

**Araştırma Makalesi**

**Göçmen Havaleleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma:  
1974-2018 Türkiye Deneyimi**

*An Empirical Study on the Relationship between Remittances and Economic Growth:  
The Turkish Experience in the period of 1974-2018*

<b>Ayfer ÖZYILMAZ</b> Dr.Arş. Gör. Gümüşhane Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü <a href="mailto:ozyilmazayfer@gmail.com">ozyilmazayfer@gmail.com</a> <a href="https://orcid.org/0000-0001-9201-2508">https://orcid.org/0000-0001-9201-2508</a>	<b>Yüksel BAYRAKTAR</b> Prof. Dr. İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü <a href="mailto:ybayraktar@istanbul.edu.tr">ybayraktar@istanbul.edu.tr</a> <a href="https://orcid.org/0000-0002-3499-4571">https://orcid.org/0000-0002-3499-4571</a>	<b>Metin TOPRAK</b> Prof. Dr. İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü <a href="mailto:metin.toprak@istanbul.edu.tr">metin.toprak@istanbul.edu.tr</a> <a href="https://orcid.org/0000-0001-9217-6318">https://orcid.org/0000-0001-9217-6318</a>
--	---	---

<b>Makale Gönderme Tarihi</b> 28.11.2019	<b>Revizyon Tarihi</b> 11.12.2019	<b>Kabul Tarihi</b> 16.12.2019
---	--------------------------------------	-----------------------------------

**Öz**

*Dünyada sürekli bir artış eğilimi gösteren göçmen havaleleri, yüksek düzeyde havale kabul eden ülke ekonomilerini birçok yönden etkilemekte; bu nedenle havalelerin makroekonomik etkilerine yönelik birçok çalışma ortaya konmaktadır. Bu çerçevede çalışmada 1974-2018 yılları arasında Türkiye’de göçmen havalelerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ARDL sınır testi yaklaşımı ile analiz edilmektedir. Elde edilen bulgulara göre, göçmen havaleleri uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuçların elde edilmesinde, göçmen havalelerinin dünyada artan trendine rağmen Türkiye’de sürekli bir azalma eğilimi göstermesi ve GSYİH içerisindeki payının çok düşük düzeyde olması belirleyici unsurların başında gelmektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Göç, göçmen havalesi, işçi dövizleri, büyüme, ARDL

**Abstract**

*Remittances, which tend to increase continuously in the world, affect the economies which accept high remittances in many ways. Therefore, many studies have been put forward regarding the macroeconomic effects of remittances. In this study, the impact of remittances on economic growth is analyzed by ARDL bounds testing approach for the period of 1974-2018 in Turkey. According to the findings, remittances haven't a statistically significant effect on economic growth in the long-run. The most important factor in this finding is the declining trend of remittances in the Turkish economy. Although remittances have increased around the world, the share of remittances in the Turkish GDP is quite low.*

**Keywords:** Migration, remittance, economic growth, ARDL

**Önerilen Atıf/Suggested Citation**

Özyılmaz, A., Bayraktar, Y., Toprak, M. 2019, Göçmen Havaleleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma: 1974-2018 Türkiye Deneyimi, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 54(4), 2038-2052.

## 1. Giriş

Gelişmekte olan ülkelerin döviz rezervlerine önemli katkı sağlayan göçmen havaleleri, kimi zaman doğrudan yabancı yatırımları aşarak önemli bir uluslararası finansman kaynağı olarak ön plana çıkmaktadır. Göç veren ülkelere yatırım veya tüketim amacıyla transfer edilen havaleler, ev sahibi ülkelerin iç tasarrufu olarak kabul edilmekte ve uluslararası fonlara göre daha istikrarlı bir seyir izlediğinden ülke ekonomileri açısından önem arz etmektedir (Biçen, 2017; Guha, 2013; Meyer ve Shera, 2016;).

Havaleler bir yandan ülkelerde toplam harcamaları artırarak ekonomik büyümeyi etkilerken, diğer yandan hane halkına ek gelir sağlayarak yoksulluğun azaltılmasına katkı sağlayarak ülke refahını pozitif etkileyebilmektedir. Yanı sıra eğitim ve sağlık harcamaları yoluyla beşeri sermaye stoğunu artıran havaleler, konjonktürel daralmalara karşı sigorta işlevi görmekte ve ayrıca finansal sistemin gelişmesine olanak sağlamaktadır (Adams ve Page, 2005; Ballard, 2003; Cox ve Ureta, 2003; Du vd. 2005; Feeny vd. 2014; Glytsos, 2002; Kifle, 2007). Ancak havalelerin büyümeye ve yoksulluğu azaltmaya olan olumlu katkısı, uzun vadeli makroekonomik politikaların ve gerekli yapısal reformların uygulanmasını yavaşlatabilmektedir (Catrinescu vd., 2009).

Göçmen havalelerinin ekonomi üzerinde olumlu yansımalarına karşın başta işgücü piyasaları gibi bazı alanlarda ülke ekonomisine negatif etkileri olabilmektedir. Örneğin bir yandan cari işlemler açığının kapatılmasına katkı sağlayan havaleler, diğer yandan ulusal para biriminin değerlendirilmesine yol açarak ihracatın azalmasına yol açabilmektedir. Özellikle havalelerin yüksek düzeyde olduğu ülkeler, uluslararası ticarete dezavantajlı konuma düşmekte ve ülkenin rekabet gücü zayıflamaktadır. Literatürde Hollanda hastalığı olarak adlandırılan bu durum, söz konusu ülkelerde refahı negatif etkilemektedir. Öte yandan göç edilen ülkelerde yaşanan konjonktürel daralmalar, göçmen havalelerinin GSYİH içerisindeki payının yüksek olduğu ülkeleri doğrudan etkilemekte ve ekonomisi göçmen havalelerine bağımlı ülkeleri iktisadi anlamda zayıflatmaktadır. Göçmen havalelerin olumsuz yansımalarının görüldüğü bir diğer piyasa, işgücü piyasalarıdır. Buna göre, sürekli gelir kaynağı olmaları durumunda göçmen havaleleri hane halkı işgücü katılımını azaltabilmektedir (Akça ve Bal, 2017; Daianu, 2001; Gapen ve diğ., 2009; Meyer ve Shera, 2016).

Çalışmada 1974-2018 döneminde Türkiye’de göçmen havalelerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ARDL ile ele alınmaktadır. Çalışma giriş, literatür, model ve ampirik bulguların değerlendirmesini içeren dört kısımdan oluşmaktadır.

## 2. Literatür

Literatürde göçmen havalelerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini açıklamaya yönelik birçok çalışma bulunmaktadır. Çalışmalardan elde edilen bulgular göçmen havalelerinin farklı unsurlara bağlı olarak değişkenlik gösterdiği yönündedir. Bunlar havalelerin GSYİH içerisindeki payı, havale tutarları, göçlerin yakın zamanda gerçekleşip gerçekleşmediği, kurumsal altyapı, finansal sektörün gelişmişlik düzeyi gibi unsurlardır (Ahmed, 2010; Biçen, 2017; Gapen ve diğ., 2009; Giuliano ve Ruiz-Arranz, 2009; Stojanov vd., 2019). Havalelerin ekonomik büyümeyi pozitif etkileyeceğine yönelik çalışmalarda, havalelerin toplam harcamaları artırarak ekonomide çarpan etkisine yol açması; yoksulluğu azaltması ve ülke refahını artırması; ekonomik krizlerin yol açtığı sermaye çıkışlarına karşı döviz desteği sağlaması, okullaşmayı artırması ve finansal sistemi güçlendirmesi başta gelen hipotezlerdir (Arı ve Özcan, 2011; Catrinescu vd., 2009; Feeny vd. 2014; Meyer ve Shera, 2016; Mundaca, 2009 Siddique vd. 2012; Vargas-Silva vd., 2009).

Göçmen havalelerinin büyümeyi negatif etkileyeceğini öne süren çalışmalara göre, havalelerin emek geliri yerine geçerek işgücüne katılımı azaltması, havalelerin daha çok tüketim harcamalarında kullanılması, tasarruf veya yatırıma dönüştürülen havalelerin çok düşük düzeyde olması, havalelerdeki dalgalanmalar, özellikle yüksek tutarlardaki havale girişlerinin döviz kurunu etkileyerek ülke ihracatını olumsuz etkilemesi belirleyici unsurlardır (Ahmed, 2010; Chami vd., 2003; Jahjah vd., 2003; Katsushi vd., 2014; Kim, 2007; Lim ve Simmons, 2015; Nyamongo v.d., 2012; Stojanov vd., 2019).

Havalelerin ekonomik büyümeyi artırdığını öne süren birçok çalışma bulunmaktadır. Örneğin Eggoh v.d. (2019) 49 gelişmekte olan ülkede, Makun (2018) Fiji Adaları'nda, Kumar vd (2018) Kırgızistan ve Makedonya'da, Comes vd. (2018) 7 Orta ve Doğu Avrupa ülkesinde, Biçen (2017) orta gelir grubunda yer alan 29 ülkede, Jebran vd. (2016) Pakistan'da, Meyer ve Shera (2016) görece yüksek oranlarda havale girişinin olduğu 6 gelişmekte olan Avrupa ülkesinde (Arnavutluk, Bulgaristan, Makedonya, Moldova, Romanya ve Bosna Hersek), Wadood ve Hossain (2015) Bangladeş'te, Tahir v.d (2015) Pakistan'da, Goschin (2014) Orta ve Doğu Avrupa'daki on ülkede, Shafqat vd. (2014) Pakistan'da, Marwan vd. (2013) Sudan'da, Kumar (2013) Guyana'da, Ziesemer (2012) gelişmekte olan yoksul ülkelerde, Sulaymanova (2012) Kırgızistan'da, Hossain (2012) Bangladeş, Hindistan ve Pakistan'da, Arı ve Özcan (2011) gelişmekte olan 30 ülkede, Fayissa ve Nsiah (2010) 36 Afrika ülkesinde, Vargas-Silva vd. (2009) 26 Asya ülkesinde, Catrinescu vd. (2009) 162 ülkede, Mundaca (2009) Latin Amerika ve Karayipler'de, Pradhan vd. (2008) gelişmekte olan 39 ülkede, De Haas (2006) Fas'ta, Iqbal ve Sattar (2005) Pakistan'da göçmen havalelerinin büyümeyi artırdığı bulgusuna ulaşmışlardır.

Havalelerin büyüme üzerindeki pozitif etkisine karşın Ahmed (2010) Bangladeş'te, Amuedo-Dorantes ve Pozo (2004) 13 Latin Amerika ve Karayip ülkelerinde, Chami vd (2003) 113 ülkede göçmen havalelerinin büyümeyi negatif etkilediğini ortaya koymuşlardır. Buna karşın Ofeh ve Muandzevara (2017) Kamerun'da, Lim ve Simmons (2015) Karayipler Topluluğu'nda (CARICOM), Rao ve Hassan (2011) 40 gelişmekte olan ülkede, IMF (2005) 101 gelişmekte olan ülkede, Gapen ve diğ. (2009) gelişmekte olan 84 ülkede havalelerin ekonomik büyüme üzerinde anlamsız olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde Ahamada ve Coulibaly (2013) 20 Sahra-altı Afrika ülkesinde havale ve büyüme arasında bir nedensellik olmadığını vurgularken, Adams ve Klobodu (2016) 33 Sahra-altı Afrika ülkesinde havalelerin büyüme üzerinde güçlü bir etkiye sahip olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. Nwaogu ve Ryan (2015), Fenny vd. (2014), Siddique vd. (2012) farklı ülke gruplarına yönelik yaptıkları çalışmalarında, kimi ülkelerde büyümeyi artıran havalelerin kimilerinde ise anlamsız olduğunu ortaya koymuşlardır.

Türkiye üzerinde yapılan çalışmalar incelendiğinde Şakalak (2018), nedensellik testinde Türkiye'de havaleler ve büyüme arasında anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır. Karamelikli ve Bayar (2015) ile Yaşar (2005) havalelerin büyümeyi pozitif, Gözünke (2019) ve Karagöz (2009) ise negatif etkilediği bulgusuna ulaşmıştır.

### 3. Model ve Yöntem

#### 3.1. Model

Türkiye'de 1974-2018 yılları arasında göçmen havaleleri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ARDL sınır testi yaklaşımı ile ortaya konduğu modelde, bağımlı değişken olarak büyümeyi temsilen kişi başına düşen reel GSYİH'ya, bağımsız değişken olarak göçmen havaleleri, kamu harcamaları ve ticari açıklığa yer verilmiştir. Söz konusu model aşağıdaki gibidir:

$$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 GH_t + \beta_2 KH_t + \beta_3 TA_t + u_t \quad (3.1)$$

Modelde yer alan değişkenler ve veri kaynakları Tablo1'de yer almaktadır.

**Tablo 1. Analizde Kullanılan Değişkenler ve Kaynakları**

Değişken	Tanımı	Veri Kaynağı
LGDP	Kişi başına düşen reel GSYİH'nın logaritmik dönüşümü	Dünya Bankası
GH	Göçmen havalesi (GSYİH'nın %'si)	Dünya Bankası

KH	Reel kamu harcamaları (GSYİH'nın %'si)	Dünya Bankası
TA	Ticari açıklık Mal ve hizmet ihracat ve ithalatının toplamı (GSYİH'nın %'si)	Dünya Bankası

### 3.2. Yöntem

Bu çalışmada, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen, küçük gözlemlili çalışmalarda da etkin sonuçlar veren ve aynı zamanda tüm serilerin I(0) veya I(1) olmasını gerektirmeyip kimi serilerin I(0) kimilerinin I(1) olduğu durumlarda da kullanılabilen ARDL sınır testi yaklaşımı tercih edilmiştir. ARDL sınır testinde, (3.1) no'lu denklemde yer alan değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi aşağıdaki gibi belirlenmektedir:

$$\Delta LGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta GH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta TA_{t-i} + \beta_5 LGDP_{t-1} + \beta_6 GH_{t-1} + \beta_7 KH_{t-1} + \beta_8 TA_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

Eşitlikte q, uygun gecikme uzunluğunu göstermekte olup, q değerinin elde edilmesinde bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. ARDL sınır testinde, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Pesaran vd.(2001) tarafından hesaplanan F-testi sonuçlarına göre karar verilmektedir. Buna göre, elde edilen test istatistikleri alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılmakta ve hesaplanan F istatistik değeri üst sınır değerinden büyükse seride eşbütünlüşme olmadığını gösteren  $H_0$  hipotez red edilmekte ve böylece değişkenler arasında eşbütünlüşme olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Uzun dönemli ilişkinin varlığı ortaya konduktan sonra değişkenler modelin kısa dönem ilişkileri Hata Düzeltme Modeli ile açıklanmakta olup söz konusu denklem aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta GH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta TA_{t-i} + \omega ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

## 4. Ampirik Sonuçlar

### 4.1. Birim Kök Testi sonuçları

Çalışmada öncelikle serilerin durağanlığının belirlenmesi için ADF (Augmented Dickey–Fuller) ve PP (Phillips Perron) birim kök testlerine yer verilmiştir. ADF ve PP birim kök testlerinde  $H_0$  hipotezi serilerin durağan olmadığı, yani birim kök içerdiğini varsayımına dayanmaktadır. Modelde değişkenlere yönelik birim kök testleri Tablo 2’de sunulmaktadır.

**Tablo 2: Birim kök test sonuçları**

Birim Kök Testleri		ADF			Phillips-Perron		
		Düzy		Birinci Fark	Düzy		Birinci Fark
Değişkenler		Sabit	Sabit + Trend	Sabit	Sabit	Sabit + Trend	Sabit
<b>LGDP</b>		0.607[0]	-1.945[0]	-6.333*[0]	0.666[3]	-2.014[1]	-6.332*[1]
<b>LGH</b>		- 0.982[10]	-2.972[9]	-4.928*[5]	-2.127[2]	-3.366***[2]	-6.127*[4]
<b>KH</b>		-1.229[0]	-4.698*[10]	-6.269*[0]	-1.428[3]	-2.388[3]	-6.276*[2]
<b>TA</b>		-2.000 [10]	-3.303***[1]	-5.510*[1]	-0.592[8]	-2.895[2]	-6.827*[11]
Kritik Değerler	%1	-3.588	-4.180	-3.592	-3.588	-4.180	-3.592
	%5	-2.929	-3.515	-2.931	-2.929	-3.515	-2.931
	%10	-2.603	-3.188	-2.603	-2.603	-3.188	-2.603

**Not:** ADF birim kök testinde maksimum gecikme uzunluğu 10 olarak alınmış olup köşeli parantez içerisindeki değerler Akaike bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir. PP testinde optimal gecikme uzunluğu Barlett Kernel (default) spectral estimation yöntemi ve Newey-West Bandwith (automatic selection) ile belirlenmiştir. Köşeli parantez içindeki değerler, Newey West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş band genişliğini göstermektedir. \*, \*\*,\*\*\* sırasıyla %1,%5,%10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

ADF ve PP birim kök testlerine göre, kişi başına GSYİH ve kamu harcamaları düzeyde birim kök içermekte olup birinci dereceden farkı alındığında %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale gelmektedir. Göçmen havalelerinin ADF birim kök testine göre, birinci farkı alındığında durağan hale gelmekte iken PP testine göre %10 anlamlılık seviyesinde düzeyde durağandır. Ticari açıklık, ADF testine göre %10 anlamlılık seviyesine göre düzeyde durağan iken PP testine göre %1 anlamlılık seviyesinde birinci farkında durağandır. Dolayısıyla kişi başına GSYİH ve kamu harcamaları I(1); göçmen havaleleri ADF testine göre I(1) iken PP testine göre I(0)'dır. Ticari açıklık ADF testine göre I(0), PP testine göre I(1)'dir.

Çalışmada, ADF ve PP birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılma olup olmadığını belirleyebilmek için Zivot-Andrews (1992) tarafından geliştirilen birim kök testine yer verilmiştir. Zivot-Andrews (ZA) sınavında üç model tahmin edilmektedir. Bunlardan Model A sabit terimde kırılmayı, Model B trend'de kırılmayı, Model C ise sabit ve trend'de kırılma olup olmadığını araştırmaktadır. ZA testinde temel hipotez, serilerin birim kök içerdiği; durağan olmadığı şeklindedir. Elde edilen test istatistiği anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyük ise serinin durağan olduğuna karar verilir. ZA test sonuçları Tablo 3'de yer almaktadır.

**Tablo 3: Zivot -Andrews Birim Kök Testi**

Değişkenler	Düzy			Birinci Fark		
	Model A	Model B	Model C	Model A	Model B	Model C
<b>LGDP</b>	-3.139 [0] (2011)	-3.367 [0] (2002)	-3.565 [0] (1999)	-6.635* [0] (2003)	-6.388* [0] (2000)	-6.680* [0] (1982)
<b>LGH</b>	-5.229** [2] (2002)	-3.864[2] (1983)	-4.960*** [2] (2002)	-5.990* [0] (1998)	-5.849* [0] (2004)	-8.876* ([0] (1982)

<b>KH</b>		-3.474[0] (1981)	-3.327[0] (1984)	-4.926*** [0] (1989)	-6.876* [0] (1989)	-6.319* [0] (1991)	-7.117* [0] (1986)
<b>TA</b>		-4.841** [1] (1982)	-4.626** [1] (1985)	-4.557[1] (1994)	-6.153* [1] (1998)	-5.597* [1] (1983)	-6.236* [1] (1985)
<b>Kritik Değerler</b>	1%	-5.34	-4.93	-5.57	-5.34	-4.93	-5.57
	5%	-4.80	-4.42	-5.08	-4.80	-4.42	-5.08
	10%	-4.58	-4.11	-4.82	-4.58	-4.11	-4.82

\*,\*\*,\*\*\* sırasıyla %1,%5,%10 anlamlılık düzeyinde serilerin durağanlığını ifade etmektedir. [ ], Akaike Bilgi kriteri ile belirlenmiş optimum gecikme değerlerini; ( ) kırılma tarihlerini göstermektedir.

Zivot-Andrews birim kök test sonuçlarına göre, kişi başına GSYİH değişkeni, Model A, Model B ve Model C'ye göre düzeyde birim kök içermekte olup % 1 anlamlılık düzeyinde farkında durağandır. Göçmen havalaları, Model A'ya göre %5, Model C'ye göre %10 anlamlılık seviyesine göre düzeyde durağan iken Model B'ye göre düzeyde birim kök içermektedir. Kamu harcamaları, Model A ve Model B'de düzeyde birim kök içermekte iken Model C'ye göre %10 anlamlılık seviyesinde düzeyde durağandır. Ticari açıklık, Model A ve Model B'ye göre %5 anlamlılık seviyesinde düzeyde durağan iken Model C'de düzeyde birim kök içermektedir.

Model A ve model C'ye göre göçmen havalalarında yapısal kırılma tarihi düzeyde 2002 yılıdır. Bunun nedenlerinden biri, 2002 yılından itibaren dünyada düşen faiz oranlarına ve ülkemizde yaşanan ekonomik gelişmelere paralel Kredi Mektuplu Döviz Tevdiat Hesabı (KMDTH) ve Süper Döviz Hesabına (SDH) verilen yüksek faizlerin hızlı bir düşüş eğilimi göstermiş olmasıdır. Öne çıkan diğer bir gelişme ise, ödemeler dengesi tablosunda tasnif değişikliğine gidilmesi ve yeni hesaplama yöntemi sonucunda göçmen havalalarının 2/3 oranında eksik görülmesidir. Diğer kırılma yıllarına baktığımızda, 1982 yılında dünyada artan faiz artışına paralel Türkiye'de de faiz oranlarının artması, 1983 yılında sermaye hareketlerine serbestlik getirilmesinin yanı sıra transfer işlemlerinin ticari bankalar tarafından gerçekleştirilmesine olanak sağlanması döviz akışını hızlandırmıştır. 1998 yılı başından itibaren küresel krizin etkisiyle artan faizler, Türkiye'de bulunan bankaların yurtdışında temsilciliklerini artırması, yurtdışında yeni bankaların kurulması gibi Türk Bankacılık sisteminde yaşanan olumlu gelişmeler göçmen dövizlerinde artışı beraberinde getirmiştir, 2004 kırılma yılı ise tüm dövizler için KMDTH'lara en düşük faiz oranlarının verildiği dönem olarak öne çıkmıştır (Artukoğlu, 2005; Suğanlı, 2003; Öztürker, 1989).

#### 4.2. ARDL Eşbütünleşme Sonuçları

Hem Zivot-Andrews birim kök testinde hem de yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre kimi seriler I(0) iken kimileri I(1)'dir. Serilerin eşbütünleşme dereceleri farklı olduğundan dolayı ARDL eşbütünleşme testine yer verilmiştir. Çalışmada, AIC bilgi kriteri kullanılarak azami gecikme uzunluğu dört yıl olarak belirlenmiş; uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin belirlenebilmesi amacıyla sınır testine yer verilmiş, sonuçlar Tablo 4'de sunulmuştur.

**Tablo 4: ARDL Sınır testi sonuçları**

<b>F-istatistiği</b>	5.7457	
<b>k</b>	3	
Kritik Değerler	Alt Sınır	Üst Sınır
<b>Pesaran vd. (2001)</b>		
10%	2,37	3,2

5%	2,79	3,67
1%	3,65	4,66
<b>Narayan (2005)</b>		
%1	4.270	5.412
%5	3.078	4.022
%10	2.560	3.428

ARDL sınır testi sonuçlarına göre, hesaplanan F istatistiği, Narayan(2005) tarafından belirtilen sınır kritik değerlerinden ve Pesaran vd.(2001) belirtilen alt ve üst sınır kritik değerlerinden büyük olduğundan dolayı eş bütünleşmenin olmadığını gösteren  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve modelde eş bütünleşmenin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Modelde uzun dönem ilişkisini gösteren bulgular ise Tablo 5’de yer almaktadır.

**Tablo 5: ARDL (1, 0, 3, 0) Uzun Dönem Dengesi**

<b>Bağımlı Değişken: LGDP</b>				
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>T-İstatistiği</b>	<b>p-değeri</b>
<b>GH</b>	-0,3831	0,2654	-1,4430	0,1582
<b>KH</b>	-0,0775	0,1189	-0,6516	0,5190
<b>TA</b>	0,0221	0,0126	1,7480	0,0895
<b>C</b>	10,2940	1,7940	5,7380	0,0000

ARDL (1, 0, 3, 0) uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, kişi başına GSYİH ve göçmen havaleleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır. Bunun yanı sıra kamu harcamaları ve kişi başına GSYİH arasında da istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunmazken, ticari açıklık ve kişi başına GSYİH arasında %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki vardır. Buna göre ticari açıklıktaki %1 puanlık artış GSYİH’yi %2,21 artırmaktadır.

Tablo 6’da ARDL (1, 0, 3, 0) modeline ait tanısal (diyagnostik) test sonuçlarına yer verilmiştir. Buna göre, modelde değişen varyans ve otokorelasyon bulunmamaktadır. Öte yandan modelin fonksiyonel kalıbı doğru kurulmuş ve hata terimi de normal göstermektedir. Hata Düzeltme Terimi 0.06 olup %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

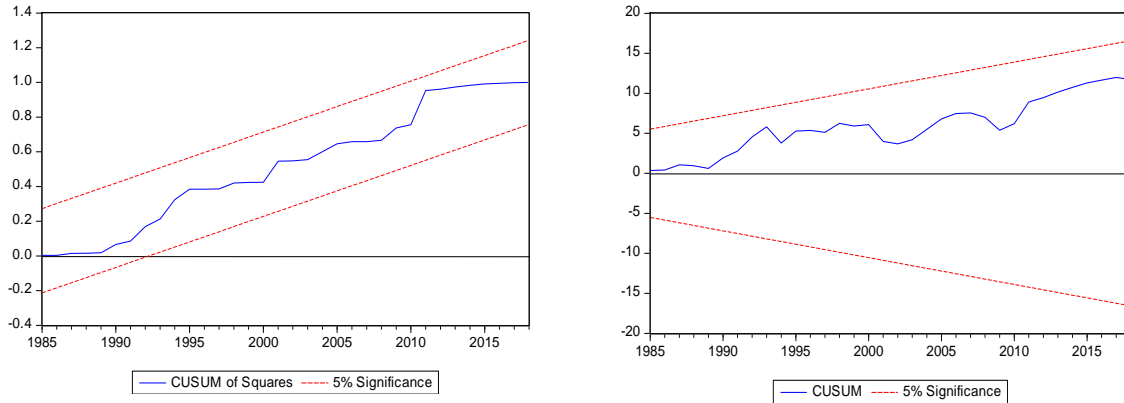
**Tablo 6: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

<b>Bağımlı Değişken: LGDP</b>				
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>t-rasyosu</b>	<b>p-değeri</b>
<b>D(GH)</b>	-0,0277	0,0148	-1,8645	0,0709
<b>D(KH)</b>	-0,0147	0,0059	-2,4519	0,0195
<b>D(KH(-1))</b>	0,0099	0,0058	1,6919	0,0998
<b>D(KH(-2))</b>	-0,0135	0,0058	-2,3254	0,0261
<b>D(TA)</b>	0,0015	0,0012	1,2586	0,2167
<b>Hata Düzeltme Terimi (-1)</b>	-0,0652	0,0121	-5,3514	0,0000
<b>Kısa Dönemli Model İçin Tanımsal (Diyagnostik) Testler</b>				

	Test istatistiği	p-değeri
$R^2$	0,3705	
Durbin-Watson İstatistiği	2,0013	
F-istatistiği	2,8589	0,018
Breusch-Godfrey LM	0,0020	0,963
Ramsey Testi	0,5594	0,577
Jargue-Bera Normallik Testi	2,387	0,303
Breusch-Pagan Testi	1,8182	0,115
ARCH (-1)	0,3626	0,550

Model katsayılarının söz konusu dönemde istikrarlı olup olmadığı CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri ile belirlenmekte; elde edilen sonuçlar Grafik 1’de gösterilmektedir. Buna göre, eğriler güven aralığı içerisinde bulunmakta ve sıfır değerini kesmemekte; bu nedenle söz konusu grafikler, model parametrelerinin istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır.

**Grafik 1: CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri**



## Sonuç

Göçmen havaleleri ve büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmeye odaklanmış olan literatürde çok sayıda çalışma bulunmakta ve etkileme kanalı olarak farklı unsurlara vurgu yapılmaktadır. Göçmen havaleleri-büyüme ilişkisi analiz edilirken öne çıkan noktalar şunlardır: i) Havalelerin üretken yatırımlardan ziyade daha çok tüketim harcamalarında kullanılması, ii) Düzenli gelir kaynağı olması durumunda hane halkının işgücüne katılımını düşürmesi, iii) Ulusal para biriminin değerlendirilmesi yoluyla ihracatı azaltarak büyümeyi negatif etkilemesi, v) Havalelerin toplam tüketimi artırması ve ekonomide çarpan etkisine yol açarak büyümeyi hızlandırmasıdır.

Bu çalışmada, 1974-2018 döneminde Türkiye’de uluslararası göç sonrası gelir transferlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ARDL sınır testi ile ortaya konmaktadır. Göçmen havalelerinin yanı sıra kamu harcamaları ve ticari açıklığın da yer aldığı model bulgularına göre, uzun dönemde göçmen havaleleri ve kamu harcamaları büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamsız iken, ticari açıklık büyümeyi pozitif etkilemektedir. Havalelerin uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamsız olmasında, havalelerin GSYİH içerisindeki payının düşük olması ve Karagöz’ün de (2009) vurguladığı gibi, Türkiye’de göçmen havalelerinin ekonomik kalkınma için önemli bir sermaye kaynağı olmaması belirleyici bir rol oynamaktadır.



## Kaynakça

- Adams Jr, R. H., Page, J. (2005). “Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?”, *World Development*, 33(10), 1645-1669.
- Ahamada, I., Coulibaly, D., (2013). “Remittances and Growth in Sub-Saharan African countries: Evidence from a Panel Causality Test”, *Journal of International Development*, 25 (3), 310–324.
- Ahmed, S. M.D. (2010). “Migrant Workers Remittance and Economic Growth: Evidence from Bangladesh”, *ASA University Review*, 4(1), 1-13.
- Akça, E. E., Bal, H. (2017). “Yurtdışı İşçi Gelirleri ve Hollanda Hastalığı: Seçilmiş Ülkeler için Bir Panel Veri Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 12(2), 49-64.
- Amuedo, D. C., Pozo, S. (2004). “Workers’ Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts”, *World Development*, 32(8), 1407–1417.
- Arı, A., Özcan, B. (2011). “İşçi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Dinamik Panel Veri Analizi”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (38), 101-117.
- Artukoğlu, O. S. (2005). *Yurtdışı İşçi Tasarruflarının Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Banka Sistemi ve Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri*, Ankara, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası İşçi Dövizleri Genel Müdürlüğü, Uzmanlık Yeterlilik Tezi.
- Ballard, R. (2003). “A Case of Capital-Rich Under-Development: The Paradoxical Consequences of Successful Transnational Entrepreneurship from Mirpur”, *Centre for Applied South Asian Studies*, 37(1-2), 25-57.
- Biçen, Ö. F. (2017). “İşçi Dövizleri, Kurumsal Yapı ve Büyüme”, *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 239-264.
- Catrinescu N., et al. (2009). “Remittances, Institutions and Economic Growth,” *World Development*, 37 (1), 81–92.
- Chami, R., Fullenkamp, C., Jahjah, S., (2003). “Are Immigrant Remittances Flows a Source of Capital for Development”, *IMF Working Paper*, No.03/189.
- Comes, C. A. ve diğ. (2018). “The Impact of Foreign Direct Investments and Remittances on Economic Growth: A Case Study in Central and Eastern Europe”, *Sustainability*, 10(1), 1-16.
- Cox, E.A., Ureta, M. (2003). “International Migration, Remittances, and Schooling: Evidence from El Salvador”, *NBER, Working Paper*, No. 9766.
- Daianu, D., (2001). “Balance of Payments Financing in Romania- The Role of Remittances”, *Romanian Center for Economic Policies Working Paper*.
- De Haas, H. (2006). “Migration, Remittances and Regional Development in Southern Morocco”, *Geoforum*, 37(4), 565-580.
- Eggoh, J., Bangake, C., Semedo, G. (2019). “Do remittances Spur Economic Growth? Evidence from Developing Countries”, *The Journal of International Trade and Economic Development*, 28(4), 391-418.
- Fayissa, B, Nsiah, C. (2010). “The Impact of Remittances on Economic Growth and Development in Africa”, *The American Economist*, 55(2), 92-103.
- Fenny, S., Iamsiraroj, S., McGillivray, M. (2014). “Remittances and Economic Growth: Larger Impacts in Smaller Countries?” *Journal of Development Studies* 50(8), 1055–1066.
- Gapen, M.T. ve diğ. (2009). “Do Workers' Remittances Promote Economic Growth?”, *IMF Working Paper*, No: 09/153.

- Giuliano, P., Ruiz-Arranz, M. (2009). “Remittances, Financial Development and Growth”, *Journal of Development Economics*, 90(1), 144–152.
- Glytsos, N. P. (2002). “The Role of Migrant Remittances in Development: Evidence from Mediterranean Countries”, *International Migration*, 40(1), 5–26.
- Goschin, Z. (2014). “Remittances as an Economic Development Factor. Empirical Evidence from the CEE Countries”, *Procedia Economics and Finance*, 10 (2014), 54-60.
- Gözünke (2019). *İşçi Gelirlerinin Türkiye Ekonomisine Olan Etkileri*, İzmir, Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Hossain, M. S. (2012). “Multivariate Granger Causality Between Economic Growth, Electricity Consumption, Exports and Remittance for the Panel of three SAARC Countries”, *Global Journal of Management and Business Research*, 12(4), 41-54.
- IMF (2005). *World Economic Outlook: Globalization and External Imbalances*, IMF, Washington.
- Iqbal, Z. ve Sattar, A. (2010). “The Contribution of Workers’ Remittances to Economic Growth in Pakistan”, *PIDE Research Reports*, No.187.
- Jahjah, S., Chami, R., Fullenkamp, C., (2003). “Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development?”, *IMF Working Paper*, No. 03/189.
- Jebran, K. ve diğ. (2016). “Effects of Remittances on Per Capita Economic Growth of Pakistan”, *Pakistan Business Review*, 18(1), 1-18.
- Karagöz, K. (2009). “Workers’ Remittances and Economic Growth: Evidence from Turkey”, *Journal of Yasar University*, 4(13), 1891-1908.
- Karamelikli, H., Bayar, Y. (2015). “Remittances and Economic Growth in Turkey”, *Ecoforum Journal*, 4(2), 33-40.
- Katsushi, S. ve diğ. (2014). “Remittances, Growth and Poverty: New Evidence from Asian Countries”, *Journal of Policy Modeling*, 36 (2014), 524–538.
- Kim, N. (2007). “The Impact of Remittances on Labor Supply: The case of Jamaica”, *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 412.
- Kumar, R. R. (2013). “Remittances and Economic Growth: A Study of Guyana”, *Economic Systems*, 37 (2013) 462–472.
- Kumar, R. R. ve diğ. (2018). “The Effect of Remittances on Economic Growth in Kyrgyzstan and Macedonia: Accounting for Financial Development”, *International Migration*, 56(1), 95-126.
- Lim, S., Simmons, W. O. (2015). “Do Remittances Promote Economic Growth in the Caribbean Community and Common Market?”, *Journal of Economics and Business*, 77(2015), 42-59.
- Makun, K. K. (2018). “Imports, remittances, Direct Foreign Investment and Economic Growth in Republic of the Fiji Islands: An Empirical Analysis using ARDL Approach”, *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 39(3), 439-447.
- Marwan, N. F. ve diğ. (2013). “Export, Aid, Remittance and Growth: Evidence from Sudan”, *Procedia Economics and Finance*, 7(2013), 3-10.
- Meyer, D., Shera, A. (2016). “The Impact of Remittances on Economic Growth: An Econometric Model”, *Economia*, 18(2), 147-155.
- Mundaca, B. G. (2009) “Remittances, Financial Market Development, and Economic Growth: The Case of Latin America and the Caribbean,” *Review of Development Economics*, 13 (2), 288–303.

- Narayan, P.K. (2005) The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests, *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Nwaogu, U. G., Ryan, M. J. (2015). “FDI, Foreign Aid, Remittance and Economic Growth in Developing Countries”, *Review of Development Economics*, 19(1), 100-115.
- Nyamongo, E. M. ve diğ. (2012). “Remittances, Financial Development and Economic Growth in Africa”, *Journal of Economics and Business*, 64(3), 240-260.
- Ofeh, M. A., Muandzevara, A. T. (2017). “Investigating the Effects of Migrant Remittances on the Economic Growth of Cameroon”, *International Journal of Economics and Finance*, 9(2), ss. 58-69.
- Öztürker, C. (1989). Döviz Tevdiat Hesapları, İstanbul, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Pradhan, G., Upadhyay, M., Upadhyaya, K. (2008). “Remittances and Economic Growth in Developing Countries”, *The European Journal of Development Research*, 20(3), 497–506.
- Rao, B., Hassan, M. (2011). “A Panel Data Analysis of the Growth Effects of Remittances.” *Economic Modelling*, 28(1-2), 701–709.
- Shafqat, M. M., Ahmad, A., Bano, S. (2014). “Impact of Worker Remittances on Economic Growth of Pakistan: Analysis of Pakistan’s Economy”, *Journal of Business Research*, 6(2), 6-14.
- Siddique, A., Selvanathan, E. A., Selvanathan, S. (2012). “Remittances and Economic Growth: Empirical Evidence from Bangladesh, India and Sri Lanka”, *Journal of Development Studies*, 48(8), 1045-1062.
- Stojanov, R., Němec, D., Židek, L. (2019). “Evaluation of the Long-Term Stability and Impact of Remittances and Development Aid on Sustainable Economic Growth in Developing Countries”, *Sustainability*, 11(6), 1-18.
- Suğanlı, M. (2003). Almanya’da yaşayan ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasında Hesabı Bulunan Türklerin Sosyo-ekonomik Yapısı ve İşçi Dövizleri, Ankara, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası İşçi Dövizleri Genel Müdürlüğü, Uzmanlık Yeterlilik Tezi.
- Şakalak, A. (2018). Ekonomik Büyüme ile İşçi Gelirleri Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği (1984-2017), Konya, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Tahir, M., Khan, I., Shah, A. M. (2015). “Foreign Remittances, Foreign Direct Investment, Foreign Imports and Economic Growth in Pakistan: A Time Series Analysis”, *Arab Economic and Business Journal*, 10(2), 82-89.
- Vargas-Silva, C., Jha, S., Sugiyarto, G., (2009). “Remittances in Asia: Implications for the Fight Against Poverty and the Pursuit of Economic Growth”, *ADB Economics Working Paper Series*, No.182.
- Wadood, S. N., and Hossain, M. (2015). “Impact of Overseas Remittances on Economic Growth: Evidence from Bangladesh”, *The Dhaka University Studies*, 7(1), 93-111.
- Ziesemer, T. H. (2012). “Worker Remittances, Migration, Accumulation and Growth in Poor Developing Countries: Survey and Analysis of Direct and Indirect Effects”, *Economic Modelling*, 29(2), 103-118.
- Yaşar (2005). Ekonomik Büyüme ile İşçi Gelirleri Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği (1984-2017), Ankara, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.

Araştırma Makalesi

**Göçmen Havaleleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma:  
1974-2018 Türkiye Deneyimi**

*An Empirical Study on the Relationship between Remittances and Economic Growth:  
The Turkish Experience in the period of 1974-2018*

<b>Ayfer ÖZYILMAZ</b> Dr.Arş. Gör. Gümüşhane Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü <a href="mailto:ozyilmazayfer@gmail.com">ozyilmazayfer@gmail.com</a> <a href="https://orcid.org/0000-0001-9201-2508">https://orcid.org/0000-0001-9201-2508</a>	<b>Yüksel BAYRAKTAR</b> Prof. Dr. İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü <a href="mailto:ybayraktar@istanbul.edu.tr">ybayraktar@istanbul.edu.tr</a> <a href="https://orcid.org/0000-0002-3499-4571">https://orcid.org/0000-0002-3499-4571</a>	<b>Metin TOPRAK</b> Prof. Dr. İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü <a href="mailto:metin.toprak@istanbul.edu.tr">metin.toprak@istanbul.edu.tr</a> <a href="https://orcid.org/0000-0001-9217-6318">https://orcid.org/0000-0001-9217-6318</a>
--	---	---

**Extensive Summary**

**1. Introduction**

Remittances are an important source of financing in developing countries; by providing an additional income to low-income households, it reduces poverty and increases the total consumption, thus allowing the benefit of remittances to spread throughout the society. Remittances, especially when used in the financing of education and health expenditures, determine the economic growth and thus increase the human capital stock.

Remittances affect economic growth in many ways. The most important of these are the direction of the effect, the amount of remittances, the level of development of the financial sector, and the effect on the labor force participation depending on whether it is a temporary source of income. Remittances that have a positive impact on growth, especially if it reduces poverty, increases human capital stock and determines the level of deposits in the financial system. However, remittances may slow down growth if it reduces labor force participation and negatively affects country exports.

In this study, the impact of remittances on economic growth for the period of 1974-2018 in Turkey is dealt with ARDL. The study consists of four parts including introduction, literature, model and evaluation of empirical findings.

**2. Data and Model**

In the model, the relationship between remittances and economic growth in Turkey between the years of 1974-2018 is demonstrated by the ARDL bounds testing approach. The dependent variable is real GDP per capita to represent growth, while independent variables are remittances, public expenditures and trade deficit. The model is as follows:

$$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 GH_t + \beta_2 KH_t + \beta_3 TA_t + u_t \quad (1)$$

In the model, **LGDP** shows the logarithmic transformation of real GDP per capita; GH stands for remittances (% of GDP); KH stands for real public expenditures (% of GDP); TA shows the trade deficit (the sum of exports and imports of goods and services (% of GDP)).

In this study, the ARDL bounds test approach, which is developed by Peseran et al. (2001), yields effective results in also small observational studies and does not require that all series be I (0) or I (1). In this approach some series can be I (0) and others can be I (1). In the ARDL bounds test, the cointegration relationship between the variables in equation (1) is determined as follows:

$$\Delta LGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta GH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta TA_{t-i} + \beta_5 LGDP_{t-1} + \beta_6 GH_{t-1} + \beta_7 KH_{t-1} + \beta_8 TA_{t-1} + u_t \tag{2}$$

In the equation, q represents the appropriate lag length, and information criteria are used to obtain the q value. In the ARDL bounds test, the long-run relationship between the variables is decided according to the F-test results calculated by Peseran et al. (2001). Accordingly, the obtained test statistics are compared with the lower and upper bound values and if the calculated F statistical value is greater than the upper bound value,  $H_0$  hypothesis is rejected since there is cointegration in the series. Otherwise  $H_0$  will be accepted since it means there is cointegration between the variables.

After the existence of the long-run relationship is revealed, the variables are explained with the Error Correction Model of the short-run relationships of the model and the equation is as follows:

$$\Delta LGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta GH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta TA_{t-i} + \omega ECM_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

**Empirical Findings**

In the study, first of all, ADF (Augmented Dickey-Fuller) and PP (Phillips Perron) unit root tests were used to determine the stationarity of the series. However, since structural breakage was not taken into consideration in these tests, the unit root test which was developed by Zivot-Andrews (1992) was used. According to ADF, PP and Zivot-Andrews unit root tests results, some series are I (0) and others are I (1). ARDL cointegration test was used because of the different degrees of cointegration of the series. In the study, the maximum lag lengths were determined as 4 years by using AIC Criterion. ARDL (1, 0, 3, 0) bounds test results are shown in Table 2.

**Table 2: ARDL bounds test results**

<b>F-statistic</b>	5.7457	
<b>k</b>	3	
<b>Critical values</b>	I(0) Bound	I(1) Bound
<b>Pesaran vd. (2001)</b>		
10%	2,37	3,2

5%	2,79	3,67
1%	3,65	4,66
<b>Narayan (2005)</b>		
%1	4.270	5.412
%5	3.078	4.022
%10	2.560	3.428

Pesaran vd. (2001) and Narayan (2005) critical values was used in ARDL bounds test. According to the ARDL (1, 0, 3, 0) bounds test results, the F statistic is greater than the lower and upper bounds values and  $H_0$  is rejected since it indicates that there is no cointegration, an thus it is accepted that there is cointegration in the model. Findings showing the long-run relationship in the model are presented in Table 3.

**Table 3: ARDL (1, 0, 3, 0) Long-run balance**

<b>Independent variable: LGDP</b>				
<b>Variables</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Standard error</b>	<b>T-statistic</b>	<b>p-value</b>
<b>GH</b>	-0,3831	0,2654	-1,4430	0,1582
<b>KH</b>	-0,0775	0,1189	-0,6516	0,5190
<b>TA</b>	0,0221	0,0126	1,7480	0,0895
<b>C</b>	10,2940	1,7940	5,7380	0,0000

According to ARDL (1, 0, 3, 0) long-run estimation results in the table 3,, there is no statistically significant relationship between per capita GDP and remittances. In addition, there is no statistically significant relationship between public expenditures and GDP per capita, while there is a statistically significant and positive correlation between trade openness and GDP per capita at a level of 10% significance. Accordingly, a 1% point increase in trade openness increases the GDP per capita by 2,21%.

Table 4 shows the diagnostic test results of the ARDL (1, 0, 3, 0) model. Accordingly, there is no heteroscedasticity and autocorrelation in the model. On the other hand, the functional pattern of the model is correctly established and the term error seems normal. The error correction term is 0,06 and it is statistically significant at 1% significance level.

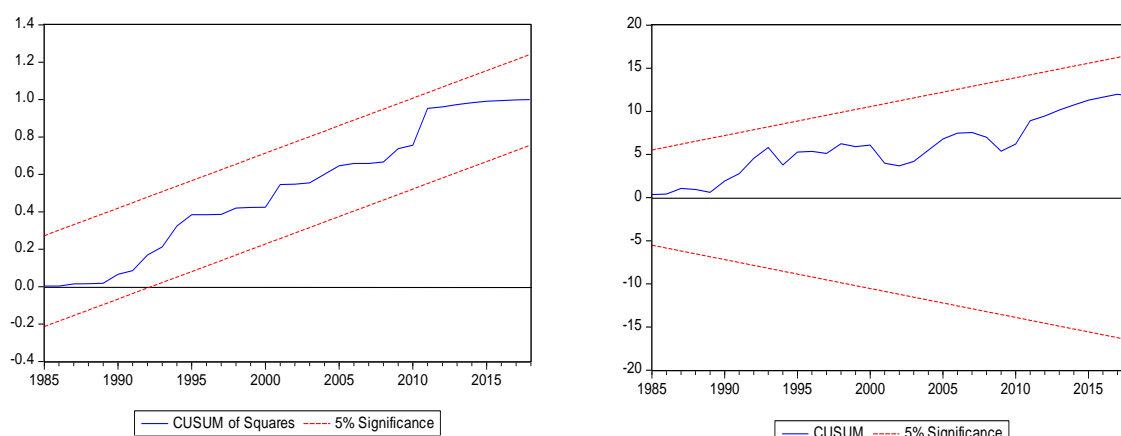
**Table 4: Error Correction Model Results**

<b>Independent variable: LGDP</b>				
<b>Variables</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Standard error</b>	<b>t-ratio</b>	<b>p-value</b>
<b>D(GH)</b>	-0,0277	0,0148	-1,8645	0,0709
<b>D(KH)</b>	-0,0147	0,0059	-2,4519	0,0195
<b>D(KH(-1))</b>	0,0099	0,0058	1,6919	0,0998
<b>D(KH(-2))</b>	-0,0135	0,0058	-2,3254	0,0261
<b>D(TA)</b>	0,0015	0,0012	1,2586	0,2167
<b>ECM (-1)</b>	-0,0652	0,0121	-5,3514	0,0000

Diagnostic tests for short term model		
	Test statistic	p-value
$R^2$	0,3705	
Durbin-Watson statistic	2,0013	
F-statistic	2,8589	0,018
Breusch-Godfrey LM	0,0020	0,963
Ramsey Test	0,5594	0,577
Jargue-Bera Normality Test	2,387	0,303
Breusch-Pagan Test	1,8182	0,115
ARCH (-1)	0,3626	0,550

CUSUM and CUSUMSQ graphs determine whether the model coefficients are stable during the period and the results are shown in Graph 1. Neither CUSUM nor CUSUMSQ plots cross the critical bounds, indicating no evidence of any significant structural instability.

**Figure 1: Plots of CUSUM and CUSUMSQ Statistics for Coefficient Stability**



## Conclusion

There are many studies in the literature focused on analyzing the relationship between remittances and growth and emphasis is placed on different elements as influencing channels. The key points when analyzing the remittances and growth relationship are: i) The use of remittances for consumption expenditures rather than productive investments. ii) Decrease the participation of households in the labor force if remittances are regular source of income. iii) Negative impact on growth by reducing exports through valuation of the national currency. iv) Remittances increase total consumption and accelerate growth by multiplier mechanism.

In this study, the impact of international remittances on economic growth is demonstrated by ARDL bounds test for the period of 1974-2018 in Turkey. According to the model findings, which include public expenditures and trade deficit as well as remittances, in the long-run, remittances and public expenditures are statistically insignificant on growth, while trade deficit affects growth positively. Remittances have no statistically meaningful effect on economic growth in the long-run, because its share in GDP is low and remittances are not a significant source of capital for economic development in Turkey.