

## Türkiye’de Ekonomik Büyüme, İşsizlik ve Enflasyonun Kayıt Dışı İstihdam Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı\*

### The Impact of Economic Growth, Unemployment and Inflation on Informal Employment in Turkey: an ARDL Bounds Test Approach

Rümeysa Çelik<sup>1</sup> , Abdurrahman Keskin<sup>2</sup> , Abdulkadir Keskin<sup>3</sup> 

#### Öz

Ekonominin küreselleşmesi, birçok sektörde ve ülkede işgücünün kayıt dışı olmasına sebep olmuştur. Bu problemin çözülmesine yönelik politikalar ile önlemler alınmaya çalışılsa da dünya genelinde olduğu gibi Türkiye’de de kayıt dışı istihdam, çözülmesi zor bir problem haline gelmiştir. Kayıt dışı istihdama karşı uygulanan politikaların yanı sıra makroekonomik faktörlerdeki değişimler, kayıt dışı istihdamı etkilemektedir. Bu çalışmanın amacı da, makroekonomik faktörler içerisinde yer alan ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyonun kayıt dışı istihdam ile ilişkisini ortaya koymaktır. Bu amaç doğrultusunda ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon göstergelerinin, kayıt dışı istihdam üzerindeki uzun dönemli ve kısa dönemli ilişkisi incelenmiştir. Yapılan çalışmada, TCMB ve TÜİK’ten elde edilen 2004-2020 yıllarına ait çeyreklik veriler kullanılmıştır. Kayıt dışı istihdam üzerinde belirlenen faktörlerin uzun ve kısa dönem etkileri ARDL sınır testi kullanılarak incelenmiştir. Uzun dönem katsayılarının tamamı istatistiksel olarak anlamlı olup, ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon ile kayıtsız istihdam arasında uzun dönemli bir ilişki görülmektedir. Kısa dönemde ise meydana gelen dengesizliklerin CointEq(-1) %45’i ortadan kalkmaktadır. Ampirik sonuçlara

\* Çalışma, “1. Uluslararası Uygulamalı İstatistik Kongresi (1. UYİK-2020)” adlı kongrede sunulan ‘Türkiye’de Ekonomik Büyüme, İşsizlik ve Enflasyonun Kayıt Dışı İstihdam Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı’ adlı bildirinin genişletilmiş halidir.

1 **Sorumlu Yazar:** Rümeysa Çelik (Doktora Öğrencisi), İstanbul Üniversitesi, İİBF Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, İstanbul, Türkiye. E-posta: rumeysa.celik@ogr.iu.edu.tr ORCID: 0000-0002-0156-0603

2 Abdurrahman Keskin, (Doktora Öğrencisi), İstanbul Üniversitesi, İİBF Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, İstanbul, Türkiye. E-posta: abdurrahmankeskin@windowslive.com ORCID: 0000-0003-1547-0358

3 Abdulkadir Keskin (Araştırma Görevlisi) İstanbul Medeniyet Üniversitesi, SBF İşletme Bölümü, İstanbul, Türkiye. E-posta: abdulcadir.keskin@medeniyet.edu.tr ORCID: 0000-0002-4795-1028

**Atf:** Celik, R., Keskin, A. ve Keskin, A. (2021). Türkiye’de Ekonomik Büyüme, İşsizlik ve Enflasyonun Kayıt Dışı İstihdam Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. Journal of Social Policy Conferences, 80, 451-474. <https://doi.org/10.26650/jspc.2021.80.000053>

göre, ekonomik büyüme ve enflasyonda yaşanacak 1 birimlik artışın sırasıyla 0,233'lük ve 0,039'lük oranda bir azalış yaratması beklenmektedir. İşsizlikteki 1 birimlik artışın ise, kayıt dışı istihdam üzerinde 0.991'lik bir artış yaratması beklenmektedir.

### **Anahtar Kelimeler**

Kayıt dışı istihdam, Ekonomik büyüme, İşsizlik, Enflasyon, ARDL sınır testi

### **Abstract**

The globalization of the economy has caused the use of informal labor in many sectors and countries. Policies and measures to solve this problem have been attempted, but informal employment has become a difficult problem to solve, both worldwide and in Turkey. Changes in macroeconomic factors impact informal employment, in addition to policies toward informal employment. The aim of this study is to reveal the relationship between economic growth, unemployment and inflation with informal employment. For this purpose, the long-term and short-term relationships of economic growth, unemployment, and inflation indicators on informal employment have been analyzed. In this study, quarterly data collected from CBRT and TurKStat for the years 2004-2020 has been utilized. The long and short term effects of the factors determined on informal employment were analyzed using the ARDL bounds test. All of the long term coefficients are statistically significant. There is a long-term relationship between economic growth, unemployment, inflation and informal employment. CointEq (-1) 45% of the imbalances that occur in the short term disappear. According to the empirical results, it is expected that a 1unit increase in economic growth and inflation will create a decrease of 0.233 and 0.039, respectively. 1 unit of increase in unemployment is expected to create an increase of 0.991 on informal employment.

### **Keywords**

Informal employment, Economic growth, Unemployment, Inflation, ARDL bounds test

### ***Extended Summary***

The concept of informal employment, included in the concept of informal economy, was first described as the “informal sector” in the Kenya report within the scope of the World Employment Program organized by ILO in 1970. Informal employment, in terms of social security, means that people who work in legal jobs and participate in employment are not reported to the relevant public institutions and organizations in terms of days or wages.

The high rate of informal employment in the labor market is a major problem in developing countries such as Turkey. Informality is beneficial in poverty reduction and social inclusion, leading to the employment of people with low education. However, it also has negative effects which harm society and the state. Informal activities reduce state tax revenues, leading to an inability to provide public services in a timely and effective manner. By pulling down costs, informality reduces the competitive power and causes unfair competition in terms of the segments operating as registered. At the same time, it causes the relevant institutions of the state to lose serious premiums. The most important negative effect for society is to work precariously because of the lack of social security services.

Informal employment generally increases in times of crisis and recession. However, when growth occurs, employment increases and this decreases informal employment. As unemployment, which occurs as a result of not being able to employ the entire workforce, increases, the value of labor decreases and the bargaining power of unemployed people decreases. In the face of this problem, people whose only source of income is labor, in order to earn their living, work without any security and generally under the minimum wage informally. If inflation is involved in addition to difficult economic conditions, it becomes necessary for people to supplement their income with informal earnings.

Unless various measures are taken, informal employment will not spontaneously disappear, which has been going on for years. The prevention of informal employment, which has become a structural problem, depends on the prevention of social and economic reasons that cause this phenomenon. For this reason, addressing the factors that trigger informal employment with a correct analysis will increase the chance of success in combating this problem.

The aim of this study is to reveal the relationship between economic growth, unemployment and inflation with informal employment. For this purpose, the long-term and short-term relationships of economic growth, unemployment, and inflation indicators on informal employment have been analyzed. In this, quarterly data collected from CBRT and TurKStat for the years 2004-2020 has been utilised. The long and short term effects of the factors determined on informal employment were analyzed using the ARDL bounds test.

Before applying the ARDL test, it was checked whether the variables were stationary or not. The stability of variables was tested using Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Philips-Perron (PP) unit root tests. According to the test results, all variables are stationary at first differences. As a result of the tests performed with ADF and PP unit root tests, it was determined that all variables were stationary in the first differences in both fixed and trend models. The empirical results show a relationship between informal employment and unemployment, economic growth, and inflation. All of the long-term coefficients are statistically significant, and there is a long-term relationship between economic growth, unemployment and inflation, and informal employment. It shows that the short-term imbalances that occur in the model disappear in the long run. In other words, short-term deviations that will arise for informal employment will again converge to the equilibrium point, showing oscillations in the long run. A 1-unit increase in long-term unemployment is expected to increase informal employment by 0.991 units on average. It is seen that there is a statistically significant and negative relationship between informal employment and GDP and inflation. One unit increase in GDP, in the long run, is expected to decrease informal employment by 0.233 units on average, and one unit increase in inflation will decrease informal employment by 0.039 units on average.

The results obtained show informal a negative correlation between economic growth and inflation, that there is a positive correlation between informal employment and unemployment. Therefore, a strong economic structure and the increase in employment and welfare level that it will affect and will be effective in reducing informal employment. Informal employment in Turkey is a structural employment problem. Considering the fact that there are many intertwined reasons and these reasons affect each other, it is understood that holistic policies are needed. For this reason, economic planning should be made

for the informal workers, who have a significant share in the workforce, and a series of interventions should be considered and implemented rather than a single overarching policy. In our country, it should be focused on sectors where informal employment is intense, especially in regions, and employment should be provided through more incentives in relatively underdeveloped regions. In the labor market, social security institutions, tax offices and other public institutions and organizations can reduce informal employment by ensuring joint coordination and cross-checking. It should be taken into account that the penalties and sanctions applied as a result of the inspections are deterrent.

## Türkiye’de Ekonomik Büyüme, İşsizlik ve Enflasyonun Kayıt Dışı İstihdam Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Standart dışı istihdam veya alışılmadık istihdam olarak da ifade edilen kayıt dışı istihdam, “sosyal güvenlik açısından niteliği itibariyle yasal işlerde çalışarak istihdama katılan kişilerin, çalışmalarının gün veya ücret olarak ilgili kamu kurum ve kuruluşlarına hiç bildirilmemesi ya da eksik bildirilmesi” olarak tanımlanmaktadır (SGK, 2013:19). Kayıt dışı ekonomideki istihdamı ve sektördeki istihdam koşullarını ifade eden bu istihdam biçimi (Dereli, 2007: 69), yasada veya uygulamada, ulusal çalışma mevzuatına, gelir vergisine, sosyal korumaya veya belirli istihdam yardımlarından yararlanma hakkına tabi olmayan bir istihdam ilişkisine atıfta bulunur (Husmanns, 2005: 26) . Genellikle görece zayıf istihdam koşulları, milli gelirin daralması ve sendikaların pazarlık gücünün zayıflığı ile karakterize edilir (Cooke 2015; Kalleberg 2009).

Gelişmiş ve az gelişmiş birçok ekonomide, küreselleşmenin olumsuz bir sonucu olarak kayıt dışı istihdam, önemli bir istihdam biçimi haline gelmiştir. Bu durumu resmi olarak istihdam edilen işgücünde beklenmedik bir düşüş ve bunu takiben kayıt dışı işgücünde artış ile refah devleti anlayışının zayıflaması etkilemiştir (Agarwala, 2006: 1). Bu iki küresel eğilim, hem işçiler hem de devlet açısından olumsuz sonuçlar doğurmuştur. Araştırmalar, kayıt dışı ekonomide daha çok kadınların, gençlerin, eğitim ve vasıf seviyesi düşük olanlar ile geçim güçlüğü çeken bireylerin çalıştığını göstermiştir (Stănculescu, 2005; Barbour ve Llanes, 2013; Leonard, 1994).

Kayıt dışılık, ekonomik kriz, resesyon veya geçiş dönemlerinde artmaktadır. Bunun nedeni, işletmeler küçültüldüğünde veya kapandığında, işten çıkarılan ve alternatif kayıtlı iş bulamayan işçilerin, genellikle kayıt dışı ekonomide çalışmaya başlamasıyla açıklanmaktadır. Bu durum, özellikle işsiz kalmayı göze alamayanlar ile işsizlik sigortası veya tazminatı olmayan ülkeler için geçerli olmaktadır. Zor ekonomik dönemlere artan enflasyon da eşlik ettiğinde, hanelerin genellikle resmi sektör gelirlerini kayıt dışı kazançlarla tamamlamaları gerekli hale gelmektedir. Bugün belirtilen faktörlerin de etkin rolü ile dünya çapında kayıt dışı istihdamda yeniden bir artış yaşanmaktadır. Bu artış trendi kısmen, kayıt dışı ekonominin dünya çapında büyümesi, yeni kisvelerde ve beklenmedik yerlerde ortaya çıkması ve son büyük resesyon sırasında kayıt dışı istihdamın önemli ölçüde artmasından kaynaklanmaktadır (Horn 2009). Günümüzde kayıt dışı istihdam, gelişmiş bölgelerin çoğunda tarım dışı

istihdamın yarısından fazlasını ve Güney Asya’da tarım dışı istihdamın % 82’sini oluşturmaktadır. Bu tahminlere tarımda kayıt dışı istihdamla ilgili veriler dahil edilirse, toplam istihdamdaki kayıt dışı istihdam oranı, özellikle Sahra altı Afrika’da ve daha çok Güney Asya’da yoğun tarımsal bölgelerde daha da yüksek olacaktır. Nitekim, küresel olarak, işlerin % 60’ının kayıt dışı ekonomide olması ve kayıt dışı istihdamın birçok küresel bölgede kayıtlı istihdama göre artması (Rodgers ve Williams, 2009; ILO, 2011) kayıt dışılıktaki büyümeyi netleştirmektedir.

Ülkelerin iktisadi yapıları yanında bireysel esenlik ve hanehalklarının sosyo-ekonomik refahını da etkilemesi yönüyle kayıt dışı istihdam, önemli bir yere sahiptir. Öyle ki, kayıtdışı istihdam, bireylerin sosyal güvenlik şemsiyesinin dışında kalmasına ve iş güvencesi haklarından yararlanamamasına sebebiyet vererek bireylerin yaşam kalitesini olumsuz etkilemekte; aynı zamanda istihdama bağlı doğan işverenin devlete karşı prim ödeme yükümlüklerinin yerine getirilememesine neden olarak piyasada haksız rekabet ortamına sebep olmaktadır. Çok boyutlu etkisi nedeniyle, ekonomi ve endüstri ilişkilerinden siyaset bilimine, sosyal politikaya ve çalışma sosyolojisine kadar birçok disiplinin dikkatini çekmiş, kayıt dışılığın nedenleri ve sonuçları farklı nitel ve nicel yöntemlere dayalı olarak analiz edilmiştir.

Kayıt dışı istihdamın ifade edildiği gibi çok boyutlu etkisinin olması makro faktörlerin kayıt dışı istihdam üzerindeki etkisinin belirsizliğini koruması açısından kanıt temelli bir yaklaşım ile konuya yaklaşmak ve buna göre Türkiye’deki durumu değerlendirmek önemlidir. Bu çalışma da, literatürde netlik kazanmayan kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmayı amaçlamaktadır. Bu kapsamda, TCMB ve TÜİK’ten elde edilen 2004-2020 yıllarına ait çeyreklik veriler kullanılarak kayıt dışı istihdam üzerinde belirlenen faktörlerin uzun ve kısa dönem etkileri ARDL sınır testi ile incelenmiştir. Araştırma bulguları kapsamında, “*ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyondaki bir değişim karşısında kayıt dışı istihdamın nasıl etkilendiği*” sorusuna cevap aranmıştır. Bu minvalde, bu alanda yer alan geçmiş literatür çalışmaları incelenmiş ve alt metin oluşturulmuştur. Literatür özetini takiben kayıt dışı istihdam, ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon gibi çoklu değişkenlerin yer aldığı ekonometrik analiz yapılmış, son olarak veri analizlerine dayalı olarak hazırlanan sonuç ve öneriler ile çalışma sonlandırılmıştır.

## Literatür

Ampirik çalışmalarda, ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyonun kayıt dışı istihdam ile ilişkisi konusunda farklı bulgular ortaya çıkmıştır. Kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların bazılarında bu iki değişkenin arasında pozitif bir ilişki olduğu tespit edilirken, bazılarında ise, kurulan modellerde negatif ilişkiyi gösteren sonuçlar tespit edilmiştir. Araştırmacılar, kayıt dışı istihdamın artmasının (azalmasının) ekonomik büyümeyi azaltacağını (artıracağını) ifade etmişlerdir. Bulguların ve görüşlerin farklı olması nedeniyle bu iki değişken arasındaki ilişki literatürde belirsizliğini sürdürmektedir. Aynı şekilde kayıt dışı istihdam ile enflasyon arasında da bu belirsizlik söz konusudur. Kayıt dışı istihdam ile işsizlik arasındaki ilişkinin incelendiği ampirik çalışmalarda ise, genel olarak negatif bir ilişki olduğu görülmektedir.

Kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar arasında Ihrig ve Moe (2000), işçi başına reel GSYİH ile kayıt dışı sektörde istihdam edilenlerin yüzdesi arasında negatif ve dışbükey bir ilişki olduğunu, yani ekonomik büyümenin kayıt dışı istihdamı azalttığı yönünde bir bulgu tespit etmişlerdir. Kurulan modelde, çalışan başına reel GSYİH'nin nispeten düşük olduğu Kore gibi ülkeler için kayıt dışı çıktının, toplam çıktının yüzde 30'un üzeri gibi büyük bir bölümünü oluşturduğu; Kanada gibi çalışan başına reel GSYİH'nin yüksek olduğu ülkelerde ise, kayıt dışı çıktının, toplam çıktının %5'inden azını oluşturduğu tespit edilmiştir. Ek olarak çalışmada, ekonomik büyüme ve kayıt dışı istihdam arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Benzer bir sonuç elde eden Loayza (1996), kurduğu modelde, politika parametrelerinde ve kayıt dışılığın göreceli boyutunda bir artışı teşvik eden değişikliklerin aynı zamanda ekonomik büyüme oranında bir düşüşe neden olacağı sonucuna varmıştır. Modeli test etmek için Latin Amerika ülkelerinden aldığı veriler doğrultusunda, kayıt dışılık ile ekonomik büyüme arasında negatif bir korelasyon olduğunu tespit etmiştir. Bu sonuçların aksine kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme arasında pozitif korelasyon tespit eden çalışmalar da mevcuttur. Akalın ve Kesikoğlu (2007: 71), kayıt dışı ekonomi ile büyüme arasındaki ilişkiyi tespit etmek için 1975-2005 yıllarına ait verileri kullanarak, Granger nedensellik ve regresyon analizi yapmışlardır. Yapılan analizler neticesinde kayıt dışı ekonomiden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu ve kayıt dışı ekonomideki 1 birimlik artışın ekonomik büyüme üzerinde 0,23'lük bir değişim meydana



getirerek pozitif bir etki yarattığı bulgusu elde edilmiştir. Schneider ve Hametner (2014: 293), 1976-2002 verilerini kullanarak Kolombiya’daki kayıt dışılığını incelemiştir. Özellikle işsizlik ve vergi faktörlerinin sebep olduğu kayıt dışı ekonominin büyüme üzerinde olumlu bir etkisinin olduğu saptanmıştır. Kişi başına düşen reel GSYİH’nin ortalama büyüme oranı 1976 ile 2002 arasında % 1.11 olup, kayıt dışı ekonomi bu büyümenin ortalama 0.09 ile 0.27’sini açıklamaktadır. Ayrıca bulgular, özellikle durgunluklar sırasında kayıt dışı ekonominin, ekonomideki negatif büyüme oranlarını kısmen dengelediğini göstermektedir.

Kayıt dışı istihdam ile enflasyon arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar arasında Castillo ve Montoro (2012), kayıt dışı işgücü piyasalarının enflasyon dinamikleri ve yükselen şoklar üzerindeki etkilerini analiz etmiştir. Sonuçlar, kayıt dışı işgücü piyasalarının, işgücü piyasasının esnekliğini artıran ve talep şoklarının enflasyon üzerindeki baskısını azaltan bir “tampon” etki yarattığını göstermektedir. Bu sonuç, kayıt dışı işgücü piyasalarının büyük olduğu ekonomilerde faiz oranlarındaki değişikliklerin reel üretimi canlandırmada daha etkili olduğunu ve enflasyon üzerinde daha az etkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca verilerle tutarlı olarak kayıt dışı istihdamdan kayıtlı istihdama döngüsel akışlar üretildiği ortaya çıkmıştır. Dam ve arkadaşları (2018: 293) ise, enflasyon, ekonomik büyüme ve işsizliğin kayıt dışı istihdam üzerindeki etkisini araştırmıştır. 2002-2016 verilerinin ve en küçük kareler (EKK) yönteminin kullanıldığı çalışmada, değişkenler arasındaki işsizlik katsayısı pozitif ve anlamlı bulunurken, enflasyon katsayısı da pozitif fakat anlamlı bulunmamıştır. Değişkenler arasında ekonomik büyüme katsayısı negatif olup, istatistiksel olarak anlamlı çıkmamıştır. Ek olarak işsizlikte yaşanacak %10’luk bir artışın kayıt dışı istihdam üzerinde %4’lük bir artış yaratacağı tespit edilmiştir. Dam ve arkadaşlarının kayıt dışı istihdam ve enflasyon arasındaki ilişki konusunda elde ettiği sonuca Ay ve arkadaşları (2014: 31) da ulaşmıştır. Çalışmada, kayıt dışı ekonomi ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğunu tespit edilmiş, ancak bu katsayının anlamlı olmadığı görülmüştür. Benzer bir sonuç elde edilen diğer bir çalışmada, Baklouti ve Boujelbene (2019: 679), 2005-2016 verileri kapsamında 33 gelişmiş ve 14 gelişmekte olan ülkeden oluşan bir örneklem için enflasyon-ekonomik büyüme-kayıt dışı ekonomi üçlemesi arasındaki bağlantıyı araştırmıştır. OECD ülkeleri için, ekonomik büyüme ile gölge ekonominin boyutu arasında çift yönlü bir ilişki olduğu görülürken, enflasyondan kayıt dışı ekonomiye giden tek yönlü nedensellik

ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca ekonomik büyüme ile kayıt dışı ekonomi arasındaki negatif bir korelasyon, enflasyon ile kayıt dışı ekonomi arasında ise pozitif bir korelasyon olduğu ortaya çıkmıştır.

Kayıt dışı istihdam ve işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar arasında, Bajada ve Schneider (2009: 1065), işsiz olduğunu iddia eden ve sosyal güvenlik yardımları alan ancak gizlice kayıt dışı çalışanların kayıt dışı ekonomiye katılımını incelemiştir. Uzun vadeli işsizliğin kayıt dışı ekonomiye katılımı düşürmediği ve işsizlikteki kısa vadeli dalgalanmaların, kayıt dışı ekonomideki kısa vadeli dalgalanmalara doğrudan katkıda bulunduğu görülmüştür. 12 OECD ülkesindeki çeşitli işsizlik destek programları dikkate alınarak, sosyal güvenlik sistemlerinin cömertliği ile işsizlerin kısa vadeli kayıt dışı ekonomi faaliyetlerinin doğası arasında gerçek bir sistematik ilişki olmadığı görülmüştür. Kayıt dışı ekonomi faaliyeti ile işsizlik arasındaki önemli bir pozitif ilişkinin, kayıt dışı ekonomide istihdam döngüleri oluşturduğu ve refah ödemeleriyle desteklenirse sosyal güvenlik sistemindeki öz sermayeyi bozduğu ifade edilmiştir. Dobre ve arkadaşları (2010: 103) ise, ABD için kayıt dışı ekonomi ile işsizlik oranı arasında yapısal bir ilişki olup olmadığını irdelemiştir. 1980-2007 verilerinin kullanıldığı ve Granger nedensellik analizinin yapıldığı bu çalışmanın sonucunda işsizlik oranından kayıt dışı ekonomi yönüne nedensellik ilişkisi bulunurken, kayıt dışı ekonomiden işsizlik oranı yönünde ters bir nedensellik görülmemiştir. Kayıt dışı ekonomi, işsizlik oranındaki bir şoka tepki olarak yaklaşık % 3,5 üzerinde artmaktadır. Benzer bir sonuç elde eden çalışmada, Davidsescu ve Dobre (2015: 58), 2000-2010 çeyrek dönem verilerini kullanarak işsizlik ve kayıt dışı istihdam arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İşsizlik oranındaki %1’lik bir artışın, kayıt dışı ekonominin büyüklüğünde ortalama %2,17’lik bir artış yarattığı ortaya çıkmıştır. ARDL sınır testi yapılarak koşullu Granger nedensellik testlerinde nedenselliğin yönü test edilmiş ve işsizlik oranından kayıt dışı ekonomiye uzanan uzun vadeli tek yönlü bir nedenselliğin varlığı ortaya konmuştur. Topçu ve Koç (2017: 128), 2005-2016 aylık verileri kullanarak yaptığı çalışmada ise, nedensellik ve VAR analizi ile kayıt dışı istihdam ve işsizlik değişkenlerini incelemiştir. Analizler sonucunda, kayıt dışı istihdam ile işsizlik arasında çift yönlü bir ilişki olduğu ve işsizlikte meydana gelen 1 birimlik standart sapmalılık şok karşısında kayıt dışı istihdamın verdiği tepki ilk dönemde sıfır, diğer dönemlerde hem negatif hem de pozitif yönde olduğu tespit edilmiştir. Bölükbaş (2018: 88), 2010 Ocak-2017 Eylül dönemi verilerini kullanarak kayıt dışı istihdam, genç işsizlik ve ekonomik

büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Granger nedensellik analizine ve VAR modeline yer verilen çalışmanın bulgularına göre, ekonomik büyümenin hem kayıt dışı istihdamdan hem de genç işsizlikten etkilendiği tespit edilmiştir. Granger nedensellik analizi neticesinde ise, Türkiye’de kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi, ekonomik büyümeden genç işsizliğe doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcut olduğu ortaya çıkmıştır. Bajada (2005:184), çalışmasında, işsizlik oranındaki değişikliklerin Avustralya’daki kayıt dışı ekonomiyi nasıl etkilediğine ve bunun kamu politikası kararları için sahip olabileceği olası ekonomik sonuçlarına bakmıştır. Bulgular neticesinde, işsizlik oranındaki herhangi bir artışın (azalmanın) kayıt dışı ekonomiye katılımı artıracacağı (azaltacağı) ve bu iki değişken arasında pozitif bir korelasyon olduğu ortaya çıkmıştır. Ayrıca Granger nedensellik testi, işsizlik oranındaki büyümenin kayıt dışı ekonominin büyümesinde tamamlayıcı döngüsel değişikliklere neden olduğunu ortaya çıkarmıştır. Bu Granger nedensellik testleri ve büyüme oranları arasındaki korelasyonun pozitif olduğu gerçeğine dayanarak, meşru ekonomideki düşüşlerin, işsizlik düzeyinin yükselmesi ile kayıt dışı ekonomiye katılımı artırdığı sonucuna varılmıştır. Buna ek olarak bazı işsiz Avustralyalıların işsiz kalmayı ve gizlice kayıt dışı ekonomide çalışmayı tercih ettiği, diğerlerinin ise işsiz kaldıktan ve kayıtlı bir iş bulduktan sonra kayıt dışı ekonomide çalışmaya devam etmeyi tercih ettikleri görülmüştür.

### Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada, 2004-2020 yıllarına ait çeyreklik veriler kullanılmıştır. Kayıt dışı istihdam, gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH) ve işsizlik verileri Türkiye İstatistik Kurumu’ndan (TÜİK), tüketici fiyat endeksi (TÜFE) Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) açık veri sisteminden alınmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti ve kısaltma isimleri Tablo 1’de gösterilmiştir.

Tablo 1  
*Veri Tanımı*

Değişkenler	Değişken Kısaltması	Değişken Türü
Kayıt Dışı İstihdam	IE	Bağımlı Değişken
Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYH)	GDP	Bağımsız Değişken
İşsizlik	UNP	Bağımsız Değişken
Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100)	I	Bağımsız Değişken

Çalışmada tanımlayıcı istatistikler sunulduktan (Tablo 2) sonra birim kök testlerinin sonuçları verilmiştir (Tablo 3, Tablo 4 ve Tablo 5). Birim kök testlerinin ardından ARDL modeli kurularak sonuçlar yorumlanmıştır. Analizler EViews 10.0 paket programı ile gerçekleştirilmiştir. Kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon değişkenleri arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı analiz edilmiştir. Pesaran ve Shin tarafından 1997’de önerilen ve Pesaran, Shin ve Smith’in 2001 yılında geliştirdiği “ARDL sınır testi yaklaşımı” (veya Otoregresif Dağıtılmış Gecikme) kullanılarak eşbütünleşme ilişkisi test edilmiştir (Pesaran, Shin ve Smith, 2001:289-326).

Eşbütünleşme analizinde, uzun dönem ve kısa dönem etkileri ortaya koymak amacıyla geliştirilen ekonometrik yöntemler mevcuttur. Bunlar arasında en yaygın kullanılanlar Engle ve Granger (1987) testi, Johansen (1991) ve Johansen ve Juselius (1990) ‘dır. ARDL modeli, zaman serisi analizlerinde de kullanılan yaygın bir analizdir. ARDL dinamik bir modelde makroekonomik veya finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamak için bir platform sağlar. ARDL, eş değişkenlerin çarpan etkilerini tahmin etmek için en iyi platformu ve zaman serilerindeki iyi tahmin tekniklerini sağlayarak modeldeki dinamizmi yakalar (Gujarati, 2015, s. 159). ARDL yaklaşımı esas olarak iki özelliğinden dolayı tercih edilmektedir. İlk olarak, değişkenler farklı entegrasyon sırasına sahip olsa bile [I (0) ve I (1)] ARDL uygulanabilir. Modelin sağladığı bu özellik, ARDL modelini araştırmacılar arasında popüler hale getirmiştir. ARDL yaklaşımını kullanmanın ikinci avantajı, genelden özele modelleme çerçevesinde veri oluşturma sürecini yakalamak için yeterli sayıda gecikmenin alınmasına izin vermesidir (Pesaran ve Pesaran, 1997).

Genel olarak, ARDL modeli hem bağımlı hem de bağımsız değişkenlerin, gecikmeli değerlerinin ve seviye değerlerinin entegre edildiği bir ilişkiye sahip olduğu doğrusal bir zaman serisi modelidir. ARDL, durağan olmayan seriler arasındaki ilişkiyi incelemekte ve bir hata düzeltme modeli elde etmek için modelin yeniden parametrelendirilmiş bir versiyonunu sağlamaktadır.

## Sonuçlar

Değişkenler üzerinde gerçekleştirilen tanımlayıcı analiz ve dağılım testlerinin sonuçları aşağıdaki tabloda özet olarak sunulmuştur. Tablonun sütunları değişkenleri gösterirken, satırlar ise tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir.

Tablo 2  
Tanımlayıcı İstatistikler

	IE	GDP	UNP	I
Ortalama	4.979	19.786	3.797	9.734
Ortanca	2.346	19.773	1.087	8.910
Maximum	9.235	20.912	8.426	24.520
Minimum	2.088	18.599	0.745	3.990
Standart Sapma	3.371	0.632	3.542	3.499
Jarque-Bera	11.077	3.462	11.025	109.951
Olasılık	0.004	0.177	0.004	0.000
Gözlemler	66	66	66	66

Tahmin edilecek modelde değişkenlerin birim kök içermemesi gerekmektedir. Değişkenlerde birim kök olması durumunda, t istatistiği sonucunda ortaya çıkacak yorumlar geçerli olmayacaktır. Diğer bir ifadeyle, tahminde kullanılacak değişkenlerin durağan olması gerekmektedir (Bewley, 1979). ARDL testinde serilerin aynı seviyede durağan olmasına gerek yoktur. Fakat ikinci farklarda durağan olmamaları gerekmektedir. Serilerden herhangi birisinin ikinci farklarda durağan olması durumunda ARDL modeli kullanılamaz. Değişkenlerin durağan olup olmadıkları kontrol edildikten sonra uygulanacak olan ARDL testine geçilecektir.

Tablo 3  
Birim Kök Test Sonuçları

	PP (Seviye Düzeyi)				PP (Birinci Fark)			
	IE	UNP	GDP	I	IE	UNP	GDP	I
Sabitli	-0.82 (0.806)	-0.71 (0.838)	-1.14 (0.691)	-2.88 (0.053)*	-7.99 (0.000)***	-8.10 (0.000)***	-14.20 (0.000)***	-7.34 (0.000)***
Sabitli ve Trendli	-2.12 (0.527)	-2.15 (0.509)	-6.24 (0.000)***	-3.471 (0.051)*	-7.95 (0.000)***	-8.05 (0.000)***	-13.63 (0.000)***	-7.33 (0.000)***
	ADF (Seviye Düzeyi)				ADF (Birinci Fark)			
	IE	UNP	GDP	I	IE	UNP	GDP	I
Sabitli	-0.82 (0.806)	-0.70 (0.837)	0.84 (0.994)	-1.09 (0.714)	-7.99 (0.000)***	-8.10 (0.000)***	-4.04 (0.003)***	-8.06 (0.000)***
Sabitli ve Trendli	-2.09 (0.541)	-2.13 (0.518)	-2.57 (0.294)	-1.85 (0.653)	-7.95 (0.000)***	-8.05 (0.000)***	-4.24 (0.007)***	-8.17 (0.000)***

(\*) %10 anlamlılık düzeyini, (\*\*) %5 anlamlılık düzeyini (\*\*\*) %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Not: Düzeyler Mc. Kinnon (1996) ya göre bakılmıştır.

Çalışmadaki değişkenlerin durağanlıkları Augmented Dickey Fuller (ADF) (1979) ve Philips Perron (PP) (1988) birim kök testleri kullanılarak test edilmiştir. PP testi sonucuna göre GDP ve I seviye düzeyinde durağandır. ADF testine göre seviye düzeyinde durağan değişken bulunmamasından ötürü, serilerin birinci farkı alınarak durağanlık araştırmasına devam edilmiştir. ADF

ve PP birim kök testleri ile gerçekleştirilen sınamaların neticesinde değişkenlerin tamamının sabitli-sabitli ve trendli modellerde birinci farklarda durağan oldukları belirlenmiştir.

Çalışmada durağanlığı test etmek için kullanılan ADF ve PP birim kök testleri zaman serilerinde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle çalışmaya ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak Zivot ve Andrews (1992) ve Lee ve Strazicich (2003, 2013) yapısal kırılmayı test eden birim kök testleri uygulanacaktır. Tablo 4’te Zivot ve Andrews sonuçları sunulmuştur.

Tablo 4

*Zivot - Andrews Birim Kök Testi*

Değişkenler	Sabit Model (Seviye Düzeyi)		Sabit + Trend Model (Seviye Düzeyi)	
	Sabit Model	Sabitli Model Kırılma	Sabit + Trend Model	Sabit + Trend Model Kırılma
IE	-9.10***	2014Q <sub>1</sub>	-8.66***	2014Q <sub>1</sub>
UNP	-5.25**	2014Q <sub>1</sub>	-5.37**	2014Q <sub>1</sub>
GDP	-4.76*	2008Q <sub>4</sub>	-4.73	2008Q <sub>4</sub>
I	-4.16	2018Q <sub>1</sub>	-3.08	2014Q <sub>4</sub>
Değişkenler	Sabit Model (1. Fark)		Sabit + Trend Model (1. Fark)	
	Sabit Model	Sabitli Model Kırılma Dönemi	Sabit + Trend Model	Sabit + Trend Model Kırılma Dönemi
IE	-8.43***	2013Q <sub>3</sub>	-9.13***	2014Q <sub>1</sub>
UNP	-8.49***	2014Q <sub>3</sub>	-9.24***	2014Q <sub>1</sub>
GDP	-5.33***	2013Q <sub>1</sub>	-13.26***	2017Q <sub>2</sub>
I	-8.22***	2016Q <sub>4</sub>	-9.64***	2017Q <sub>4</sub>
Kritik Değerler	Sabit Model		Sabit + Trend Model	
% 1/ 5/ 10	-5.34 / -4.93 / -4.58		-5.57 / -5.08 / -4.82	

Not: (\*) %10 anlamlılık düzeyini, (\*\*) %5 anlamlılık düzeyini, (\*\*\*) %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Zivot-Andrews birim kök testi vasıtasıyla serilerin yapısal kırılmaları, sabit model ve sabit + trend model ile araştırılmıştır. Zivot-Andrews birim kök testi sonuçlarına göre; sabit modelde I haricinde diğer değişkenler seviye düzeyinde durağandır. Değişkenlerin birinci farkı alındığında, tüm değişkenler %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Sabit + trend modelde ise GDP ve I haricindeki diğer iki değişken seviye düzeyinde durağandır. Değişkenlerin birinci farkı alındığında, tüm değişkenler %1 anlamlılık düzeyinde durağandır.

Zivot-Andrews(1992) birim kök testinde kritik değerler, birim kökün varlığını gösteren temel hipotezde yapısal kırılma olmadığı varsayımına bağlı olarak elde edilmektedir. Lee-Strazicich (2003,2013) testi ise, kullanılan temel hipotezin alternatifinin “yapısal kırılmalı durağan” olmaması gerektiğini ortaya

koymuştur. Lee-Strazicich tarafından LM prensibinde dayanarak geliştirilen, içsel değişkenleri dikkate alan tek ve çift kırılmalı test sınamaları Tablo 5’te sunulmuştur.

Tablo 5  
Lee - Strazicich Birim Kök Testi

Değişkenler	Model A (Seviye Düzeyi)				Model A (1. Fark)			
	Tek Kırılmalı		Çift Kırılmalı		Tek Kırılmalı		Çift Kırılmalı	
	T-stat	Kırılma	T-stat	Kırılma	T-stat	Kırılma	T-stat	Kırılma
IE	-3.68**	2013Q <sub>4</sub>	-4.14***	2013Q <sub>4</sub> - 2017Q <sub>3</sub>	-8.31***	2011Q <sub>4</sub>	-8.13***	2008Q <sub>4</sub> - 2012Q <sub>4</sub>
UNP	-3.25*	2013Q <sub>4</sub>	-3.75**	2007Q <sub>1</sub> - 2013Q <sub>4</sub>	-8.42***	2013Q <sub>1</sub>	-8.19***	2006Q <sub>3</sub> - 2013Q <sub>1</sub>
GDP	-3.20*	2007Q <sub>4</sub>	-3.63**	2006Q <sub>3</sub> - 2016Q <sub>2</sub>	-3.84**	2009Q <sub>2</sub>	-4.22***	2010Q <sub>1</sub> - 2016Q <sub>2</sub>
I	-1.33	2018Q <sub>2</sub>	-1.47	2011Q <sub>3</sub> - 2018Q <sub>2</sub>	-7.49***	2013Q <sub>2</sub>	-7.24***	2013Q <sub>2</sub> - 2014Q <sub>2</sub>
<b>Kritik Değ.</b>	<b>Tek Kırılmalı</b>		<b>Çift Kırılmalı</b>		<b>Tek Kırılmalı</b>		<b>Çift Kırılmalı</b>	
% 1/5/10	-4.08 / -3.48 / -3.18		-4.07 / -3.56 / -3.29		-4.08 -3.48 -3.18		-4.07 / -3.56 / -3.29	
Değişkenler	Model C (Seviye Düzeyi)				Model C (1. Fark)			
	Tek Kırılmalı		Çift Kırılmalı		Tek Kırılmalı		Çift Kırılmalı	
	T-stat	Kırılma	T-stat	Kırılma	T-stat	Kırılma	T-stat	Kırılma
IE	-4.04*	2013Q <sub>4</sub>	-49.92***	2013Q <sub>3</sub> - 2014Q <sub>3</sub>	-8.29***	2012Q <sub>4</sub>	-9.90***	2013Q <sub>2</sub> - 2015Q <sub>4</sub>
UNP	-3.86*	2013Q <sub>4</sub>	-22.20***	2013Q <sub>3</sub> - 2015Q <sub>3</sub>	-8.51***	2013Q <sub>1</sub>	-33.32***	2013Q <sub>3</sub> - 2014Q <sub>3</sub>
GDP	-3.03	2010Q <sub>1</sub>	-6.62**	2008Q <sub>1</sub> - 2017Q <sub>4</sub>	-6.73***	2010Q <sub>2</sub>	-7.81***	2009Q <sub>1</sub> - 2018Q <sub>2</sub>
I	-4.57**	2017Q <sub>4</sub>	-6.96***	2008Q <sub>3</sub> - 2017Q <sub>4</sub>	-7.54***	2017Q <sub>3</sub>	-11.14***	2017Q <sub>2</sub> - 2018Q <sub>1</sub>
<b>Kritik Değ.</b>	<b>Tek Kırılmalı</b>		<b>Çift Kırılmalı</b>		<b>Tek Kırılmalı</b>		<b>Çift Kırılmalı</b>	
% 1 / 5 / 10	-4.75/ -4.18/ -3.89		-6.82 / -5.91 / -5.54		-4.82 / -4.25 / -3.96		-6.82 / -5.91 / -5.54	

Not: (\*) %10 anlamlılık düzeyini, (\*\*) %5 anlamlılık düzeyini, (\*\*\*) %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Lee-Strazicich (2003,2013) birim kök testi vasıtasıyla serilerin tek ve çift yapısal kırılmaları, sabit model (Model A) ve sabit + trend model (Model C) ile araştırılmıştır. Lee-Strazicich birim kök testi sonuçlarına göre; Model A’da tek ve çift kırılmalı testlerde IE haricinde diğer değişkenler seviye düzeyinde durağandır. Değişkenlerin birinci farkı alınarak durağanlık sınanmış ve değişkenlerin tamamının %1 veya %5 anlamlılık seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Model C’de ise, tek ve çift kırılmalı testlerde GDP (tek kırılmalı testi) haricinde diğer değişkenler durağan iken, birinci farkları alındığında tüm değişkenler %1 anlamlılık seviyesinde durağan çıkmıştır.

Değişkenlere uygulanan tüm birim kök testlerinde, seviye veya birinci farkta durağanlık koşulunu sağlanmaktadır. Durağanlık koşulu sağlandığı için, ARDL eşbütünleşme modeli uygulanabilmektedir.

Tablo 6  
ARDL (5,5,5,2) Tahmin Sonuçları

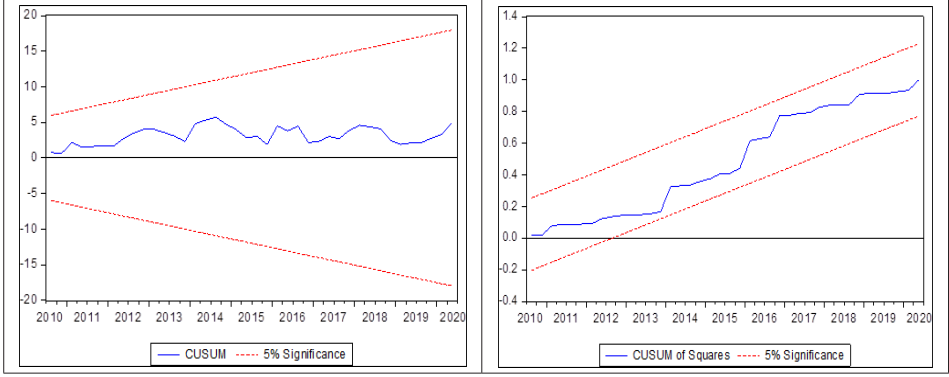
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Olasılık
lnIE (-1)	0.373	0.126	2,948	0.005
lnIE (-2)	-0.092	0.119	-0.765	0.449
lnIE (-3)	-0.034	0.117	-0.290	0.773
lnIE (-4)	0.581	0.117	4,961	0
lnIE (-5)	-0.279	0.117	-2,384	0.021
LnUNP	1,009	0.011	8,485	0
lnUNP (-1)	-0.384	0.129	-2,980	0.004
lnUNP (-2)	0.084	0.121	0.689	0.494
lnUNP (-3)	0.035	0.118	0.294	0.770
lnUNP (-4)	-0.573	0.118	-4,834	0
lnUNP (-5)	0.274	0.117	2,346	0.024
LnGDP	1,143	0.280	4,081	0
lnGDP (-1)	0.253	0.378	0.671	0.506
lnGDP (-2)	0.154	0.209	0.735	0.466
lnGDP (-3)	-0.077	0.211	-0.365	0.717
lnGDP (-4)	-0.821	0.322	-2,549	0.015
lnGDP (-5)	-0.757	0.356	-2,124	0.039
I	-0.012	0.005	-2,254	0.029
I (-1)	0.002	0.007	0.319	0.751
I (-2)	-0.008	0.005	-1,635	0.109
Sabit	2,556	0.919	2,782	0.008
R <sup>2</sup>	0.999	Mean dependent var		5,197
Düzeltilmiş- R <sup>2</sup>	0.999	S.D. dependent var		3,416
S.E. of regression	0.073	AIC		-2,124
Sum squared resid	0.214	Schwarz criterion		-1,397
Log likelihood	8,578	Hannan-Quinn criter.		-1,839
F istatistiği	6,530 (0.000)	Durbin-Watson stat		1,927

Eşbütünleşme analizleri, gecikme sayısına duyarlıdır. Çalışmada maksimum gecikme sayısı 5 olarak belirlenmiştir. Gecikmenin uygun olabilmesi için bu gecikmede otokorelasyon olmamalıdır. Uygun gecikme uzunluğunun 5 olarak belirlenmesinin ardından ARDL model tahmini gerçekleştirilmiştir. Tablo 6'da görüldüğü gibi R<sup>2</sup> ve düzeltilmiş R<sup>2</sup> değerleri oldukça yüksektir. F-istatistik değerine bakıldığında, modelin anlamlı olduğu görülmektedir.

Brown ve arkadaşları tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUM-Q, yapısal kırılmanın olup olmadığını belirleyen bir yöntemdir (Brown vd. 1975: 149



-192). Modelde yapısal kırılma olup olmadığını belirlemek için CUSUM ve CUSUM-Q grafiklerine başvurulmuştur. Yapısal kırılmalar var ise kukla değişkenler oluşturularak kırılmayı yok etmesi beklenir.



Şekil 1. Cusum Testinin Sonucu

CUSUM ve CUSUM-Q grafikleri %5 önem seviyesinde kritik sınırların içinde kalıyorsa uzun dönem katsayılarının tutarlı olduğuna karar verilir. Şekilde görüldüğü üzere CUSUM ve CUSUM-Q kritik sınırların dışına çıkmamıştır. Uzun dönem katsayılarını tutarlı olarak ifade etmek mümkündür. Kurulan modelin geçerliliğini sağlayan testler incelenmiş ve sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7  
Tanısal Testlerin Sonuçları

Testler	$X^2_{RR}$	$X^2_{IBN}$	$X^2_{BGO}$	$X^2_{WDV}$
Olasılık	0.97	0.85	0.59	0.55

Tanısal testler ile otokolerasyon problemi, değişen varyans, normal dağılım ve model hatası olup olmadığı araştırılmıştır. Breusch Godfrey LM testi ile değişkenler arasında otokolerasyon problemi olup olmadığı araştırılmıştır. Testin p-değeri %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilemez. Diğer bir ifade ile artıklar arasında ilişki yoktur. Breusch-Pagan-Godfrey ve White testi ile değişen varyans sorunu olup olmadığı incelenmiştir. Her iki test içinde p-değerleri 0.05’ten büyük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilemeyerek, artıklar arasında değişen varyansın olmadığı bulunmuştur. Ramsey Reset testi ile model tanımlama hatası test edilmiştir. Testin p-değeri, %5 anlam düzeyinden büyük olduğundan dolayı modelin tanımlanması ile ilgili bir hata olmadığı görülmektedir. Ayrıca model normal dağılım göstermektedir. Modelden elde edilen sonuçlar güvenilirdir. Yapılan testler sonucunda modelin uygun ve sorunsuz olduğunu söylemek mümkündür.

Tanısal testlerin ardından, öncelikle uzun dönemli ilişkisini test edebilmek için değişkenlere “ARDL Sınır Testi” uygulanacaktır.

Tablo 8  
ARDL(5,5,5,2) Sınır Testi Sonuçları

Model	K	M	F İstatistiği	Önem Düzeyi	Alt Sınır	Üst Sınır
ARDL(5,5,5,2)	4	6	9.775	%1	4.748	6.188
				%5	3.415	4.615
				%10	2.838	3.923

K: Açıklayıcı değişken sayısı  
M: Maksimum gecikme sayısı

Yapılan testler sonucunda ortaya çıkan, F istatistiği tüm önem seviyesindeki kritik değerlerin üst sınırının üzerindedir. Bu sonuçlar, değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlüğün olduğunu göstermektedir. Seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisi tespit edildikten sonra, önce kısa dönem ve ardından uzun dönemdeki katsayılar hesaplanmıştır.

Tablo 9  
ARDL(5,5,5,2) Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistiği	Olasılık
lnIE (-1)	-0.177	0.100	-1,754	0.087
lnIE (-2)	-0.269	0.107	-2,500	0.016
lnIE (-3)	-0.302	0.104	-2,903	0.006
lnIE (-4)	0.279	0.106	2,631	0.012
LnUNP	1,009	0.010	9,302	0.000
lnUNP (-1)	0.179	0.102	1,761	0.085
lnUNP (-2)	0.263	0.108	2,418	0.020
lnUNP (-3)	0.298	0.105	2,845	0.007
lnUNP (-4)	-0.274	0.106	-2,588	0.013
LnGDP	1,143	0.267	4,275	0.000
lnGDP (-1)	1,501	0.349	4,301	0.000
lnGDP (-2)	1,655	0.349	4,733	0.000
lnGDP (-3)	1,578	0.322	4,896	0.000
lnGDP (-4)	0.757	0.338	2,239	0.030
I	-0.012	0.004	-2,517	0.016
I (-1)	0.008	0.004	1,790	-0.081
C	2,556	0.403	6,330	0.000
CointEq(-1)*	-0.450	0.069	-6,483	0.000*
R <sup>2</sup>	0.995	Mean dependent var		0.109
Düzeltilmiş-R <sup>2</sup>	0.993	S.D. dependent var		0.887
S.E. of regression	0.070	AIC		-2,222
Sum squared resid	0.214	Schwarz criterion		-1,599
Log likelihood	8,578	Hannan-Quinn criter.		-1,978
F istatistiği	5,542 (0.000)	Durbin-Watson stat		1,927

Tabloda 9’da eşbütünleşme katsayısı ‘‘CointEq(-1)’’ ile gösterilmiştir. Hata düzeltme katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olabilmesi için, bulunan değerin 0 ile 1 arasında negatif bir değer olması gerekir. Tabloda görüldüğü gibi tahmin edilen hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Katsayının negatif ve anlamlı olması eşbütünleşme ilişkisini desteklemektedir. Bu sonuç, modelde meydana gelen kısa dönemdeki dengesizliklerin uzun vadede ortadan kalktığını göstermektedir. Başka bir ifade ile kayıt dışı istihdam için oluşacak kısa dönemli sapmalar, uzun dönemde salınımlar göstererek tekrar denge noktasına yakınsayacaktır.

Tablo 10

*ARDL (5,5,5,2) Uzun Dönem Katsayıları*

Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistiği	Olasılık
LnUNP	0.991	0.014	70.098	0.000*
LnGDP	-0.233	0.084	-2.763	0.008*
I	-0.039	0.013	-3.073	0.004*
Sabit	5.680	1.607	3.534	0.001*

“\*\*” %1 istatistiksel anlamlılık seviyesini temsil etmektedir.

Bağımlı Değişken: LnIE

ARDL uzun dönem katsayıları incelendiği zaman, modeldeki tüm değişkenler istatistiki olarak anlamlıdır. Kayıt dışı istihdam ile işsizlik arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu görülmektedir. Uzun dönemde işsizlikte yaşanacak bir birimlik artış kayıt dışı istihdamı ortalama 0.991 birim artırması beklenmektedir. Kayıt dışı istihdam ile GSYH ve enflasyon arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir ilişki olduğu görülmektedir. Uzun dönemde GSYH meydana gelecek bir birimlik bir artış kayıt dışı istihdamı ortalama 0.233 birim azaltması ve enflasyonda meydana gelecek bir birimlik artış kayıt dışı istihdamı ortalama 0.039 birim azaltması beklenmektedir.

## Sonuç

Pek çok ülkede kayıt dışı istihdam, tüm işgücü faaliyetlerinin büyük bir kesimini oluşturmaktadır. Bu nedenle kayıt dışı istihdamın büyümesi, istihdam koşullarını doğrudan tehlikeye atmaktadır. Çünkü ortalama olarak kayıt dışı istihdamın kalitesi, kayıtlı istihdamın oldukça altına düşmektedir. Ekonomik fırsatların beklenen kalitesindeki bir bozulma, çalışanların kırılabilirlik derecelerini artırarak kayıt dışı ekonomi dışındaki çalışma koşullarını da etkilemektedir. Bu nedenle kayıt dışılığın gelişmekte olan dünyaya yayılması,

kayıt dışı istihdamın başta ekonomik büyüme olmak üzere işsizlik, enflasyon gibi diğer makro ekonomik faktörler arasındaki ilişkisini sorgulatmaktadır.

Bu sorun dikkate alınarak ülkemizde ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon ile kayıt dışı istihdam arasında nasıl bir ilişki olduğu tespit edilmeye çalışılmıştır. 2004-2020 yılları arasındaki çeyreklik veriler kullanılarak yapılan çalışmada, ARDL sınır testi modeli kullanılmıştır. Serilerin durağanlığını tespit etmek için ADF, PP Ziwot-Andrews ve Lee-Strazicich birim kök testlerinden faydalanılmış ve serilerin ilk farklarında durağan oldukları gözlemlenmiştir. Ardından ARDL sınır testi yapılmış ve uzun vadeli ve kısa vadeli katsayılar ARDL (5,5,5,2) modeli ile tahmin edilmiştir. Bulgulara göre, ekonomik büyüme ve enflasyonda yaşanacak 1 birimlik artışın sırasıyla 0,233'lük ve 0,039'luk bir azalış yaratması beklenmektedir. Bu bulgu, literatürde kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme ve enflasyon arasında negatif bir korelasyonun varlığını saptayan çalışmalarla örtüşmektedir (Ihrig ve Moe, 2000; Loayza 1996; Castillo ve Montoro, 2012) İşsizlikteki 1 birimlik artışın ise, kayıt dışı istihdam üzerinde 0.991'lik bir artış yaratması beklenmekte ve bu literatürde kayıt dışı istihdam ile işsizlik arasında pozitif bir korelasyonun varlığını saptayan çalışmalarla örtüşmektedir (Bölükbaş, 2018; Davisdescu ve Dobre, 2015; Bajada ve Schneider, 2009).

Elde edilen sonuç, Türkiye'de kayıt dışı istihdam ile ekonomik büyüme ve enflasyon arasında negatif, işsizlik ile pozitif ilişki olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla güçlü bir ekonomik yapı ve bu ekonomik yapının etkileyeceği istihdam ve refah düzeyindeki yükseliş, kayıt dışı istihdamın düşürülmesinde etkili olacaktır. Ancak günümüzün küresel ekonomisinde, yeterli düzeyde kayıtlı iş yaratılmamakta ve mevcut birçok kayıtlı iş kayıt dışı hale getirilmektedir. Türkiye'deki kayıt dışılık olgusu düşünüldüğünde de durumun daha çok yapısal bir istihdam sorunu olduğu, iç içe geçen birçok nedeni barındırdığı ve bu sebeplerin birbirini etkilediği gerçeği karşısında bütüncül politikalara ihtiyaç duyulduğu anlaşılmaktadır. Bu doğrultuda kayıt dışılığı önlemek için devlet, KADİM (Kayıt Dışı İstihdamla Mücadele) projesi, 5510 sayılı Kanun ve Kayıt Dışı İstihdam Savunma Genelgesi ile bazı adımlar atmış ve bunun çıktısı olarak yaklaşık 20 yıl önce her iki çalışandan ikisi kayıt dışı çalışırken bugün bu oran kısmi olarak azalmıştır (Uçarı ve Koç, 2017: 15). Ancak kayda değer bir azalmanın sağlanması için, işgücünün geniş tabanını oluşturan bu kesime yönelik ekonomik planlamalar yapılmalı ve kayıt dışı çalışanlar yasal çerçevelere entegre edilmelidir. Tek bir kapsayıcı politikadan ziyade bir dizi müdahale

dikkate alınmalı ve uygulanmalıdır. Ülkemizde özellikle bölgeler bazında kayıt dışı istihdamın yoğun olduğu sektörlerle odaklanılmalı, görece geri kalmış bölgeler kalkındırılmalı ve daha fazla teşvik sağlanarak istihdam sağlanmalıdır.

---

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Yazar Katkısı:** Çalışma Konsepti/Tasarımı: R.Ç.; Veri Toplama: R.Ç.; Veri Analizi /Yorumlama: A.K., A.K.; Yazı Taslağı: R.Ç.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: R.Ç., A.K., A.K.; Son Onay ve Sorumluluk: R.Ç., A.K., A.K.

**Peer-review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: R.Ç.; Data Acquisition R.Ç.; Data Analysis/Interpretation: A.K., A.K.; Drafting Manuscript R.Ç.; Critical Revision of Manuscript R.Ç., A.K., A.K.; Final Approval and Accountability: R.Ç., A.K., A.K.

---

## Kaynakça/References

- Agarwala, R. (2006). From work to welfare: A new class movement in India. *Critical Asian Studies*, 38(4), 419-444.
- Akalın, G., & Kesikoğlu, F. (2007). Türkiye’de kayıtdışı ekonomi ve büyüme ilişkisi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 3(5), 71-87.
- Bajada, C. (2005). Unemployment and the underground economy in Australia. *Applied Economics*, 37(2), 177-189.
- Bajada, C., & Schneider, F. (2009). Unemployment and the Shadow Economy in the OECD. *Revue économique*, 60(5), 1033-1067.
- Baklouti, N., & Boujelbene, Y. (2019). The Economic Growth–Inflation–Shadow Economy Trilogy: Developed Versus Developing Countries. *International Economic Journal*, 33(4), 679-695.
- Barbour, A., & Llanes, M. (2013). Supporting people to legitimise their informal businesses. *York: Joseph Rowntree Foundation*.
- Bewley, R.A. (1979). The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model. *Economics Letters*, 3, 357-361.
- Bölükbaş, M. (2018). Kayıt dışı istihdam ve genç işsizlik ekonomik büyüme ile ilişkili olabilir mi? türkiye için ekonometrik bir analiz. *SGD-Sosyal Güvenlik Dergisi*, 8(2), 75-90.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149-163.
- Castillo, P., & Montoro, C. (2012). Inflation dynamics in the presence of informal labour markets. *Journal Economía Chilena*, 15(1), 4-31.
- Cooke, F. L. (2006). Informal employment and gender implications in China: the nature of work and employment relations in the community services sector. *International Journal of Human Resource Management*, 17(8): 1471–87.
- Dam, M. M., Ertekin, Ş., & KIZILCA, N. (2018). Türkiye’de Kayıt Dışı İstihdamın Boyutu: Ekonometrik Bir Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(1), 293-318.
- Davidescu, A., & Dobre, I. (2015). The relationship between shadow economy and unemployment rate. A ARDL causality analysis for the case of Romania. *Romanian Statistical Review*, 4, 46-62.
- Dereli, T. (2007). Informal employment in Turkey. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 53(2), 65-82.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dobre, I., Alexandru, A. A., & Lepas, O. (2010). The USA shadow economy and the unemployment rate: Granger causality results. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 5(1), 98-104.

- Engle, R. F. & Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Gujarati, D. (2015). *Econometrics By Example*. UK: Palgrave Macmillan
- Horn, Z. E. (2009). *No cushion to fall back on: the global economic crisis and informal workers*. USA: WIEGO and Inclusive Cities.
- Husmanns, R. (2005). *Measuring the informal economy: From employment in the informal sector to informal employment* (Working Paper No. 53). Geneva: Policy Integration Department, Bureau of Statistics, International Labour Organisation.
- Ihrig, J. E., & Moe, K. S. (2000). The dynamics of informal employment. *International Finance Working Paper*, (664).
- ILO (2011). *Statistical update on employment in the informal economy Geneva*: ILO Department of Statistics.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 1551- 1580.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kalleberg A. (2009). Precarious work, insecure workers: employment relations in transition. *American Sociological Review* 74(1), 1–22.
- Lee J. & Strazicich M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089
- Lee J. & Strazicich M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economic Bulletin*, 33(4), 2483-2492.
- Leonard, M. (1994). *Informal economic activity in Belfast*. Aldershot: Avebury.
- Loayza, N. (1996). The economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45, 129- 162.
- MacKinnon, J. G. (1996), “Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–618.
- 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.
- Rodgers, P., & Williams, C.C. (2009). The informal economy in the former Soviet Union and in central and Eastern Europe. *International Journal of Sociology*, 39(1), 3-11.
- Schneider, F., & Hametner, B. (2014). The shadow economy in Colombia: Size and effects on economic growth. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 20(2), 293-325.

- Stănculescu, M. (2005). Working conditions in the informal sector. *South East Europe Review for Labour and Social Affairs*, 10, 79–93.
- T.C. Sosyal Güvenlik Kurumu (2013). *Kayıt Dışı İstihdamla Mücadele Çalışmaları*. Ankara: SGK Yayınları.
- Topçu, Ç. & Koç, S. (2017). İşsizlik İle Kayıtdışı İstihdam Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi. “*Kayıt Dışı İstihdam ve Ekonomi*”, Ed: Selçuk Koç, Ayhan Orhan, Mehmet Çağrı Gözen, İstanbul:Umuttepe Yayınları 123-140.
- Uçarı, M. Ş., & Koç, S., (2017). A General Overview on Regional Informal Employment. “*Unregistered Employment*”, Ed: Ayhan Orhan, Selçuk Koç, Mehmet Çağrı Gözen, London: IJOPEC Publication.
- Zivot, E. Ve Andrews, D. (1992). Further Evidence Of Great Crash, The Oil Price Shock And Unit Root Hypothesis, *Journal Of Business And Economic Statistics*, 10(3), 251-270.