

Türkiye’de Genç İşsizliğin Bazı Makro Ekonomik Göstergelerle İlişkisi

Serhat Alpağut¹

Özet

Türkiye’de genç işsizlik oranı son yıllarda artış göstermektedir. Genç işsizlik ekonomik büyümenin önemli bir bileşenidir. Bu yüzden onu etkileyen makro ekonomik faktörlerin tespit edilebilmesi, işsizliği önlemek ve istihdamı artırmak için uygulanacak iktisat politikalarının belirlenmesinde büyük önem taşımaktadır. Bu sebeple çalışma, 1991 ve 2020 veri dönemi için milli gelir, enflasyon ve döviz kuru değişkenlerinin genç işsizliğe olan etkileri ARDL yöntemi ile analiz edilmiştir. Sonuçlar kısa dönemde milli gelirdeki artışların genç işsizliğin azalttığı yönündedir. Uzun dönemde ise enflasyon ve milli gelirdeki artışlar genç işsizliği azalttığı, döviz kurundaki artışların ise genç işsizliği artırdığı tespit edilmiştir. Sonuçlar literatür ve teoriyle uyumludur. Literatürde döviz kurunun genel işsizliğe etkileri çokça çalışılmış olsa da tespit edilebildiği kadarıyla genç işsizlik ve döviz kuru ilişkisi ilk olarak bu çalışmanın konusu olmuştur. Bu açıdan literatüre katkı sağlanmak hedeflenmiştir. Döviz kuru ve genç işsizlik arasındaki bu pozitif ilişkinin istihdam politikalarında dikkate alınması gerektiği düşünülmektedir.

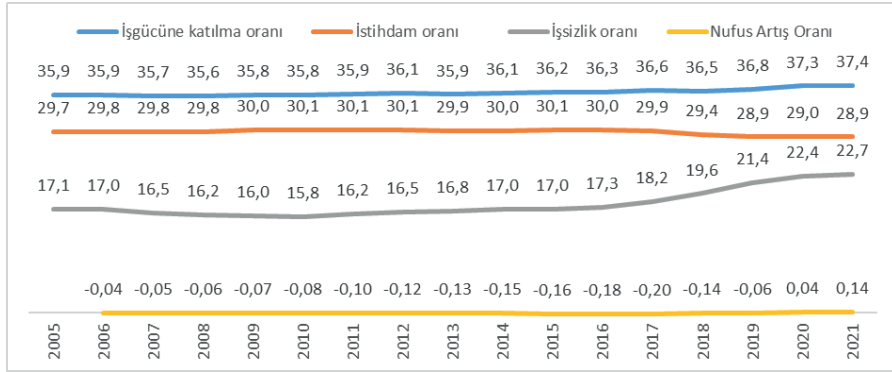
Giriş

Birleşmiş Milletler ve Uluslararası Çalışma Örgütü genç işsizliği 18-24 yaş arası işsizlik olarak tanımlamaktadır. Birçok ülkede genç işsizlik seviyesi beklenen düzeyin üzerindedir. TÜİK verilerine göre Türkiye için genç işsizlik oranı 2021 yılı işsizlik oranı 22.8 düzeyindedir. Avrupa ülkeleri ile kıyaslandığında ise bazı ülkelerden daha yüksek diğerlerinden ise yüksek düzeydedir. Örneğin, Avrupa Birliği veri tabanı olan Eurostat veri tabanına göre, Avrupa ülkelerinde 2020 yılı için genç işsizlik oranı en yüksek ülkeler sırayla Karadağ (38.7), Yunanistan (29.8), Karadağ (29.6),

1 Dr. Öğretim Üyesi, Ağrı İbrahim Çeçen Üniversitesi, Eleşkirt Meslek Yüksekokulu, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, ORCID: 0000-0001-7326-4048, salpagut@agri.edu.tr

İspanya (29.2), İtalya (22.1), Türkiye (21.7) şeklindedir. Avrupa Birliğinin ortalaması 13.3'tür. Bu halde İsveç (16.6), Portekiz (15.8) ve Fransa (15.5) bu ortalamanın altında kalmaktadır. Görüldüğü üzere gelişmiş ülkeler de genç işsizlik sorununu yaşamaktadır.

Şekil 1. Türkiye İşgücünde Genç İstatistikleri



Not: Veriler TÜİK'ten elde edilen verilerle yazar tarafından hazırlanmıştır.

Şekil 1'de, işgücü piyasasında genç nüfus ile ilgili istatistikî bilgileri vermektedir. Türkiye'de gençlerin nüfus artış hızı değerlendirildiğinde son 15 yılda sadece %0.18'lik bir değişim olduğu görülmektedir. Önemli sayılabilecek bir nüfus değişimi olmamıştır. İstihdam oranının ilk ve son değeri kıyaslandığında ise % 0.8'lik bir değişim mevcuttur. İşgücüne katılma oranı, bahsedilen genç nüfusun işsiz veya çalışan olarak ayrılmadan işgücü potansiyeli olarak toplam genç nüfusa oranını ifade etmektedir. Tabloya göre bu oran 35.9 ilk değer ve 37.4 son değer ile %1.5 pozitif değişim göstermiştir. Bu değerler genç nüfusta, bu nüfusun işgücüne katılımında ve istihdam edilmesinde belirtilen sürelerde önemli değişimler olmadığı göstermesine rağmen işsizlik oranına bakıldığında %5'in üzerinde artışlar görülmektedir. Beklenen işgücüne katılım oranının artması ile istihdamında artış göstermesi ve beraberinde işsizliğin azalması veya sabit bir seyir izlemesidir. Bunun aksine Türkiye'de genç işsizlik oranı artmaktadır.

Türkiye'de TÜİK verilerine göre 2021 yılında 11.3 milyon 15-24 yaş arası genç bulunmaktadır. Bu gençlerin birçoğu (7.1 milyon kişi) öğrenci sıfatı taşıması, eğitimine uygun iş bulamaması, mevsimsel nitelikte bir işte çalışması, işsizlikten dolayı umudunu kaybederek iş aramaktan vazgeçmesi veya iradi işsizlik gibi nedenlerle işgücüne dahil değildir. 4.2 milyonluk işgücününün ise 3.2 milyon kişisi istihdam edilmiştir. Bu durumda yaklaşık 1 milyon genç aktif işsiz durumundadır.

İşgücüne dahil olmayan ve işsiz olan gençlerin sayısal büyüklüğü 8 milyon kişinin üzerindedir. Bu gençlerin âtil bir işgücü olarak ekonomiden çekilmesine anlamına gelmektedir. Ekonomik büyümenin iki temel unsuru istihdam ve sermayedir. Bu iki temel değişkenden birinin veya her ikisinin birden âtil durumda kullanılmıyor olması ekonomik büyümenin potansiyel noktasından geride kalmasına ve ülkede eksik istihdam koşullarının var olmasına neden olmaktadır. Bu sebeple genç işsizlik konusu ekonomik büyüme açısından oldukça önemlidir. Bu çalışma da genç işsizliği etkileyen bazı makroekonomik faktörleri inceleyerek literatüre katkı sağlamayı hedeflemektedir.

Teorik Arka Plan

Klasik iktisadi görüş işsizliği iradi bir eylem olarak görmektedir. Ekonomik birimler rasyonel olduğundan hem emek arzı hem de emek talebi denge reel ücretin üzerinde veya altında bir ücret haddini kabul etmemektedir. Tam istihdam koşullarında olan ekonomide emek talebini karşılayacak olan emek arzı, boş zamanın fırsat maliyetini değerlendirerek karar vermektedir. Boş zamanın fırsat maliyetinin yüksek olması bireylerin çalışmayı tercih etmelerine yol açmaktadır (Bocutoğlu, 2013: 15). Klasik iktisat tam istihdam koşullarına göre değerlendirildiğinden kısa dönem müdahaleler, uzun dönem faktörleri etkilememektedir. Böylece parasal değişkenlerin reel bir değişkene etki gücü bulunmamaktadır. Bu sebeple parasal bir olgu olan döviz kuruna bir müdahalenin uzun dönemde işsizlik üzerine etki etmesi beklenen bir durum değildir. Aksine Keynesyen görüş kısa dönem analizleri yapmaktadır ve kısa dönemde eksik istihdam koşullarının varlığını benimsemektedir. Bu sebeple kısa dönemdeki müdahalelerin uzun dönemi etkileyeceği fikri mevcuttur. İşgücü piyasasında reel ücretlerin dengeleyici gücü hakimdir böylece fiyatlar genel seviyesindeki artışlar reel ücreti düşürdüğünden piyasada emek talebinin artacağı ve işsizliğin azalacağı görüşü mevcuttur (Parasız, 2011: 60). Böylece enflasyon ve işsizlik arasında bir ters yönlü ilişki öngörülmektedir. Diğer yandan açık ekonominin temel göstergesi olan dış ticaretin fiyatı ise döviz kuruyla belirlenmektedir. Böylece döviz kurlarında gerçekleşecek bir artış dış alemde rekabeti güçlendiren bir faktördür ve toplam talebin artmasına yol açmaktadır. Toplam talepteki artışlar ise daha fazla mal ve hizmet üretilmesine yol açacağından döviz kurları ve büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki kurulmaktadır. Bazı ülkeler bu doğrusal yönlü ilişkiyi kullanarak işsizlik sorunu ile mücadele etmeyi ve daha fazla büyümeyi hedefleyen iktisat politikaları oluşturmuşlardır. Batra ve Beladi (2013) ile Jin vd., (2016) çalışmaları Çin'in yerel paranın değerini bilerek ABD ve Avrupa Birliği para birimlerinden düşük tutularak ekonomik büyümeyi sağlayıp işsizlikle mücadele ettiklerini vurgulamaktadırlar.

Mundell-Fleming Modeli, dışa açık bir ekonomide mal piyasası, para piyasası ve ödemeler bilançosu dengesinin birlikte dengeye gelmesi ile oluşan genel denge, bu dengedeki değişimlerin milli gelir seviyene etkilerini inceleyen bir modeldir. Bu yaklaşıma göre de yerel paranın değer kaybetmesi sonucunda net ihracatın fazla vereceğini vurgulamaktadır. Sonrasında artan net ihracatın mal piyasasında artışa neden olacağı ve nihayetinde üretilen mal ve hizmetlerin artışına yol açacağını belirtir (Makin, 2002: 113-115). Sermaye hareketliliğinin durumu, dışa açıklık seviyesi, para piyasasının etkisi veri kabul edilerek bu sonuç ifade edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle döviz kurundaki bir artışın cari fazla, mal piyasasında genişleme, milli gelir artışı ve işsizlikte azalmaya neden olacağı şeklinde yorum yapılabilir.

Döviz kurunun dış ticarete konu olan mallar üzerinden dış ticareti genişletme kanalının haricinde yerel paranın değer kaybetmesinin yurtiçi mallara da daraltıcı etkisi bulunmaktadır (Frenkel ve Ros, 2006: 634-635). Özellikle girdi maliyetlerinin döviz kuruna yüksek duyarlı olduğu Türkiye gibi ülkelerde döviz kurundaki artışlar bir yandan yurtdışı fiyatların daha uygun hale gelmesi ile cari dengede fazlaya neden olurken bir yandan yurtiçi fiyatların artmasına mal piyasasında daralmaya neden olabilmektedir. Bu durumda dış ticaret etkisinin daha yüksek olabilmesi döviz kurunun işsizliği azaltabileceği sonucuna götürmektedir. Aksi durumda ise döviz kurundaki artışların işsizliği artırdığı ifade edilebilir.

1.Literatür

Konu ile ilgili literatür özetinde genç işsizliği etkileyen makro ekonomik faktörlerin incelendiği çalışmalar bulunmaktadır. Kullanılan değişkenlerin ekonomik büyüme, enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar, eğitim harcamaları, yurtiçi yatırımlar, ticari açıklık, ithalat ve ihracat değerleridir. Yapılan analiz sonucunda üzerinde ittifak olunan milli gelir ve enflasyonun genç işsizliği azalttığı yönündedir. Genç işsizlik üzerine yapılan çalışmalarda incelenebilen literatür özetinde döviz kurunun genç işsizliğe etkisini araştıran çalışma olmaması bu çalışmanın sebebini oluşturmaktadır. Bununla beraber Akcan ve Ener (2018); Ayhan (2019); Demirgil (2021) çalışmaları Türkiye için gerçekleştirdikleri analizde döviz kurunun genel işsizliği pozitif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Fakat bu sonuçların aksine Boz (2013) çalışması reel döviz kuru ve Türkiye’deki genel işsizlik ilişkisini araştırdığı çalışmanın sonucunda, döviz kurundaki artışların genel işsizliği azalttığı yönünde sonuçlar elde etmişlerdir. Demir (2010) çalışması ise Türkiye için döviz kuru oynaklığı ve istihdam arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmada döviz kurundaki oynaklığın istihdamı azalttığı yönünde sonuçlar elde etmiştir. Bahsedilen bu çalışmalar döviz kuru ve işsizlik arasındaki

ilişkide, ilişkinin yönünde bir fikir birliği olmadığını göstermektedir. Bu sebeple çalışmada uygulanacak modele döviz kuru eklenerek genç işsizliğe etkinlerinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Tablo 1. Literatür Özeti

Yazar	Ülke ve Dönem	Analiz Türü	Değişkenler	Sonuç
Kabaklarlı ve Gür (2011)	Türkiye 2005M1- 2010M12	Johansen Eşbütünleşme	Genç işsizlik, enflasyon, reel GSYİH, verimlilik katsayısı	Büyüme ve istihdamdaki artışlar genç işsizliği azaltmaktadır.
Çondur ve Bölükbaş (2014)	Türkiye 2000Q1- 2010Q4	Granger Nedensellik	Genç işsizlik, üretici fiyat endeksi, GSYİH	Genç işsizlikten GSYH'ye ve ÜFE'den genç işsizliğe doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Günaydın ve Çetin (2015)	Türkiye 1988- 2013	ARDL Eşbütünleşme	Genç işsizlik, GSYİH, dış ticaret, enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar	Hem uzun ve hem de kısa dönemde kişi başına reel gelir, ticari açıklık ve doğrudan yabancı yatırımların genç işsizliği azaltan faktörler olduğu tespit edilmiştir.
Bayrak ve Tatlı (2016)	Türkiye 1988- 2014	ARDL Eşbütünleşme	Genç işsizlik, GSYİH, enflasyon, eğitim	Kısa dönemde üretici fiyat endeksi ve büyüme genç işsizliği negatif ve anlamlı etkilerken uzun dönemde ise üretici fiyat endeksi negatif ve anlamlı, büyüme ise negatif fakat istatistiki olarak anlamsız etkilemektedir.
Çondur ve Şimşir (2017)	Türkiye 1991- 2016	EKK	Genç işsizlik, GSYİH, eğitim	Eğitim harcamalarının işsizliği artırdığı ve büyümenin işsizliği azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Abdioğlu ve Albayrak (2018)	Türkiye 1988- 2015	ARDL	Genç işsizlik, GSYİH, eğitim	Genç işsizlik ve büyüme arasında negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.
Güney ve Balkaya (2018)	Türkiye 1988- 2014	ARDL Eşbütünleşme	Genç işsizlik, ticari açıklık, cari harcamalar, yatırım harcamaları, transfer harcamaları	Yatırım ve transfer harcamaları genç işsizliği artırırken, ticari açıklıktaki artış ise azaltmaktadır.
Sönmez ve Özerkek (2018)	Türkiye 26 Bölge 2004- 2013	Dinamik Panel Veri Arellona Bond	Bölgesel genç işsizlik oranı, Bölgesel dış açıklık oranı, Bölgesel genç iş gücü, Bölgesel enflasyon oranı	Bölgeler için enflasyon genç işsizliği negatif etkilemektedir. Ayrıca ticari açıklık için istatistiki olarak anlamlı sonuçlar bulunamamıştır.
Topcu ve Biçimveren (2020)	Türkiye 2014- 2019	Panel Regresyon	Genç işsizlik, kişibaşı GSYİH, genç işgücü büyüklüğü, göç, evlenme yaşı	İBBS-2 düzeyinde yer alan 26 bölgede büyüme ve enflasyonun genç işsizliği azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Güney ve Cin (2020)	AB Ülkeleri ve Türkiye 1980-2015	Panel Veri, GEKK	Genç işsizlik, GSYİH, enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar, finansal krizler	Milli gelir, enflasyon ve doğrudan yabancı yatırımlardaki artış genç işsizliği azaltmaktadır.
Soylu ve Aydın (2020)	Türkiye 2000-2018	EKK	Genç işsizlik, GSYİH, enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar, eğitim	Enflasyon, milli gelir ve DYY'nin genç işsizliği azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Ekiz ve Özel (2020)	Türkiye 2009-2019	2 Aşamalı EKK	Genç işsizlik, enflasyon, göç, ihracat, ithalat, GSYİH, okuryazarlık oranı, eğitim, doğurganlık	Enflasyon, ithalat, ihracat ve GSYİH'nin genç işsizliği negatif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Güvenoğlu ve Bayır (2020)	55 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke 2002-2019	Panel Veri / Sabit ve Rassal Etkiler	Genç işsizlik, GSYİH, enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar, dışa açıklık, nüfus, kamu harcamaları	Ekonomik büyüme, enflasyon ve kamu harcamalarındaki artışın genç işsizliği azaltmakta, dışa açıklık ise genç işsizliği artırmaktadır.
Adıgüzel (2021)	Türkiye 26 Bölge 2008-2018	Panel Veri / Sabit ve Rassal Etkiler	Genç işsizlik, GSYİH, ihracat, sanayi üretimi, eğitim	Sanayi ve ekonomik büyümedeki artışlar genç işsizliği azaltmaktadır.
Avcı (2022)	Türkiye 1996-2018	ARDL Eşbütünleşme	Genç işsizlik, GSYİH, enflasyon, ücretler	Enflasyon ve büyüme genç işsizliği azaltmaktadır.
Hepaktan (2022)	Türkiye 1990-2016	Toda Yamamoto Nedensellik	Genç işsizlik, GSYİH, dış ticaret	Genç işsizlik ve büyüme arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

2. Yöntem

Zaman serisi analizi uygulamalarında seçilen değişkenlerin arasındaki ilişkiler aynı zaman diliminde incelenebildiği gibi değişkenlerin gecikmeli değerleriyle de kurulabilmektedir. Bu türden yapılan uygulamalar literatürde dinamik analiz adını almaktadır. ARDL (Autoregressive Distributed Lag) analizi de dinamik bir analiz olarak hem bağımlı değişkenin hem de açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerini modele dâhil ederek tahmin yapmaktadır (Tatoğlu, 2020: 353). ARDL uygulamasında önemli bir husus değişkenlerin durağanlık seviyeleridir. Yapılan birim kök analizleri sonucunda değişkenlerin seviyesinde $I(0)$ ve farkında $I(1)$ durağan olması tercih edilir. İkinci farkında $I(2)$ durağan değişkenlerle yapılacak tahminler tutarsız ve gerçek dışı olabilmektedir. Bu sebeple bir ön şart olmamasına rağmen değişkenlerin durağanlık seviyeleri kontrol edilmelidir. (Nkoro ve Uko, 2016: 64). Daha sonra gecikme uzunluğu belirlenir. Bu belirlemede AIC

(Akaike Bilgi Kriteri), SİC (Schwarz Bilgi Kriteri) veya HQ (Hannan Quinn Bilgi Kriteri) yararlanılır. En küçük bilgi kriterine sahip gecikmeli model kabul edilir. Fakat seçilen gecikmede varsayımdan sapmalar (otokorelasyon, normal dağılım, değişen varyans) mevcut ise otokorelasyonu olmayan bir diğer gecikme tercih edilir.

$$\Delta \text{LnGiŞ}_t = \alpha_0 + \sum_{h=1}^{a1} \alpha_1 \Delta \text{BO}_{t-k} + \sum_{h=0}^{a2} \alpha_2 \Delta \text{ENF}_{t-k} + \sum_{h=0}^{a3} \alpha_3 \Delta \text{DK}_{t-k} + \beta_1 \text{LnGiŞ}_{t-1} + \beta_2 \text{BO}_{t-1} + \beta_3 \text{ENF}_{t-1} + \beta_3 \text{DK}_{t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

Eşitlik (1), bu çalışmada kullanılacak olan değişkenler ile kurulmuş ARDL modelini göstermektedir. Logaritmik doğrusal olarak kurulan modelde, a1,a2 ve a3 olarak ifade edilen değişkenleri gecikme seviyeleridir. Pesaran vd., (2001) çalışmasında gecikme uzunluğu tespit edilen model için değişkenlerin F testi ile anlamlılıkları sınanmakta ve eş bütünleşmenin varlığı $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ şeklinde kurulan boş hipotezi ile aranmaktadır. Hesaplanan F testi değerleri Pesaran vd., (2001) çalışmasında belirtilmiş olan F testi kritik değerleri ile kıyaslanmaktadır. Bu kıyaslamada üst kritik değerden daha yüksek bir F değeri eş bütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki H_0 hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunduğu sonucuna ulaşılır. Aksi durumda eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılır.

$$\Delta \text{LnGiŞ}_t = \alpha_0 + \sum_{h=1}^{a1} \alpha_1 \Delta \text{BO}_{t-k} + \sum_{h=0}^{a2} \alpha_2 \Delta \text{ENF}_{t-k} + \sum_{h=0}^{a3} \alpha_3 \Delta \text{DK}_{t-k} + \lambda \varepsilon_{t-1} \quad (2)$$

Eşitlik (2) hata düzeltme modelini temsil etmektedir. Eşitlik (1)'de hata teriminin yalnız bırakılarak normalize edilmesi ile elde edilen hata düzeltme teriminin modele dahil edilmesiyle oluşmaktadır. $\lambda \varepsilon_{t-1}$ parametresi, bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkisinden elde edilen kalıntıların bir dönem gecikmeli değerini göstermektedir. λ katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Böylece kısa dönemde sapmaların uzun döneme ne sürede yaklaştığı hesaplanabilmektedir.

Eş bütünleşmenin varlığı halinde kısa dönem katsayılar $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ olarak belirtildiği şekilde incelenir. Uzun dönem katsayılar ise bağımsız değişkenlerin olduğu katsayılar bağımlı değişkenin katsayılarına negatif şekilde bölünmesi ile elde edilir.

3. Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Çalışmada 1991-2020 yıllık verileriyle Türkiye’de genç işsizlik ile seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Bu ilişki ARDL analizi ile ve Eşitlik (3)’te belirtilen logaritmik doğrusal fonksiyon ile ele alınacaktır.

$$\ln GI\dot{S}_t = \beta_0 + \beta_2 BO_t + \beta_3 \ln ENF_t + \beta_4 DK_t + \varepsilon \quad (3)$$

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Tanımı ve Kaynağı

Değişken	Tanımı	Kaynak
GIŞ	Genç İşsizlik (15-24 Yaş Arası İşsizlik Oranı)	Dünya Bankası
BO	Büyüme oranı	Dünya Bankası
ENF	Tüketici Fiyat Endeksi	Dünya Bankası
DK	Reel Efektif Döviz Kuru (USD)	EVDS

Çalışmanın bağımlı değişkeni genç işsizliktir. Açıklayıcı değişkenler olan büyüme oranı ve tüketici fiyat endeksi Dünya Bankası, döviz kuru ise T.C. Merkez Bankası veri tabanı EVDS’den elde edilmiştir.

Tablo 2. Değişkenlerin İstatistikî Değerleri

	Ln GIŞ	ENF	DK	BO
Ortalama	17.74077	35.01438	1.672925	4.376507
Median	17.25000	13.72789	1.426995	5.403357
Maksimum	24.71300	105.2150	7.010000	11.20011
Minimum	12.96300	6.250977	0.004172	-5.750007
Standart Hata	2.942078	32.79098	1.717885	4.492836

Değişkenlere ait istatistikî bilgiler Tablo 2’de verilmiştir. Buna göre zaman serisinde GIŞ kısa isimli genç işsizlik değişkeninin en düşük değeri oran olarak 12.96, en yüksek değeri 24.7’dir. Ortalama genç işsizlik ise 17.74’tür. En düşük enflasyon oranı 6.25, en yüksek 105, ortalaması ise 35’tir. En düşük döviz kuru 0.004, en yüksek 7.01, ortalaması ise 1.67’dir. Büyüme oranında ise en düşük-5.75, en yüksek 11.20, ortalaması ise 4.37’dir. Standart hatalar kıyaslandığında ise en yüksek oynaklık enflasyon verisindedir.

Tablo 3. Birik Kök Testi Sonuçları

	ADF			
	Seviye	Seviye	Seviye	Seviye
	LGİŞ	ENF	BO	DK
Sabit	-1.406092	-1.0814	-5.3875 ***	-6.6420 ***
Sabit ve Trend	-2.321560	-1.0146	-5.2730 ***	-6.5548 ***
1. Fark				
	d(LGİŞ)	d(ENF)	d(BO)	d(DK)
Sabit	-4.907431 ***	-4.5910 ***	-8.9529 ***	-5.2139 ***
Sabit ve Trend	-4.921817 ***	-4.5918 ***	-8.8006 ***	-5.4354 ***
PP				
Seviye				
	Seviye	Seviye	Seviye	Seviye
	LGİŞ	ENF	BO	DK
Sabit	-1.336124	-1.1087	-5.9095 ***	-6.6988 ***
Sabit ve Trend	-1.671086	-1.0146	-5.7761 ***	-6.6914 ***
1. Fark				
	d(LGİŞ)	d(ENF)	d(BO)	d(DK)
Sabit	-6.400674 ***	-4.5872 ***	-20.3520 ***	-20.9477 ***
Sabit ve Trend	-8.120660 ***	-4.5751 ***	-23.8399 ***	-23.7733 ***

*Not: Tabloda belirtilen sayılar istatistik değerini ifade etmektedir. Altında bulunan “***” işareti ise olasılık değerine göre verilmiş anlamlılık seviyelerini ifade eder. Buna göre * %10 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı ve *** %1 düzeyinde anlamlı olduğu sonucunu göstermektedir.*

ARDL analizinin bir avantajı değişkenlerin durağanlık seviyelerinin I(0) veya I(1) olması durumunda uygulanabilmesidir (Pesaran vd., 2001: 290). Bu amaçla modelde kullanılan değişkenlerin durağanlık seviyeleri ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillips-Perron) birim kök testleri ile sınanmıştır. Uygulamada değişkenlere ait sabitin olduğu ve sabitin ile trendin birlikte olduğu model ile test uygulanmıştır. Buna göre BO ve DK değişkenleri seviyesinde durağan iken diğer değişkenlerin farkında durağan oldukları tespit edilmiştir. Buna göre ARDL analizinin uygulanması için bir sorun olmadığı görülmektedir.

Tablo 4. Gecikme Uzunluğu ve Otokorelasyonu Tespiti

Gecikme	FPE	AİC	SIC	HQ	Lm Test
0	142468.7	23.21825	23.41023	23.27533	0.6201
1	260.6313*	16.89732*	17.85720*	17.18275*	0.6608
2	535.8444	17.52943	19.25721	18.04319	0.7541
3	404.8100	17.00749	19.50318	17.74959	0.2527

Tablo 4, model için gecikme uzunluğunun tespitini AIC (Akaike), SIC (Schwarz) ve HQ (Hannan Quinn) bilgi kriterleri ile gerçekleştirilmiştir. Gecikme uzunluğunun seçiminde en küçük bilgi kriterine sahip ve otokorelasyon bulunmayanı seçmek önemlidir. Tabloda en küçük bilgi kriterleri * sembolü ile işaretlenmiştir. Buna göre tüm bilgi kriterlerine göre 1. gecikme uygun gecikmeyi göstermektedir. Ayrıca gecikmelere ait otokorelasyon testi Tablo 4’ün solunda LM test olarak verilmiştir. Buna göre de seçilen gecikmede otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır.

Tablo 5. Eş bütünleşme Testi Sonuçları (F bound)

	Test Sonucu	Anlamlılık	Alt Sınır	Üst Sınır
F Bound		10%	3.868	4.965
	8.281481	5%	4.683	5.98**
		1%	6.643	8.313
t istatistiği		10%	-3.13	-3.84
	-4.542333	5%	-3.41	-4.16
		2.5%	-3.65	-4.42***
		1%	-3.96	-4.73

Not: “*” işareti olasılık değerine göre verilmiş anlamlılık seviyelerini ifade eder. Buna göre * %10 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı ve *** %2.5 düzeyinde anlamlı, **** %1 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

ARDL analizinde ilk aşama kurulan modelde eş bütünleşme ilişkisinin varlığının sınanmasıdır. Buna göre hesaplanan F değeri, Pesaran (2001) çalışmasına belirtilen üst kritik değerden daha yüksek olması durumunda, eş bütünleşmenin olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin reddedilir ve eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu yönünde yorumlanır. Buna göre Tablo 5’te ifade edilen F testi sonuçlarına göre model %5 anlamlılık düzeyinde eş bütünleşme ilişkisine sahiptir. Ayrıca t istatistiğinin anlamlılığı ise %2.5 düzeyindedir. Bu sonuçlar tahmin regresyonunda verilen t istatistiği sonuçlarının güvenilir olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 6. Uzun Dönem Sonuçları

Uzun Dönem	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık	
ENF	-0.057462	0.027214	-2.111453	0.0469	
DK	3.259160	0.763474	4.268855	0.0003	
BO	-0.387648	0.153955	-2.517928	0.0200	
Jarque-Bera	ARCH	Breusch Godfrey	Ramsey Reset	R ² D.R ² Durbin W.	F Testi
0.40 (0.81)	0.02 (0.86)	4.92 (0.66)	0.02 (0.87)	0.83 0.78 1.80	15.59 (0.000)

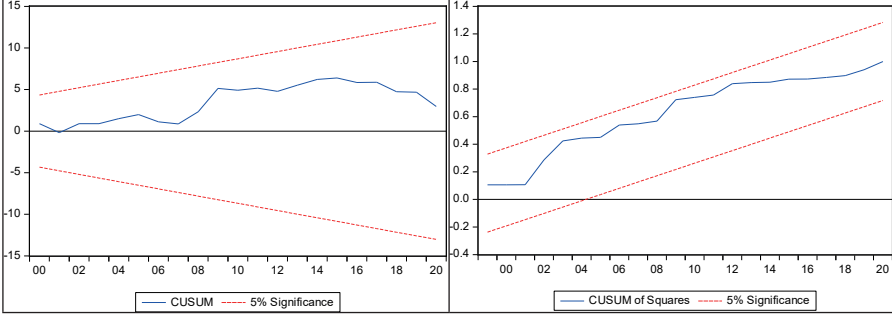
Eş bütünleşmenin varlığı tespit edildikten sonra oluşturulan modelin uzun dönem katsayıları yorumlanabilmektedir. Tablo 6'da tüm değişkenlerin uzun dönem katsayıları istatistiki olarak anlamlıdır. F testine göre model anlamlıdır. R² değerinin 0.83 olması açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişeni açıklama gücünün %83 olduğunu göstermektedir. Uygulanan tanısal testlerde ise Breusch Pagan ile Durbin Watson testleri modelde otokorelasyon olmadığını göstermektedir. ARCH testi bir heteroskedasidite testidir ve sonucuna göre modelde değişen varyans sorunu bulunmamaktadır. Jarque-Bera testine göre hatalar normal dağılmaktadır ve Ramsey Reset testi sonucuna göre de modelde spesifikasyon hatası bulunmamaktadır. Buna göre Tablo 6'da verilen uzun dönem katsayılar yorumlandığında büyüme ve enflasyon oranındaki artışları genç işsizliği negatif etkilemekte, döviz kurundaki artışlar ise genç işsizliği pozitif etkilemektedir.

Tablo 7. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Hata Düzeltme	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık
C	16.82788	2.766620	6.082467	0.0000
@TREND	-0.273838	0.056690	-4.830474	0.0001
D(DK)	-1.455200	0.989122	-1.471204	0.1561
D(BO)	-0.180689	0.043345	-4.168666	0.0004
ECT	-0.737480	0.119859	-6.152901	0.0000

Tablo 7, ARDL (1.0.1.1) modeline göre hesaplanan hata düzeltme modelini göstermektedir. Tablo 7' de belirtilmiş olan ECT, hata düzeltme katsayısıdır uzun dönem modelin tahminlerinin doğru ve anlamlı olabilmesi için negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması gerekmektedir. Buna göre

ECT değeri-0.73 değerindedir. Bu katsayı kısa dönemde gerçekleşen sapmaların yaklaşık 16 ayda düzeldiğini ifade etmektedir. Ayrıca modele eklenen trendinde anlamlı olduğu görülmektedir. Sonuçlar yorumlandığında ise Türkiye’de kısa dönemde ekonomik büyüme oranındaki artışlar genç işsizliği azalttığı tespit edilmiştir.



Şekil 1. Cusum ve Cusum Square Testi Sonuçları

Şekil 1, uygulanan modelde yapılsa kırılmaların varlığını sınamaktadır. Bu kırılmalar hem Cusum hem de Cusum Square testleri ile %5 anlamlılık düzeyine göre sınanmıştır. Buna göre modelde yapısal kırılma mevcut değildir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Genç işsizlik veya istihdamı bir ülkenin cari üretimi ve potansiyel milli gelire ulaşmadaki lokomotifi niteliğindedir. Ülkeler özellikle eğitilmiş gençleri istihdam etme ve inovatif girişimcilikle istihdama ve ekonomiye kazandırarak önemli büyüme ve kalkınma hamleleri yapmayı hedefler. Genç işsizliğin artışı ise beraberinde toplumda sadece ekonomik değil sosyal, kültürel, psikolojik hasarlar meydana getirmektedir. Bu bahsedilen sosyo-ekonomik değişkenlerdeki bozulma uzun dönemde büyümenin temel altyapısını da bozmaktadır.

Literatürde genç işsizliği etkileyen birçok makro ekonomik faktör incelenmiştir. Bunlar ekonomik büyüme, enflasyon, dış ticaret hacmi, ithalat, ihracat, kamu harcamaları, eğitim harcamaları, transfer harcamaları, doğrudan yabancı yatırımlar, sanayi üretimi, üretimde verimlilik gibi değişkenlerdir. Büyüme ve enflasyonun genç işsizliği azalttığı yönde fikir çoğunluğu mevcut olmasına karşın diğer değişkenlerde fikir birliği bulunmamaktadır.

İncelenebilen literatür özetinde döviz kurları ve genç işsizlik arasındaki ilişkinin incelenmediği görülmüş bu sebeple çalışma gerçekleştirilmiştir.

Döviz kurları genel olarak ekonomiyi iki boyutu ile etkilemektedir. İlki yüksek kur seviyesi ihracat yoluyla dış ticareti pozitif etkilemektedir. İkincisi ise yine yüksek kur seviyesi yüksek ithal girdi kullanan ülkelerde yurtiçi maliyetleri artırmaktadır. Bu iki faktörün birlikte varlığı durumunda kurların işsizlik, üretim ve büyüme üzerinde etkilerinin kesin ve genel olarak belirlenmesi ancak diğer faktörlerin etkileri ile mümkün olabilmektedir. Bu amaçla çalışma döviz kurlarını genç işsizliği etkileyen bir açıklayıcı değişken olarak modele ekleyerek literatüre katkı sağlamayı hedeflemektedir.

Çalışmada ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem değişkenlerin farklı durağanlık seviyelerine sahip olması durumunda da kullanılabilir. Ayrıca değişkenlerin gecikmeli değerlerini modele dahil edebildiğinden dinamik bir analiz türüdür. Çalışmada genç işsizlik bağımlı değişken; büyüme, enflasyon ve döviz kurunu açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Çalışma sonucunda kısa dönemde milli gelirdeki artışların genç işsizliğin azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde ise enflasyon ve milli gelirdeki artışların genç işsizliği azalttığı, döviz kurundaki artışların ise genç işsizliği artırdığı tespit edilmiştir. Büyüme ve enflasyon değişkenleri için elde edilen tahmin sonuçları ilgili literatür ile uyumludur. Döviz kurunun genç işsizliği artırdığı yönündeki sonuç ise Türkiye özelinde yorumlamak gerekmektedir. Türkiye tarihsel olarak da yüksek kur sorunu ile dönem dönem mücadele etmektedir. Ayrıca ithal tüketim harcamaları ve ithal girdinin yüksekliği, yüksek kur ile birleştiğinde kaçınılmaz olarak cari açık soruna yol açmaktadır. Bununla birlikte yüksek kurun yurtiçi fiyatlarda yarattığı fiyat etkisi genç istihdam yaratma kapasitesi üzerine olumsuz etki yarattığı şeklinde yorum yapılabilir.

Genç işsizliği azaltmada uygulanacak politikalarda doğrudan döviz kurları bir gösterge alınmasa bile kur dolayısıyla oluşabilecek para piyasası aksaklıkları ve bu durumun mal piyasasına etkileri politika yapımcıların dikkat etmesi gereken bir konu olarak görülmektedir. Ayrıca sonraki çalışmalarda döviz kurunun genç işsizliğe etkilerinde para ve mal piyasası ayrımı yapılarak tespit edilen pozitif etkinin kaynağının tespit edilmesinin faydalı olacağı düşünülmektedir.

Kaynaklar

- Abdiođlu, Z., & Albayrak, N. (2018). Genç işsizlik, eğitim ve ekonomik büyüme. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 7(13), 8-20.
- Adıgüzel, M. (2021). Türkiye’de genç işsizliği etkileyen faktörler. *Econbaran*, 5(8), 100-129.
- Akcan, A. T. & Ener, M. (2018). Makroekonomik değişkenlerin işsizlik ile ilişkisi: Türkiye örneđi. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 16(31), 263-285.
- Avcı, B. S. (2022). Türkiye’de genç işsizliğine etki eden faktörler. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(1), 33-46.
- Ayhan, F. (2019). Türkiye ekonomisinde işsizliđin belirleyicisi olan temel makroekonomik değişkenlerin tespitine ilişkin bir uygulama. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (25), 235-252.
- Batra, R., & Beladi, H. (2013). The US trade deficit and the rate of interest. *Review of International Economics*, 21(4), 614-626.
- Bayrak, R., & Tatlı, H. (2016). Short and long term analysis of some factors effecting youth unemployment in Turkey. *Theoretical & Applied Economics*, 23(3).
- Bocutođlu, E. (2013). Karşılaştırmalı Makro İktisat Teoriler ve Politikalar (6. Baskı), Ekin Yayınevi, Bursa
- Boz, Ç. (2013). Türkiye’de reel döviz kuru ve işsizlik ilişkisi: 2003-2012. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(1), 51-61.
- Çondur, F., & Bölükbaş, M. (2014). Türkiye’de İşgücü Piyasası ve Genç İşsizlik-Büyüme İlişkisi Üzerine Bir İnceleme. *Amme İdaresi Dergisi*, 47(2).
- Çondur, F., & Şimşir, N. C. (2017). An analysis of the relationship between educational expenditures, economic growth and youth unemployment in Turkey. *The Journal of International Scientific Researches*, 2(6), 44-59.
- Demir, F. (2010). Exchange rate volatility and employment growth in developing countries: Evidence from Turkey. *World Development*, 38(8), 1127-1140.
- Demirgil, B. (2021). Makroekonomik değişkenler ile işsizlik ilişkisi: Türkiye üzerine ekonometrik bir analiz. *Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 13-21.
- Ekiz, F. M., & Özel, S. Ö. (2020). Genç işsizliğini belirleyen unsurlar: Türkiye örneđi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(39), 1022-1045.
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006). Unemployment and the real exchange rate in Latin America. *World development*, 34(4), 631-646.
- Günaydın, D., & Çetin, M. (2015). Genç işsizliđin temel makroekonomik belirleyicileri: ampirik bir analiz. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (22), 17-34.

- Güney, A., & Balkaya, E. (2018). Kamu harcamaları ve ticari açıklığın işsizlik ve genç işsizliğe etkisi. *Sinop Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(2), 49-74.
- Güney, K. & Cin, F. M. (2020). Avrupa Birliği ve Türkiye’de genç işsizliğinin belirleyicileri: Panel veri analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 232-252.
- Güvenoğlu, H., & Bayır, M. (2020). Genç işsizliği etkileyen faktörlere ilişkin ampirik bir analiz. *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 6(2), 19-36.
- Hepaktan, C. E. Yapısal kırılmalar altında Türkiye’de dış ticaret dengesi ve genç işsizliği arasındaki ilişki. *Ardahan Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1), 11-17.
- Jin, H., Choi, Y., & Choi, E. K. (2016). Unemployment and optimal currency intervention in an open economy. *International Review of Economics & Finance*, 41, 253-261.
- Kabaklarlı, E., & Gür, M. (2011). Türkiye’de genç işsizlik sorunu ve ekonomik belirleyicilerinin uzun dönem eş-bütünleşme analizi. *Uluslararası İktisat Öğrencileri Kongresi*, 2011.
- Makin, A. J. (2002). International macroeconomics. Pearson Education.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) co-integration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric methods*, 5(4), 63-91.
- Parasız, İ. (2001). Modern Makro Ekonominin Temelleri. Ezgi Kitabevi, Bursa.
- 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.
- Soylu, Ö. B., & Aydın, B. N. (2020). Genç işsizliğin gelişimi, belirleyicileri ve iktisadi politikalar: Avrupa birliği-Türkiye karşılaştırması. *EKEV Akademi Dergisi*, 24(82), 339-360.
- Sönmez, F. D., & Özerkek, Y. (2018). Türkiye’de bölgesel genç işsizliğin belirleyicileri. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 40(2), 297-318.
- Topcu, M., & Biçimveren, L. (2020). Türkiye’de Bölgesel genç işsizlik: Belirleyiciler cinsiyete göre değişken mi? *Journal of Economic Policy Researches*, 7(2), 51-67.