektedir. Söz konusu tespitlerin yapılması, mekânsal panel veri modellerinin seçimi için önem arz etmekte, elde edilen sonuçlara göre mekânsal hata ve/veya mekânsal gecikmenin olup olmamasına bağlı olarak farklı yöntemlere başvurulması gerekmektedir.

Analizde kullanılan SDEM (Mekânsal Durbin Hata Modeli) yöntemi, mekânsal etkilerin hatadan kaynaklandığı korelasyon durumunda önerilen SEM (Mekânsal Hata Modeli) metodundan yola çıkılarak türetilen bir modellemedir (Anselin, 1988). SEM modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{1}$$

$$\varepsilon = \lambda W_{\varepsilon} + \upsilon \tag{2}$$

(1) nolu denklemde yer alan β katsayısı, X bağımsız değişken matrisinin Y bağımlı değişkeni üzerindeki doğrudan etkisini ifade ederken modele ait hata terimi ε parametresi ile belirtilmiştir. Hata terimlerinden kaynaklı dolaylı etkiyi açıklamak için öngörülen (2) nolu denklemdeki eşitliğe göre, bağımlı değişkeni ifade eden ε parametresi λ ile simgelenen mekânsal hata katsayısı ve W ağırlık matrisi ile açıklanmaktadır (Ord, 1975: 120-126). Denklemdeki υ simgesi ise SEM modeline ait hata terimidir. SDEM modeli ise bu denkleme mekânsal gecikmeli bağımsız değişkenlerin dâhil edilmesi ile türetilmiş bir modeldir. Bu modellemede mekânsal gecikmeli bağımlı değişken kapsam dışı tutulmuştur. Bu çerçevede;

$$Y = X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{3}$$

$$\varepsilon = \lambda W_{\varepsilon} + \upsilon \tag{4}$$

Şeklinde ifade edilen denklemler ile modele dâhil edilen $WX\theta$ ağırlık matrisi mekânsal gecikmeli bağımsız değişkenlerin etkisini belirlemek amacıyla oluşturulan ağırlık matrisini ve etki katsayısını ifade etmektedir (Yerdelen-Tatoğlu, 2022: 56). Her iki modeldeki temel vurgu, birimlerin hata terimleri arasındaki etkileşimdir. Buna göre, model dışındaki bir mekânsal otokorelasyon ya da öngörülmeyen bir şok etkisinin dikkate alınması önem arz etmektedir (Elhorst, 2014: 7-8). Bununla birlikte, SDEM modelinin mekânsal bağımlılık etkisini hata terimlerinin yanı sıra bağımsız değişkenleri de içeren bir formda ölçme imkânı tanıması önemli avantaj olarak değerlendirilebilir. Nitekim, SEM modelinde bağımsız değişkenlerden kaynaklanan olası mekânsal yayılma etkilerinin doğrudan yakalanması söz konusu değildir. SDEM modelinin sahip olduğu bu avantaj, politika etkilerinin bir bölge ile sınırlı kalmayıp komşu bölgeler üzerindeki sonuçlarının da analiz edilebilmesi açısından kritik bir öneme sahiptir.

4. Ampirik Analiz

AB-15 ülkeleri (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç ve İngiltere) ve Türkiye kapsamında yapılan çalışmada, yurtiçi tasarruf oranlarına ait 2008 küresel krizi öncesi ve sonrası dönem görünümlerinin mekânsal etkiler altında incelenerek karşılaştırılması amaçlanmaktadır. Türkiye'nin örneklem grubuna dahil edilmesinin temel sebebi, uzun süredir ortak politika, düzenleme ve entegrasyon süreçlerinden geçmiş olan bu ülkeler ile Türkiye arasında mekânsal bir yayılma etkisinin olup olmadığını analiz etmeye olanak sağlamasıdır. Birlik kapsamında aday ülke statüsünde olan Türkiye'nin belirli bir mali ve iktisadi istikrar düzeyine ulaşmış olan bu ülkelerle olan ekonomik ilişkileri önem taşımaktadır. Bununla birlikte çalışmada, Türkiye'nin mekânsal bağımlılık ilişkileri kapsamında bölgesel ekonomik dinamiklerin bir parçası olup olmadığının ve bölgesel etkileşimlerin tasarruf dinamikleri üzerindeki olası etkilerinin tespit edilmesi hedeflenmektedir. Bu amaçla, tasarruf oranı değişkenini açıklamak üzere kamu harcamaları, net göç, ticari dışa açıklık, yaş bağımlılık oranı ve gelir eşitsizliği göstergelerinden yararlanılmıştır. Çalışma örnekleminde yer alan Avusturya'ya ait gelir eşitsizliği verilerinin 1987-2021 dönemi ile sınırlı olması çalışmanın zaman kısıtını oluşturmuştur. Bu doğrultuda öngörülen karşılaştırmalı analiz ile 1987-2008 ve 2009-2021 olmak üzere iki ayrı dönemde mekânsal etki mekanizmasının işlerliği test edilerek ampirik değerlendirmelere katkıda bulunulması amaçlanmıştır. Söz konusu dönemsel ayırım ve veri ulaşabilirliği dönemlere ait gözlem sayılarındaki farklılaşmanın temel nedenini oluşturmuştur. STATA programı kullanılarak yürütülen analiz kapsamında yararlanılan ve yıllık verilerden oluşan değişkenlere ait açıklamalar Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo: 2
Veri Seti ve Özet İstatistikler

Değişken	**Açıklama**					**Kaynak**	
taso	Yurt İçi Tasarruflar/GSYİH (%)						
kho	Hükümet Nihai Tüketim Harcamaları/ GSYİH (%)						
ng	Net Göç					World Bank (2023)	
tdao	Ticari Dışa Açıklık Oranı (%) (Mal ve Hizmet)						
bao	Yaş Bağımlılık Oranı (Çalışma Çağındaki Nüfusun Yüzdesi)						
gini	Gini Katsayısı (%)					SWIID (2023)	
Tanımlayıcı İstatistikler							
1987-2008 Dönemi							
Gözlem	**Gösterge**	taso	kho	ng	tdao	bao	gini
352	Ortalama	25,013	19,346	62947,07	81,054	50,449	29,435
	Maks.	51,356	27,377	774489	307,485	72	42,800
	Min.	11,522	7,613	-110940	30,476	43	20,566
	Std. Sapma	6,762	3,497	129880,2	50,820	4,556	5,163
	Çarpıklık	0,950	-0,310	2,951	2,065	1,675	0,644
	Basıklık	4,838	3,141	12,780	7,713	7,075	2,983
2009-2021 Dönemi							
Gözlem	**Gösterge**	taso	kho	ng	tdao	bao	gini
208	Ortalama	26,135	20,903	75407,88	108,908	53,034	30,059
	Maks.	64,095	27,935	703144	388,120	63	40,5
	Min.	7,267	12,014	-261813	45,419	44	24,141
	Std. Sapma	10,623	3,710	131373,3	73,686	4,297	3,835
	Çarpıklık	1,370	-0,406	1,309	2,079	-0,059	0,977
	Basıklık	5,258	2,480	5,973	6,953	2,701	3,665

Tablo 2'de belirtilen Gini katsayısı, gelir eşitsizliği göstergesi olup çalışmada kullanılabilir gelir üzerinden hesaplanan katsayı değerlerinden yararlanılmıştır. Söz konusu tercihin temel sebebi, vergi ve sosyal transferlerin etkisini dikkate alan kullanılabilir gelir kavramının gelir adaleti açısından daha gerçekçi bir ölçüt olarak değerlendirilmesidir. Bu kapsamda Gini katsayısında yaşanan artışlar gelir eşitsizliğinin arttığını göstermektedir. Tablo 2'de özetlenen analiz değişkenlerinin oransal (ng değişkeni dışında) olması, yapılan grafiksel incelemelerde aşırı bir sapmaya rastlanmaması ve maks.-min değerleri arasında çok ciddi bir fark olmaması nedeniyle logaritmik dönüşüme başvurulmamıştır. Ek olarak, değişken seçimi aşamasında yararlanılan korelasyon matrisi ve varyans büyütme faktörü (VIF) verilerine yer verilmesi uygun olacaktır. İlgili veriler Tablo 3 ve Tablo 4'te belirtilmiştir.

Tablo: 3
Korelasyon Matrisi ve VIF Değerleri

1987-2008 Dönemi -Korelasyon Matrisi						
Değişken	taso	kho	ng	tdao	bao	gini
taso	1					
kho	-0,041	1				
ng	-0,121	0,017	1			
tdao	0,821	-0,092	-0,199	1		
bao	-0,213	-0,167	-0,302	-0,189	1	
gini	-0,456	-0,709	0,004	-0,345	0,398	1
2009-2021 Dönemi -Korelasyon Matrisi						
Değişken	taso	kho	ng	tdao	bao	gini
taso	1					
kho	-0,376	1				
ng	-0,114	-0,073	1			
tdao	0,836	-0,274	-0,219	1		
bao	-0,375	0,542	0,015	-0,446	1	
gini	-0,272	-0,598	0,105	-0,367	-0,273	1

Tablo 3'te özetlenen sonuçlara göre, bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının yüksek olmaması önemli olmakla birlikte gini ve kho değişkenleri arasındaki %70 oranındaki katsayı dikkat çekmektedir. Ancak bu durum regresyon etkileşimleri ile ortadan kalkabilecek ve sınama testleri ile herhangi bir risk unsurunun olup olmadığı test edilecektir.

Analiz kapsamında incelenecek olan fonksiyonel ilişkiler, mekânsal etkilerden bağımsız olarak aşağıdaki şekilde ifade edilebilecektir:

$$taso_{it} = \beta_0 + \beta_1 kho_{it} + \beta_2 gini_{it} + \beta_3 ng_{it} + \beta_4 tdao_{it} + \beta_5 bao_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Tablo: 4
VIF Değerleri

1987-2008 Dönemi -VIF Değerleri		
Değişken	**VIF**	**1/VIF**
kho	2,80	0,357
ng	1,20	0,836
tdao	1,62	0,617
bao	1,39	0,718
gini	3,50	0,286
VIF ortalama	2,10	
2009-2021 Dönemi VIF Değerleri		

Değişken	**VIF**	**1/VIF**
kho	2,93	0,341
ng	1,10	0,912
tdao	2,75	0,364
bao	1,77	0,566
gini	3,26	0,307
VIF ortalama	2,36	

(5) nolu eşitlikte yer alan "t" zaman, "i" yatay kesit birimlerini ve ε hata terimini ifade etmektedir. Ek olarak, tahmin edilecek olan fonksiyonun bağımsız değişkenlerine ait varyans büyütme faktörünün (VIF) incelenmesi olası bir sahte regresyon problemi açısından önem arz etmektedir. VIF değerinin 1-5 arasında olması orta düzeyde bir ilişkiye işaret ederken, 5-10 arasında olması bağımsız değişkenlerle ilgili yüksek düzeyde bir çoklu doğrusal bağıntının olduğunu göstermektedir (Belsley, 1991: 159). Başka bir ifadeyle, bağımsız değişkenlerin birbirinden yeterli düzeyde bağımsız olması durumunda katsayı tahminlerinde bir sapma ve güvenilirlik problemi yaşanması beklenmemektedir. Bu nedenle analize başlamadan önce ilgili durumun regresyonun sağlığını tehdit edebilecek bir risk oluşturup oluşturmadığının belirlenmesi amacıyla test edilmesi gerekmektedir. Söz konusu incelemelere Tablo 4'te yer verilmiştir.

Tablo 4'te belirtilen VIF değerlerinin gerek birim gerekse ortalama bazda 10'dan küçük olması korelasyona ve/veya çoklu doğrusal bağlantıya dayalı bir risk probleminin beklenmediğini göstermektedir. Bununla birlikte incelenecek olan örneklemin aynı zamanda coğrafi ilişkiler içerisinde olması mekânsal etkilerin araştırılması gerektiğinin bir göstergesi olarak değerlendirilmelidir. Dolayısıyla bu aşamadan sonra incelenecek olan fonksiyonel ilişkilerin mekânsal bir etki altında olup olmadığının tespiti ve niteliksel olarak uyumlu analizler yardımıyla tahmin edilmesi amacıyla çeşitli sınama işlemlerinin yapılması önem arz etmektedir. Bu nedenle öncelikle olası ilişkilerin mekânsal bir bağımlılık içerip içermediğinin tespit edilmesi gerekmektedir. Söz konusu etkilerin analiz edilmesi amacıyla 16 ülkeden oluşan örneklem için 16*16 boyutunda oluşturulan ve standardize edilen mekânsal ağırlık matrisinden yararlanılmıştır. İlgili sınama işlemlerine ilişkin rapor Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo: 5
Mekânsal Bağımlılık Testleri

Test	**Dönem: 1987-2008**	**Dönem: 2009-2021**
Global Moran I	0,131 (0,009)	0,160 (0,013)
Global Geary C	0,731 (0,004)	0,604 (0,005)
Global Getis-Ords	-0,278 (0,009)	-0,339 (0,013)
LM Error (Burridge)	5,632 (0,018)	4,504 (0,034)
LM Error (Robust)	5,634 (0,018)	4,529 (0,033)
LM Lag (Anselin)	0,006 (0,940)	0,003 (0,954)
LM Lag (Robust)	0,008 (0,930)	0,028 (0,867)

Tablo 5'te raporlanan sonuçlar incelendiğinde hesaplanan Global Moran I, Global Geary C ve Global Getis-Ords test değerlerinin istatistiki anlamlılığa sahip olması oluşturulan modelin her iki dönem kapsamında mekânsal bağımlılık etkisi altında olduğunu göstermektedir. Sonuçlara göre, LM hata test sonuçlarının %5 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olması her iki dönemde mekânsal hata etkisinin olduğunu göstermektedir. Bununla

birlikte mekânsal gecikmenin varlığına ilişkin bilgi veren LM gecikme testlerine ait sonuçların herhangi bir istatistiki anlamlılık taşımaması ise her iki dönem için de mekânsal gecikmeye ilişkin bir etkileşimin olmadığını ifade etmektedir. Bu durum, modelde yer alan ve açıklanamayan mekânsal etkilerin hata terimlerinden kaynaklandığını göstermektedir. Başka bir ifadeyle, bağımlı değişkenin komşu birimler üzerinde bir etkisi olmasa da modele dahil edilmeyen ancak mekânsal olarak dağılan faktörlerin hata terimlerinde yarattığı sistematik bir bağımlılığın varlığı söz konusudur. Sonuç olarak, her iki dönem kapsamında mekânsal etkilerin varlığına ilişkin göstergelerin olması analizin derinleştirilmesini ve niteliksel olarak uygun mekânsal panel veri modelinin belirlenmesini gerekli kılmaktadır. Bu kapsamda öncelikle söz konusu ilişkilerin birim etki içerip içermediğinin tespit edilmesi faydalı olacaktır. İlgili sonuçlar Tablo 6'da belirtilmiştir.

Tablo: 6
Mekânsal Hata ve Gecikme Sınamaları

Test	**Dönem: 1987-2008**	**Dönem: 2009-2021**
Breusch-Pagan LM Test -Two Side	1559,019 (0,000)	863,035 (0,000)
Breusch-Pagan ALM Test -Two Side	1276,337 (0,000)	678,966 (0,000)
Sosa-Escudero-Yoon LM Test -One Side	39,484 (0,000)	29,378 (0,000)
Sosa-Escudero-Yoon ALM Test -One Side	35,726 (0,000)	26,057 (0,000)
Baltagi-Li LM Autocorrelation Test	323,276 (0,000)	190,139 (0,000)
Baltagi-Li ALM Autocorrelation Test	40,595 (0,000)	6,0700 (0,014)
Baltagi-Li LM AR(1) Joint Test	1599,613 (0,000)	869,105 (0,000)
Rho	-0,523 (0,000)	0,179 (0,004)

Tablo 6'da belirtilen bulgulara göre, analize konu her iki dönem için de birim etkinin varlığı reddedilememiştir. Birim etkinin önem derecesi hakkında bilgi veren Rho katsayısına ait değerler, ilk dönem için %52 olarak hesaplanırken ikinci dönem için %18 düzeyinde bir gerçekleşme göstermiştir. Buna göre, ilk dönem birim etki derecesinin kuvvetli, ikinci dönem ise zayıf ilişki olarak görüldüğünü belirtmek gerekmektedir (Davis, 1971). Bu durumda yürütülecek olan regresyon için klasik modelin kullanılması mümkün görülmemektedir. Söz konusu aşamada sabit veya tesadüfi etkiler modellerinden hangisinin uygun olduğuna karar verilmesi için Hausman testine başvurulmuştur. Tablo 7'de model seçimine yön veren test sonuçları özetlenmektedir.

Tablo: 7
Hausman Testi

Test	**Dönem: 1987-2008**	**Dönem: 2009-2021**
Hausman LM Test	39,769 (0,000)	40,251 (0,000)

Tablo 7'de belirtilen sonuçlara göre, Hausman testi kapsamında tesadüfi etkilerin uygun olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedilmesi modelin her iki dönem için sabit etkiler yöntemi kullanılarak yürütülmesi gerektiğine işaret etmektedir. Bu nedenle çalışmada mekânsal gecikmenin olmadığı ancak mekânsal hata içeren mekânsal panel veri analiz yöntemlerinden SDEM modelinin sabit etkiler yöntemi ile çözümlenmesi uygun görülmüştür. İlgili sonuçlar Tablo 8'de yer almaktadır.

Tablo: 8
SDEM Tahmin Sonuçları

	Dönem: 1987-2008					**Dönem: 2009-2021**				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	P>z	%95 Güven Aralığı		Katsayı	Std. Hata	P>z	%95 Güven Aralığı	
kho	-1,231	0,069	**0,000**	-1,366	-1,096	-1,795	0,131	**0,000**	-2,051	-1,538
gini	-0,125	0,046	**0,006**	-0,215	-0,035	-0,139	0,154	0,368	-0,441	0,163
ng	2,145	7,325	**0,004**	7,027	3,576	-1,286	1,396	0,354	-4,001	1,436
tdao	0,098	0,006	**0,000**	0,087	0,110	0,048	0,013	**0,000**	0,022	0,073
bao	-0,311	0,027	**0,000**	-0,364	-0,257	-0,121	0,083	0,144	-0,283	0,041
w1x_kho	-0,132	0,082	0,108	-0,292	0,029	0,381	0,163	**0,019**	0,061	0,700
w1x_gini	-0,060	0,068	0,377	-0,193	0,073	0,060	0,196	0,762	-0,325	0,445
w1x_ng	9,715	8,046	0,227	-6,066	2,556	-6,317	1,426	0,657	-3,426	2,156
w1x_tdao	0,022	0,008	**0,007**	0,006	0,039	0,000	0,023	0,996	-0,044	0,044
w1x_bao	0,074	0,029	**0,011**	0,017	0,131	0,489	0,085	**0,000**	0,322	0,655
S.lambda	0,113	0,022	**0,000**	0,069	0,157	0,095	0,032	**0,003**	0,032	0,158
sigma2_e	1,510	0,116	**0,000**	1,283	1,736	2,949	0,293	**0,000**	2,375	3,523
R^2	**within =0,779**					**R^2**	**within =0,685**			

Tablo 8'de yer alan bulgulara göre, her iki dönem için hesaplanan R^2 değerleri modellerin açıklama gücünün yeterli olduğunu göstermektedir. Modellerde yer alan mekânsal gecikmeli bağımsız değişkenlerin ise dönemlere göre farklılık göstermesi kriz sonrası yaşanan kırılmanın bir göstergesi olarak değerlendirilebilecektir. Analiz edilen 1987-2008 dönemine ait sonuçlar incelendiğinde en yüksek etkiye sahip değişkenin net göç olması dikkat çekmektedir. Sonuçlara göre, net göç miktarında yaşanan 1 kişilik artış tasarruf oranını %214 düzeyinde artırmaktadır. Bu dönem için elde edilen bulgulara göre, kho değişkeninde meydana gelen her yüzde 1'lik artış taso bağımlı değişkenini %1,2 düzeyinde azaltmaktadır. Gini katsayısının taso değişkeni üzerindeki etkisinin %0,1 düzeyinde gerçekleşmesi ise oldukça düşük bir etkileşim olarak değerlendirilebilir. Bununla birlikte ilgili ülkelerdeki gelir eşitsizliğinin çoğunlukla düşük düzeylerde seyretmesi bu sonucun bir nedeni olarak düşünülebilir. Nitekim gelir adaletinin sağlanmış olması tasarruf davranışları üzerinde etkili olan diğer faktörlerin ağırlıklarının artması ile sonuçlanabilecektir. Benzer şekilde ticari dışa açıklık oranı için elde edilen katsayı değeri de %0,1 düzeyinde ve pozitif olarak gerçekleşmiştir. Bununla birlikte, nüfus bağımlılık oranlarında yaşanan %1 düzeyindeki artışlar %0,3 oranında ve negatif yönde bir etki yaratmaktadır. Analiz sonucunda istatistiki olarak anlamlı olduğu belirlenen gecikmeli bağımsız değişkenler ise tdao ve bao göstergeleri olmuştur. Buna göre komşu ülkelerin tdao ve bao değerlerinde yaşanan %1 oranındaki artışlar tasarruf oranlarında sırasıyla %0,02 ve %0,07 düzeyinde artışa neden olmaktadır. Modele ait mekânsal hatayı ifade eden Lambda katsayısının anlamlı olması ise komşu ülkeler için hesaplanan hata terimlerinin %11 oranında birlikte hareket ettiğini göstermektedir.

2009-2021 dönemine ait sonuçlara göre, ilk dönemde en yüksek etkiye sahip olan net göç değişkeni, Gini katsayısı ve bao değişkenlerine ilişkin istatistiki olarak anlamlı bir bulguya rastlanmamıştır. Bulgular, kho değişkeninde meydana gelen her yüzde 1'lik artışın taso bağımlı değişkenini %1,8 düzeyinde azalttığını göstermektedir. Tdao değişkeni için elde edilen sonuçlara göre, açıklık düzeyinde ortaya çıkan her yüzde 1'lik artış tasarruf oranını %0,05 düzeyinde artırmaktadır. Ayrıca, kho ve tdao değişkenlerine ait bulguların incelenen her iki dönem için de aynı yönde olduğu tespit edilmiştir. İkinci dönem için istatistiki olarak anlamlı olduğu belirlenen gecikmeli bağımsız değişkenler ise kho ve bao

göstergeleri olmuştur. Buna göre komşu ülkelerin kho ve bao değerlerinde yaşanan %1 oranındaki artışlar tasarruf oranlarında sırasıyla %0,38 ve %0,49 düzeyinde artışa neden olmaktadır. Bu modele ait mekânsal hata katsayısı ise komşu ülkeler için hesaplanan hata terimlerinin %10 oranında birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Hata terimleri varyansını ifade eden sigma2_e katsayı değerlerinin istatistiki olarak anlamlı ve yüksek düzeylerde olmaması ise modelin mekânsal etkileşimleri büyük ölçüde yakaladığının bir göstergesi olarak değerlendirilebilir.

5. Sonuç

Ekonomilerin temel büyüme dinamiği olan yurtiçi tasarruf düzeyini etkileyen değişkenlerin ve etki boyutlarının belirlenmesi ilgili politikaların türetilmesinde yüksek düzeyde yol gösterici niteliktedir. Özellikle serbest ekonomi uygulamalarının yaygınlaşması ile birlikte kendi kendine yeterli ekonomilerin önem kazanması ve dış tasarruflar ile ilgili ekonomik riskler ülkelerin kendi tasarruflarını artırmaya yönelik politikalara olan ihtiyaç düzeylerinin artmasına neden olmuştur. Bu kapsamda dünya genelinde oldukça geniş bir literatüre sahip yurtiçi tasarruflar çok sayıda araştırmacı ve karar birimi tarafından yakından izlenmeye devam etmektedir.

Bu çalışmada, AB-15 ülkeleri ve Türkiye'nin 1987-2021 dönemine ait verileri kullanılarak 2008 küresel krizi öncesi ve sonrası süreçte ortaya çıkan yurtiçi tasarruf oranı gerçekleşmelerinin mekânsal etki dâhilinde incelenmesi hedeflenmektedir. Bu kapsamda SDEM modeli kullanılarak yapılan mekânsal panel veri analizinde bağımsız değişken olarak kamu harcamaları, net göç, ticari dışa açıklık, yaş bağımlılık oranı ve gelir eşitsizliği değişkenlerinden yararlanılmıştır. Yapılan analiz ile ulaşılan kriz öncesi (1987-2008) dönem sonuçları, kamu tüketim harcamaları oranı, gelir eşitsizliği ve bağımlı nüfus oranlarında yaşanan artışların yurtiçi tasarrufları azalttığını; net göç ve ticari dışa açıklık düzeyi artışlarının ise tasarruflar üzerinde pozitif yönlü bir etki gücüne sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca mekânsal etkileşim kapsamında belirlenen ilişkilere göre dışa açıklık ve bağımlı nüfus oranından tasarruf oranlarına doğru pozitif yönlü bir mekanizmanın işlediği tespit edilmiştir. Kriz ve sonrası (2009-2021) dönem sonuçlarına göre, istatistiki anlamlılığa sahip olan değişkenlerin kamu harcamaları oranı ve ticari dışa açıklık olduğu belirlenmiştir. Ayrıca bu değişkenlerin etki yönlerinde herhangi bir değişikliğe rastlanmamıştır. Bu döneme ait mekânsal etki sonuçları bağımlı nüfus açısından ilk dönem ile aynı yönde gerçekleşmiştir. Dönemsel olarak farklılaşan bir başka sonuç ise komşu ülkelerin kamu harcamaları oranında yaşanan artışların tasarruf oranlarını artırmasıdır. Bu durum, kriz sonrası dönemde uygulanan genişletici maliye politikaları ve kurtarma paketlerinin etkisiyle azalan kamu tasarruflarının etkisini barındırabilecektir. Söz konusu koşullarda hükümetlerin daha fazla vergi alacağına ilişkin bir beklentinin oluşması hanehalkının ihtiyatî olarak daha fazla tasarruf etme güdüsünü harekete geçirmiş olabilecektir. Ayrıca ilk dönemde etki düzeyi en yüksek olan değişkenin net göç olması ve bu değişken için kriz sonrası dönem kapsamında anlamlı bir bulguya rastlanmaması dikkat çekmektedir. Söz konusu durum kayıt dışı göçmen sayısında gözlenen artışlardan kaynaklanmış olabilir. Özellikle 2011 yılında başlayan Suriye savaşının yol açtığı göç akımının etkisinin ölçülemediğini belirtmek gerekmektedir. Ayrıca

Yunanistan'ın 2009-2021 döneminde sürekli negatif net göç ile karşılaşan tek ülke olarak küresel kriz yanında iç ekonomik problemlerle de yoğun bir şekilde mücadele ettiği bu süreç, gerçekleşen tasarruf oranlarının oldukça düşük olduğu bir döneme işaret etmektedir. Ancak bu durumun içsel faktörlerle birlikte ülke özelinde analiz edilmesi bir başka çalışmanın konusunu oluşturabilecektir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, bu analiz ile AB üyeliği halen gündemde olan Türkiye için yüksek yurt içi tasarruf oranlarının temin edilmesi amacıyla örnek teşkil edebilecek yakın coğrafyanın bu anlamdaki etkilerinin önemine odaklanılmasının literatüre katkı sağladığı düşünülmektedir. Ayrıca uzun dönemli bir yaklaşımla hareket edilmesi ve tasarruf oranlarına yönelik belirleyicilerin küresel kriz etkisi bağlamında derinleştirilmesi önem arz etmektedir. Bu kapsamda yapılan analiz sonuçları, tasarruf oranlarının mekânsal olarak dışa açıklık, bağımlı nüfus oranı ve kamu harcamaları gibi değişkenler üzerinden farklılaştığını göstermektedir. Kriz sonrası dönemde, özellikle komşu ülkelerdeki kamu harcamalarındaki artışın tasarruf oranlarını artırıcı etkisi öne çıkarken, net göç değişkeninin mekânsal yayılma etkisinin zayıfladığı gözlemlenmiştir. Bu sonuçlar, tasarruf oranlarının yalnızca içsel faktörlere değil, bölgesel ekonomik gelişmelere ve politika farklılıklarına bağlı olarak değişebileceğini ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgular doğrultusunda öngörülen temel öneriler; maliye politikalarının uzun dönemde sürdürülebilir kamu tasarruflarını destekleyecek biçimde yapılandırılması, göç politikalarının tasarruf eğilimleri üzerindeki etkisinin dikkate alınması, dış ticarete yönelik entegrasyon süreçlerinin ve ihracat odaklı büyüme politikalarının desteklenmesi, uzun vadeli tasarruf araçlarının teşvik edilmesi, sosyal güvenlik sistemlerinin güçlendirilmesi ve gelir eşitsizliğinin azaltılmasına yönelik politikaların artırılması olarak sıralanabilir. Ayrıca bölgesel kalkınma stratejilerinin tasarruf artışını destekleyen bir yapıda şekillendirilmesi küresel kriz, savaş ve salgın benzeri süreçlerde sağlıklı yönetim süreçlerinin temin edilebilmesine katkı sağlayabilecektir. Bu kapsamda, sonraki çalışmalar için 2019 küresel pandemi sonrasındaki görünümün izlenmesi ve mekânsal etki boyutlarının değerlendirilmesi önerilmektedir.

Kaynaklar

Al Nagar, T. & K. Gadallah (2023), "The Impact of Remittances on Domestic Savings: A Comparative Empirical Study of Egypt and the Philippines", *The Egyptian Journal of Development and Planning*, 3(31), 85-115.

Alcalá, F. & A. Ciccone (2004), "Trade and Productivity", *The Quarterly Journal of Economics*, 119(2), 613-646.

Ambler, S. et al. (2008), "The Effect of Public Spending on Consumption: Reconciling Theory and Evidence", *The Center for Interuniversity Research in Quantitative Economics (CIREQ)*, 16, 1-29.

Anselin, L. & A.K. Bera (1998), "Spatial Dependence in Linear Regression Models with An Introduction to Spatial Econometrics", in: A. Ullah & D. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics, Chapter 7* (237-289), New York: Marcel Dekker.

Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, 4. Ed., Berlin: Springer Science & Business Media.

Anselin, L. et al. (2008), "Spatial Panel Econometrics", in: L. Matyas & P. Sevestre (eds.), *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics* (625-660), Netherlands: Springer, 46.

Aschauer, D.A. (1985), "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 75(1), 117-127.

Athukorala, P.C. & K. Sen (2004), "The Determinants of Private Saving in India", *World Development*, 32(3), 491-503.

Bahmani-Oskooee, M. & A. Chakrabarti (2005), "Openness, Size and the Saving-Investment Relationship", *Economic Systems*, 29(3), 283-293.

Bajaras, A. et al. (2009), "Do Workers' Remittances Promote Economic Growth?", *IMF Working Paper*, No. 153.

Balde, Y. (2011), "The Impact of Remittances and Foreign Aid on Savings/Investment in Sub-Saharan Africa", *African Development Review*, 23(2), 247-262.

Barro, J.R. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *The Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.

Barro, J.R. (1981), "Output Effects of Government Purchases", *Journal of Political Economy*, 89(6), 1086-1121.

Belsley, D.A. (1991), *Conditioning Diagnostics: Collinearity and Weak Data in Regression*, New York: John Wiley & Sons, Inc.

Berube, G. & D. Cote (2000), "Long-Term Determinants of The Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada", *Bank of Canada Working Paper*, No. 3.

Bett, E.K. (2013), "Impacts of Remittance Inflows on Domestic Savings in Kenya", *Doctoral Dissertation*, University of Nairobi.

Bhandari, R. et al. (2007), "Determinants of Private Saving in South Asia", *South Asia Economic Journal*, 8(2), 205-217.

Blanchard, O. & R. Perotti (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.

Brady, D.S. & R.D. Friedman (1947), "Savings and The Income Distribution", *NBER*, 10, 247-265.

Bunting, D. (1991), "Savings and The Distribution of Income", *Journal of Post Keynesian Economics*, 14(1), 3-22.

Callen, T. & C. Thimann (1997), "Empirical Determinants of Household Saving: Evidence from OECD Countries", *IMF Working Paper*, No. 181.

Corbo, V. & K. Schmidt-Hebbel (1991), "Public Policies and Saving in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 36(1), 89-115.

Çakmaklı, S. & Ö. Öztürk (2017), "Göç ve Tasarruf Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Bir Ampirik Analiz", *Uluslararası İlişkiler ve Ekonomik Politika Dergisi*, 24(2), 249-270.

D'Alessandro, A. (2010), "How can Government Spending Affect Private Consumption? A Panel Cointegration Approach", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 18(18), 40-57.

Dahmardeh, N. et al. (2011), "Government Spending and Private Consumption in Selected Asian Developing Countries", *International Research Journal of Finance and Economics*, 64, 140-146.

Davis, J.A. (1971), *Elementary Survey Analysis*, 1. Edition, New Jersey: Prentice-Hall.

De Haas, H. (2010), "Migration and Development: A Theoretical Perspective", *International Migration Review*, 44(1), 227-264.

Düzgün, R. & E. Bilgili (2008), "Kamu Tüketim Harcaması ve Özel Tüketim: Orta Asya Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi", *Sosyoekonomi*, 8(8), 75-88.

Edwards, S. (1996), "Why are Latin America's Saving Rates so Low? An International Comparative Analysis", *Journal of Development Economics*, 5(1), 5-44.

Effiom, L. & U.P. Samuel (2012), "Trade Openness and Domestic Savings Nexus in Developing Countries: Empirical Evidence From Nigeria", *European Journal of Scientific Research*, 86(3), 428-442.

Elhorst, J.P. (2014), *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, 1. Edition, Berlin: Springer.

Ergüt, Ö. & A.M. Çilingirtürk (2022), "Analysis of the spatial impact on Turkey's life satisfaction", *Journal of Life Economics*, 9(2), 65-80.

Fatás, A. & I. Mihov (2001), "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence", *CEPR Discussion Paper*, 2760.

Fischer, M.M. & J. Wang (2011), *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*, 1. Edition, Berlin: Springer Science & Business Media.

Furman, J. & J.E. Stiglitz (1998), "Economic Consequences of Income Inequality", in: J. Hole (ed.), *Income Inequality: Issues and Policy Options* (221-263), Federal Reserve Bank of Kansas City.

Gani, A. (2016), "Remittances and Savings in Asia: Some Empirical Evidence Based on The Life-Cycle Model", *Journal of Finance and Economics*, 4(1), 24-38.

Gavin, M. (1997), "Saving Behaviour in Latin America: Overview and Policy Issues", *Inter-American Development Bank Office of the Chief Economist Working Paper*, No. 346.

Giavazzi, F. & M. Pagano (1990), "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries", *NBER Working Paper*, 3372.

Grigoli, F. et al. (2018), "Saving in the World", *World Development*, 104, 257-270.

Gutiérrez, M. (2007), *Saving in Latin America After the Mid-1990s: Determinants, Constraints and Policies*, Serie Macroeconomía del desarrollo no. 57, United Nations Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), Santiago.

Hausman, J.A. (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(6), 1251-1271.

Hjelm, G. (2002), "Is Private Consumption Growth Higher (Lower) During Periods of Fiscal Contractions (Expansions)?", *Journal of Macroeconomics*, 24(1), 17-39.

Ho, T. (2001), "The Government Spending and Private Consumption: A Panel Cointegration Analysis", *International Review of Economics & Finance*, 10(1), 95-108.

Horioka, C.Y. (2010), "Aging and Saving in Asia", *Pacific Economic Review*, 15(1), 46-55.

Ismail, A. & K. Rashids (2013), "Determinants of Household Saving: Cointegrated Evidence from Pakistan (1975-2011)", *Economic Modelling*, 32, 524-531.

Jilani, S. et al. (2013), "Determinants of National Savings in Pakistan: An Exploratory Study", *Asian Social Science*, 9(5), 254-262.

Koo, J. & Y. Song (2016), "The Relationship Between Income Inequality and Aggregate Saving: an Empirical Analysis Using Cross-Country Panel Data", *Applied Economics*, 48(10), 892-901.

Kosfeld, R. (2015), *Tests on Spatial Dependence in The Errors*, Kassel, Germany: University of Kassel, <http://www.uni-kassel.de/~rkosfeld/lehre/spatial/SpatialEconometrics4b.pdf>, 16.02.2024.

Kwan, K.Y. (2006), "The Direct Substitution Between Government and Private Consumption in East Asia", *NBER Working Paper*, 12431.

Loayza, N. et al. (2000), "What Drives Private Saving Across The World?", *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), 165-181.

Mankiw, N.G. (1992), *Macroeconomics* (1st ed.), United States of America: North Publishers.

Musgrove, P. (1980), "Income Distribution and The Aggregate Consumption Function", *Journal of Political Economy*, 88(3), 504-525.

Nickel, C. & I. Vansteenkiste (2008), "Fiscal Policies, the Current Account and Ricardian Equivalence", *European Central Bank Working Paper Series*, No. 935.

Ord, J.K. (1975), "Estimation Methods for Models of Spatial Interaction", *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 120-126.

Osili, U.O. (2007), "Remittances and Savings from International Migration: Theory and Evidence Using a Matched Sample", *Journal of Development Economics*, 83(2), 446-465.

Sachs, J.D. & A. Warner (1995), "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.

Schclarek, A. (2007), "Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries", *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 912-939.

Schmidt-Hebbel, K. & L. Serven (1996), "Income Inequality and Aggregate Saving: Cross-Country Evidence", The World Bank *Policy Research Working Paper*, No. 1561.

Schmidt-Hebbel, K. & L. Serven (2000), "Does Income Inequality Raise Aggregate Saving?", *Journal of Development Economics*, 61(2), 417-446.

SWIID (2023), *Standardized World Income Inequality Database*, <https://fsolt.org/swiid/>, 16.12.2023.

Tagkalakis, A. (2008), "The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions", *Journal of Public Economics*, 92(5-6), 1486-1508.

Venieris, Y.P. & D.K. Gupta (1986), "Income Distribution and Sociopolitical Instability as Determinants of Savings: A Cross-Sectional Model", *Journal of Political Economy*, 94(4), 873-883.

World Bank (2023), *World Bank National Accounts Data*, <https://datacatalog.worldbank.org/public-licenses#cc-by>, 16.12.2023.

Yerdelen-Tatoğlu, F. (2022), *Mekânsal Ekonometri- Stata Uygulamalı* 1. Baskı, İstanbul: Beta Yayıncılık.

Ayla, D. (2025), "Yurtiçi Tasarruf Oranları Üzerine Bir Mekânsal Etki İncelemesi: AB-15 Ülkeleri ve Türkiye", *Sosyoekonomi*, 33(64), 399-417.

Yayın link: https://dergipark.org.tr/tr/pub/sosyoekonomi/issue/91236/1455336
indeks link: https://mjl.clarivate.com/journal-profile

