

GAZİANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Journal homepage: <http://dergipark.org.tr/tr/pub/jss>



Araştırma Makalesi • Research Article

DOI: 10.21547/jss.1666727

Ekonomik Karmaşıklık ve Büyüme İlişkisi: Türkiye’de Sektörel Bir Yaklaşım

The Relationship between Economic Complexity and Growth: A Sectoral Approach in Turkey

Yusuf ÜNSAL^{a*}

^a Dr. Öğr. Üyesi, Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Eskişehir / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0002-7856-5402

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 27 Mart 2025

Kabul tarihi: 13 Ağustos 2025

Anahtar Kelimeler:

Ekonomik Karmaşıklık,
Sektörel Ekonomik Karmaşıklık,
Ekonomik Büyüme,
ARDL.

ÖZ

Bu çalışma, ekonomik karmaşıklığın Türkiye’de ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini sektörel düzeyde analiz etmeyi amaçlamaktadır. 1995–2023 dönemini kapsayan çalışmada, genel ekonomik karmaşıklığın yanı sıra sanayi ve tarım sektörlerine ait ekonomik karmaşıklık endeksleri ayrı ayrı hesaplanarak büyüme üzerindeki etkileri incelenmiştir. Ekonometrik analizlerde Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (ARDL) modeli ile Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemi kullanılmıştır. Analiz bulguları, sanayi sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklığın hem kısa hem de uzun vadede ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı etkiler yarattığını göstermektedir. Genel ekonomik karmaşıklık endeksi uzun vadede büyümeyi destekleyici bir etki sunmakla birlikte, bu etkinin daha sınırlı olduğu belirlenmiştir. Tarım sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklık endeksinin ise ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir. Çalışma, üretim yapısının sektörel niteliğini dikkate alan yaklaşımların büyüme analizlerinde daha bütüncül sonuçlar sunduğunu ortaya koymaktadır. Politika yapıcılar açısından, sanayi sektöründe üretim çeşitliliğini ve teknolojik derinliği artırmaya yönelik stratejiler geliştirilmesi, sürdürülebilir büyüme hedefleri açısından kritik bir adım olarak değerlendirilmektedir.

ARTICLE INFO

Article History:

Received: March 27, 2025

Accepted: August 13, 2025

Keywords:

Economic Complexity,
Sectoral Economic Complexity,
Economic Growth,
ARDL.

ABSTRACT

This study investigates the relationship between economic complexity and economic growth in Turkey by considering sector-specific dynamics. Focusing on the period from 1995 to 2023, it calculates and analyzes separate economic complexity indices for the industrial and agricultural sectors, along with an overall economic complexity index. The analysis employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) method to estimate both short- and long-term effects. The results indicate that industrial economic complexity significantly and positively contributes to economic growth in both the short and long run. While the overall economic complexity index shows a positive association with long-term growth, the magnitude of its impact remains relatively modest. On the other hand, the agricultural economic complexity index does not exhibit a statistically significant influence on growth. These findings highlight the importance of sectoral disaggregation when examining the structural components of economic performance. From a policy perspective, enhancing production diversity and fostering technological advancement in the industrial sector emerge as key priorities for achieving sustainable economic growth.

* Sorumlu yazar/Corresponding author.
e-posta: y_unsal@anadolu.edu.tr

EXTENDED ABSTRACT

Understanding the underlying drivers of economic growth continues to be a central concern in economic research, especially for developing countries aiming for long-term prosperity and enhanced global competitiveness. While traditional growth models emphasize factors such as capital accumulation, labor participation, and technological advancement, more contemporary approaches focus on the structural features of an economy—particularly economic complexity. Introduced by Hidalgo and Hausmann (2009), the Economic Complexity Index (ECI) measures the amount of embedded productive knowledge in an economy by evaluating the diversity and sophistication of its export portfolio. Economies with higher levels of complexity are seen as possessing richer knowledge systems and stronger capabilities that foster sustainable economic development. In this framework, economic complexity serves as a robust indicator of a country's ability to transition toward higher-value activities and to upgrade its production structure. Economies that exhibit greater complexity tend to be more adaptable to external shocks, attract more foreign direct investment (FDI), and are better equipped for innovation-led growth. For this reason, increasing economic complexity is increasingly viewed as a key strategic goal for countries seeking to enhance their developmental outcomes.

Although the literature examining economic complexity and growth has expanded significantly in recent years, much of this research remains concentrated at the national or cross-country level, often overlooking important sectoral differences. This limits the ability to understand how distinct industries contribute to growth through different mechanisms. For instance, manufacturing sectors are more likely than agriculture to generate productivity gains, innovation spillovers, and scale economies. A sectoral analysis of economic complexity can thus provide more granular insights into how structural transformation supports growth. Addressing this research gap, the current study investigates the impact of economic complexity on economic growth in Turkey between 1995 and 2023, with particular attention to sectoral variations. To this end, the study employs three separate models to estimate the effects of: (i) general economic complexity (aggregated across sectors), (ii) industrial economic complexity, and (iii) agricultural economic complexity on real per capita GDP. The analysis employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing method, along with the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) technique to ensure robustness of the long-term estimates. The economic complexity indicators are constructed using the Fitness algorithm developed by Servadio et al. (2018), which offers improvements over earlier methodologies. Export data are obtained from the BACI dataset, and product classifications into industrial and agricultural categories follow the harmonized system codes provided by the Turkish Statistical Institute (TÜİK).

The results yield several noteworthy findings. Most significantly, the industrial economic complexity index exerts a positive and statistically significant effect on economic growth in both the short and long run. This finding underlines the role of a diversified, technologically advanced manufacturing sector in promoting sustainable economic performance. In contrast, the general economic complexity index also shows a positive long-term effect, but the magnitude of the impact is comparatively weaker, suggesting that broader structural complexity may require additional policy or institutional support to effectively foster growth. As for agricultural economic complexity, although its coefficient is positive, it is not statistically significant in either model. This may be due to the limited variety and lower technological content of agricultural products relative to industrial goods in Turkey's export profile. Beyond economic complexity, the analysis reveals that capital accumulation, labor participation, and FDI contribute significantly to economic growth across all models. On the other hand, government expenditures have a statistically significant negative effect on long-run growth, indicating inefficiencies in fiscal allocation or crowding-out effects on private sector activity. Human capital, proxied by higher education enrollment rates, does not consistently affect growth, perhaps due to mismatches between skills supply and labor market demands.

The study also faces certain methodological limitations. The economic complexity indicators are based solely on merchandise trade data, thereby excluding the increasingly important services sector. Furthermore, the relatively small number of agricultural products compared to industrial ones may result in weaker estimations for the agricultural complexity index. Future research should aim to incorporate service exports into the complexity framework and expand agricultural product classifications to better capture sector-specific contributions. From a policy perspective, the findings suggest that promoting industrial diversification and enhancing technological capacity should be at the forefront of Turkey's growth strategy. Industrial policy should not only focus on expanding output but also aim to increase innovation and value-added production. The observed negative impact of government spending on long-term growth calls for improved fiscal efficiency and better targeting of public resources. Furthermore, the consistent positive effect of FDI indicates that Turkey should continue to strengthen its investment climate, particularly by encouraging high-technology foreign investments. In conclusion, this study contributes to the literature on economic complexity by offering a sector-specific analysis within a major emerging economy. The findings demonstrate that industrial complexity plays a central role in driving long-term growth in Turkey, while agricultural complexity remains a less influential factor. This research enhances our understanding of the structural foundations of economic development and offers evidence-based insights for formulating growth-oriented industrial strategies.

Giriş

Ekonomik büyüme, bir ülkenin refah seviyesinin artışı ve kalkınma sürecinin sürdürülebilirliği açısından en kritik makroekonomik hedeflerden biri olarak kabul edilmektedir. Uzun yıllardır iktisat literatüründe büyümeyi belirleyen faktörler üzerine yoğun bir tartışma yürütülmüş ve farklı teorik yaklaşımlar geliştirilmiştir. Klasik ve neoklasik büyüme teorileri; sermaye birikimi, emek arzı ve teknolojik ilerlemeyi büyümenin temel bileşenleri olarak ele alırken, endojen büyüme modelleri; inovasyon, bilgi birikimi ve beşeri sermayenin rolüne dikkat çekmiştir. Bu bağlamda ekonomik büyümenin temel belirleyicilerini analiz etmek amacıyla, üretim yapısının çeşitliliği ve teknoloji yoğunluğu gibi niteliklerine odaklanan ekonomik karmaşıklık endeksi (ECI) son yıllarda literatürde öne çıkan yeni yaklaşım olarak geliştirilmiştir. Ekonomik karmaşıklık kavramı, bir ülkenin sahip olduğu bilgi ve beceri kapasitesini yansıtan üretim çeşitliliği ve sofistikasyon düzeyi ile doğrudan ilişkilidir. Daha spesifik olarak, bir ekonominin ürettiği mal ve hizmetlerin hem çeşitliliğini hem de bilgi yoğunluğunu yansıtan bir gösterge olarak kabul edilmektedir (Hausmann, Hidalgo, Bustos, Coscia, Simoes ve Yıldırım, 2014). Geleneksel doğal kaynak veya sermaye bazlı büyüme modellerinin aksine ekonomik karmaşıklık teorisi, üretim süreçlerinde kullanılan kolektif bilgi, teknolojik kapasite ve ağ bağlantılarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini vurgulamaktadır.

Yüksek ekonomik karmaşıklık seviyeleri, artırılmış üretim ve bilgi kapasiteleriyle ilişkilidir. Bilgi, beceri ve teknoloji bakımından daha donanımlı ekonomilerin, ekonomik büyüme ve refah düzeyi açısından daha avantajlı konumda olduğu görülmektedir (Sarsar ve Echaoui, 2024). Ekonomik karmaşıklık teorisi ise, ülkelerin üretim süreçlerinde daha fazla bilgi ve beceri gerektiren, yani daha karmaşık ürünlere yönelmesinin, uzun vadeli ekonomik büyümeyi destekleyen temel unsurlardan biri olduğunu ileri sürmektedir. Daha gelişmiş üretim yapısına sahip ülkeler, yüksek katma değerli sektörlerle yönelerek rekabet avantajı elde edebilmekte ve sürdürülebilir büyümeyi teşvik edebilmektedir. Öte yandan, düşük karmaşıklığa sahip ekonomiler genellikle düşük teknolojiye dayalı ve küresel pazarlarda sınırlı fırsatlar sunan ürünlerle sınırlı kalmaktadır. Bu durum, ekonomik kalkınma açısından ülkeler arasındaki büyüme farklılıklarını açıklamada kritik bir unsur olarak ekonomik karmaşıklığın önemini ortaya koymaktadır (Hidalgo ve Hausmann, 2009).

Ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki etkisini destekleyen birkaç önemli faktör bulunmaktadır. Ekonomik karmaşıklığı yüksek ekonomik yapılar, ekonomik şoklara karşı daha dirençlidir. Bu tür ekonomilerde, bir sektör olumsuz etkilendiğinde, diğer sektörlerin çeşitliliği ve birbirini tamamlayıcı niteliği sayesinde ekonomik istikrar korunabilmektedir. Buna ek olarak karmaşık ekonomiler, yüksek kazanç potansiyeline sahip projeler sunma imkânı sağlayarak yabancı yatırımcılar için daha çekici hale gelmektedir. Tüm bu özellikler, karmaşıklığın ekonomik büyümenin önemli bir bileşeni olduğunu ve kalkınma politikalarının ekonomik karmaşıklığı artırmaya yönelik koşullar yaratması gerektiğini göstermektedir (Stojkoski ve Kocarev, 2017). Ekonomik karmaşıklık, ülkelerin rekabetçiliği ve büyüme oranlarını doğrudan etkileyerek, küresel piyasalarda talep gören değerli ürünleri üretme yeteneğiyle yakından ilişkilidir. Bu nedenle ekonomik karmaşıklık endeksi, ülkelerin ekonomik büyüme seviyelerini tahmin etmek için önemli bir araç olarak kabul edilmektedir.

Uluslararası Para Fonu (IMF) verilerine göre, Türkiye 2023 itibarıyla 1,024 trilyon dolarlık gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) ile dünyanın 17. büyük ekonomisi konumundadır. Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) ve G20 üyesi olan Türkiye, resmi kalkınma yardımları açısından giderek daha fazla önem kazanan bir destekleyici ülke haline gelmiştir. 2006-2017 yılları arasında gerçekleştirilen kapsamlı reformlar, ülkenin üst-orta gelir grubundaki konumunu daha da güçlendirmiş ve yoksulluğun azalmasına katkıda bulunmuştur.

2002-2022 yılları arasında ortalama %5,4 olarak gerçekleşen reel GSYİH büyüme oranı, kişi başına düşen gelirin reel bazda iki kattan fazla artmasını sağlamıştır. Ancak, Türkiye'nin elde ettiği bu ilerlemeleri sürdürebilmesi için ekonomik dayanıklılığı artırması, yoksulluğu azaltması, kapsayıcılığı teşvik etmesi ve sürdürülebilir kalkınmayı sağlaması gerekmektedir. Bu süreçte, özellikle COVID-19 sonrası küresel ekonomik zorlukların ve 2010'ların ortalarından itibaren üretkenlikte gözlemlenen düşüş eğiliminin üstesinden gelmek, daha yüksek ekonomik büyüme oranları yakalayabilmek ve sürdürülebilir bir büyüme performansı sergileyebilmek açısından kritik öneme sahiptir (Dünya Bankası, 2025). Bu bağlamda, Türkiye'nin ekonomik büyümesini hızlandırmak ve küresel rekabet gücünü artırmak için ekonomik karmaşıklık düzeyini yükseltmesi önemli bir araç olarak görülebilir. Üretim yapısının daha fazla çeşitlenmesi ve daha yüksek katma değerli ürünlere yönelmesi, ülkenin uzun vadeli büyüme dinamiklerini güçlendirebilir.

Ekonomik karmaşıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, farklı ülkeler üzerinde geniş çapta incelenmiştir. Bu çalışmanın literatür bölümünde ele alındığı gibi, çoğu çalışma tüm ürün gruplarını topluca değerlendirerek tek bir karmaşıklık endeksi oluşturmakta ve sektör bazlı yapısal farklılıkları göz ardı etmektedir. Ancak, ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini daha doğru bir şekilde değerlendirebilmek için sektörel düzeyde ele alınması büyük önem taşımaktadır. Bu ilişkinin sektörel düzeyde incelenmesi gerekliliğini destekleyen iki temel faktör bulunmaktadır. İlk olarak, sektörler ekonomik büyümeyi farklı şekillerde etkileyebilmektedir. Örneğin, yüksek teknolojiye sahip sektörler, genellikle düşük teknolojiye dayalı sektörlerden daha fazla büyümeye katkıda bulunmaktadır. İkinci olarak, ülkeler ve bölgeler, ekonomik yapılarında sektörel bileşim açısından farklılık gösterebilmektedir. Bu nedenle, ekonomik büyümeyi sektör bazında analiz etmek, daha etkili ve doğru sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır (Uppenber, 2011; Çınar vd., 2022). Tarım ve sanayi sektörleri; iş gücü yapısı, teknoloji kullanımı ve üretim süreçleri açısından belirgin farklılıklar göstermektedir. Ekonomik karmaşıklık ile büyüme arasındaki ilişki analiz edilirken bu sektörel farklılıkların göz önünde bulundurulması, elde edilen sonuçların doğruluğunu ve güvenilirliğini artıracaktır. Bu doğrultuda çalışma, Türkiye'de 1995-2022 dönemi kapsamında, sektörel ayrım gözetilerek ve gözetilmeden hesaplanan ekonomik karmaşıklık endekslerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini analiz etmeyi amaçlamaktadır.

Çalışmanın geri kalanı şu şekilde yapılandırılmıştır. İkinci bölümde ekonomik karmaşıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik teorik ve ampirik literatür ele alınmıştır. Üçüncü bölümde araştırmada kullanılan veri seti tanımlanmış ve ekonomik karmaşıklık endeksinin hesaplanmasına ilişkin yöntem ile birlikte ekonometrik analiz süreci açıklanmıştır. Dördüncü bölümde ekonometrik analizler sonucunda elde edilen bulgular sunulmuştur. Beşinci bölümde bu bulgular literatürle karşılaştırmalı olarak tartışılmaktadır. Son bölümde ise çalışmanın genel sonuçları ile birlikte kısıtları ve politika önerileri paylaşılmıştır.

Literatür

Literatürde, ekonomik büyümenin çeşitli uyarıcılarını destekleyen farklı teorik argümanlar bulunmaktadır. Bu çalışmada, teorik çerçeve olarak Romer (1986) ve Lucas (1986) tarafından geliştirilen içsel büyüme modeli temel alınmaktadır. İçsel büyüme modeli, ekonomik büyümenin insan sermayesi, inovasyon ve Ar-Ge yatırımları aracılığıyla içsel dinamikler tarafından şekillendiğini vurgulamaktadır. Romer (1986) ve Lucas (1986), verimlilik artışlarının doğrudan inovasyonun hızlanmasına ve hem kamu hem de özel sektörün insan sermayesine yaptığı yatırımların artmasına bağlı olduğunu ileri sürmektedir. Bu bağlamda, bilgi, inovasyon ve insan sermayesi bakımından ekonominin daha karmaşık hale gelmesi, üretkenliğin artmasını ve ekonomik büyümenin ivmelenmesini sağlamaktadır (Mesagan ve Vo, 2024). Saud vd. (2023) ECI'nın genellikle eğitim ve insan sermayesi yatırımları ile bağlantılı

olduğunu ve karmaşık ürünlerin üretimi için nitelikli bir iş gücünün gerekli olduğunu belirtmektedir. Ayrıca Zhu ve Li (2017) beşeri sermaye ve ekonomik karmaşıklık arasında güçlü bir ilişki olduğunu belirtmiştir. Benzer şekilde, Du ve O'Connor (2019) ile Tabash vd. (2022), ECI'nın bir ekonominin insan sermayesi, bilgi ve inovasyon kapasitesini yansıttığını öne sürmektedir. Bu bağlamda, ECI'nın içsel büyüme modeline entegre edilmesi, söz konusu unsurlar üzerinden ekonominin karmaşıklığını ve üretim çeşitliliğini daha iyi yansıtarak verimlilik ile uzun vadeli büyümenin açıklanmasında önemli bir katkı sağlayabilmektedir (Mesagan ve Vo, 2024).

Geniş bir ürün ve sektör yelpazesine sahip ekonomiler, daha yüksek ekonomik karmaşıklık seviyesine ulaşmaktadır. Çeşitlendirme, ülkelerin değişen piyasa koşullarına uyum sağlamasına yardımcı olurken, belirli sektörlerdeki ekonomik şoklara karşı kırılganlıklarını azaltmaktadır (Li vd., 2024). Ekonomik karmaşıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, son yıllarda artan akademik ilgiyi üzerine çekmiş ve bu alanda geniş bir literatür oluşmuştur. Yapılan çalışmalar, ekonomik karmaşıklığın büyümeyi teşvik eden bir faktör olabileceğini ortaya koyarken, bazı araştırmalar ise bu ilişkinin koşullara bağlı olarak değişkenlik gösterebileceğini ifade etmektedir. Öncelikli çalışma olarak Hidalgo ve Hausmann (2009) daha yüksek ekonomik karmaşıklığa sahip ülkelerin daha yüksek kişi başına GSYİH seviyelerine sahip olduğunu ve kısa vadede daha hızlı ekonomik büyüme yaşadıklarını göstermiştir.

Du ve O'Connor (2021), ECI ekonomik kalkınma üzerinde doğrudan olumlu bir etkisi olduğunu belirlemiştir. Benzer şekilde Hartmann vd. (2017), 150 ülke üzerinde yaptıkları analizde, ECI'nın kurumlar ve gelir eşitsizliği ile ilişkisini inceleyerek, ekonomik karmaşıklığın daha düşük gelir eşitsizliği ile bağlantılı olduğunu ve kapsayıcı büyümeyi desteklediğini ortaya koymuştur. Donis vd. (2023), ekonomik karmaşıklığın ülkelerin yenilik yapma kapasitesi ve ileri teknolojileri benimseme gücü ile ilişkili olduğunu vurgularken, gelişmiş teknolojik altyapıya sahip ülkelerin daha karmaşık mal ve hizmetler üreterek ekonomik büyümeyi teşvik ettiğini belirtmektedir. Aynı doğrultuda Adam vd. (2023), ekonomik karmaşıklığın farklı üretim süreçleri ve teknolojiler hakkında derinlemesine bilgi gerektirdiğini, bu durumun ise üretkenliği artırarak ekonomik büyümeye olumlu katkı sağladığını öne sürmektedir. Zhu ve Li (2017) ise 210 ülkeyi kapsayan panel veri analizine dayanarak, ekonomik karmaşıklık, insan sermayesi gelişimi ve ekonomik büyüme arasında güçlü bir pozitif ilişki bulunduğunu ortaya koymuştur.

Chavez vd. (2017), Meksika'daki bölgesel ekonomiler arasındaki servet farklılıklarını açıklamada ekonomik karmaşıklığın önemli bir belirleyici olduğunu ortaya koyarken, bazı eyaletlerde ekonomik büyümeyi açıklamak için güçlü bir gösterge olduğunu vurgulamaktadır. Hidalgo (2021), ECI'nın uzun vadeli ekonomik büyümenin belirleyicisi olduğunu belirtmektedir. Gao ve Zhou (2018) ile Li vd. (2021) de ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini GSYİH temelinde inceleyerek, karmaşıklık seviyesindeki artışın ekonomik büyümeyi desteklediğini ortaya koymuştur. Bölgesel bazda yapılan çalışmalardan biri olan Gomez-Zaldivar vd. (2020), Meksika'da ekonomik karmaşıklığın GSYİH üzerindeki yayılma etkisini analiz etmiş ve kuzey bölgelerde pozitif bir ilişki tespit ederken, güney bölgelerde ters yönlü bir etki olduğunu ortaya koymuştur. Japonya üzerine yapılan bir çalışma olan Ikram vd. (2021), ekonomik karmaşıklık ile GSYİH arasında çift yönlü nedensel bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Afrika ekonomilerini ele alan Tabash vd. (2022), 1995-2017 döneminde 24 Afrika ülkesinde, ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümenin önemli bir belirleyicisi olduğunu ortaya koymaktadır. Azimi vd. (2025), G20 ülkeleri üzerine yaptığı incelemede, 2000-2023 yılları arasında ekonomik karmaşıklık endeksinin hem kısa hem de uzun vadede ekonomik büyümeyi artırdığını tespit etmiştir. Benzer şekilde Smolski vd. (2025), Brezilya'daki 558 mikro bölgeye ait 2002–2020 dönemine ilişkin 59 ekonomik faaliyetin

istihdam verilerini analiz ederek, ekonomik karmaşıklık düzeyindeki artışın kişi başına düşen GSYİH ile pozitif yönde ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Agu vd. (2024), ECI'nın tek başına kişi başına düşen GSYİH büyümesi üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını tespit etmiştir. Ancak çalışmaya yönetim etkinliğini içeren bir etkileşim terimi eklendiğinde, ekonomik karmaşıklık seviyesinin yüksek olduğu ve yönetim sistemlerinin daha etkin çalıştığı bölgelerde ekonomik büyümenin daha güçlü gerçekleştiğini ortaya koymaktadır.

Rusnak vd. (2024), 2000-2020 döneminde post-sosyalist ülkeleri kapsayan analizlerinde, ekonomik büyümenin büyük ölçüde ekonomik karmaşıklık tarafından yönlendirildiğini ortaya koymaktadır. Benzer şekilde Hoeriyah vd. (2022), 2010-2019 yılları arasında 86 gelişmekte olan ülke kapsamında yaptıkları çalışmada, ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu tespit etmiştir. Bununla birlikte, Zhang vd. (2024), G-20 ülkelerinde 1990-2021 döneminde ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyümeyi azalttığını öne sürerek, ekonomik karmaşıklığın her zaman büyümeyi teşvik edici bir unsur olmayabileceğini göstermektedir. Mighri ve Alsaggaf (2023), Suudi Arabistan ekonomisi üzerinde yaptıkları araştırmada, ekonomik karmaşıklıkta hem olumlu hem de olumsuz şokların uzun vadede büyüme üzerinde olumsuz etkiler yarattığını bulmuşlardır. Öte yandan, Sarsar ve Echaoui (2024), 2000-2020 yılları arasında 124 ülkeyi kapsayan çalışmalarında ekonomik karmaşıklığı bir moderatör değişken olarak ele almış ve yenilenebilir enerji dönüşümünün ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin ekonomik karmaşıklık tarafından güçlendirildiğini belirlemiştir. Bölgesel farklılıklar açısından ele alındığında, Mesagan ve Vo (2024), 28 Afrika ülkesinde ekonomik karmaşıklığın kısa vadede büyüme üzerinde negatif, ancak uzun vadede pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Aynı şekilde, Li vd. (2024), 2003-2022 dönemini kapsayan analizlerinde BRICS ülkelerinde ekonomik karmaşıklık ile GSYİH artışı arasında pozitif bir ilişki tespit etmiştir. Bunun aksine Canh ve Thanh (2022), ekonomik karmaşıklığın ihracat çeşitlendirmesi ile ekonomik büyüme döngüleri üzerindeki etkisinin negatif olduğunu bulmuş ve ekonomik karmaşıklığın belirli koşullar altında büyüme için sınırlayıcı bir faktör olabileceğini öne sürmüştür. Bu farklı bulgular, ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki etkisinin ülkelerin sanayileşme düzeyi, yönetim kalitesi ve ekonomik yapısı gibi çeşitli faktörlere bağlı olarak değişebileceğini göstermektedir. Literatürde genel bir eğilim olarak, ekonomik karmaşıklık genellikle büyümeyi teşvik edici bir faktör olarak ele alınsa da bölgesel ve yapısal farklılıkların göz ardı edilmemesi gerektiği vurgulanmaktadır. Bu bağlamda, Cristelli vd. (2013), ekonomik karmaşıklık algoritmasının ülkelerin toplam GSYİH'si ve kişi başına düşen GSYİH ile yüksek korelasyon gösterdiğini tespit etmiş ve ekonomik karmaşıklığın uluslararası rekabet gücü ve ekonomik büyümenin öngörülmesi açısından güçlü bir gösterge sunduğunu ileri sürmüştür.

Operti vd. (2018), ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümenin temel itici gücü olduğunu savunurken, Koch (2021), katma değer ihracatına dayalı ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümeyi belirlemede kritik bir değişken olduğunu vurgulamaktadır. Koch'un (2021) bulgularına göre, ekonomik karmaşıklık arttıkça büyüme hızı kazanmakta, bu da daha karmaşık üretim yapılarının ekonomik kalkınmaya katkısını göstermektedir. Domini (2022) ise, geçmiş dünya fuarlarından elde edilen verileri kullanarak geliştirdiği ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyüme üzerinde %3-4 oranında pozitif bir katkı sunduğunu tespit etmiş ve bu bulgu, ekonomik karmaşıklığın büyümeyi öngörmedeki gücünü ortaya koymaktadır. Benzer şekilde Inoua (2023), ürün çeşitliliğini ekonomik karmaşıklığın bir göstergesi olarak ele alarak, ürün çeşitliliğindeki artışın ekonomik büyüme ile güçlü bir ilişkiye sahip olduğunu belirlemiştir. Stojkoski vd. (2023), ekonomik karmaşıklık endeksini ticaret, teknoloji ve araştırma gibi çok boyutlu faktörler üzerinden değerlendirerek, karmaşıklığın ülkelerin büyüme potansiyelini artırmada önemli bir rol oynadığını göstermiştir. Ancak ekonomik karmaşıklığın

her zaman büyümeyi teşvik etmediğini öne süren bazı çalışmalar da bulunmaktadır. Örneğin, Gala vd. (2018), ekonomik karmaşıklığın bazı ülkelerde ekonomik büyümeyi sınırlayabileceğini, çünkü karmaşık üretim yapılarına geçişin maliyetleri ve altyapı gereksinimlerinin özellikle gelişmekte olan ekonomilerde büyüme üzerinde baskı oluşturabileceğini ifade etmektedir. Öte yandan, Ivanova vd. (2017), 34 OECD ve BRICS ülkesini kapsayan çalışmalarında ekonomik karmaşıklık ile kişi başına düşen GSYİH arasında anlamlı bir ilişki tespit edememiştir. Benzer şekilde, Stojkoski ve Kocarev (2017), Güneydoğu ve Orta Avrupa ülkelerinde ekonomik karmaşıklığın kısa vadede büyüme üzerinde belirgin bir etkisi olmadığını, ancak uzun vadede pozitif etkiler yaratabileceğini ortaya koymuştur. Son olarak Akar (2023), 1995-2019 yılları arasında 13 ülkeyi kapsayan analizinde, uzun vadede ekonomik karmaşıklık endeksinin GSYİH üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu bulmuştur. Bu çalışmalar, ekonomik karmaşıklığın etkilerinin zamana ve bölgesel farklılıklara bağlı olarak değişebileceğini göstermekte, dolayısıyla ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki rolünün bağlamsal faktörlerle birlikte ele alınması gerektiğini ortaya koymaktadır.

Ekonomik karmaşıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Türkiye özelinde de çeşitli ampirik çalışmalarla ele alınmıştır. Hacımamoğlu ve Sungur (2024), 1970-2017 dönemini kapsayan çalışmalarında, ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir nedensel etkiye sahip olduğunu belirlemiştir. Çalışma, Türkiye’de karmaşık üretim yapılarının gelişiminin, ekonomik büyümeyi destekleyici bir unsur olarak işlev gördüğünü göstermektedir. Benzer şekilde Benli ve Atıcı (2023), 1995-2019 yılları arasındaki analizlerinde, ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkileri olduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgular, uzun vadede ekonomik karmaşıklık artışının Türkiye’nin ekonomik büyüme sürecini güçlendirdiğine işaret etmektedir. Ancak, ekonomik karmaşıklık ve büyüme arasındaki ilişkinin bölgesel düzeyde farklılık gösterebileceği yönünde bulgular da mevcuttur. Korkmaz vd. (2024), Türkiye’de batıda yer alan illerde ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğunu tespit etmiştir. Çalışmaya göre, daha gelişmiş bölgelerde karmaşıklık artışı, ekonomik büyümeyi desteklerken, görece düşük gelişmiş bölgelerde bu etkinin daha zayıf olduğu gözlemlenmiştir. Ekonomik karmaşıklık ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel ilişkinin yönü de literatürde tartışılmaktadır. Bayar (2022), 1995-2019 dönemi için CIVETS ülkeleri üzerine yaptığı çalışmada, Türkiye’de ekonomik karmaşıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Türkiye’de ekonomik karmaşıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan ampirik çalışmalar, genel olarak ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak, bu etkinin yönü ve büyüklüğü bölgesel faktörlere ve analiz edilen döneme bağlı olarak farklılık gösterebilmektedir.

Ekonomik karmaşıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen literatürün yanı sıra, ekonomik karmaşıklığın sektörel düzeyde hesaplanmasını ve sektörler üzerindeki etkilerini ele alan çeşitli çalışmalar da bulunmaktadır. Sanayi sektöründe ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümeyi artırıcı etkileri üzerine yapılan çalışmalar, sanayileşmenin farklı üretim süreçleri ve katma değerli ürünler geliştirme yoluyla büyümeyi teşvik ettiğini göstermektedir. Cardoso vd. (2024), Brezilya’da 2003-2019 yılları arasında 558 mikro bölgedeki sanayi karmaşıklığını ve ekonomik büyüme dinamiklerini incelemiştir. Çalışmanın bulguları, sanayi karmaşıklığının, bölgelerin üç yıllık büyüme beklentileri için güçlü bir gösterge olduğunu ve ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Benzer şekilde, Hausmann vd. (2014), ekonomik karmaşıklığın sanayileşmeyi teşvik ettiğini, yüksek katma değerli üretimin artmasına katkı sağladığını ve bunun sürdürülebilir büyüme açısından kritik bir faktör olduğunu belirtmektedir. Sanayi sektöründe ekonomik karmaşıklığın istihdam ve ekonomik dayanıklılık açısından da önemli olduğu öne sürülmektedir. Szirmai ve Verspagen (2015), imalat sektöründe

ekonomik karmaşıklığın istihdam yaratma kapasitesini artırdığını ve daha çeşitli bir sanayi tabanı oluşturarak küresel ekonomik şoklara karşı direnç sağladığını ortaya koymuştur.

Tarım sektöründe ekonomik karmaşıklığın üretkenlik ve ihracat üzerindeki etkileri de birtakım çalışmalara konu olmuştur. De Queiroz Stein vd. (2024), Brezilya bölgeleri için tarımsal karmaşıklık endeksleri hesaplayarak, tarım sektöründe daha karmaşık üretim yapılarına sahip bölgelerin daha yüksek üretkenlik seviyelerine ulaştığını ortaya koymuştur. Bununla birlikte, çalışma tarımsal karmaşıklık ile tarımsal verimlilik arasındaki ilişkinin ters U şeklinde olduğunu, yani belirli bir seviyeden sonra karmaşıklığın verimlilik üzerinde azalan getiriler yarattığını tespit etmiştir. Benzer şekilde, Bahar vd. (2014) ve Hartmann vd. (2017), tarım sektöründe ekonomik karmaşıklığın üretim çeşitliliğini artırarak ihracatın dayanıklılığını güçlendirdiğini vurgulamaktadır. Ancak, tarım sektöründe ekonomik karmaşıklığın faydalarının her zaman doğrudan gerçekleşmediği ve altyapı yetersizliklerinin etkili olabileceği de belirtilmektedir. Jayne vd. (2018), Afrika'nın Sahra Altı bölgesinde yapılan çalışmada, daha karmaşık tarım uygulamalarının verimlilik kazançları sağlayabileceğini ancak yetersiz altyapının bu gelişimi kısıtlayan temel bir faktör olduğunu göstermektedir. Ancak, ekonomik karmaşıklığın tüm sektörler üzerindeki etkileri her zaman pozitif olmayabilmektedir. Ogbuabor vd. (2025) 2010-2021 dönemini kapsayan çalışmada, 30 Afrika ülkesinde ekonomik karmaşıklığın tarım, imalat ve hizmet sektörlerinde bireysel olarak negatif koşulsuz etkilere sahip olduğunu belirlemiştir. Son olarak Ünsal (2024), 35 OECD ülkesinde 2002-2021 yılları arasında sektörel düzeyde hesaplanan ekonomik karmaşıklığın çevresel kirliliği önemli ölçüde etkilediğini tespit etmiştir.

Literatürde, ekonomik karmaşıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen geniş bir araştırma alanı bulunmaktadır. Genel olarak, ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümeyi teşvik eden bir unsur olduğu ve bu ilişkinin çeşitli ülkeler ve dönemler için ampirik olarak test edildiği görülmektedir. Türkiye özelinde de ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ele alan çalışmalar mevcuttur ve bu çalışmalar, ekonomik karmaşıklığın büyümeye pozitif katkı sunduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, sektörel düzeyde ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümeye olan etkisini inceleyen araştırmalar sınırlı sayıdadır. Türkiye'de sektörel ekonomik karmaşıklık ile büyüme arasındaki ilişkiyi doğrudan ele alan çalışmaların azlığı, literatürde önemli bir boşluğa işaret etmektedir.

Yöntem ve Veri

Ekonomik Karmaşıklık Endeksinin Hesaplanması

Ekonomik karmaşıklık kavramı, Hidalgo ve Hausmann (2009) tarafından geliştirilen yenilikçi bir ölçüt olup, bir toplumun sahip olduğu üretim bilgisini ve bu bilginin ihraç edilen ürünler aracılığıyla nasıl yansıdığını belirlemeye yönelik bir göstergedir. Bu kavram, bir ülkenin üretim yapısının bileşimini ve bu yapıyı şekillendiren temel unsurları analiz ederek, karmaşık ağ metodolojileri kullanılarak incelenmektedir (Gala vd., 2018). Ekonomik karmaşıklık, çeşitlilik ve yaygınlık olarak iki temel bileşen üzerinden değerlendirilmektedir. Çeşitlilik, bir ülkenin ürettiği ve ihraç ettiği ürün yelpazesinin genişliğini ifade etmektedir. Yaygınlık ise bu ürünlerin diğer ülkelerin ihracat profillerinde ne kadar sık görüldüğünü göstermektedir (Çınar, 2023).

Bir ülkenin ekonomik karmaşıklığını hesaplamak için ihraç edilen ürünlerdeki rekabet gücü, Balassa (1965) tarafından geliştirilen Açıklanmış Karşılaştırmalı Üstünlük (RCA) endeksi kullanılarak ölçülmektedir. RCA endeksi, ülkelerin en önemli ihracat kalemlerini belirlemeye yardımcı olan bir göstergedir. Bu analiz sürecinde, bir ülkenin rekabetçi bir şekilde ihraç ettiği ürünlerin diğer ülkeler arasındaki dağılımını gösteren bir komşuluk matrisi oluşturulur. Komşuluk matrisi (M), satırlarda ülkeleri ve sütunlarda ihraç edilen ürünleri

içercek şekilde yapılandırılmıştır. Bir ülke k tarafından ihraç edilen c ürünü için oluşturulan M , ürünün rekabetçi bir şekilde ihraç edilip edilmediğini gösteren ikili (1 veya 0) değerler içeren $k \times c$ boyutunda bir matristir. Aynı şekilde M matris, ihracatın rekabetçiliğini analiz etmektedir. Bir ülke k tarafından ihraç edilen c ürününün rekabet avantajını belirlemek amacıyla RCA endeksi kullanılır ve bu hesaplama Denklem 1'de belirtilen formül ile gerçekleştirilmektedir.

$$RCA_{k,c} = \frac{\frac{q_{kc}}{\sum_{c'} q_{k'c}}}{\frac{\sum_{k'} q_{kc'}}{\sum_{k'c'} q_{k'c'}}} \quad (1)$$

$$RCA_{kc} \geq 1 \rightarrow M_{kc} = 1 \quad (2)$$

$$RCA_{kc} < 1 \rightarrow M_{kc} = 0 \quad (3)$$

Denklem 1'de q değişkeni, RCA endeksindeki her bir elemana karşılık gelen ihracat miktarını temsil etmekte olup, özellikle k ülkesinin c ürününden gerçekleştirdiği ihracat hacmini göstermektedir. Denklem 2 ve Denklem 3'te gösterildiği üzere, RCA değeri 1 veya daha büyük olduğunda, matris M 'deki ilgili eleman 1 olarak belirlenmektedir. Bunun aksine RCA endeksi değeri 1'in altındaysa, M matrisindeki karşılık gelen eleman 0 değerini almaktadır. Sonuç olarak, RCA endeksinden oluşturulan ülke-ürün matrisi M , her eleman için ikili (1 veya 0) değerlerden oluşan bir yapıdadır.

İlerleyen yıllarda Hidalgo ve Hausmann (2009) tarafından geliştirilen ekonomik karmaşıklık endeksi, matematiksel altyapısıyla ilgili eleştirilere maruz kalmıştır (Tacchella vd., 2012; Tacchella vd., 2013; Cristelli vd., 2013). Bu eleştiriler, kullanılan doğrusal formüllerin ihracatın çeşitliliğini ve yaygınlığını yeterince yansıtamadığını vurgulamıştır. Bu sınırlamaları gidermek amacıyla, Tacchella vd. (2012, 2013) ile Cristelli vd. (2013), RCA endeksine dayalı alternatif, doğrusal olmayan bir algoritma geliştirmiştir. Evrimsel biyolojiden ilham alınarak tasarlanan bu yöntem, fizik alanındaki kavramları da içeren "Ekonomik Uyum" (Economic Fitness) modeli olarak adlandırılmış ve ekonomik karmaşıklığı ölçmek için daha dinamik bir yaklaşım sunmuştur.

Bununla birlikte, Ekonomik Uyum algoritması, Servadio vd. (2018) tarafından tespit edilen rastgele gürültü ve istikrarsızlık sorunlarıyla karşı karşıya kalmıştır. Bu sorunları gidermek amacıyla, ekonomik uygunluk için daha kararlı bir model önerilmiş ve algoritma güncellenmiştir. Gürültüyü azaltarak güvenilirliği artırmayı hedefleyen bu yeni yaklaşım, ülke bazındaki verilere uygulandığında orijinal modele benzer sonuçlar vermiştir. Ayrıca, geliştirilen model, düşük ihracat kapasitesine sahip ülkeleri daha doğru şekilde tanımlama konusunda önemli bir iyileşme sağlamıştır. Servadio vd. (2018) tarafından detaylandırılan bu geliştirilmiş algoritma, Denklem 4 ve Denklem 5'te sunulmaktadır.

$$F_k^n = \alpha_k + \sum_{c'} \frac{M_{kc'}}{P_c^{(n-1)}} \quad (4)$$

$$P_c^n = \chi_c + \sum_{k'} \frac{M_{k'c}}{F_k^{(n-1)}} \quad (5)$$

Servedio vd. (2018), ekonomik uygunluğu (F) Denklem 4'te, ürün karmaşıklığını (P) ise Denklem 5'te gösterildiği şekilde tanımlamaktadır. Bu denklemlerde başlangıç değerleri $F_k^0 = 1$ ve $P_c^0 = 1$ olarak belirlenmiştir. Ayrıca, α_k ve χ_c gibi pozitif sabitler, her adımda normalizasyon gerekliliğini ortadan kaldırarak sistemi çarpan katsayısına bağımlılıktan kurtarmaktadır. Bu bağlamda, α_k bir ülkenin ihracatı olmasa bile başlangıçtaki ekonomik uygunluk seviyesini ifade ederken, χ_c hiçbir ülke tarafından ihraç edilmeyen bir ürünün en düşük karmaşıklık seviyesini göstermektedir (Servedio vd., 2018).

Bu çalışmada sektörel ekonomik karmaşıklık endeksi, Servedio vd. (2018) tarafından geliştirilen ekonomik uygunluk algoritması kullanılarak hesaplanmıştır. Hesaplamalar, Uluslararası Ürün Düzeyinde Ticaret Veritabanı (BACI) tarafından sağlanan veri seti kullanılarak gerçekleştirilmiştir. BACI veri seti, Öngörü Çalışmaları ve Uluslararası Bilgi Merkezi (CEPII) tarafından sağlanmakta olup, Birleşmiş Milletler COMTRADE veri tabanına dayalı olarak ithalatçı ve ihracatçı ülkelerin ticaret kayıtlarını uyumlu hale getirerek, 200'den fazla ülkeye ait 5.000'den fazla ürün kategorisinin ihracat verilerine açık erişim sağlamaktadır (Gaulier ve Zignago, 2010; Cristelli vd., 2013).

İhracat verilerindeki dalgalanmaları azaltmak ve hesaplama doğruluğunu artırmak amacıyla, Hidalgo (2021) tarafından önerildiği gibi küresel ihracat değeri 500 milyon ABD dolarının altında olan ürünler analizden çıkarılmıştır. Sektörel düzeyde ekonomik uygunluğu belirlemek amacıyla, tarım ve sanayi ürünleri, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) Sınıflandırma Sunucusu'ndan alınan Harmonize Mal Tanımı ve Kodlama Sistemi'ne (HS 2012) göre sınıflandırılmıştır. Bu doğrultuda, sanayi ve tarım sektörlerine ait ekonomik uygunluk endeksleri, ilgili ürün gruplarına göre hesaplanmış ve madencilik sektörü kapsam dışı bırakılmıştır.

Veri ve Model

Bu çalışmada, 1995-2023 dönemi için Türkiye'de sektörel ve genel düzeyde hesaplanan ekonomik karmaşıklık endekslerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi analiz edilmektedir. Çalışma dönemi, ekonomik karmaşıklık endeksinin hesaplanmasında kullanılan ürün verilerinin ilgili dönemi kapsamı nedeniyle seçilmiştir.

Tablo 1: Değişkenlerin tanımı

Değişken	Gösterim	Açıklama	Kaynak
Ekonomik Büyüme	LNGDP	Logaritması alınmış kişi başına GSYİH	Dünya Bankası (2025)
Genel Ekonomik Karmaşıklık Endeksi	ECI	Sektörel ayırım yapılmadan hesaplanan ekonomik karmaşıklık endeksi	Gaulier ve Zignago (2010)
Sanayi Ekonomik Karmaşıklık Endeksi	SECI	Sanayi ürünlerine göre hesaplanan ekonomik karmaşıklık endeksi	Gaulier ve Zignago (2010)
Tarım Ekonomik Karmaşıklık Endeksi	TECI	Tarım ürünlerine göre hesaplanan ekonomik karmaşıklık endeksi	Gaulier ve Zignago (2010)
İşgücü	L	İşgücüne katılım oranı, toplam (15+ yaş toplam nüfusun yüzdesi)	Dünya Bankası (2025)
Sermaye Oluşumu	K	Gayri safi sermaye oluşumu (GSYİH'nin yüzdesi)	Dünya Bankası (2025)
Beşeri Sermaye	H	Yükseköğrenim okullaşma oranı	TÜİK (2025)
Doğrudan Yabancı Yatırım	FDI	Doğrudan yabancı yatırım, net girişler (GSYİH'nin yüzdesi)	Dünya Bankası (2025)
Hükümet Harcamaları	GOV	Toplam kamu harcamalarının GSYİH'ye oranı	The Heritage Foundation (2025)

Bu çalışmada, içsel büyüme modelleri ve Hidalgo ve Hausmann (2009) temel alınarak, kişi başına düşen GSYİH ekonomik büyümenin göstergesi ve bağımlı değişken olarak ele alınmıştır. Açıklayıcı değişkenler olarak ise farklı modellerde genel ekonomik karmaşıklık endeksi (ECI), sanayi ekonomik karmaşıklık endeksi (SECI) ve tarım ekonomik karmaşıklık endeksi (TECI) ayrı ayrı kullanılmıştır. İşgücü (L), sermaye oluşumu (K) ve beşeri sermaye (H) değişkenleri içsel büyüme modellerine dayanarak kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmiştir. Bunun yanında doğrudan yabancı yatırımlar (FDI) ve kamu harcamaları (GOV) değişkenlerinin kontrol değişkeni olarak eklenmesinde, ekonomik karmaşıklık ile büyüme ilişkisini inceleyen literatürdeki bazı çalışmalar (Tabash vd., 2022; Li vd., 2024; Mesagan ve Vo, 2024; Zhang vd., 2024) dikkate alınmıştır. Ayrıca kontrol değişkenlerinin belirlenmesinde aralarındaki korelasyon da göz önünde bulundurulmuştur. LNGDP, K, L ve FDI değişkenleri Dünya Bankası veri tabanından temin edilmiştir. H ve GOV değişkenleri sırasıyla Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve The Heritage Foundation veri tabanlarından elde edilmiştir. Ekonomik karmaşıklık endeksleri (ECI, SECI, TECI) ise BACI veri seti kullanılarak tarafımızca hesaplanmıştır. Bu bilgiler ışığında çalışmada üç adet model oluşturulmuştur. Söz konusu modeller aşağıdaki şekildedir:

$$\text{Model 1: } LNGDP_t = \beta_0 + \beta_1 ECI_t + \beta_2 K_t + \beta_3 L_t + \beta_4 H_t + \beta_5 FDI_t + \beta_6 GOV_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Model 2: } LNGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 SECI_t + \alpha_2 K_t + \alpha_3 L_t + \alpha_4 H_t + \alpha_5 FDI_t + \alpha_6 GOV_t + \mu_t \quad (7)$$

$$\text{Model 3: } LNGDP_t = \chi_0 + \chi_1 TECI_t + \chi_2 K_t + \chi_3 L_t + \chi_4 H_t + \chi_5 FDI_t + \chi_6 GOV_t + \pi_t \quad (8)$$

Denklem 6, Denklem 7 ve Denklem 8’de gösterilen Model 1, Model 2 ve Model 3 sırasıyla genel ekonomik karmaşıklığın, sanayi ekonomik karmaşıklığın ve tarım ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümeye olan etkisini göstermektedir. Ayrıca Denklem 6, Denklem 7 ve Denklem 8’de yer alan ε_t , μ_t ve π_t modellere ait hata terimlerini ifade etmektedir.

Ekonometrik Metodoloji

Birim kök analizi

Çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri, Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) ile Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri kullanılarak belirlenmiştir. Geniş örneklem büyüklüklerinde ADF testinin güvenilirliği iyi bilinmektedir. ADF testi, gecikmeli ve ileriye dönük zaman serisi verilerini dikkate alarak klasik Dickey-Fuller testinin geliştirilmiş bir versiyonudur. ADF testi, durağan ve geçmiş verilere dayanarak zaman serilerindeki birim kökleri tespit etmektedir. Durağan serilerle karşılaştırıldığında, birim kök içeren zaman serileri rassal yürüyüş süreçleri olarak düşünülmektedir. Serinin birinci dereceden farkı alındıktan sonra durağan hale gelmesi, testin sıfır hipotezini desteklemektedir (Li vd., 2024). Hata teriminin beyaz gürültü olma ihtimalinin düşük olması nedeniyle, Dickey ve Fuller (1981) test yöntemlerini geliştirerek, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini içeren genişletilmiş bir versiyon önermişlerdir. Bu yöntem, serideki otokorelasyonu ortadan kaldırmayı amaçlamaktadır. Gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriteri veya Schwartz Bayesyen Kriteri kullanılarak ya da daha yaygın olarak, artıkların beyaz gürültü özelliği taşımasını sağlayacak gecikme sayısına göre belirlenmektedir. Bu süreçte, genellikle ADF regresyonunun artıklarında otokorelasyon olup olmadığını kontrol etmek amacıyla DW testi yerine LM testleri tercih edilmektedir (Asteriou ve Hall, 2021). Phillips ve Perron (1988), ADF test prosedürünü geliştirerek, hata terimlerinin dağılımı konusunda daha esnek varsayımlara dayanan bir yaklaşım sunmuşlardır. PP testinin t-istatistiğinin asimptotik dağılımı, ADF testininkiyle aynı olduğundan, her iki testte de aynı kritik değerler kullanılabilir. ADF testinde olduğu gibi

PP testi de regresyon denklemlerine yalnızca sabit, sabit ve trend ya da hiçbir deterministik terim eklenmeden uygulanabilmektedir (Asteriou ve Hall, 2021). PP testi, zaman serisinin durağanlık sürecinde otokorelasyonun varlığını dikkate almaktadır (Li vd., 2024). Ayrıca PP testi serinin birinci dereceden entegre olduğu yönündeki sıfır hipotezini sınamaktadır. Bu test, hata terimlerinde bilinmeyen otokorelasyon ve değişen varyans bulunsun bile güvenilir sonuçlar sunmaktadır. Ancak, sonlu örneklem büyüklüklerinde ADF testinin, PP testine göre daha başarılı sonuçlar verdiği belirtilmektedir (Liza vd., 2025).

Durağanlık varsayımı, zaman serisi analizleri ve tahminlerinin temel dayanağını oluşturmaktadır. Bu varsayım; serinin ortalaması, varyansı ve trendinin zaman boyunca değişmeden kaldığını kabul etmektedir. Ancak bu unsurlardan herhangi birinin zaman içinde değişiklik göstermesi ya da örneklem süresi içinde bir kırılmanın meydana gelmesi durumunda, bu durum yapısal kırılma olarak değerlendirilmektedir. Ekonometrik analizlerde yapısal kırılma, zaman serisi verilerindeki beklenmedik değişimleri ifade eder ve bu tür değişimler ciddi tahmin hatalarına ve modelin istikrarının bozulmasına yol açabilmektedir (Voumik vd., 2023). Perron (1989), eğer bir seride yapısal bir kırılma mevcutsa ve bu durum göz ardı edilirse, durağanlık varsayımı doğru olsa bile birim kök hipotezinin reddedilme olasılığının azalacağını belirtmiştir. Bu doğrultuda, Perron (1989) trend fonksiyonunda yapısal kırılmayı dikkate alan üç farklı model önermiştir. Perron'un (1989) yaklaşımı, yapısal kırılmayı dışsal bir unsur olarak değerlendirmiştir. Buna karşılık Zivot ve Andrews (1992) ile başlayan yeni çalışmalar, yapısal kırılmaların genellikle veri içinden türeyen içsel süreçler olduğunu ileri sürmektedir (Narayan ve Smyth, 2007). Bu bağlamda, çalışmada olası yapısal kırılmaları tespit etmek amacıyla Zivot ve Andrews (1992) (ZA) birim kök testi uygulanmıştır.

Eşbütünleşme analizi

Çalışmada, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını belirlemek amacıyla Otokorelasyonlu Dağıtılmış Gecikme (ARDL) eşbütünleşme testi kullanılmıştır. ARDL testi, hem gözlem sayısının sınırlı olduğu veri setlerinde kullanılabilmesi hem de değişkenlerin farklı düzeylerde entegrasyonuna izin vermesi nedeniyle ekonometrik analizlerde yaygın olarak tercih edilen esnek bir yöntemdir. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen bu yaklaşım, tüm değişkenlerin aynı entegrasyon derecesine sahip olma zorunluluğunu ortadan kaldırarak daha kapsamlı analizlere olanak tanımaktadır. ARDL testi, kısa dönemli dalgalanmaların yanı sıra uzun dönemli ilişkilerin de tahmin edilmesini mümkün kılmaktadır. Bu çerçevede, bazı değişkenler düzeyde durağan iken, diğerleri birinci farkta durağan olabilmektedir. Ancak serilerin ikinci farkta durağan olması durumunda bu yöntem kullanılamamaktadır. Çünkü bu tür seriler için uygun tablo kritik değerleri bulunmamaktadır (Pata vd., 2016; Akusta, 2025). Her ne kadar ARDL modeli teorik olarak birim kök testi gerektirmese de değişkenlerin ikinci dereceden durağan olmadığını doğrulamak amacıyla birim kök testlerinin uygulanması zorunludur. Bu durum, testin geçerliliği açısından kritik bir adımdır. ARDL eşbütünleşme testi, değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişki olup olmadığını test etmek için oldukça etkili bir yöntemdir. Ayrıca, değişkenlerin farklı entegrasyon düzeylerine sahip olabilmesine imkan tanıdığı için Johansen ve Granger gibi geleneksel eşbütünleşme testlerine kıyasla önemli avantajlar sunmaktadır. ARDL test, bağımlı değişkenin geçmiş (gecikmeli) değerleri ile bağımsız değişkenlerin hem geçmiş hem de mevcut değerlerinin yer aldığı bir model yapısı üzerinden gerçekleştirilmektedir. Bu sayede hem dinamik yapıyı hem de değişkenler arası uzun dönemli ilişkiyi analiz etmeye olanak tanımaktadır (Akusta, 2025).

ARDL eşbütünleşme testi, seriler arasında uzun vadeli bir ilişki bulunup bulunmadığını analiz etmektedir. Bu kapsamda hesaplanan F-istatistiği, kritik tablo değerlerinin üst sınırıyla karşılaştırılır. Eğer F-istatistiği bu üst sınırı aşarsa, sıfır hipotezi reddedilerek ve değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna varılmaktadır (Akusta, 2025).

ARDL yöntemi, kısa ve uzun dönemli ilişkileri aynı model çerçevesinde analiz edebilme yeteneği sayesinde, geleneksel yöntemler olan Vektör Otoregresyon (VAR), Vektör Hata Düzeltme (VECM) ve En Küçük Kareler (OLS) modellerine kıyasla daha isabetli sonuçlar sunmakta ve bu nedenle bu yöntemlerin yerini almaktadır. Özellikle küçük örneklem büyüklüklerinde ($N < 50$) yüksek performans göstermesi ve uzun dönemli tahminlerde güvenilir ve duyarlı istatistikler üretmesi, ARDL yöntemini öne çıkarmaktadır. Ayrıca bu yöntem, uzun dönemde sapmasız tahminler elde edebildiği için otokorelasyon, eksik değişkenler ve içsellik gibi ekonometrik sorunların çözümünde de etkili bir araç olarak gösterilmektedir. ARDL sınır testi, hem kısa hem de uzun dönem ilişkileri tek bir denklemle inceleyebilmesi sayesinde, diğer modellere göre daha pratik ve güçlü bir analiz yöntemi sunmaktadır (Alam ve Hossain, 2024).

Sağlamlık kontrolü için eşbütünleşme regresyonu

Bu çalışmada, uzun dönem katsayıların sağlamlığını kontrol etmek amacıyla klasik OLS yönteminin geliştirilmiş bir versiyonu olan Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemi kullanılmıştır. DOLS yöntemi, uzun dönem katsayılarını tahmin etmek amacıyla kullanılan etkili bir ekonometrik tekniktir. Özellikle entegrasyon dereceleri farklılık gösteren değişkenler söz konusu olduğunda, DOLS yöntemi bu değişkenlerin eşbütünleşik bir yapı içinde analiz edilmesini sağlamaktadır. Bu yöntem, değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte, gecikmeli ve ileri dönemli değerlerini de modele dahil ederek kapsamlı bir değerlendirme sunmaktadır (Raihan ve Tuspekova, 2022; Alam ve Hossain, 2024). DOLS'in en büyük avantajlarından biri, hem $I(0)$ hem de $I(1)$ düzeyindeki değişkenlerle çalışabilmesidir. Özellikle $I(1)$ sınıfındaki değişkenlerin, yine $I(1)$ olan diğer değişkenlerin belirli sayıda gecikme ve ileri dönem değerleriyle birlikte regresyona sokulması durumunda etkin tahminler üretmektedir. Düzeyde yer alan bazı değişkenler ise sabit terim ile birlikte modele eklenmektedir (Begum vd., 2020; Alam ve Hossain, 2024). DOLS yaklaşımı, bağımsız değişkenlerin gecikmeli ve ileri dönük değerlerini modele entegre ederek, içsellik ve otokorelasyon gibi yaygın ekonometrik sorunları azaltmayı hedeflemektedir. DOLS tahminlerinin standart hataları, doğal olarak asimptotik özellikler taşıdığı için modelde yer alan değişkenlerin istatistiksel anlamlılıklarının test edilmesinde güvenle kullanılabilir (Alam ve Hossain, 2024).

Bulgular

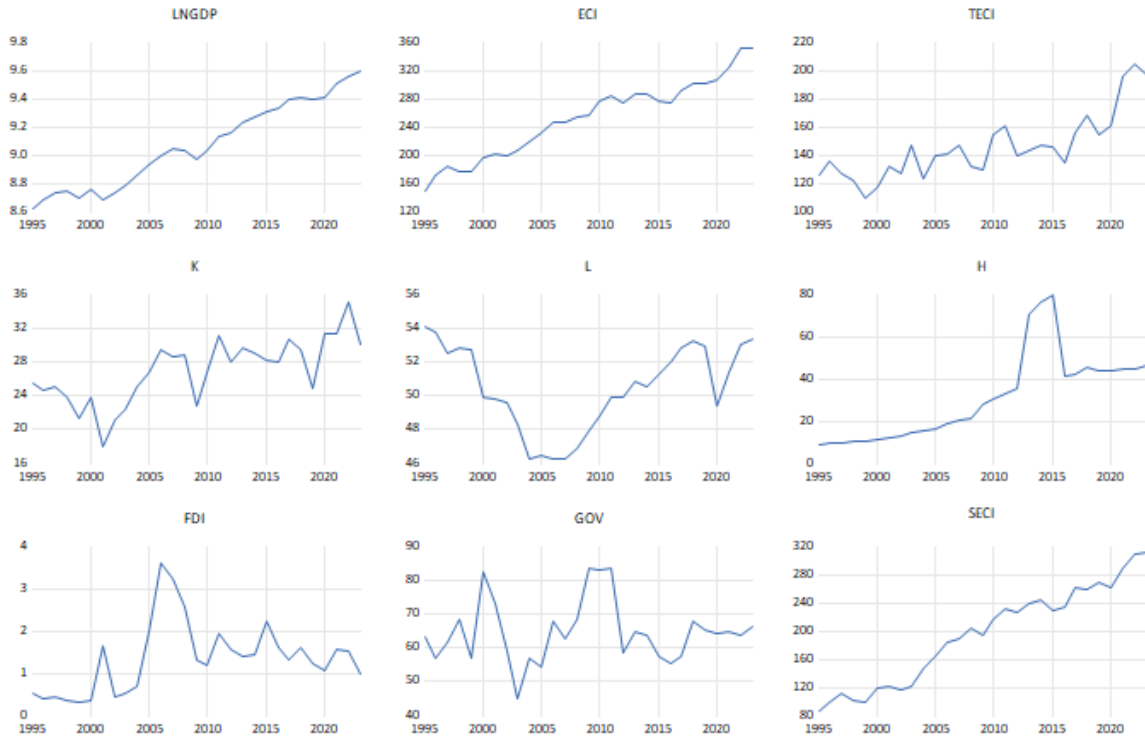
Çalışmada analiz bulgularına geçilmeden önce değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler araştırılmıştır. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar Tablo 2'de sunulmaktadır.

Tablo 2: Tanımlayıcı istatistikler

İstatistik	LNGDP	ECI	SECI	TECI	K	L	H	FDI	GOV
Ortalama	9.06	251.48	194.26	145.17	26.91	50.44	30.86	1.34	64.72
Medyan	9.03	256.74	204.93	140	28.01	50.51	27.69	1.32	63.8
Maksimum	9.59	352.39	310.44	204.21	35.03	54.12	79.36	3.62	83.6
Minimum	8.62	149.36	85.17	108.98	18.02	46.23	8.61	0.31	45
Standart Sapma	0.31	55.30	69.67	23.17	3.78	2.51	20.48	0.84	9.31
Çarpıklık	0.13	-0.07	-0.06	1.07	-0.25	-0.33	0.87	0.91	0.61
Basıklık	1.68	2.07	1.73	3.76	2.75	1.89	2.96	3.64	3.22

Tablo 2'de çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin temel betimleyici istatistikler sunulmaktadır. Değişkenlerin ortalama ve medyan değerlerinin birbirine oldukça yakın olması, serilerin genel olarak dengeli bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Maksimum ve minimum değerler incelendiğinde, özellikle TECI, FDI ve H değişkenlerinde gözlemlenen geniş aralıklar, bu serilerde görece daha yüksek değişkenliğe işaret etmektedir. Standart sapma değerleri ise SECI, H ve ECI gibi bazı değişkenlerde görece daha yüksektir ve bu durum, söz konusu serilerin zaman içinde daha fazla dalgalanma gösterdiğini ortaya koymaktadır. Diğer yandan, çarpıklık ve basıklık değerleri incelendiğinde, TECI, FDI ve H değişkenlerinin

pozitif çarpıklık sergilediği, yani dağılımlarının sağ kuyruğa doğru uzadığı görülmektedir. Buna karşılık K ve L değişkenlerinde çarpıklık negatif yöndedir ve değerlerin sol tarafa doğru yoğunlaştığı anlaşılmaktadır. Basıklık açısından TECI, FDI ve GOV değişkenlerinde daha sivri dağılımlar dikkat çekerken, diğer değişkenlerde daha düz ve yayvan dağılımlar gözlemlenmektedir. Bu genel bulgular, veri setindeki bazı değişkenlerin daha oynak bir yapıya sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Tanımlayıcı istatistiklere ilişkin bulguların ardından, her bir değişkene ait grafikler oluşturularak Şekil 2’de gösterilmektedir.



Şekil 1: Değişkenlere ait grafikler

Şekil 1’de sunulan grafikler incelendiğinde, çalışmada yer alan tüm serilerin zaman içerisinde belirgin bir trend gösterdiği gözlemlenmiştir. Ayrıca seriler, sıfır etrafında dalgalanmak yerine pozitif seviyelerde seyretmekte ve bu durum sabit (intercept) kullanımını da gerekli kılmaktadır. Bu gözlemler doğrultusunda, birim kök testlerinde tüm değişkenler için hem trend hem de sabit terim içeren modellerin kullanılması uygun görülmektedir.

Zaman serisi analizlerinde ön testlerin yapılması, sonraki aşamalarda gerçekleştirilen analizlerin güvenilirliğini ve doğruluğunu sağlamak için önemlidir. Bu bağlamda ön araştırmalar korelasyon katsayıları, Varyans Şişirme Faktörü (VIF) değerleri ve birim kök testi gibi analizler kullanılarak gerçekleştirilebilmektedir. VIF, regresyon analizlerinde bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı olup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılan bir ölçüttür. Bir bağımsız değişkenin diğer bağımsız değişkenlerle ne kadar güçlü bir doğrusal ilişkiye sahip olduğunu gösterir. VIF değeri ne kadar yüksekse, söz konusu değişkenin diğer değişkenlerle o kadar yüksek korelasyon içinde olduğu anlaşılır. VIF değeri 1 ise değişkenler arasında hiçbir doğrusal ilişki bulunmadığını gösterir. 1 ile 5 arasındaki değerler genellikle kabul edilebilir düzeydedir ve çoklu doğrusal bağlantının ciddi bir sorun oluşturmadığını ifade etmektedir. Ancak 5 ile 10 arasındaki VIF değerleri, dikkat gerektiren orta düzeyde çoklu bağlantıya işaret ederken, 10 ve üzeri değerler modelde güçlü bir çoklu doğrusal bağlantı sorunu olduğunu ve bu değişkenin modele dahil edilmesinin tahminleri olumsuz etkileyebileceğini

göstermektedir. Bu nedenle, regresyon modellerinin güvenilirliğini sağlamak için VIF değerlerinin kontrol edilmesi ve gerekirse yüksek VIF değerine sahip değişkenlerin çıkarılması ya da dönüştürülmesi önerilmektedir. Bu bağlamda korelasyon katsayıları ve VIF değerlerine ilişkin analiz sonuçları Tablo 3’de yer almaktadır.

Tablo 3: Değişkenlere ait korelasyon ve VIF değerleri

	Korelasyon								VIF		
	ECI	SECI	TECI	L	K	H	GOV	FDI	Model 1	Model 2	Model 3
ECI	1.000								4.12		
SECI	0.992	1.000								4.83	
TECI	0.844	0.826	1.000								2.92
L	0.058	0.109	0.231	1.000					1.77	1.76	1.82
K	0.772	0.797	0.728	0.083	1.000				2.88	3.08	2.92
H	0.760	0.779	0.520	0.201	0.597	1.0000			2.64	2.74	1.69
GOV	0.135	0.117	0.049	-0.101	0.021	-0.017	1.000		1.08	1.08	1.02
FDI	0.408	0.412	0.246	-0.514	0.455	0.282	0.117	1.000	2.13	2.14	2.13

Tablo 3’te yer alan korelasyon değerleri incelendiğinde, ECI, SECI ve TECI değişkenleri arasında yüksek bir korelasyon olduğu görülmektedir. Bu üç değişkenin halihazırda ayrı ayrı modellerde kullanıldığı bilinmektedir ve modeller tasarlanırken aralarındaki yüksek korelasyonun ortaya çıkabileceği öngörülmüştür. Ayrıca Tablo 3’teki korelasyon değerleri dikkate alındığında, K ve H değişkenleri arasında da görece yüksek bir korelasyon olduğu gözlemlenmektedir. Bu nedenle, olası içsel bağlantı (çoklu doğrusal bağlantı) sorununu değerlendirmek amacıyla VIF analizi gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, üç modelde yer alan tüm değişkenlerin VIF değerleri 5’in altında kalmaktadır. Bu durum, modellerde ciddi bir çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmadığını ve VIF değerlerinin kabul edilebilir düzeyde olduğunu göstermektedir. Zaman serisi analizlerinde başvurulan temel ön araştırma testlerinden biri de birim kök testidir. Bu çerçevede, ADF ve PP testleri kullanılarak gerçekleştirilen birim kök analizinin sonuçları Tablo 4’te sunulmaktadır.

Tablo 4: ADF ve PP birim kök analiz sonuçları

Değişken	ADF				PP			
	Sabit		Sabit-Trend		Sabit		Sabit-Trend	
	t-İstatistik	Olasılık	t-İstatistik	Olasılık	t-İstatistik	Olasılık	t-İstatistik	Olasılık
LNGDP	0.2571	0.971	-2.9107	0.175	0.8139	0.993	-1.9982	0.577
ECI	-0.5936	0.857	-2.6445	0.265	-0.4451	0.888	-2.7155	0.238
SECI	-0.2874	0.915	-2.7457	0.227	0.0871	0.959	-2.7988	0.209
TECI	-0.9912	0.742	-2.8465	0.194	-0.6813	0.836	-2.7224	0.236
K	-2.2306	0.201	-3.9561**	0.023	-2.2306	0.201	-3.8240**	0.030
L	-1.4950	0.521	-1.7125	0.719	-1.5834	0.478	-1.6839	0.732
H	-1.4299	0.553	-2.0572	0.546	-1.2769	0.626	-2.0787	0.535
FDI	-2.3306	0.170	-2.2215	0.460	-2.1292	0.235	-1.9976	0.577
GOV	-3.2880**	0.025	-3.2268*	0.099	-3.2787**	0.026	-3.2197	0.101
ΔLNGDP	-4.799***	0.001	-4.827***	0.003	-4.7997***	0.001	-4.8243**	0.003
ΔECI	-6.241***	0.000	-6.120***	0.000	-7.4503***	0.000	-7.1665***	0.000
ΔSECI	-5.723***	0.000	-5.644***	0.000	-6.2908***	0.000	-6.1006***	0.000
ΔTECI	-5.512***	0.000	-5.955***	0.000	-7.2945***	0.000	-12.875***	0.000
ΔK	-7.095***	0.000	-6.947***	0.000	-7.8840***	0.000	-7.7345***	0.000
ΔL	-4.502***	0.001	-4.983***	0.002	-4.4825***	0.002	-4.9810***	0.002
ΔH	-4.665***	0.001	-4.583***	0.004	-4.6667***	0.001	-4.5841***	0.006
ΔFDI	-4.768***	0.001	-4.747***	0.004	-4.9021***	0.001	-4.9914***	0.002
ΔGOV	-6.523***	0.000	-6.403***	0.000	-6.605***	0.000	-6.480***	0.000

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Δ ise değişkenlerin birinci dereceden farkının alındığını ifade etmektedir.

Tablo 4'te ADF ve PP testleri hem sabitli hem de sabit ve trend içeren modeller kapsamında gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular; LNGDP, ECI, SECI, TECI, L, H ve FDI değişkenlerinin seviye düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde durağan olmadığını, dolayısıyla birim kök içerdiğini göstermektedir. Öte yandan, K değişkeni sabit ve trend içeren modelde hem ADF hem PP testine göre %5 anlamlılık düzeyinde durağan olarak bulunurken, GOV değişkeni sabitli modelde %5, sabit ve trendli modelde ise %10 anlamlılık düzeyinde sınırda durağanlık göstermektedir. Bunula birlikte tüm değişkenlerin birinci farkları alındığında hem ADF hem de PP testleri %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermiştir. Elde edilen sonuçlar, serilerin bazıları düzeyde, bazıları ise birinci farkta durağan hâle geldiğini ve dolayısıyla serilerin $I(0)$ ve $I(1)$ süreçlerinden oluşan bir yapıya sahip olduklarını göstermektedir. Geleneksel birim kök testlerinin tamamlanmasının ardından, yapısal kırılmaları dikkate alan ZA testi de uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 5'te gösterilmektedir.

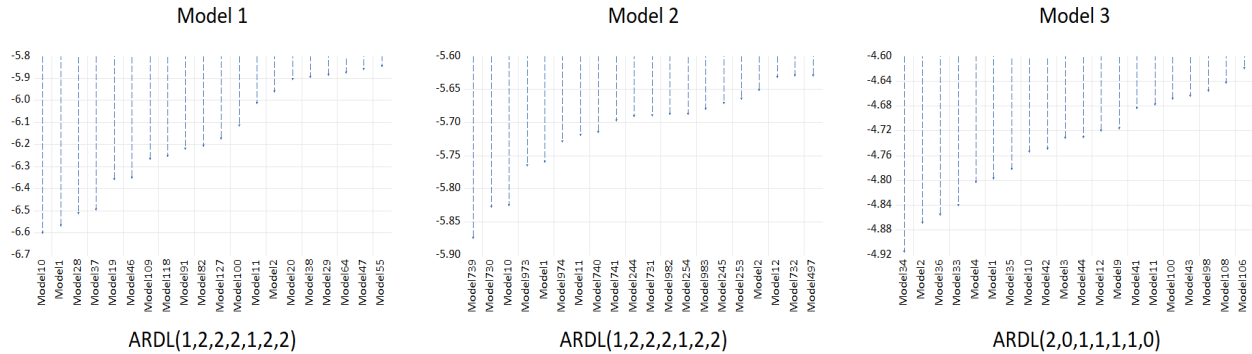
Tablo 5: ZA birim kök analiz sonuçları

Değişken	Sabit		Trend		Sabit-Trend	
	t-İstatistik	Kırılma Tarihi	t-İstatistik	Kırılma Tarihi	t-İstatistik	Kırılma Tarihi
LNGDP	-4.124	2001	-4.249*	2002	-3.793	2004
ECI	-5.289**	2014	-3.390	2009	-4.709	2014
SECI	-3.792	2005	-2.921	2011	-4.057	2004
TECI	-3.536	2018	-4.692**	2018	-4.885*	2016
K	-4.489	2005	-4.169*	2000	-5.138**	2004
L	-3.334	2000	-3.714	2005	-3.546	2003
H	-3.152	2013	-3.218	2016	-6.563***	2013
FDI	-4.267	2005	-3.655	2007	-4.617	2005
GOV	-3.928	2012	-3.362	2010	-3.785	2012
Δ LNGDP	-5.143**	2003	-4.858***	2006	-5.454**	2002
Δ ECI	-7.143***	2012	-6.937***	2017	-9.071***	2014
Δ SECI	-5.795***	2009	-5.518***	2006	-6.329***	2009
Δ TECI	-6.481***	2008	-6.345***	2017	-6.675***	2004
Δ K	-7.300***	2003	-7.076***	2005	-7.344***	2007
Δ L	-5.496***	2006	-5.262***	2011	-5.442**	2005
Δ H	-6.246***	2016	-4.700**	2014	-7.029***	2016
Δ FDI	-5.357***	2007	-4.726**	2006	-5.686***	2007
Δ GOV	-6.828***	2012	-6.375***	2003	-7.055***	2004
Anlamlılık	%1	%5	%10	%1	%5	%10
Kritik Değer	-5.34	-4.93	-4.58	-4.80	-4.42	-4.11

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Δ ise değişkenlerin birinci dereceden farkının alındığını ifade etmektedir.

Tablo 5'te ZA testi; sabit, trend ve sabit-trend modelleri altında gerçekleştirilmiş olup, serilerin durağanlığı %5 ve %1 anlamlılık düzeylerine göre değerlendirilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, ECI değişkeni sabit modeli altında ve K değişkeni sabit-trend modeli altında %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunarak durağan kabul edilmiştir. Ayrıca, H değişkeni sabit-trend modelinde %1 düzeyinde anlamlılık göstermekte ve bu bağlamda güçlü bir şekilde durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Buna karşın, diğer değişkenler için seviye düzeyinde anlamlılık sağlanamamış ve bu değişkenlerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Ancak, tüm değişkenlerin birinci farkları alındığında ZA testi sonuçları hem %5 hem de %1 düzeyinde anlamlılık göstermiştir. Bu durum, serilerin tamamının birinci farkta durağanlaştığını ve $I(1)$ sürecine sahip olduklarını ortaya koymaktadır. Hem geleneksel hem de yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri sonucunda, değişkenlerin düzey ve birinci fark düzeyinde karma bir durağanlık yapısına sahip olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, tüm birim kök testleri dikkate alındığında, bağımlı değişkenin birinci farkta durağan olduğu tespit

edilmiştir. Bu bulgular, seriler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığını araştırmak üzere eşbütünleşme analizlerinin yapılmasını gerekli kılmaktadır. Bu çerçevede, serilerin bütünleşme derecelerinin farklılık göstermesi nedeniyle uygun yöntem olarak ARDL sınır testi belirlenmiştir.



Şekil 2: ARDL modelleri için uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi

ARDL modelleri için en uygun gecikme yapısı, Akaike Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre belirlenmiş ve bu sonuçlar Şekil 2'de gösterilmiştir. Şekil 2'de yer alan grafikler, her üç model için optimal model kombinasyonlarını ortaya koymaktadır. Model 1 kapsamında, bilgi kriteri değeri en düşük olan ARDL (1,2,2,2,1,2,2) modeli öne çıkmakta ve diğer model alternatiflerine göre açık bir üstünlük sergilemektedir. Model 2 için en uygun model ARDL (1,2,2,2,1,2,2) olup yaklaşık -5.9 düzeyinde bir bilgi kriteri değerine sahiptir. Model 3 kapsamında ise ARDL (2,0,1,1,1,1,0), yaklaşık -4.91'lik bilgi kriteri değeri ile en uygun model olarak belirlenmiştir. Bu doğrultuda ARDL sınır testi sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: ARDL sınır testi sonuçları

	%10		%5		%1		F-İstatistik
	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	
Model 1	2.907	4.010	3.504	4.743	4.850	6.473	26.322775***
Model 2	2.907	4.010	3.504	4.743	4.850	6.473	13.781843***
Model 3	2.907	4.010	3.504	4.743	4.850	6.473	8.331689***

Not: I (0) ve I (1) sırasıyla durağan ve durağan olmayan sınırları ifade etmektedir. ***, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 6'da ARDL sınır testi kapsamında üç farklı model için hesaplanan F-istatistikleri ve bu değerlere karşılık gelen kritik sınır değerleri sunulmaktadır. Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını test etmek için hesaplanan F-istatistik değerlerinin, %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır olan I (1) değerinden büyük olması durumunda, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir. Bu çerçevede, Model 1 için F-istatistik değeri 23.81, Model 2 için 13.78 ve Model 3 için 8.33 olarak hesaplanmıştır. Her üç modeldeki F-istatistik değeri de %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır olan 6.473'ün oldukça üzerinde yer almaktadır. Dolayısıyla, tüm modeller için seriler arasında istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü bir uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu sonucuna varılmaktadır. Bu bulgu, bağımlı değişkenin uzun dönemde bağımsız değişkenlerle birlikte hareket ettiğini ve modellerin uzun dönem katsayılarının ARDL yöntemi ile tahmin etmenin uygun olduğunu göstermektedir. Bu doğrultuda ARDL yöntemi ile tahmin edilen katsayı tahmin sonuçları Tablo 7'de gösterilmektedir.

Tablo 7'de Model 1'in kısa dönem sonuçları incelendiğinde, genel ekonomik karmaşıklık göstergesi olan DECI değişkeni negatif ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir. Buna karşılık, bir dönem gecikmeli değeri (DECI (-1)) negatif ve %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durum, ekonomik karmaşıklık düzeyindeki artışların kısa vadede büyümeyi

sınırlandırabileceğine işaret etmektedir. Fiziksel sermaye değişkeni (DK) cari dönemde pozitif ve anlamlı, gecikmeli değeri ise negatif ve anlamlıdır. Bu bulgu, sermaye birikiminin mevcut dönemde büyümeyi desteklerken, önceki dönem yatırımlarının kısa vadede bazı olumsuzluklar doğurabileceğini göstermektedir. Benzer şekilde, işgücü (DL) cari dönemde pozitif ve anlamlı, gecikmeli değeri ise negatif ve anlamlıdır. Beşeri sermaye değişkeni (DH) kısa dönemde negatif ve anlamlı olmakla birlikte, katsayısının oldukça düşük olması etkisinin sınırlı kaldığını göstermektedir. Doğrudan yabancı yatırımların (DFDI) etkisi incelendiğinde, cari dönemde pozitif ve anlamlı, bir dönem gecikmeli olarak ise negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu durum, yabancı yatırımların kısa vadede büyümeye katkı sağladığını, ancak sonraki dönemlerde potansiyel dengesizlikler yaratabileceğini göstermektedir. Kamu harcamalarının (DGOV) cari dönem etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmazken, gecikmeli değeri pozitif ve %1 düzeyinde anlamlıdır. Modelin hata düzeltme terimi (ECT) negatif ve %1 düzeyinde anlamlıdır. ECT'nin güçlü düzeltme etkisi, modelin kısa dönem sapmalarını uzun dönem dengesine hızlı şekilde çektiğini göstermektedir. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde, genel ekonomik karmaşıklık değişkeni (ECI) pozitif yönde etkili olmakla birlikte %10 düzeyinde anlamlıdır. Bu bulgu, karmaşıklığın uzun vadede büyümeyi destekleyebileceğini ancak etkinin görece zayıf olduğunu göstermektedir. K, L ve FDI uzun dönemde pozitif ve %1 düzeyinde anlamlı olup, bu değişkenlerin büyümenin temel uzun vadeli belirleyicileri olduğunu ortaya koymaktadır. Buna karşın, H değişkeni uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı değildir. GOV ise uzun dönemde negatif ve %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

Tablo 7: ARDL kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin sonuçları

Değişken	Model 1		Model 2		Model 3	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
Kısa Dönem						
DLNGDP (-1)	-	-	-	-	-0.311334**	0.000
DECI	-0.000242	0.194	-	-	-	-
DECI (-1)	-0.001470***	0.000	-	-	-	-
DSECI	-	-	0.000594***	0.006	-	-
DSECI (-1)	-	-	-0.001284***	0.000	-	-
DTECI	-	-	-	-	-	-
DK	0.013916***	0.000	0.011194***	0.000	0.011645***	0.000
DK (-1)	-0.004089***	0.000	-	-	-	-
DL	0.015007***	0.000	0.008258***	0.000	0.005983**	0.020
DL (-1)	-0.013721***	0.000	-0.007879***	0.000	-	-
DH	-0.000402***	0.009	-0.000202	0.301	-9.24E-05	0.744
DH (-1)	-	-	-0.000476**	0.028	-	-
DFDI	0.026774***	0.000	0.013755***	0.001	-	-
DFDI (-1)	-0.004508**	0.039	0.008327**	0.011	-	-
DGOV	-0.000103	0.482	0.002088***	0.000	-0.000703**	0.026
DGOV (-1)	0.002651***	0.000	0.002088***	0.000	-	-
ECT	-2.013243***	0.000	-1.635459***	0.000	-1.144795***	0.000
Uzun Dönem						
ECI	0.001020*	0.0628	-	-	-	-
SECI	-	-	0.001583***	0.007	-	-
TECI	-	-	-	-	0.000159	0.666
K	0.014253***	0.000	0.011298***	0.000	0.01994***	0.000
L	0.017016***	0.000	0.013632***	0.000	0.012217***	0.000
H	-5.45E-06	0.958	0.000140	0.522	0.000454	0.215
FDI	0.023607***	0.000	0.013591**	0.042	0.016236**	0.033
GOV	-0.002314***	0.000	-0.002710***	0.000	-0.001888***	0.000

Not: "D" ifadesi, katsayıların kısa dönemde olduğunu göstermektedir. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 7’de Model 2 kapsamında ele alındığında, kısa dönemde sanayi ürünleri kullanılarak hesaplanan SECI değişkeni cari dönemde pozitif ve anlamlı, bir dönem gecikmeli olarak ise negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu durum, sanayi sektöründeki ekonomik karmaşıklığın kısa vadede büyümeyi desteklediğini, ancak zaman içinde bu etkinin sınırlayıcı bir yapıya dönüşebileceğini göstermektedir. DK ve DL değişkenleri kısa dönemde pozitif ve anlamlı etkilere sahiptir. Buna karşılık, DL’nin bir dönem gecikmeli değeri negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu da emek kullanımının cari dönemde büyümeyi desteklediğini, ancak önceki dönemdeki emek artışının kısa vadede sınırlayıcı etki yaratabileceğini göstermektedir. DH değişkeni cari dönemde anlamlı bulunmazken, bir dönem gecikmeli değeri negatif ve anlamlıdır. Bu bulgu, beşeri sermayedeki kısa vadeli artışların üretkenliği gecikmeli olarak sınırlayabileceğini düşündürmektedir. DFDI ve DFDI (-1) değişkenleri pozitif ve anlamlıdır. Bu durum, doğrudan yabancı yatırımların kısa vadede hem anlık hem de gecikmeli olarak büyümeye katkı sağladığını göstermektedir. DGOV ve DGOV (-1) değişkenleri de pozitif ve anlamlıdır. Kamu harcamalarının kısa dönemde büyümeyi desteklediği sonucuna ulaşılmaktadır. Modelin hata düzeltme terimi negatif ve anlamlı bulunmuştur. ECT katsayısının negatif yönlü ve yüksek düzeyde olması, kısa vadede ortaya çıkan dengesizliklerin uzun dönem denge durumuna hızlı bir biçimde toparlandığını göstermektedir. Uzun dönem katsayıları değerlendirildiğinde, SECI değişkeni pozitif ve anlamlıdır. Bu durum, sanayi ürünlerine dayalı ekonomik karmaşıklığın uzun vadede büyümeyi desteklediğine işaret etmektedir. K, L ve FDI değişkenleri uzun dönemde pozitif ve anlamlı etkiler sunmaktadır. Bu bulgu, sermaye birikimi, işgücü ve doğrudan yabancı yatırımların uzun dönemli büyümenin temel belirleyicileri olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, H değişkeni uzun dönemde anlamlı bulunmamıştır. Bu da beşeri sermayenin büyüme üzerindeki etkisinin model kapsamında sınırlı kaldığını göstermektedir. GOV değişkeni ise uzun dönemde negatif ve anlamlıdır. Bu sonuç, kamu harcamalarının uzun vadede kaynak tahsisi ve mali sürdürülebilirlik açısından büyümeyi olumsuz etkileyebileceğini ortaya koymaktadır.

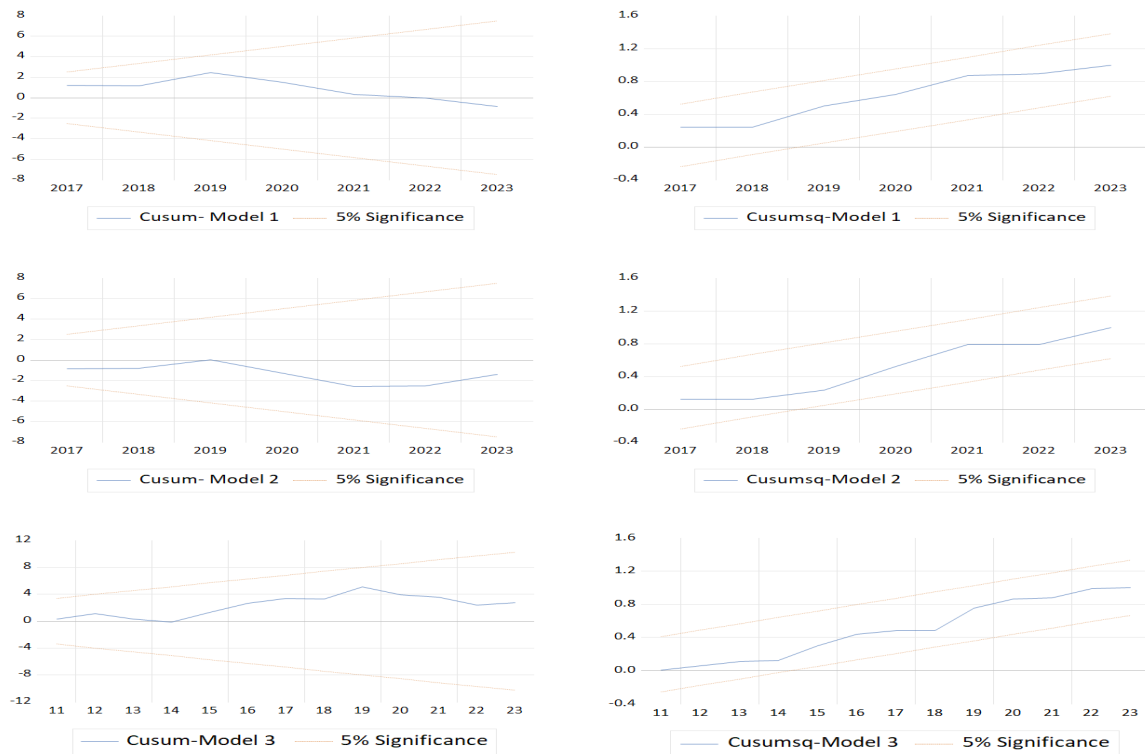
Tablo 7’de Model 3’ün kısa dönem sonuçları incelendiğinde, büyümenin bir dönem gecikmeli değeri olan DLNGDP (-1) negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu durum, önceki dönemdeki büyümenin cari dönem üzerinde dengeleyici bir etkisi olduğunu göstermektedir. Modelde yer alan DK ve DL değişkenleri kısa dönemde pozitif ve anlamlıdır. Bu sonuç, sermaye birikimi ile işgücü kullanımının ekonomik büyümeye kısa vadede olumlu katkı sunduğunu göstermektedir. Buna karşılık, DH değişkeni anlamlı bulunmamıştır. DGOV değişkeni kısa dönemde negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu negatif etki, kamu harcamalarının kısa vadede büyümeyi sınırlandırıcı etkiler yaratabileceğine işaret etmektedir. Modelin hata düzeltme terimi negatif ve anlamlıdır. Yani ECT, kısa dönem dengesizliklerinin uzun dönem dengesiyle uyumlu biçimde düzeltilebildiğini göstermektedir. Uzun dönem katsayıları değerlendirildiğinde, tarım ürünleri kullanılarak hesaplanan TECI değişkeni pozitif olmakla birlikte anlamlı bulunmamıştır. Bu bulgu, tarımsal ekonomik karmaşıklığın uzun vadede büyüme üzerinde belirgin bir etkisinin olmadığını göstermektedir. K, L ve FDI değişkenleri uzun dönemde pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, fiziksel sermaye birikimi, işgücü ve doğrudan yabancı yatırımların uzun vadeli büyümenin temel belirleyicileri olduğunu ortaya koymaktadır. Buna karşın, H değişkeni anlamlı bulunmamıştır. GOV değişkeni ise uzun dönemde negatif ve anlamlıdır. Kamu harcamalarının uzun vadede mali baskı veya etkin olmayan kullanım nedeniyle büyümeyi sınırlayıcı etkiler yaratabileceğini göstermektedir. ARDL analizinin bulgularının tutarlılığını ve geçerliliğini değerlendirmek amacıyla tanısallık testleri uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen tanısallık test sonuçları Tablo 8’de gösterilmektedir.

Tablo 8. Tanısal testler

	Model 1		Model 2		Model 3	
İstatistik Adı	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Jarque-Bera Testi	3.9265	0.140	1.4211	0.491	1.7333	0.421
LM Testi	2.2407	0.202	0.1662	0.063	2.0018	0.181
Arch Testi	0.0003	0.987	0.0638	0.803	0.0276	0.870
Ramsey-Reset Testi	2.4823	0.166	0.2174	0.658	0.8613	0.372
Cusum Testi	Stabil		Stabil		Stabil	
Cusumsq	Stabil		Stabil		Stabil	

Tablo 8’de Model 1, Model 2 ve Model 3’e ilişkin tanısal test sonuçları incelendiğinde, modellerin temel varsayımlar açısından tatmin edici olduğu görülmektedir. Jarque-Bera normallik testi sonuçlarına göre, her üç modelde de hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu söylenebilir. Her üç modelinde de test istatistiklerinin olasılık değerleri %5 anlamlılık düzeyinin üzerindedir. Bu bulgu, modellerin artık terimlerinde ciddi bir normallik sorunu bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 8’de gösterilen değişen varyans sorunu olup olmadığını test eden ARCH testi sonuçları, benzer şekilde tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu da modellerde artık terimlerin sabit varyans varsayımını sağladığını göstermektedir. Otokorelasyon varlığına ilişkin Breusch-Godfrey LM testi sonuçları incelendiğinde, olasılık değerleri Model 1, Model 2 ve Model 3 için %5 anlamlılık düzeyinin üzerindedir. Bu modellerde otokorelasyon sorunu olmadığını göstermektedir. Ancak Model 2’de LM testinin olasılık değeri, %5 düzeyinin biraz üzerinde yer almaktadır. Bu durum Model 2’de düşük düzeyde de olsa otokorelasyon şüphesi oluşturabilmektedir. Modelin fonksiyonel formunun doğruluğunu test eden Ramsey-Reset testi de tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Model 1, Model 2 ve Model 3 için elde edilen olasılık değerleri, modellerin doğru şekilde biçimlendirildiğini ve önemli bir değişken eksikliği olmadığını göstermektedir.

**Şekil 3:** Cusum ve Cusumsq test sonuçları

Modelin parametre istikrarını değerlendirmek amacıyla kullanılan Cusum ve Cusumsq testlerine ilişkin grafiksel sonuçlar ise Şekil 3'te sunulmuştur. Söz konusu şekle göre, her üç modelin Cusum ve Cusumsq grafiklerinin %5 güven aralığı içerisinde kaldığı gözlemlenmektedir. Bu durum, model katsayılarının zaman içinde istikrarlı olduğunu ve yapısal bir kırılma bulunmadığını göstermektedir. Dolayısıyla, ilgili modellerin hem kısa hem de uzun dönemde geçerli ve güvenilir tahminler sunduğu söylenebilir. ARDL tahmin sonuçlarının geçerliliğini artırmak ve farklı yöntemlerin sonuçlarının karşılaştırmalı olarak değerlendirmek amacıyla, ARDL analizini takiben alternatif bir eşbütünleşme tahmin tekniği olan DOLS yaklaşımı kullanılmıştır. Bu kapsamda DOLS sonuçları Tablo 9'da sunulmaktadır.

Tablo 9: DOLS analiz sonuçları

Değişken	Model 1		Model 2		Model 3	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
ECI	0.009781**	0.0138	-	-	-	-
SECI	-	-	0.004351***	0.003	-	-
TECI	-	-	-	-	0.025180	0.783
K	-0.052586**	0.032	0.005243*	0.053	-0.206229	0.591
L	0.057020**	0.013	0.020278**	0.012	0.146329	0.518
H	-0.005492**	0.029	-0.001551**	0.029	0.014633	0.430
FDI	0.049344**	0.027	0.036505**	0.025	0.534096	0.482
GOV	-0.001517**	0.047	-0.004676**	0.010	0.008700	0.557

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 9'da yer alan DOLS analiz sonuçları, ARDL modellerinden elde edilen uzun dönem katsayılarının sağlamlığını test etmek amacıyla değerlendirilmiştir. Model 1'de genel ekonomik karmaşıklık göstergesi olan ECI değişkeni pozitif ve anlamlı bulunmuş, bu da karmaşık üretim yapısına sahip ekonomilerin uzun vadede büyüme üzerinde destekleyici bir etki yarattığını göstermektedir. Aynı modelde L pozitif ve anlamlı olurken, doğrudan FDI da büyümeyi destekleyen bir unsur olarak öne çıkmıştır. Buna karşılık K ve H değişkenleri negatif ve anlamlı bulunmuştur. Özellikle GOV negatif ve anlamlı etkisi, ARDL analizleriyle uyumlu şekilde, kamu kaynaklarının uzun vadeli büyümeye katkısının sınırlı olabileceğini düşündürmektedir.

Model 2'de sanayi ürünleri üzerinden hesaplanan SECI değişkeni pozitif ve yüksek düzeyde anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu, sanayi sektöründeki yapısal çeşitliliğin ve üretim derinliğinin uzun dönemli büyüme üzerinde olumlu ve güçlü bir etkisi olduğunu teyit etmektedir. Bunun yanında K değişkeni %10 düzeyinde anlamlılık sınırında pozitif bir ilişki sunarken, L, H ve FDI yine pozitif ve anlamlı etkiler göstermiştir. Modelde kamu harcamalarının etkisi ise negatif ve anlamlıdır. Bu sonuç, kamu harcamalarının uzun vadede büyümeyi sınırlandırıcı bir etkisi olduğunu desteklemektedir.

Model 3'te tarım ürünleri kullanılarak hesaplanan TECI değişkeni pozitif olmasına rağmen istatistiksel olarak anlamlı değildir. Benzer şekilde sermaye, emek, beşeri sermaye, doğrudan yabancı yatırımlar ve kamu harcamaları da anlamlılık göstermemiştir. Bu sonuçlar, Model 3 kapsamında kurulan uzun dönem ilişkinin zayıf olduğunu ve tarımsal ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki etkisini istatistiki olarak açıklayamadığını göstermektedir.

Tartışma

Tartışma kapsamında öncelikle ARDL analizine dayalı üç modelin kendi içindeki bulguları değerlendirildiğinde; genel ekonomik karmaşıklığı esas alan Model 1'de, kısa dönemde karmaşıklık göstergesi anlamlı bir etki sunmazken, gecikmeli değerin negatif ve anlamlı olması, ekonomik karmaşıklığın kısa vadede büyümeyi sınırlayabileceğini göstermektedir. Buna karşılık uzun dönemde pozitif ancak görece zayıf bir etki gözlenmiştir.

Sanayi ekonomik karmaşıklığını esas alan Model 2’de ise kısa vadede karmaşıklık göstergesinin hem anlık hem de gecikmeli etkileri anlamlı bulunmuş, uzun dönemde ise bu ilişkinin daha güçlü ve destekleyici olduğu tespit edilmiştir. Tarımsal ekonomik karmaşıklığa dayalı Model 3’te ise kısa dönemde ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken, uzun dönemde de tarımsal karmaşıklığın büyüme ile istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki sunmadığı görülmüştür. Bu karşılaştırma, sanayi ekonomik karmaşıklığının hem kısa hem uzun vadede daha güçlü ve istikrarlı bir büyüme etkisi yarattığını ortaya koymaktadır.

Benzer bir değerlendirme DOLS analizine dayalı model sonuçları için yapıldığında, Model 1’de genel ekonomik karmaşıklık pozitif ve anlamlı bulunmuş, bu da ARDL modelindeki uzun dönemli bulguyu güçlendirmiştir. Model 2’de sanayi sektörüne ilişkin karmaşıklık göstergesi pozitif ve yüksek düzeyde anlamlı olup, bu durum sanayi yapısının büyüme üzerinde güçlü bir belirleyici olduğunu teyit etmektedir. Öte yandan Model 3’te tarımsal karmaşıklık göstergesinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması, ARDL bulgularıyla tutarlı biçimde, tarımsal yapının uzun dönemli büyüme üzerinde sınırlı bir rol oynadığını göstermektedir. Bu çerçevede, DOLS modelleri de sektörel düzeyde farklılaşan etkileri doğrulamakta ve sanayi sektörü temelli karmaşıklığın öne çıkan yapıcı rolünü vurgulamaktadır.

ARDL ve DOLS analizlerinin karşılaştırmalı olarak değerlendirilmesi, iki yöntemin özellikle genel ve sanayi ekonomik karmaşıklık açısından benzer sonuçlar sunduğunu göstermektedir. Her iki analizde de genel karmaşıklık uzun dönemde büyümeyi destekleyici ancak görece sınırlı bir etki üretirken, sanayiye dayalı karmaşıklığın daha güçlü ve istikrarlı bir katkı sağladığı gözlenmiştir. Buna karşılık, tarımsal karmaşıklık göstergesi her iki yöntemde de anlamlılık düzeyine ulaşamamış, dolayısıyla büyüme üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak desteklenmediği sonucuna ulaşılmıştır. Yöntemsel farklılıklara rağmen ARDL ve DOLS modelleri arasında tutarlılık olduğu, özellikle sanayi sektörünün yapısal karmaşıklığının uzun dönemli büyümeye olan katkısını vurgulayan sonuçlarla ortaya konulmuştur.

Çalışmada genel ekonomik karmaşıklık göstergesi olarak kullanılan ECI değişkeninin uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde pozitif ancak görece zayıf ve sınırlı bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, ekonomik karmaşıklığın uzun vadeli büyümenin belirleyicilerinden biri olduğunu savunan ve bu ilişkiyi pozitif yönlü olarak ortaya koyan birçok çalışmayla genel anlamda uyumludur. Örneğin, Hidalgo ve Hausmann (2009), Du ve O’Connor (2021), Hartmann vd. (2017), Adam vd. (2023), Tabash vd. (2022), Hoeriyah vd. (2022), Koch (2021) ve Akar (2023) gibi çok sayıda çalışmada, ekonomik karmaşıklığın üretim çeşitliliği, teknolojik yoğunluk ve yenilik kapasitesi aracılığıyla ekonomik büyümeyi desteklediği vurgulanmaktadır. Türkiye özelinde yapılan Benli ve Atıcı (2023) ile Hacımamoğlu ve Sungur (2024) gibi çalışmalar da bu görüşü desteklemektedir. Ancak bu çalışmada genel ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak görece zayıf kalması, literatürde ekonomik karmaşıklığın etkisinin koşullara bağlı olabileceğini öne süren daha temkinli çalışmaları da destekler niteliktedir. Agu vd. (2024) çalışmasında ekonomik karmaşıklığın tek başına büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını, ancak yönetimle etkileşime girdiğinde bu etkinin güçlendiğini göstermiştir. Benzer şekilde, Gomez-Zaldivar vd. (2020) ekonomik karmaşıklığın bazı bölgelerde pozitif, bazı bölgelerde ise ters yönlü etkiler gösterebildiğini ortaya koymuştur. Bu bulgular, ekonomik karmaşıklığın etkisinin ülkelerin yönetim yapıları, kurumsal kalitesi, altyapı yeterliliği ve bölgesel gelişmişlik düzeyi gibi faktörlerle yakından ilişkili olduğunu göstermektedir. Öte yandan, Zhang vd. (2024), Gala vd. (2018) ve Ivanova vd. (2017) gibi çalışmalar ise ekonomik karmaşıklığın bazı bağlamlarda büyümeyi sınırlayıcı etkiler yaratabileceğini ortaya koymaktadır. Özellikle karmaşık üretim yapılarının kurulmasının yüksek geçiş maliyetleri ve altyapı gereksinimleri nedeniyle büyüme üzerinde kısa vadede

baskı yaratabileceği yönündeki bulgular, bu çalışmada elde edilen sınırlı pozitif etkinin ardındaki potansiyel nedenleri açıklamak açısından önemlidir.

Çalışmada sanayi sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklık göstergesi olan SECI değişkeni hem kısa hem de uzun dönemde pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, sanayi temelli üretim yapılarının çeşitlenmesinin ve derinleşmesinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin güçlü ve tutarlı olduğunu göstermektedir. Elde edilen bu bulgular, literatürde sanayi ekonomik karmaşıklığı ile büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan pek çok çalışma ile örtüşmektedir. Örneğin, Cardoso vd. (2024) tarafından Brezilya’da yapılan çalışmada, sanayi karmaşıklığı bölgelerin büyüme beklentilerini anlamada güçlü bir gösterge olarak tanımlanmış ve ekonomik büyümeye olumlu etkileri ortaya konmuştur. Benzer şekilde, Hausmann vd. (2014) de ekonomik karmaşıklığın sanayileşme sürecini teşvik ettiğini, yüksek katma değerli üretim yapılarının gelişimine katkı sağladığını ve bunun sürdürülebilir büyüme açısından kritik bir unsur olduğunu vurgulamaktadır. Çalışmanızda elde edilen kısa dönem bulguları da bu literatürle uyumludur. Sanayi ekonomik karmaşıklığının cari dönemde büyümeyi destekleyici etkisinin anlamlı bulunması, sanayi sektörünün üretim çeşitliliği ve teknolojik yoğunluk aracılığıyla büyümeye doğrudan katkı sağladığını göstermektedir. Bu yönüyle, Szirmai ve Verspagen (2015) tarafından ileri sürülen, sanayi karmaşıklığının istihdam yaratma kapasitesini artırdığı ve sanayi tabanını çeşitlendirerek ekonomiyi küresel şoklara karşı daha dirençli hâle getirdiği yönündeki bulgularla da paralellik göstermektedir.

Sonuç

Bu çalışmada, 1995-2023 dönemi için Türkiye’de genel ve sektörel düzeyde hesaplanan ekonomik karmaşıklık endekslerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Analizler üç farklı model çerçevesinde gerçekleştirilmiş ve genel ekonomik karmaşıklık, sanayi sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklık ile tarım sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklık değişkenlerinin kısa ve uzun vadeli etkileri, ARDL ile DOLS yöntemi kullanılarak test edilmiştir. Elde edilen bulgular, ekonomik karmaşıklığın özellikle sanayi sektörü bağlamında ekonomik büyümeyi güçlü biçimde desteklediğini göstermektedir. Sanayi sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklık değişkeni hem kısa hem de uzun dönemde pozitif ve anlamlı etkiler üretmiş; bu durum, sanayi sektöründe yapısal çeşitliliğin ve üretim derinliğinin ekonomik büyüme üzerinde belirleyici bir rol oynadığını ortaya koymuştur. Genel ekonomik karmaşıklık değişkeni de uzun vadede ekonomik büyümeyi destekleyici bir etki sunmakla birlikte, bu etkinin görece olarak daha sınırlı olduğu belirlenmiştir. Tarım sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklık değişkeni ise hem ARDL hem de DOLS yöntemi sonuçlarına göre ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki göstermemiştir. Bu durum, tarım sektöründeki ürün çeşitliliğinin sınırlı olması ve teknolojik yoğunluğun düşük düzeyde kalmasının bir yansıması olarak değerlendirilebilir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, ekonomi politikalarının yönlendirilmesi açısından çeşitli çıkarımlar sunmaktadır. Ekonomik büyümenin sürdürülebilirliğini sağlamak için üretim yapısının çeşitlendirilmesi, yüksek katma değerli sektörlerin önceliklendirilmesi ve teknoloji yoğun sanayi faaliyetlerinin desteklenmesi kritik önemdedir. Sanayi sektörüne ilişkin ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki olumlu etkileri dikkate alındığında, sanayi politikalarının sadece üretim miktarına değil, aynı zamanda ürün çeşitliliği ve teknolojik kapasitenin geliştirilmesine odaklanması gerekmektedir. Bununla birlikte, kamu harcamalarının uzun vadede büyüme üzerinde sınırlayıcı etkiler yaratabileceğine yönelik bulgular, kamu kaynaklarının daha üretken ve etkin alanlara yönlendirilmesinin önemini ortaya koymaktadır. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırımların kısa ve uzun vadede büyümeye katkı sağladığı sonucuna dayanarak, yatırım ortamının iyileştirilmesi ve bu yatırımların yüksek teknolojiye dayalı sektörlerle yönlendirilmesi önerilmektedir. Buna ek olarak, tarım sektörüne

ilişkin bulguların sınırlı etkiler göstermesi, bu alanda politika yapıcılar açısından bazı önlemlerin alınması gerektiğine işaret etmektedir. Tarımsal üretim yapısının çeşitlendirilmesi, katma değeri yüksek tarım ürünlerine yönelmesi ve tarımda teknoloji kullanımının artırılması, sektörün ekonomik karmaşıklık düzeyini ve dolayısıyla büyümeye katkısını artırabilir. Tarım politikalarının sadece üretim miktarına değil, aynı zamanda ürün farklılaşması, işleme teknolojileri ve ihracat kapasitesinin geliştirilmesine yönelik olarak yeniden yapılandırılması önem taşımaktadır. Ayrıca, tarımsal Ar-Ge faaliyetlerinin ve dijital tarım uygulamalarının desteklenmesi, sektörde yenilikçi kapasitenin gelişmesine katkı sağlayabilir. Sonuç olarak, bu çalışma Türkiye ekonomisinde üretim yapısının niteliğine dayalı analizlerle büyümenin yapısal dinamiklerini anlamaya katkı sunmakta ve karmaşık, yenilikçi ve rekabetçi bir üretim modeline geçişin stratejik önemini vurgulamaktadır.

Çalışmanın önemli kısıtlarından biri, ekonomik karmaşıklık endekslerinin hesaplanmasında yalnızca mal ticaretine dayalı ürün verilerinin kullanılabilmesidir. Bu durum, özellikle hizmet sektörünü kapsayan verilerin eksikliği nedeniyle, hizmet odaklı üretim ve ihracat yapısının ekonomik karmaşıklığa katkısını dışarıda bırakmaktadır. Ayrıca, tarım ürünlerinin sayıca sanayi ürünlerine göre oldukça sınırlı olması, tarım sektörü için elde edilen sonuçların güçsüz kalmasına neden olmuştur. Bu bağlamda, gelecekte yapılacak çalışmalarda, hizmet sektörüne ait ürün veya faaliyet türlerinin endeks hesaplamalarına dahil edilmesi, ekonomik karmaşıklığın daha kapsamlı bir şekilde değerlendirilmesini mümkün kılacaktır. Benzer şekilde, tarımsal ürün çeşitliliğinin artırılması ve sektörel veri kapsamının genişletilmesi, tarım sektöründeki yapısal dönüşümü daha sağlıklı bir şekilde analiz etmeye olanak sağlayacaktır.

Kaynakça

- Adam, A., Garas, A., Katsaiti, M. S., Lapatinas, A. (2023). Economic complexity and jobs: an empirical analysis. *Economics of Innovation and New Technology*, 32(1), 25-52.
- Agu, C., Ogbuabor, J. E., Onah, B. U. (2024). How are Economic Governance Institutions Moderating the Effect of Economic Complexity on Trade, FDI Inflow, Environmental Degradation, and Economic Growth in Africa?. *Journal of the Knowledge Economy*. Advance online publication: <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02284-2>
- Akar, T. (2023). Ekonomik karmaşıklık, AR-GE harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (55), 315-329.
- Akusta, E. (2025). Does globalization promote or hinder sustainable development? Evidence from Türkiye on the three dimensions of globalization. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 66, 117-137.
- Alam, M. B., Hossain, M. S. (2024). Investigating the connections between China's economic growth, use of renewable energy, and research and development concerning CO2 emissions: An ARDL Bound Test Approach. *Technological Forecasting and Social Change*, 201, 123220.
- Asteriou, D., Hall, S. G. (2021). *Applied econometrics (4th Edition)*. London: Macmillan Education.
- Azimi, M. N., Rahman, M. M., Maraseni, T. (2025). Advancing sustainable development goal 8 Targets: The role of institutional Quality, economic Complexity, and state fragility in G20 nations (2000–2023). *Journal Pre-proofs*. Advance online publication: <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2025.100278>
- Bahar, D., Hausmann, R., Hidalgo, C. A. (2014). Neighbors and the evolution of the comparative advantage of nations: Evidence of international knowledge diffusion?. *Journal of International Economics*, 92(1), 111-123.

- Balassa, B. (1965). Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 33(2), 99-123.
- Bayar, İ. (2022). Ekonomik karmaşıklık indeksi ve ekonomik büyüme: CIVETS ülkelerinden ampirik kanıtlar. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (36), 237-251.
- Begum, R. A., Raihan, A., ve Said, M. N. M. (2020). Dynamic Impacts of Economic Growth and Forested Area on Carbon Dioxide Emissions in Malaysia. *Sustainability*, 12(22), 9375.
- Benli, M., Atıcı, G. (2023). Türkiye’de Ekonomik Kompleksite ve İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkisi. *İzmir İktisat Dergisi*, 38(2), 400-429.
- Canh, N. P., Thanh, S. D. (2022). The dynamics of export diversification, economic complexity and economic growth cycles: Global evidence. *Foreign Trade Review*, 57(3), 234-260.
- Cardoso, B. H. F., Catela, E. Y. D. S., Viegas, G., Pinheiro, F. L., Hartmann, D. (2024). Did industrial and export complexity drive regional economic growth in Brazil?. *PLoS One*, 19(12), e0313945.
- Chavez, J. C., Mosqueda, M. T., Gómez-Zaldívar, M. (2017). Economic complexity and regional growth performance: Evidence from the Mexican Economy. *Review of Regional Studies*, 47(2), 201-219.
- Cristelli, M., Gabrielli, A., Tacchella, A., Caldarelli, G., Pietronero, L. (2013). Measuring the intangibles: A metrics for the economic complexity of countries and products. *PLoS One*, 8(8), 1-20.
- Çınar, İ. T. (2023). Regional Development Trap and Economic Complexity in Turkey: Evidence from Provincial Data. *Regional Science Policy and Practice*, 15(9), 2224-2252.
- Çınar, İ. T., Korkmaz, I., Baycan, T. (2022). Regions’ economic fitness and sectoral labor productivity: Evidence from Turkey. *Regional Science Policy and Practice*, 14(3), 575-599.
- De Queiroz Stein, A., Britto, G., Medeiros, V. (2024). Agricultural economic complexity and regional inequalities: a new approach using census data from Brazil. *Regional Studies*, 58(12), 2368-2388.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(9), 1057-1072.
- Domini, G. (2022). Patterns of specialization and economic complexity through the lens of universal exhibitions, 1855-1900. *Explorations in Economic History*, 83, 101421.
- Donis, S., Gómez, J., Salazar, I. (2023). Economic complexity, property rights and the judicial system as drivers of eco-innovations: An analysis of OECD countries. *Technovation*, 128, 102868.
- Du, K., O’Connor, A. (2021). Examining economic complexity as a holistic innovation system effect. *Small Business Economics*, 56(1), 237-257.
- Dünya Bankası (2025). Dünya Bankası Türkiye. <https://www.worldbank.org/tr/country/turkey/overview#:~:text=T%C3%BCrkiye%20ekonomisi%2C%20COVID%2D19%20pandemisine,y%C3%BCzde%205%2C5%20b%C3%BCy%C3%BCme%20kaydetmi%C5%9Ftir>, Erişim Tarihi:15.03.2025.
- Dünya Bankası (2025). World Development Indicators. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>, Erişim Tarihi: 17.03.2025.
- Gala, P., Rocha, I., Magacho, G. (2018). The structuralist revenge: Economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development. *Brazilian Journal of Political Economy*, 38(2), 219-236.

-
- Gao, J., Zhou, T. (2018). Quantifying China's regional economic complexity. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 492, 1591-1603.
- Gaulier, G., Zignago, S. (2010). BACI: International Trade Database at The Product-Level (The 1994-2007 Version). *CEPII Working Paper*, No: 2010-23.
- Gomez-Zaldivar, M., Fonseca, F. J., Mosqueda, M. T., Gomez-Zaldivar, F. (2020). Spillover effects of economic complexity on the per capita GDP growth rates of Mexican states, 1993-2013. *Estudios de Economía*, 47(2), 221-243.
- Hacıımanoğlu, T., Sungur, O. (2024). Human capital, physical capital, economic complexity, and economic growth nexus in Türkiye: New evidence from bootstrap fourier Granger causality in quantiles approach. *İnsan ve İnsan*, 11(37), 11-26.
- Hausmann, R., C. A. Hidalgo, S. Bustos, Coscia, M., Simoes, A., Yıldırım, M. A. (2014). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. Cambridge: MIT Press.
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.
- Hidalgo, C. A., Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of The National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575.
- Hidalgo, C. A. (2021). Economic complexity theory and applications. *Nature Reviews Physics*, 3(2), 92-113.
- Hoeriyah, L., Nuryartono, N., Pasaribu, S. H. (2022). Economic complexity and sustainable growth in developing countries. *Economics Development Analysis Journal*, 11(1), 23-33.
- Ikram, M., Xia, W., Fareed, Z., Shahzad, U., Rafique, M. Z. (2021). Exploring the nexus between economic complexity, economic growth and ecological footprint: contextual evidences from Japan. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 47, 101460.
- Inoua, S. (2023). A simple measure of economic complexity. *Research Policy*, 52(7), 104793.
- Ivanova, I., Strand, Ø., Kushnir, D., Leydesdorff, L. (2017). Economic and technological complexity: A model study of indicators of knowledge-based innovation systems. *Technological Forecasting and Social Change*, 120, 77-89.
- Jayne, T., Yeboah, F. K., Henry, C. (2017). The future of work in African agriculture trends and drivers of change. *International Labour Organization Working Paper*, No: 25.
- Koch, P. (2021). Economic complexity and growth: Can value-added exports better explain the link?. *Economics Letters*, 198, 109682.
- Korkmaz, İ., Çınar, İ. T., Baycan, T. (2024). Economic complexity and regional growth in Turkey: Implications for east-west disparity. *Eastern European Economics*. Advance online publication: <https://doi.org/10.1080/00128775.2024.2304220>
- Li, H. S., Geng, Y. C., Shinwari, R., Yangjie, W., Rjoub, H. (2021). Does renewable energy electricity and economic complexity index help to achieve carbon neutrality target of top exporting countries?. *Journal of Environmental Management*, 299, 113386.
- Li, J., He, W., Li, G. (2024). Natural resources, economic complexity and growth nexus: Role of digital governance in addressing the resource curse. *Resources Policy*, 92, 105003.
- Li, Q., He, H., Oskenbayev, Y., Ullah, I. (2024). Exploring the nexus of geopolitical risk, green financing, and natural resource rents: A study of Russia's economic growth. *Resources Policy*, 96, 105199.
- Liza, J. I., Majumder, S. C., Rahman, M. H. (2025). Scrutinizing the impact of blue economy factors on the economic growth in Bangladesh: An empirical study. *Marine Policy*, 173, 106542.
- Lucas, R. E., Jr. (1986). Adaptive behavior and economic theory. *Journal of Business*, 59(4), 401-426.
-

-
- Mesagan, E. P., Vo, X. V. (2024). The importance of economic complexity in the resource-growth discourse: Empirical evidence from Africa. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(1), 2772-2793.
- Mighri, Z., AlSaggaf, M. I. (2023). Asymmetric impacts of renewable energy consumption and economic complexity on economic growth in Saudi Arabia: evidence from the NARDL model. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(3), 7446-7473.
- Narayan, P. K., Smyth, R. (2007). Mean reversion versus random walk in G7 stock prices evidence from multiple trend break unit root tests. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(2), 152-166.
- Ogbuabor, J. E., Agu, C., Onah, B. U., ve Urama, C. E. (2025). Economic Complexity and Sectoral Performance in Africa: The Role of Economic Governance Institutions. *Sustainable Development*. Advance online publication: <https://doi.org/10.1002/sd.3363>
- Operti, F. G., Pugliese, E., Andrade Jr, J. S., Pietronero, L., Gabrielli, A. (2018). Dynamics in the fitness-income plane: Brazilian states vs world countries. *PloS One*, 13(6), e0197616.
- Pata, U. K., Yurtkuran, S., Kalça, A. (2016). Türkiye’de enerji tüketimi ve ekonomik büyüme: ardl sınır testi yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 38(2), 255-255.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361–1401.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Raihan, A., Tuspekova, A. (2022). Role of economic growth, renewable energy, and technological innovation to achieve environmental sustainability in Kazakhstan. *Current Research in Environmental Sustainability*, 4, 100165.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.
- Rusnak, J., Bucekova, N., Bucekova, I. (2024). Export, economic complexity and growth in the integrated periphery of the European automotive industry. *Post-Communist Economies*, 36(8), 881-905.
- Sarsar, L., Echaoui, A. (2024). Empirical analysis of the economic complexity boost on the impact of energy transition on economic growth: A panel data study of 124 countries. *Energy*, 294, 130712.
- Saud, S., Haseeb, A., Zafar, M. W., Li, H. (2023). Articulating natural resource abundance, economic complexity, education and environmental sustainability in MENA countries: Evidence from advanced panel estimation. *Resources Policy*, 80, 103261.
- Servedio, V. D., Buttà, P., Mazzilli, D., Tacchella, A., ve Pietronero, L. (2018). A new and stable estimation method of country economic fitness and product complexity. *Entropy*, 20(10), 783.
- Smolski, F. M. D. S., Ruffoni, J., Mascarini, S. (2025). The effect of economic complexity and relatedness on the economic growth of brazilian microregions. *Estudos Econômicos*, 54, e53575442.
- Stojkoski, V., Kocarev, L. (2017). The relationship between growth and economic complexity: evidence from Southeastern and Central Europe. *MPRA Paper*, 77837, 1-25.
- Stojkoski, V., Koch, P., Hidalgo, C. A. (2023). Multidimensional economic complexity and inclusive green growth. *Communications Earth and Environment*, 4(1), 130.
-

- Szirmai, A., Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46-59.
- Tabash, M. I., Mesagan, E. P., Farooq, U. (2022). Dynamic linkage between natural resources, economic complexity, and economic growth: Empirical evidence from Africa. *Resources Policy*, 78, 102865.
- Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., Pietronero, L. (2012). A new metrics for countries' fitness and products' complexity. *Scientific Reports*, 2(723), 1-7.
- Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., Pietronero, L. (2013). Economic complexity: conceptual grounding of a new metrics for global competitiveness. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(8), 1683-1691.
- The Heritage Foundation (2025). Index of economic freedom, government spending. <https://www.heritage.org/index/pages/all-country-scores>, Erişim Tarihi: 17.03.2025.
- TÜİK (2025). Öğretim yılı ve eğitim seviyesine göre okullaşma oranı. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=Egitim,-Kultur,-Spor-ve-Turizm-105>, Erişim Tarihi: 18.03.2025.
- Uppenberg, K. (2011). Economic growth in the US and the EU: A sectoral decomposition. *EIB Papers*, 16(1), 18–51.
- Ünsal, Y. (2024). Economic complexity and environmental sustainability: sectoral perspectives from OECD countries. *Journal of Environmental Studies and Sciences*. Advance online publication: <https://doi.org/10.1007/s13412-024-00958-6>
- Voumik, L. C., Rahman, M. H., Rahman, M. M., Ridwan, M., Akter, S., Raihan, A. (2023). Toward a sustainable future: Examining the interconnectedness among Foreign Direct Investment (FDI), urbanization, trade openness, economic growth, and energy usage in Australia. *Regional Sustainability*, 4(4), 405-415.
- Zhang, C., Waris, U., Qian, L., Irfan, M., Rehman, M. A. (2024). Unleashing the dynamic linkages among natural resources, economic complexity, and sustainable economic growth: Evidence from G-20 countries. *Sustainable Development*, 32(4), 3736-3752.
- Zhu, S., Li, R. (2017). Economic complexity, human capital and economic growth: empirical research based on cross-country panel data. *Applied Economics*, 49(38), 3815-3828.
- Zivot, E., Andrews, D. (1992). Further evidence of the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.