

DIŐ YARDIMLARIN EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNE ETKİSİ: AFGANİSTAN ÖRNEĐİ

Hakan KAYA¹

ÖZET

19.yüzyıldan günümüze çeřitli ülke ve ekonomik organizasyonlardan dıő yardım alan Afganistan küresel ekonomide dıő yardımlara baėımlı bir ülke olarak konumlanmaktadır. Dıő yardımın ekonomik büyüme üzerindeki literatürde farklı ülke ve ülke grupları için çeřitli yöntemlerle arařtırılmasına karřılık Afganistan ekonomisi özelinde yürütölen çalıřmalar sınırlıdır. Bu çalıřmada 1970-2020 yıllarını kapsayan dönemde Afganistan ekonomisinde dıő yardımların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Johansen ve Phillips-Ourialis eőbütünleřme testleri, vektör hata düzeltme modeli (VECM) ve Granger nedensellik test yöntemleriyle arařtırılmıřtır. Eőbütünleřme test sonuçları dıő yardım ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemde eőbütünleřme iliřkisi olduėunu, bařka bir söylemle dıő yardım ve ekonomik büyüme serilerinin uzun dönemde birlikte hareket ettiėini ortaya koymaktadır. VECM model sonuçlarına göre ise uzun dönemde dıő yardımda meydana gelen yüzde birlik bir deėiřimin ekonomik büyüme üzerinde %1.04'lük bir artışa neden olduėu tespit edilmiřtir. VECM model sonuçları üzerinden modelin denge yakınsama kabiliyeti deėerlendirildiėinde uzun dönemde ekonomik büyümede meydana gelen dengeden sapmaların dıő yardım tarafından düzeltildiėi bulunmuřtur. Öte yandan dıő yardımda meydana gelen dengesizliklerin ekonomik büyüme tarafından düzeltilmediėi aksine büyümenin dengesizliėi artırma eėiliminde olduėu sonucuna ulařılmıřtır. Dıő yardım ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik iliřkisinin arařtırıldıėı Granger nedensellik test sonuçları ise dıő yardımdan ekonomik büyümeye doėru tek yönlü nedensellik iliřkisi olduėuna iřaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Afganistan, Dıő Yardım, Ekonomik Büyüme, VECM, Granger Nedensellik

THE EFFECT OF FOREIGN AID ON ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF AFGHANISTAN

ABSTRACT

Afghanistan, which has received foreign aid from various countries and economic organizations since the 19th century, is positioned as a country dependent on foreign aid in the global economy. Despite the extensive examination of foreign aid's impact on economic growth for different countries and groups of countries in the literature, there is a scarcity of studies focusing specifically on the Afghan economy. This study aimed to examine the impact of foreign aid on economic growth in the Afghan economy from 1970 to 2020, using Johansen and Phillips-Ourialis cointegration tests, the vector error correction model (VECM), and Granger causality tests. Cointegration test results reveal that there is a long-term cointegration relationship between foreign aid and economic growth. According to the VECM model results, it was determined that a 1% change in foreign aid in the long run caused a 1.04% increase in economic growth. Based on the results of the VECM model, the evaluation of the model's balance convergence ability leads to the conclusion that deviations from balance in long-term economic growth are rectified by foreign aid. However, economic growth does not address the disparities in foreign aid. The results of the Granger causality test, which

¹ Arařtırma Görevlisi Doktor, Bitlis Eren Üniversitesi, hkaya@beu.edu.tr, 0000-0002-9084-6987

examines the causal relationship between foreign aid and economic growth, show a unidirectional causality from foreign aid to economic growth.

Keywords: Afghanistan, Foreign Aid, Economic Growth, VECM, Granger Causality

1. GİRİŞ

Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyüme ve refahın artırılmasına yönelik gelişmiş ülkelerce yapılan katkılar, bağışlar, krediler ve diğer olumlu etkiler dış yardım olarak adlandırılmaktadır (Durberry vd. 1998; Sothan, 2017). Dış yardımlar çoğu az gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomilerinde II. Dünya Savaşı'ndan sonra önemli politika araçlarından biri olmuş ve söz konusu ülkelerde büyüme ve refahın artırılması, yoksulluğun azaltılması, temel kalkınma düzeylerine ulaşılması, kurumsal gelişme düzeyinin yükseltilmesi gibi amaçlarla küresel bir strateji biçimine dönüşmüştür (Qian, 2015). Bu yönüyle dış yardımlar servetin gelişmiş ülkelere az gelişmiş ülkelere aktarılmasına aracılık eden önemli bir bileşen olarak anılmaya başlanmıştır (Griffin ve Enos, 1970; Chatterjee ve Turnovsky, 2007; Appiah-Konadu vd. 2016).

Yardım akışları Ekonomik İş birliği ve Kalkınma Örgütü'nün (OECD) Kalkınma Yardım Komitesi (DAC) tarafından üç kategoride sınıflandırılmaktadır. Bunlardan ilki resmi kalkınma yardımı olarak anılan ODA'dır. ODA sermaye aktarımı yönüyle yüksek gelirli ülkeler tarafından düşük ve orta gelirli ülkelere sağlanan yardımların en büyüğüdür. Bir diğer yardım çeşidi OA olarak adlandırılan resmi yardımlardır. Resmi yardım kişi başına düşen gelir düzeyi yaklaşık 90005 dolardan yüksek olan ülkelere ve daha önce Sovyetler Birliği'nin uydusu niteliğinde olan ülkelere hükümetler tarafından sağlanan yardımdır. Üçüncü yardım grubu ise özel gönüllü yardım olarak adlandırılmakta ve hükümet dışı kuruluşlardan, hayır kurumlarından, vakıflardan ve özel şirketlerden gelen hibeleri içermektedir (Radalet, 2006; Niyonkuru, 2016). Dış yardım akışları kaynakları bakımından farklı motivasyonlara sahip olsa da yardımların alıcı ülkelere büyüme teşvik edip etmediği ve şayet teşvik ediyorsa bunu hangi yolla gerçekleştirdiği henüz üzerinde uzlaşma sağlanamayan bir konudur. Dış yardım ve ekonomik büyüme arasındaki bu belirsizliğin aşılabilmesine yönelik literatürde dış yardımın alıcı ülkeler üzerindeki etkisini çeşitli yönlerden incelenmiş ve bu hususta farklı teorik yaklaşımlar geliştirilmiştir. Bu farklı yaklaşımlar sıklıkla kıt kaynaklara sahip az gelişmiş ekonomilerde dış yardımın verimli harcama kanallarına nasıl yönlendirilmesi gerektiğine odaklanmaktadır.

Dış yardımların ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yarattığını ileri süren çalışmalar dış yardımların ekonomide etkinliği/üretkenliği arttırdığına işaret ederken, dış yardımların ekonomiler üzerinde olumsuz etki yarattığını vurgulayan çalışmalar ise uluslararası transferlerin ülkelere mal ve hizmet tedarik süreçlerinde avantaj sağladığını ancak varlık anlamında ekonomileri dış yardımlara bağımlı hale getirdiğini ortaya koymaktadır (Chatterjee ve Turnovsky, 2007). Dış yardımların ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yaratacağını ileri süren çalışmalar dış yardımların fiziki sermaye birikiminin düşük olduğu ülkelere yurtiçi tasarrufların artmasına yardımcı olduğunu, dış yardımların alıcı ülkelere eksik olan yerel kaynakları tamamladığını, yurtiçi tasarrufları desteklediğini, döviz açığının kapatılmasına, modern teknoloji ve yönetsel becerilerin geliştirilmesine ve dış pazarlara erişimin kolaylaştırılmasına yardımcı olduğunu ileri sürmektedir (Hatemi-J ve Irandoust, 2005; Sothan, 2017). Söz konusu görüşler alıcı ülkelere düşük enflasyon, düşük bütçe açıkları ve yüksek ticaret hacmi gibi iyi ekonomi politikalarının izlenmesi koşuluyla dış yardımın büyüme teşvik edeceği varsayımına dayanmaktadır (Burnside ve Dollar, 2000). Bununla birlikte dış yardımların ülkelerin sermaye birikimine belirli bir noktaya kadar destek olacağı, ülkelerin belirli bir eşik büyüme ve kalkınma düzeyine eriştikten sonra daha

fazla dıř yardım almadan sermaye oluřturma abalarına devam edecekleri n grlmektedir (Mbaku, 1993; Lensink ve Morissey, 2014). Dıř yardımların alıcı lkelerin ekonomik bymesi zerinde olumsuz etki yarattığına iřaret eden alıřmalar ise dıř yardımların tamamen tkutilmesi, yerel kaynakları tamamlamak yerine ikame etmesi, dıř yardımın lkenin retim kořullarına uygun olmayan teknoloji transferine yol ama potansiyeli, yerel gelir dağılımını bozucu etkisi ve geliřmekte olan lkelerde kurumsal iřleyiři bozarak verimsiz ve yozlařmıř ynetim biimlerinin geliřimine neden olması dıř yardımların alıcı lkelerde kısa ve uzun dnemde sosyo-ekonomik zararlara yol ama potansiyeli olduđunu ortaya koymaktadır (Hatemi-J ve Irandoust, 2005). Bu ynyle dıř yardımların ekonomik byme zerinde olumsuz etki yarattığını ileri sren alıřmalar dıř yardımın ekonomik byme zerinde olumlu etki yaratma kořulunu kurumsal geliřmiřlik dzeyi ile iliřkilendirmektedir. Bařka bir sylemle sz konusu alıřmalar yardımın marjinal retkenliđin en yksek olduđu lkelerden ziyade “Washington Konsenss” grř erevesinde daha fazla yardımın iyi ve geliřmiř politikalara sahip lkelere ynlendirilmesinin kaynak tahsisinde etkinliđi sađlayarak hedeflenen byme ve kalkınma amalarına ulařılabileceđini ileri srmektedir (Tarp ve Robinson, 2000: 4).

Bugn dıř yardımlara en ok bađımlı lkelerin bařında gelen Afganistan merkezi ynetimleri hkmetlerini fonlamak, ordularını geliřtirmek ve kendi halklarını vergilendirmeden altyapı inřa etmek iin 19. yzyıldan gnmze dıř yardımları yođun biimde kullanmıřa da Afganistan’ın dıř yardımlarla olan iliřkisi her dnem aynı olmamıřtır. Bunun en nemli rneđi Afganistan’ın 1932 yılından nce lkeye gelecek yabancı yatırımlara izin verme ya da dıř lkelerden borlanma konusunda isteksiz bir yapı sergilemesidir. Ekonomik modernleřmeye nem verilen bu dnemde ticaretten elde edilen karlarla kk lekli sanayileřme ve tarımsal kalkınmanın finanse edilmesi ncllenmekteydi. Bu ama dođrultusunda 1932 yılında kurulan Afganistan Ulusal Bankası (Bank-e Millie Afghani), 1939 yılında Afganistan Merkez Bankası’nın kuruluřuna deđin kalkınmaya nclk edecek modern řirketlerin kurulmasında bařat unsur olarak konumlanmaktaydı. Siyasi etkiye de sahip Afganistan Merkez Bankası’nın kuruluřunun ardından pek ok ihracat rn zerinde tekel veren, projelerin tamamlanması iin finansman desteđi sunan bankanın toplam aktif varlıkları 1948 yılında 454 milyon afgani (40 milyon dolar), Afganistan Ulusal Bankası ve Afganistan Merkez Bankası’nın aktif varlıklarının toplamı ise 1950 yılına kadar 660 milyon afgani (60 milyon dolar) seviyesine ulařmıřtı. Afganistan ekonomisinin sz konusu dnemde elde ettiđi sermaye birikiminin reel ekonomiye yansımaları pamuk ve hayvancılık alanına yapılan yatırımların artmasına katkı sunmuř, bu rnlerin ihracatından elde edilen gelirler ise toplam ihracatın %30’unu oluřturur hale gelmiřtir. Ancak 1970 yılına gelindiđinde hkmetin ihracat ticaretini vergilendirmesi ancak bu vergileri enflasyon oranını yansıtacak biimde gncellememesi yurtii vergilendirme ve ticaret vergilerinden elde edilen gelirleri azaltmıř ve hkmet faaliyetlerinin byklđ ve yeni kalkınma projeleri iin yapılan harcamaların finansmanı iin dıř kaynaklara ihtiya duymaya bařlamıřtır. zellikle 1950’li yıllarda Afganistan ordusunun modernizasyonu ile bařlayan ve 1960 ve 70’ler boyunca uygulamaya konulan kapsamlı kalkınma projelerinin finansmanın yabancılar tarafından sađlanması Afganistan ekonomisini dıř yardıma bađımlı hale getiren deđiřimlerin ana unsurunu oluřturmaktadır (Barfield, 2021: 292-296).

te yandan Amerika Birleřik Devletleri’nin 2001 yılında Afganistan’ı iřgali sonrası Afganistan ekonomisinde dıř yardımların kapsamı ve boyutu nemli deđiřiklere uđramıř, sz konusu tarihten itibaren Afganistan’a daha nce olmadıđı kadar ekonomik yardım akıřı gerekleřmiřtir. Bu yardımlar ođunluđu yabancı bađıřılar tarafından dođrudan kendilerinin planladığı ve uyguladığı projelere aktarılmıř ve ulusal hkmetin dıř yardımlar zerindeki kontroln zayıflatmıřtır (Barfield, 2021: 449). Ekonomik İř birliđi ve Kalkınma rgt (OECD)

verilerine göre ABD'nin Afganistan'ı işgali sonrası başlayan yapılanma süreciyle dış yardımlar yaklaşık 51 kat artış göstererek 2001-2002 döneminde 10.968 milyon dolardan 515.610 dolara yükselmiştir. Bununla birlikte Afganistan; Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Bölgesel Kalkınma Bankası (RDB)'ndan 1966, Avrupa Birliği Kuruluşları (EUI)'ndan 1987 ve İslami Kalkınma Bankası (IDB)'ndan ise 1990-2020 yılları arasında çeşitli dönemlerde dış yardım almıştır. 2020 yılı itibarıyla Afganistan ekonomisine IMF'den 335.803 milyon dolar, BM'den 82.393 milyon dolar, EUI'den 368.857 milyon dolar ve ABD'den 1.008,449 milyon dolar dış yardım akışı gerçekleşmiştir (OECD, 2022).

Afganistan çeşitli uluslararası kuruluş ve ülkelerden yoğun biçimde dış yardım almakta ve küresel sistem içinde dış yardıma bağımlı bir ekonomi olarak konumlanmaktadır. Afganistan ekonomisinin dış yardımlara olan bağımlılığı farklı çalışmalarda çeşitli yönlerden ele alınmış ve teorik ve ampirik çalışmalar genellikle dış yardım ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Oysaki dış yardım ve ekonomik büyüme ilişkisi literatürde ülkelere özgü içsel koşullar dikkate alındığında farklı sonuçlara ulaşılmamasının muhtemel olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle çalışmanın izleyen kısmında öncelikle dış yardım ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen uluslararası literatüre yer verilmiş, ardından Afganistan ekonomisi özelinde yürütülen sınırlı çalışmalara ilişkin bulgular sunulmuştur. Literatür taramasının ardından üçüncü bölümde Afganistan ekonomisinde dış yardım ve ekonomik büyüme ilişkisinin incelenmesinde kullanılacak veri seti ve ampirik model sunularak çalışmada izlenecek yöntem hakkında bilgi verilmiştir. Çalışmanın dördüncü bölümünde ampirik bulgular sunulmuştur. Beşinci ve son bölüm ise çalışmanın sonuç kısmını oluşturmaktadır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde dış yardımlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştıran çalışmalar farklı sonuçlara ulaşmışlardır. Uluslararası literatürde yer alan bazı çalışmalarda az gelişmiş ülkelerde ekonomik büyüme için yabancı sermaye gerekli ve yeterli bir unsur olarak görülürken, bazı çalışmalar ise yabancı sermaye girişinin alıcı ülkelerin büyümesi üzerinde olumsuz etki yarattığını ileri sürmektedir. Öte yandan literatürde yer alan bazı çalışmalar ise dış yardımların ekonomik büyüme üzerinde herhangi bir etki yaratmadığına, başka bir söylemle yurtiçi kaynakların dış yardımlara kıyasla ekonomik büyüme üzerinde daha etkili olduğuna yönelik bulgulara ulaşmışlardır. Örneğin, Papanek (1973), 1960-1970 dönemi için 51 az gelişmiş ülke ekonomisi örneği üzerinden dış yardım ekonomik büyüme ilişkisini incelemiştir. Panel veri analiz tekniğinin kullanıldığı çalışmada söz konusu ülke grubunda dış yardımların ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yarattığı sonucuna ulaşılmıştır. Mosley (1980), 1969-1977 dönemine ait verilerle 83 düşük ve orta gelirli ülke grubu üzerinden dış yardım ekonomik büyüme ilişkisini araştırmıştır. EKK tahmin sonuçlarından elde edilen bulgular söz konusu ülkelerde dış yardımlar ve ekonomik büyüme arasında istatistiksel olarak anlamsız ancak negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Dowling ve Himenez (1983), 1968-1979 dönemi verileriyle 52 Asya ülkesinde dış yardımların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Panel veri analizi sonuçları dış yardımların ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yarattığını ortaya koymaktadır. Kormendi vd. (1988), 62 gelişmekte olan ülke ekonomisi üzerinden dış yardım ekonomik büyüme ilişkisini panel veri analizi yöntemiyle incelemişlerdir. 1968-1981 zaman aralığını kapsayan çalışmada dış yardımların gelişmekte olan ülke ekonomilerinde büyümeye olumlu katkı sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Islam (1992), 1972-1988 dönemi için dış yardımların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Bangladeş örneği üzerinden ele aldığı çalışmada dış yardım ve ekonomik büyüme arasında zayıf bir ilişki olduğu ve genel olarak yurtiçi kaynakların yabancı kaynaklara kıyasla ekonomik büyüme üzerinde daha güçlü etkiye sahip olduğu sonuçlarına ulaşmıştır. Islam (1992) ile benzer sonuçlara

ulařan Mbaku (1993), 1971-1990 zaman dneminde Kamerun’da dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisini OLS analiz yntemiyle incelemiřtir. alıřmada, Kamerun’da yurtii kaynakların ekonomik byme zerinde daha etkili olduėu sonucuna ulařılmıřtır. Durbarry vd. (1998), 1970-1993 dnemin iin 68 geliřmekte olan lke zerinden dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisini incelemiřlerdir. Panel veri analizi sonularından elde edilen bulgular, sz konusu lkelere yapılan dıř yardımların ekonomik byme zerinde olumlu etki yarattıėına iřaret etmektedir. Fayissa ve El-Kaissy (1999), 1971-1990 zaman aralıėı iin geliřmekte olan lkelerde dıř yardımların ekonomik byme zerindeki iliřkisini arařtırmıřlardır. alıřmada dıř yardımın geliřmekte olan lkelerde ekonomik byme zerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etki yarattıėı ve yabancı sermaye giriřinin yurtii tasarruf dzeyini deėiřtirmekten ziyade yurtii tasarrufları dengeleyici bir yapı sergilediėi sonucuna ulařmıřlardır. Bailliu (2000), 1975-1995 yıllarını kapsayan dnemde 40 geliřmekte olan lke ekonomisi zerinden sermaye akımlarının byme zerine etkisini arařtırmıřtır. Panel veri analizine dayanan alıřmada uluslararası sermaye akıřlarının geliřmekte olan lkelerde bymeyi teřvik etmesinin yerel finans sektrnn geliřmiřliėi ile doėru orantılı olduėu sonucuna ulařılmıřtır. Bu baėlamda alıřmada bankacılık sektrnn belirli bir olgunluėa ulařtıėı geliřmekte olan ekonomilerde yabancı sermaye akımlarının byme zerindeki etkisi pozitif, aksi durumda ise negatif etkiler gzleneceėi ileri srlmektedir. Knack (2001), 1975-1998 zaman aralıėında dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisini kurumsal faktrler baėlamında incelemiřtir. alıřmada lkelerin dıř yardım alma kapasitesindeki artıřın hesap verebilirlik ve Őeffaflık mekanizmalarını bozarak yolsuzluėun artıřına zemin hazırladıėı ve nihayetinde dıř yardımların etkinliėinin kaybolarak byme zerinde olumsuz etki yarattıėı sonucuna ulařılmıřtır. Easterly (2003), 1970-1997 zaman aralıėında 88 lke iin panel veri analiz yntemiyle dıř yardım ekonomik byme arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. alıřmada sz konusu lkelerde dıř yardımların ekonomik byme zerinde olumsuz etki yarattıėı tespit edilmiřtir. Brautigam ve Knack (2004), Knack (2001)’ın alıřmasına benzer biimde dıř yardımlar ve ekonomik byme iliřkisini ekonomik byme zerindeki etkisini kurumsal faktrlerle birleřtirerek incelemiřtir. 32 Sahra Altı Afrika lkesi iin 1982-1997 zaman aralıėında yrtlen alıřmada dıř yardımların kurumsal faktrler zerinde olumsuz etki yaratarak ekonomiyi zayıflattıėı ve bylece ekonomik bymenin negatif etkilendiėi sonucuna ulařılmıřtır. Hatemi-J ve Irrandoust (2005), 1974-1996 dnemine ait veriler zerinden Botswana, Etiyopya, Hindistan, Kenya, Sri-Lanka ve Tanzania ekonomilerinde dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisini panel veri analizi yntemiyle incelemiřlerdir. alıřmada dıř yardımın ele alınan rneklerdeki tm lkelerde ekonomik byme zerinde pozitif ve anlamlı etkiye sahip olduėu tespit edilmiřtir. Bu sonu baėlamında yazarlar yabancı sermaye akımlarının yurtii tasarruflarına artıřına katkı sunarak reel gelir zerinde olumlu etki yaratılabileceėini ileri srmektedir. Feeny (2007), 1965-1999 dnemi iin dıř yardımların Papua Yeni Gine’deki byme zerinde etkisini incelemiřtir. ARDL analiz sonuları dıř yardımın byme zerinde doėrudan bir etki yaratmadıėına, bununla birlikte dıř yardımın lkenin Dnya Bankası Yapısal Uyum Programı (SAP) kapsamında ynlendirildiėi dnemlerde daha etkili olduėuna iřaret etmektedir. Asteriou (2009), 1975-2002 dnemin iin beř Gney Asya ekonomisi zerinden dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisini ortalama ve havuzlanmıř panel veri yntemleriyle incelemiřtir. alıřmadan elde edilen sonular dıř yardım ve byme arasında pozitif iliřki olduėuna iřaret etmektedir. Feeny ve McGillivray (2010), 1980-2004 yıllarına ait verilerle geliřmekte olan kk ada devletlerine (SIDS) yapılan dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisini incelemiřlerdir. GMM analiz tekniėinin kullanıldıėı alıřmada dıř yardımın ekonomik bymeyi arttıran etkili bir kaynak olduėunu sonucuna ulařılmıřtır. Fasanya ve Onakoya (2012), 1970-2010 dneminde Nijerya’da dıř yardımın ekonomik byme zerindeki etkisini incelemiřlerdir.

Johansen eşbütünlük ve ECM analiz sonuçlarından elde edilen bulgular, Nijerya’da dış yardım akışlarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve önemli etki yarattığını ortaya koymaktadır. Tang ve Bundhoo (2017), 1990-2012 dönemine ait veriler üzerinden 10 Sahra Altı Afrika ekonomisinde dış yardımın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Panel veri analizi sonuçları dış yardımın söz konusu ülkelerde yatırım ve ithalat gereksinimlerinin desteklenmesinde iyi bir bileşen olduğunu ortaya koymaktadır. Adebayo vd. (2020), 1981-2017 dönemi için ARDL, FMOLS ve DOLS analiz tekniklerini kullanarak Nijerya ekonomisinde dış yardımların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada Nijerya’da kısa dönemde ele alınan tüm değişkenlerin, uzun dönemde ise brüt sermaye oluşumu, iç tasarruflar ve dış yardımın ekonomik büyüme üzerinde pozitif etki yarattığı sonucuna ulaşılmıştır. Abate ve Papavassiliou (2022), 2002-2019 dönem verileriyle 44 gelişmekte olan ülke ekonomisinde dış yardım ekonomik büyüme ilişkisini incelemişlerdir. GMM analiz sonuçlarından elde edilen bulgular dış yardımların ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etki yarattığına işaret etmektedir. Söz konusu ülkelerin kurumsal gelişmişlik düzeylerini de dikkate alan çalışma da ayrıca Burnside ve Dollar (2000)’in teorik yaklaşımına benzer biçimde dış yardımların büyüme üzerindeki olumlu etkisinin devam etme koşulunun kurumların daha iyi hale getirilmesiyle mümkün olduğu ileri sürülmektedir.

Afganistan ekonomisi özelinde yürütülen çalışmalar uluslararası literatüre benzer biçimde dış yardım ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik farklı sonuçlara ulaşmışlardır. Örneğin; Deniz ve Haidar (2019), 2001-2015 dönemi verileriyle Afganistan ekonomisinde dış yardımlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Teorik çerçeveden yürütülen çalışmada elde edilen sonuçlar, Afganistan ekonomisi üzerinde yabancı kaynaklı finansal desteklerin kısa dönemli etkiler yarattığını ortaya koymakla birlikte, söz konusu kaynakların Afganistan’da ekonomik kalkınma için yeterli ve etkin çözümler olmadığına işaret etmektedir. Karimi vd. (2021), 1970-2018 dönemine ait verileri kullanarak Afganistan’da ekonomik büyümenin belirleyicilerini araştırmışlardır. Yurtiçi yatırımlar, dış yardım, toplam ihracat ve ithalat değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin incelendiği çalışmada Johansen eşbütünlük ve OLS analiz teknikleri kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar yurt içi yatırım, ihracat ve ithalatın ekonomik büyüme ile önemli ölçüde ilişkili olduğu, dış yardımın/resmi kalkınma yardımının ise önemsiz olduğunu ortaya koymaktadır. Çevik ve Amanat (2021), 1984-2017 döneminde Afganistan ekonomisinde dış yardımlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Johansen eşbütünlük ve FMOLS analiz yöntemlerinin uygulandığı çalışma, resmi kalkınma yardımlarının Afganistan’ın büyümesi üzerinde uzun dönemde olumlu etki yarattığı sonucuna ulaşmıştır. Farahmand (2021), 1986-2018 dönemi için Afganistan ekonomisinde dış yardımların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Johansen eşbütünlük ve Granger nedensellik analizlerinin uygulandığı çalışmadan elde edilen bulgular değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğuna ve resmi kalkınma yardımlarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğuna işaret etmektedir. Villanthenkodath ve Mushtaq (2021), 1965-2017 döneminde Afganistan ve Mısır ekonomilerinde dış yardımların büyüme üzerindeki etkisini Johansen-Juselius eşbütünlük, VAR ve Granger nedensellik analiz yöntemleriyle incelemişlerdir. Ampirik sonuçlar her iki ülke için de dış yardımlar ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ortaya koymaktadır. Çalışma da ayrıca dış yardımdan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada 1970-2020 döneminde Afganistan ekonomisinde dış yardımların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Söz konusu ilişkinin incelenmesinde Hatemi-J ve Irandoust (2005); Çevik ve Amanat (2020); Farahmand (2021)’in ampirik modellerine benzer

biçimde dış yardım değişkeni için resmi kalkınma yardımı (ODA,2010= sabit, milyon \$), ekonomik büyüme değişkeni için ise reel GSYİH (2010=sabit, milyon dolar) verileri kullanılmıştır. Değişkenler doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmiştir. Logaritması alınmış değişkenler analizde LODA ve LGDP olarak tanımlanmıştır. Analize konu edilen değişkenler Knoema ve Dünya Bankası veri tabanlarından elde edilmiştir.

$LGDP = f(LODA)$ biçiminde tanımlanan fonksiyonel eşitliğe ilişkin ekonometrik model (1) numaralı eşitlik üzerinden sunulmaktadır:

$$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 LODA_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) Numaralı modelde t zaman boyutunu, β_0 sabit terimi, β_1 bağımsız değişkene eğim katsayısını ve ε_t ise hata terimini ifade etmektedir. β_1 katsayısının pozitif olması durumu dış yardımların ekonomik büyümeyi olumlu, aksi durum ise dış yardımların ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğine işaret etmektedir.

Çalışmada öncelikle LODA ve LGDP değişkenlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler sunulmuştur. Serilerin dağılım ve yayılım özelliklerinin tanımlanmasının ardından değişkenlerin durağanlıkları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips Perron (PP) ve Zivot-Andrews (ZA) birim kök testleri ile araştırılmış, durağan olmayan seriler farkı alınarak durağanlaştırılmıştır. Serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesinin ardından seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı Johansen ve Phillips-Ouliaris Eşbütünleşme Testleri ile araştırılmıştır. Eş bütünleşik olduğu tespit edilen seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisi Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) yöntemiyle tahmin edilmiştir. Çalışmada son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik analiziyle incelenmiştir. Çalışmada takip edilen ampirik yöntemlere ilişkin teorik çerçeve izleyen bölümde sunulmuştur.

3.1. DEĞİŞKENLERİN DURAĞANLIK ANALİZİ

Durağanlık serilerin bütünleşme özelliklerinin belirlenmesi açısından önemlidir (Rath ve Akram, 2021). Durağanlık şartının sağlanması ele alınan seriler arasındaki ilişkinin gerçek yönü ve boyutunun belirlenmesine olanak sağlarken aynı zamanda kurulan ampirik modellerin istatistiksel olarak doğru ve tutarlı sonuçlar türetmesine katkı sunmaktadır. Literatürde zaman serisi yöntemlerinin gelişimine paralel olarak pek çok birim kök testi geliştirilmiştir. Bu testler arasında en sık kullanılanı Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testidir. Dickey-Fuller birim kök testinin geliştirilmiş biçimini yansıtan ADF testi sabitli ve sabitli-trendli modeller için aşağıdaki biçimde gösterilmektedir:

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(2) ve (3) numaralı eşitliklerde Δy_t serinin fark denklemini, ε_t hata terimini, γ ise serilerin durağan olup olmadığını sınamak için kurulan $H_0: \gamma = 0$ ve $H_1: \gamma \neq 0$ hipotezlerini test eden parametreyi ifade etmektedir. ADF testinde boş hipotez H_0 : “Seriler Birim Kök İçermektedir, Durağan değildir” ve alternatif hipotez H_1 : “Seriler Birim Kök İçermemektedir, Durağandır” biçiminde oluşturulmaktadır. ADF test sonuçlarından elde edilen kritik değerler McKinnon (1996) kritik değerleri veya 1%, 5%, 10% anlamlılık düzeyleriyle hesaplanan olasılık değerleri

karşılaştırılarak hangi hipotezin geçerli olduğu belirlenmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin mutlak değerinin McKinnon (1996) kritik değerinden büyük olması durumunda sıfır hipotez reddedilmekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir. ADF birim kök testinin yapısal kırılmaları dikkate almayan yapısına yönelik eleştiriler Phillips-Perron (PP) birim kök testinin geliştirilmesine katkı sunmuştur. Phillips-Perron ADF birim kök testinin aksine hata terimlerinin heterojen bir yapıda olduğunu varsayarak bağımlı değişkenin gecikmeli fark terimlerinin dahil edildiği model üzerinden hata terimlerindeki olası korelasyonu hesaba katan parametrik olmayan istatistiksel bir model geliştirmiştir (Bierens, 2003: 625; Gujarati ve Porter, 2009: 758). Bu model yapısı makroekonomik zaman serisi modellerinin yapısal değişimler barındırabileceği varsayımı altında serilerin durağanlıklarını test etmektedir. Yapısal değişimlerin içsel olarak belirlendiği temelinde PP birim kök testi (4) numaralı eşitlikteki biçimde ifade edilmektedir (Yılancı, 2009):

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta D(TB)_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte TB yapısal değişim dönemini, t zamanı, e_t hata terimini, $D(TB)_t = TB + 1$ olduğu durumda 1 diğer alternatif durumlarda ise 0 değerini alan ve düzeydeki değişimi gösteren gölge değişken olarak tanımlanmaktadır. Modelde düzeyde meydana gelen bir değişimle beraber serinin birim kök içerdiği boş hipotezine karşılık, serinin düzeyinde bir değişimle birlikte trend durağan olduğunu varsayan alternatif hipotez sınanmaktadır. Ancak PP birim kök testinin yapısal kırılmanın tarihinin önceden bilindiği, diğer bir ifadeyle yapısal kırılmanın dışsal olarak modele dahil edildiği varsayımlarına karşı çeşitli eleştiriler getirilmiş ve PP modeline alternatif olarak yapısal kırılmaların içsel olarak tahmin edildiği Zivot-Andrews (ZA) birim kök testi geliştirilmiştir ZA yapısal kırılmalı birim kök testi içsel olarak belirlenen tek kırılma noktasını sınamaktadır. $\lambda \in [0.15, 0.85]$ koşulu altında λ parametresi ile tanımlanan kırılma noktası, kırılma zamanının zaman boyutuna oranlanmasıyla hesaplanmaktadır. ZA birim kök testi (4) numaralı model üzerinden sunulmaktadır (Yılancı, 2009):

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta DT(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_i \quad (5)$$

(5) numaralı eşitlikte $DT \quad t > TB$ olduğu durumda $t - TB$, diğer alternatif durumlarda ise sıfır değerini alan gölge değişkendir. Hata terimlerindeki otokorelasyonu engellemek için eşitliğin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değeri eklenmiştir. (4) numaralı denklem üzerinden elde edilen ZA birim kök testinde kırılma tarihinden sonra hesaplanan α 'nın t değeri ile ZA'nın kritik değeri karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan t istatistik değerinin mutlak değerce ZA kritik değerinden büyük olması seride yapısal kırılmanın varlığına işaret ederken, küçük olması durumu trend fonksiyonunda meydana gelen yapısal değişimle birlikte serinin trend durağan olduğunu belirtmektedir (Yılancı, 2009).

3.2. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Çalışmada ele alınan değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi Johansen (1989, 1991) ve Phillips-Ouliaris (1990) eşbütünlüşme testleri ile araştırılmıştır. Johansen eşbütünlüşme testi durağan olmayan seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını test etmektedir. Johansen eşbütünlüşme testinde seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi p. dereceden VAR (p) modelden elde edilen optimal gecikme uzunluğu dikkate alınarak hesaplanmaktadır. Johansen eşbütünlüşme denklemini $t = 1, 2, \dots, T$ ve X_{-k+1}, \dots, X_0 varsayımları altında (6) numaralı denklemde sunulmaktadır (Johansen, 1989):

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

(6) numaralı denklem üzerinden eşbütünlük vektörleri maksimum olabilirlik dereceleri dikkate alınarak herhangi bir $r < p$ için $H_0: \text{rank}(\Pi) \leq r$ ya da $\Pi = \alpha\beta'$ biçiminde oluşturulan hipotezler kapsamında test edilmektedir. α ve β ; pxr boyutlu matrisi tanımlamak üzere değişkenler arasında eşbütünlük olduğu durumda X_t parametresi, eşbütünlük vektörünü ifade eden β ile $\Pi = \alpha\beta'$ koşulu gereği eş bütünlük olacaktır. Test prosedüründe eş bütünlük ilişkisi araştırılan değişkenlerin hata terimleri arasındaki kanonik sıralama ilişkisinin $\Omega_1^2 > \Omega_2^2 > \Omega_3^2 \dots > \Omega_p^2$ olduğu varsayılmakta ve bu ilişkiden hareketle maksimum iz değer ve öz değer hesaplanmaktadır. Bu yaklaşıma göre iz ve öz değerlere ilişkin istatistikler aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır:

$$\Omega_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\Omega}_{r+1}^2) \quad (7)$$

$$\Omega_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\Omega}_i^2) \quad (8)$$

(7) ve (8) numaralı eşitlikler Ω_{max} ve Ω_{trace} testleri; r eşbütünlük vektörünü tanımlamak üzere sıfırdan farklı öz değerlerin sayısını test etmektedir. p . dereceden bir otoregresif modelde iz r tane eşbütünlük vektörü olduğu alternatifine karşı eşbütünlük olmadığı hipotezini test edilirken maksimum öz değer test istatistiği r tane eşbütünlük vektörü olduğuna yönelik oluşturulan sıfır hipotezi $r+1$ tane eşbütünlük vektörü olduğu alternatif hipotez karşısında test etmektedir. Rank değerinin 1'e eşit olması seriler arasında tek bir uzun dönem ilişkisinin olduğu; rankın 1'den büyük olması durumu ise seriler arasında birden fazla eşbütünlük ilişkisi olduğunu belirtmektedir. (Johansen, 1989, 1991; Bilgili, 1998).

Phillips-Ouliaris (1990) eşbütünlük testi Johansen eşbütünlük testinden farklı olarak yarı parametrik eşbütünlük yöntemi kullanmaktadır. Phillips-Ouliaris test prosedürü $y_t = \hat{\beta}'x_t + \hat{u}_t$ olarak tanımlanan doğrusal eş bütünlük regresyon modelini temel alarak hesaplanan koşullu varyansların eş bütünlük olup olmadığını test etmektedir. $\omega_{11.2} = \omega_{11}(1 - \rho^2)$ ve $\rho^2 = \omega_{21}\Omega_{22}^{-1}\omega_{21}/\omega_{11}$ eşitlikleri temelinde $\omega_{11.2}$ olarak tanımlanan koşullu varyans parametresine bağlı olarak $H_0: \omega_{11.2} \neq 0$ ve $H_1: \omega_{11.2} = 0$ hipotezleri test edilmektedir. Phillips-Ouliaris eşbütünlük çok değişkenli iz istatistiği olarak tanımlanan \hat{P}_z :

$$M_{zz} = T^{-1} \sum_{i=1}^T z_t z_t' \text{ ve } \hat{\Omega} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \xi_t \xi_t' + T^{-1} \sum_{s=1}^i \omega_{si} \sum_{t=1}^T (\xi_t \xi_{t-s}' + \xi_{t-s} \xi_t')$$

iken M_{zz} ve $\hat{\Omega}$ değerlerini dikkate alarak (9) numaralı eşitlikteki biçimde hesaplanmaktadır:

$$\hat{P}_z = T \text{tr}(\hat{\Omega} M_{zz}^{-1}) \quad (9)$$

P_u olarak tanımlanan Tau test istatistiği $\hat{P}_u = T \hat{\omega}_{11.2} / T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{u}_t^2$ formülüne göre belirlenmektedir.

Test sonucuna elde edilen Tau ve z istatistik değerleri Phillips-Ouliaris tarafından sunulan kritik tablo değerleriyle karşılaştırılarak eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığına karar verilmektedir.

3.3. VEKTÖR HATA DÜZELTME MODELİ

İki değişken arasında eşbütünlük ilişkisi olması durumu, değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğunu gösterse de kısa dönemde söz konusu değişkenler arasında bir denge olmayabilir. Diğer bir ifadeyle uzun dönemde birlikte hareket eden seriler kısa dönemde aynı davranışı göstermeyebilir. Bu durumda hata terimleri kısa dönem dengeleri ile uzun dönem

dengeleri arasında bir uyumlaştırma görevi üstlenmektedir (Dikmen, 2009: 311-312). Eş bütünleşik serilerde gözlenen kısa dönem dengeden sapmaların ne kadar süre sonra düzeltileceği, başka bir söylemle ne zaman denge durumuna yakınsayacağı vektör hata düzeltme modeli (VECM) aracılığıyla araştırılmaktadır.

y_{1t} ve y_{2t} eş bütünleşik iki vektör olmak üzere VECM modeli (9) ve (10) numaralı eşitliklerdeki biçimde tanımlanmaktadır (Dolado vd., 2003: 636-639):

$$\Delta y_{1t} = \theta_{10} + \theta_{11}z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_1} \theta_{12,i} \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \theta_{13,i} \Delta y_{2,t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta y_{2t} = \theta_{20} + \theta_{21}z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_3} \theta_{22,i} \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{p_4} \theta_{23,i} \Delta y_{2,t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Yukarıdaki eşitliklerde Δ ; $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ biçiminde hesaplanan birinci fark operatörünü; $p_i; i = 1, \dots, 4$ koşuluna bağlı hesaplanan gecikme değerini, $\varepsilon_t (0, \Sigma)$ olmak üzere sıfır ortalamaya sahip hata terimleri toplamını, z_{t-1} parametresi ise eş bütünleşik y_{1t} ve y_{2t} vektörlerinin doğrusal kombinasyonunu veren $z_t = y_{1t} - \alpha - \beta y_{2t}$ eşitliğinin bir gecikmeli değerini ifade etmektedir. Kısa dönem dengeden sapmaların yakınsama ya da uyarlanma hızı z_{t-1} katsayısının alacağı değere göre belirlenmektedir. Bu bağlamda (9) ve (10) numaralı eşitliklerden görülebileceği üzere z_{t-1} terimi önceki dönemlerdeki y_{1t} ve y_{2t} değişkenlerinde meydana gelen dengesizliklerin boyutunu temsil etmektedir. Bu nedenle VECM modeli, bir değişkendeki değişikliklerin yalnızca diğer değişkenlerdeki değişikliklere ve kendi geçmiş değerlerine değil aynı zamanda y_{1t} ve y_{2t} seviyeleri arasındaki dengesizliğin boyutuna da bağlı olduğuna işaret etmektedir. z_t değeri ne kadar yüksekse dengeye doğru yakınsama oranı da o derece büyük olacaktır (Dolado vd., 2003: 636-639).

3.4. GRANGER NEDENSELLİK TESTİ

Granger (1969) değişkenler arasındaki öncelik durumundan hareketle iki değişken arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığını test etmektedir. Granger nedensellik testinde uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından, ele alınan bir değişkenin diğer değişkenin Granger nedeni olması, ancak ilk değişkenin geçmiş değerlerinin diğer değişkenin şimdiki değerini tahmin etmesiyle mümkün olmaktadır. X ve Y olarak tanımlanan iki değişken arasındaki Granger nedensellik ilişkisi aşağıdaki denklemler yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$Y_t = \alpha_{1i} + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p_2} \beta_{1j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \alpha_{2i} + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p_2} \beta_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

(11) ve (12) numaralı denklemlerde $\alpha_i = (\alpha_{1i}, \alpha_{2i})$ sabit terimi, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ ise sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip, beyaz gürültülü hata terimidir. Granger nedensellik testinde boş hipotez $H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i = 0$ olup X'in Y'nin Granger nedeni olmadığını, alternatif hipotez olan $H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i \neq 0$ hipotezi ise X'in Y'nin Granger nedeni olduğunu ifade etmektedir. Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için serilerin durağan olmaları ve VAR(p) model yardımıyla uygun gecikme zamanının belirlenmesi gerekmektedir (Taşar, 2016: 86; Kubar ve Toprak, 2021).

4. AMPİRİK BULGULAR

Çalıřmada ele alınan serilere iliřkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmiřtir. Tablo 1’e göre LODA serisine ait ortalama deęeri LGDP serisinden daha yüksektir. Standart sapma deęerleri incelendięinde LODA serisinin LGDP serisine göre daha oynak bir yapıda olduęu görülmektedir. Basıklık ve oynaklık katsayılarına iliřkin bulgular her iki serinin de basık ve saęa çarpık olduęunu ortaya koymaktadır. Normallik testi sonuçları LODA serisinin normal, LGDP serisinin ise normal daęılım göstermedięine iřaret etmektedir.

Tablo 1. Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

| | LODA | LGDP |
|---------------|------------------|------------------|
| Ortalama | 2.465 | 0.661 |
| Maksimum | 3.829 | 1.314 |
| Minimum | 0.423 | 0.195 |
| Std.Hata | 0.956 | 0.360 |
| Basıklık | 0.006 | 0.756 |
| Çarpıklık | 1.863 | 2.177 |
| J-Bera | 2.691 [0.260] | 6.181 [0.045] |
| Gözlem Sayısı | 50 | 50 |

Not: Olasılık deęerleri parantez içinde gösterilmiřtir.

Tanımlayıcı istatistiklerin ardından serilerin duraęanlıkları sabitli ve sabitli-trendli modeller için ADF ve PP. Birim kök testleri ile incelenmiřtir. Tablo 2’de sunulan bulgular ışığında serilerin düzey deęerlerinde birim kök içermediklerine yönelik oluřturulan boş hipotez 1%, 5% ve 10% önem düzeylerinde reddedilmiřtir. Boş hipotezin reddedilmesi serilerin düzey deęerlerinde duraęan olmadıklarına ve fark iřlemi ile duraęanlařtırılmaları gerektięine iřaret etmektedir. Bu bağlamda ilgili serilerin birinci farkları alınmıř ve deęiřkenlerin 1% önem düzeyinde duraęanlařtıkları tespit edilmiřtir.

Tablo 2. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

| Deęiřkenler | ADF | | | | PP | | | |
|-------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | Sabitli | | Sabitli ve Trendli | | Sabitli | | Sabitli ve Trendli | |
| | Düzye | 1.Fark | Düzye | 1.Fark | Düzye | 1.Fark | Düzye | 1.Fark |
| LODA | -0.881 [0.785] | -3.878 [0.000] | -3.407 [0.163] | -3.852 [0.000] | -0.818 [0.805] | -9.047 [0.000] | -2.105 [0.529] | -8.974 [0.000] |
| LGDP | -0.059 [0.947] | -7.156 [0.000] | -1.407 [0.846] | -7.165 [0.000] | -0.097 [0.943] | -7.156 [0.000] | -1.524 [0.8075] | -7.1647 [0.000] |

Not: Olasılık deęerleri parantez içinde gösterilmiřtir.

Serilerin düzey deęerlerinde duraęan olmamaları, bu duraęan dıřılıęın seride yer alan stokastik trendden mi yoksa yapısal kırılmadan mı meydana geldięinin arařtırılmasını gerektirmektedir. Bu nedenle ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak serilerin birim kök sınaması yapısal kırılmalı birim kök testi olan ZA birim kök testi ile incelenmiřtir. Tablo 3’de sunulan ZA birim kök testi sonuçlarına göre çalıřma örneklemini kapsayan 1970-2020 yılları için 1986 ve 2001 olmak üzere iki kırılma tarihi tespit edilmiřtir. ADF test istatistik sonuçları 1%, 5%

ve 10% kritik değerleri ile karşılaştırıldığında daha önce sunulan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına benzer biçimde serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıklarına işaret etmektedir.

Tablo 3. Zivot Andrews (ZA) Birim Kök Testi Sonuçları

| | LODA | LGDP |
|------------------|--------|--------|
| ADF Test İst. | -3.700 | -3.988 |
| Kırılma Tarihi | 1986 | 2001 |
| %1 Kritik Değer | -4.949 | -4.949 |
| %5 Kritik Değer | -4.443 | -4.443 |
| %10 Kritik Değer | -4.193 | -4.193 |

Düzyey değerlerinde durağan olmadıkları, başka bir söylemle birinci farklarında durağanlaştıkları belirlenen değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen ve Phillips-Ouliaris eş bütünleşme testleri ile araştırılmıştır. Johansen eş bütünleşme testinin uygulanabilmesi için ilk olarak VAR (p) modeli için uygun gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Tablo 4 üzerinden izlenebildiği gibi LR, FPE ve AIC bilgi kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu 2 olarak bulunmuştur. Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından VAR (2) olarak oluşturulan modelin uygunluğu otokorelasyon, değişen varyans ve kararlılığa ilişkin tanısal testlerle sınanmış ve VAR (2) modelinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığı, bununla beraber modele ait otoregresif karakteristik ters köklerin birim çemberin içinde yer aldığı görülmüştür. VAR (2) modeline ait tanısal test sonuçları EK’te sunulmuştur.

Tablo 4. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

| Gecikme | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---------|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | -47.70773 | NA | 0.001820 | 2.204684 | 2.323943 | 2.249359 |
| 1 | 70.07294 | 215.0777 | 1.61e-05 | -2.524910 | -2.047874* | -2.346210* |
| 2 | 82.03831 | 20.28910* | 1.42e-05* | -2.653839* | -1.819025 | -2.341113 |
| 3 | 89.60314 | 11.84060 | 1.54e-05 | -2.591441 | -1.398848 | -2.144688 |
| 4 | 92.90444 | 4.736651 | 2.02e-05 | -2.343671 | -0.793301 | -1.762893 |

Not: * işareti kriterlerler tarafından seçilen optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. LR: Sıralı Değiştirilmiş LR Test istatistiği, FPE: Son Tahmin Hatası; AIC: Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz Bilgi Kriteri, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriterini ifade etmektedir.

Johansen eşbütünleşme testine ilişkin bulgular Tablo 5’in A panelinde sunulmuştur. İz değere ait Trace ve öz değere ait Max-Eigen test istatistik değerleri kritik değerlerden daha küçük olduğundan seriler arasında eşbütünleşme olmadığına yönelik sıfır hipotez reddedilmektedir. Başka bir söylemle bulgular 1% önem düzeyinde serilerin eş bütünleşik olduğuna işaret etmektedir. Tablo 5’in B panelinde sunulan Phillips-Ouliaris Eşbütünleşme Testi sonuçları değerlendirildiğinde, Tau ve Z istatistik değerlerine ait olasılık değerleri, seriler arasında uzun dönemde 5% önem düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 5. Eřbütünleřme Test Sonuları

| Panel A: Johansen Eřbütünleřme Testi | | | | | | |
|--------------------------------------|----------------------|--------------------|----------|--------------------------|--------------------|----------|
| H ₀ Hipotezi | Trace İstatistięi | %5 Kritik Deęer | Olasılık | Max-Eigen İstatistięi | %5 Kritik Deęer | Olasılık |
| r=0 | 50.395 | 42.915 | 0.0076 | 37.087 | 25.823 | 0.0011 |
| r≤1 | 13.307 | 25.872 | 0.7139 | 85.492 | 19.387 | 0.7698 |

| Panel B: Phillips-Ouliaris Eřbütünleřme Testi | | |
|-----------------------------------------------|------------|----------|
| | Deęer | Olasılık |
| Phillips-Ouliaris tau istatistięi | -3.728.130 | 0.0280 |
| Phillips-Ouliaris z istatistięi | -2.127.049 | 0.0214 |

Not: Phillips-Ouliaris eřbütünleřme testinde gecikme uzunluęu AIC bilgi kriterine gre 2 olarak belirlenmiřtir.

Serilerin uzun dnemde birlikte hareket ettiklerine ynelik bulguların sunulmasının ardından, modele ait uzun dnem katsayıları ve uzun dnemde meydana gelen deęiřmelerin/sapmaların uyarlanma hızı, dięer bir ifadeyle uzun dnemde meydana gelen dengeden sapmaların ne kadar sre sonra dzeltileceęine iliřkin hata dzeltme katsayısına iliřkin bulgular Tablo 6'da sunulmuřtur. Tablo 6'da grldę zere uzun dnemde LODA deęerinin bir gecikmesinin LGDP zerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı ve negatif, yapısal kırılma dnemlerini tanımlamak iin modele eklenen kukla deęiřkenlerin ise istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduęu grlmektedir. Tablo 6 A panelinde grldę zere uzun dnemde LODA'da meydana gelen yzde birlik bir deęiřimin LGDP zerinde %1.044'lk bir artıřa neden olduęu tespit edilmiřtir. Tablonun B panelinde ise kısa dnem katsayıları ve hata dzeltme modeli sunulmaktadır. Uzun dnemde meydana gelen dengeden sapmaların dengeye yakınsaması, bařka bir ifadeyle modelin sz konusu sapmalara tepkisi HDT ile ifade edilen hata dzeltme terimi ile incelenmektedir. Buna gre hata dzeltme modelinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması uzun dnemde meydana gelen dengeden sapmaların yeniden dengeye yakınsamayla sonulanacaęına iřaret etmektedir. Elde edilen bulgular LGDP'de meydana gelen sapmalar LODA tarafından dzeltilmektedir ancak hesaplanan t istatistik deęerinin 1%, 5% ve 10% kritik deęerlerinden kk olmasından dolayı sz konusu dzeltme anlamlı deęildir. LODA serisine ait t istatistik deęerine bakıldıęında ise hesaplanan t istatistik deęerinin 1%, 5% ve 10% kritik dzeylerinden daha byk olduęu ve hata dzeltme modelinin istatistiksel olarak anlamlı olduęu tespit edilmiřtir. Ancak hata dzeltme teriminin dengeye yakınsayabilmesi negatif olma kořuluna baęlı olduęundan LODA'da uzun dnemde meydana gelen dengeden sapmaların LGDP tarafından dzeltilmedięi aksine LGDP'nin meydana gelen dengesizlięi arttırdıęı, bařka bir sylemle LODA'yı dengeden daha fazla uzaklařtırdıęı sonucuna ulařılmıřtır.

Tablo 6. VECM Uzun ve Kısa Dnem Test Sonuları

| Panel A: Uzun Dnem | |
|---------------------|--------------------------------------|
| | HDT |
| LGDP(-1) | 1.000000 |
| LODA(-1) | -1.044127 (0.29438) [-3.54684] |
| Kukla(-1) | 1.904975 |

| | |
|---|------------|
| | (0.38913) |
| | [4.89553] |
| C | -0.064369 |

Panel B:Kısa Dönem

| Hata Düzeltme: | D(LGDP) | D(LODA) | D(Kukla) |
|----------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|
| HDT | -0.086996 (0.05793) [-1.50166] | 0.662788 (0.21396) [3.09772] | -0.598565 (0.15111) [-3.96118] |
| D(LGDP(-1)) | -0.697979 (0.14745) [-4.73368] | -1.289.962 (0.54456) [-2.36879] | -0.658403 (0.38460) [-1.71193] |
| D(LGDP(-2)) | -0.058521 (0.17282) [-0.33863] | -0.011357 (0.63825) [-0.01779] | 0.483978 (0.45076) [1.07369] |
| D(LODA(-1)) | 0.038254 (0.05671) [0.67459] | -0.397666 (0.20943) [-1.89875] | -0.142222 (0.14791) [-0.96153] |
| D(LODA(-2)) | 0.064069 (0.03632) [1.76405] | -0.028514 (0.13413) [-0.21258] | -0.024977 (0.09473) [-0.26366] |
| D(Kukla(-1)) | 0.134691 (0.09445) [1.42607] | -0.427317 (0.34882) [-1.22503] | 0.493778 (0.24635) [2.00435] |
| D(Kukla(-2)) | -0.011569 (0.07204) [-0.16060] | -0.157187 (0.26604) [-0.59084] | 0.018227 (0.18789) [0.09701] |
| C | 0.000557 (0.01075) [0.05184] | 0.001648 (0.03970) [0.04151] | 0.000370 (0.02804) [0.01319] |

Not: Kukla değişken değerleri ZA birim kök testinden elde edilen kırılma zamanlarını göstermektedir. Standart hatalar parantez, t istatistik değerleri ise köşeli parantez içinde gösterilmektedir. t istatistiklerinin mutlak değerleri %10, %5 ve %1 için 1.65, 1.96 ve 2.55 kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır.

Eşbütünleşme ve VECM testlerinin ardından LGDP ve LODA değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi ile araştırılmıştır. Tablo 7’de görüldüğü üzere LODA’dan LGDP’ye doğru sırasıyla 5% önem seviyesinde Granger nedensellik ilişkisi olmadığına yönelik oluşturulan boş hipotez reddedilmiş ve LODA’dan LDGP’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Öte yandan LGDP’den LODA’ya doğru sırasıyla %10, %1 ve %5 önem seviyelerinde Granger nedensellik ilişkisi olmadığına yönelik oluşturulan boş hipotez ise kabul edilmiş ve LGDP’den LODA’ya doğru Granger nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 7. Granger Nedensellik Testi Sonuları

| Boř Hipotez | F-İstatistięi | Olasılık |
|----------------------------------------|---------------|----------|
| LODA, LGDP'nin Granger Nedeni Deęildir | 333.920 | 0.0451 |
| LGDP, LODA'nın Granger Nedeni Deęildir | 0.47415 | 0.6257 |

Not: Granger nedensellik analizinde gecikme uzunluęu 2 olarak alınmıřtır.

5. SONU VE DEęERLENDİRME

Dıř yardım sermaye birikiminin dıřuk olduęu az geliřmiř ve geliřmekte olan lkelerin byme ve kalkınma srelerinde bir bileřendir. Dıř yardımın miktarı ve mahiyetinden ok etkinlięi ve tahsisine atfedilen nem kurumsal geliřmiřlik dzeyi ile iliřkilendirilmektedir. Kurumsal geliřmiřlik dzeyi yksek ancak sermaye birikimi dıřuk olan lkelerde dıř yardım lkenin byme ve kalkınma srelerinde itici bir g grevi stlenmekte, lke belirli bir byme ve kalkınma ařamasına ulařtıktan sonra ise dıř yardım ihtiyaı kademeli olarak azalmaktadır. Geliřmiř lkelerin eřitli motivasyonlarla baęıřcı konumunda oldukları ve alıcı lkelerde bařta altyapı sorunları olmak zere byme ve refahın artırılması, yoksulluęun azaltılması, temel kalkınma dzeylerine ulařılması gibi hedefler doęrultusunda katkıda buldukları yardım programları, alıcı lkelerin politik, ekonomik ve sosyal yapısının inřasında sz sahibi olma hakkını doęurmaktadır. Baęımlılık teorisi kapsamında karřılıklı baęımlılık iliřkisinin mutlak hakimiyet yapısına dnřmne zemin hazırlayan dıř yardımlar lkelerin byme rakamları zerinde olumlu etki yaratsa da toplumsal ihtiyaların karřılanması hususunda yeterli kabiliyete sahip deęildir. 19. yzyıldan itibaren eřitli dıř yardımlar ile Afganistan ekonomisini inřa etme gayesinde olan Afgan merkezi ynetimleri bu hususta bařarılı olamamıř ve Afganistan buęn dnyanın en eęitimsiz ve yoksul nfuslarından biri olmasının yanı sıra dıř yardımların sermaye birikimi yaratma kapasitesi sınırlı kalmıřtır.

Bu alıřmada 1970-2020 yılları arasında Afganistan ekonomisinde dıř yardımların ekonomik byme zerindeki etkisi incelenmiřtir. Resmi kalkınma yardımı olarak anılan ODA ve ekonomik bymenin gstergesi olarak ele alınan reel GSYİH deęiřkenleri arasındaki iliřki Johansen ve Phillips-Ourialis eřbtnleřme testleri, vektr hata dzeltme modeli (VECM) ve Granger nedensellik testi ile arařtırılmıřtır. Eř btnleřme testleri dıř yardım ve ekonomik byme serileri arasında uzun dnem eřbtnleřme iliřkisi olduęunu ortaya koymaktadır. Uzun dnemde birlikte hareket ettięi tespit edilen dıř yardım ve ekonomik byme serileri arasındaki uzun ve kısa dnem katsayı tahmini VECM modeli yardımıyla arařtırılmıřtır. VECM model sonularından elde edilen bulgulara gre uzun dnemde dıř yardımda meydana gelen yzde birlik bir deęiřim byme zerinde %1.044'lk bir artıřa neden olmaktadır. Modelin hata dzeltme terimi incelendięinde ise uzun dnemde dıř yardımda meydana gelen dengesizliklerin ekonomik byme tarafından dzeltilmedięi aksine bymenin dengesizlięi artırma eęiliminde olduęu sonucuna ulařılmıřtır. alıřmada son olarak dıř yardım ve ekonomik byme arasındaki iliřkinin yn Granger nedensellik testi ile arařtırılmıř ve dıř yardımdan ekonomik bymeye doęru tek ynl Granger nedensellik iliřkisi olduęu tespit edilmiřtir. Bařka bir sylemle dıř yardımlarda meydana gelen bir artıř ekonomik bymeyi olumlu ynde etkilerken, ekonomik bymede meydana gelen bir artıř ise dıř yardımları artırmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Abate, C. A. & Papavassiliou, V. (2022). *The Relationship Between Aid And Economic Growth of Developing Countries: Does Institutional Quality and Economic Freedom Matter?*. *Cogent Economics & Finance*, 10(1).
- Adebayo, T. & Awosusi, A. A. & Ajayi, T. (2020). *Dynamic Aid-Growth Relationship in Nigeria: A Two-Gap Approach*. *LAÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, (XII), 1-17.
- Appiah-Konadu, A. P. & Shitsi, F. & Abokyi, E. & Twerefou, D. K. (2016). *The Effect of Foreign Aid on Economic Growth in Ghana*. *African Journal of Economic Review*, 4, 248-261.
- Asteriou, D. (2009). *Foreign Aid and Economic Growth: New Evidence From A Panel Data Approach For Five South Asian Countries*. *Journal of Policy Modeling*, 31(1), 155-161.
- Bailliu, J. (2000). *Private Capital Flows, Financial Development and Economic Growth in Developing Countries*. Bank of Canada Working Paper, No.15.
- Barfield, T. (2021). *Afganistan: Politik ve Kültürel Bir Tarih*. Çev. Burhan Yüksektaş, İstanbul, Vakıfbank Kültür Yayınları, 1. Basım.
- Bierens, H. J. (2003). *Unit Roots. A Companion to Theoretical Econometrics*. Bölüm: 29, Editör: Baltagi, B., UK, Blackwell Publishing, 1. Basım
- Bilgili, F. (1998). *Stationarity And Cointegration Tests: Comparison of Engle -Granger and Johansen Methodologies*. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(1), 131-141.
- Brautigam, D. A. & Knack, S. (2004). *Foreign Aid, Institutions, and Governance in Sub-Saharan Africa*. *Economic Development and Cultural Change*, 52(2), 255-285.
- Burnside, C. & Dollar, D. (2000). *Aid, Policies and Growth*. *American Economic Review*, 90(9), 847-868.
- Çevik, S. & Amanat, A. (2021). *The Impact of International Aid on Economic Growth of Afghanistan*. *EUL Journal of Social Sciences*, 11(2), 99-114.
- Chatterjee, S. & Turnovsky, S. J. (2007). *Foreign Aid and Economic Growth: The Role of Flexible Labor Supply*. *Journal of Development Economics*, 84(1), 507-533.
- Deniz, M. & Haidar, Z. G. (2019). *The Effects of Foreign Aid on Economic Development in Afghanistan (2001-2015)*. *İktisat Araştırmaları Dergisi, Journal of Research in Economics*, 3(2), 110-138.
- Dikmen, N. (2009). *Ekonometri: Temel Kavramlar ve Uygulamalar*. Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 1. Baskı.
- Dolado, J. J. & Gonzalo, J. & Marmol, F. (2003). *Cointegration. A Companion to Theoretical Econometrics*, Bölüm: 30, Editör: Baltagi, B., UK, Blackwell Publishing, 1. Basım
- Dowling, J. M. & Hiemenz, U. (1983) *Aid, Savings and Growth in the Asian Region*. *The Developing Economies*, 21, 3-13.
- Durbary, R. & Gemmill, N. & Greenaway, D. (1998). *New Evidence on the Impact of Foreign Aid on Economic Growth*. CREDIT Research Paper, No. 98/8, The University of Nottingham, Centre for Research in Economic Development and International Trade (CREDIT), Nottingham
- Easterly, W. (2003). *Can Foreign Aid Buy Growth?*. *Journal of Economic Perspectives*, 17(3), 23-48.
- Farahmand, M. A. (2021). *The Relationship Between Economic Growth and Foreign Aid: The Case of Afghanistan*. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi Journal of Economic Policy Researches*, 8(2), 141-154.
- Fasanya, I. O. & Onakoya, A. B. (2012). *Does Foreign Aid Accelerate Economic Growth? An Empirical Analysis For Nigeria*. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(4), 423-431.
- Fayissa, B. & El-Kaissy, M. (1999). *Foreign Aid And The Economic Growth of Developing Countries (LDCs): Further Evidence*. *Studies in Comparative International Development*, 34, 37-50.

Feeny,S.(2007). *The Impact of Foreign Aid on Economic Growth in Papua New Guinea*.The Journal of Development Studies,41(6),1092-1117.

Feeny, S. & McGillivray, M. (2010). *Aid and Growth in Small Island Developing States*. Journal of Development Studies, 46(5), 897–917.

Griffin, K.B.&Enos,J.L.(1970). *Foreign Assistance: Objectives and Consequences*. Economic Development and Cultural Change,18(3),313-327.

Gujarati, D. & Porter, D.C. (2018). *Temel Ekonometri*. řenesen Ü. ve G.G řenesen,Çev.), İstanbul, Literatür Yayıncılık, 5.Basım.

Hatemi-J,A. & Irandoust,M.(2005). *Foreign Aid And Economic Growth: New Evidence From Panel Cointegration*. Journal Of Economic Development,30(1),71-80.

Islam, A. M. (1992). *Foreign Aid and Economic Growth: An Econometric Study of Bangladesh*. Applied Economics, 24, 41–44.

Johansen, S. (1991). *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. Econometrica, 59, 1551-1580.

Johansen S.(1988). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control,12(),231-254.

Knack, S. (2001). *Aid Dependence and the Quality of Governance: Cross-Country Empirical Tests*. Southern Economic Journal, 68(2), 310–329.

Karimi, M.&Anwar, S.&Ali,U.(2021). *Determinants of Economic Growth in Afghanistan: A Time Series Approach*. Kardan Journal of Economics and Management Sciences ,4(2),82–97.

Kormendi, R.C.&Meguire,P.&Levy,V.(1988). *Aid, Investment and Economic Growth in Developing Countries*. Working Paper No.560,University of Michigan.

Knoema, *World Data Atlas /Afghanistan /GDP*. Eriřim Adresi: <https://knoema.com/atlas/Afghanistan?mode=amp>, Eriřim Tarihi: Kasım 2022

Kubar, Y.&Toprak,Y.(2021). *Bitcoin ve Altcoin'ler Arasındaki İliřinin Granger Nedensellik Testi ile Analizi*. JOEEP,6(1),233-247.

Lensink, R., & Morrissey, O. (2000). *Aid Instability as a Measure of Uncertainty and the Positive Impact of Aid on Growth*. Journal of Development Studies, 36(3), 31–49.

Mbaku,J.M.(1993). *Foreign Aid and Economic Growth in Cameroon*. Applied Economics, 25(10), 1309–1314.

Mosley,P.(1980). *Aid, Savings, and Growth Revisited*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 42, 79-95.

Niyonkuru,F.(2016). *Failure of Foreign Aid in Developing Countries: A Quest for Alternatives* .Business and Economics Journal,7(3),1-9.

OECD.Stat (2022). *Aid(ODA) Disbursements to Countries and Regions (DAC2a)*.Eriřim Adresi: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=Table2A> , Eriřim Tarihi: Kasım 2022

Qian, N. (2015). *Making Progress on Foreign Aid*. Annual Review of Economics, 7(1), 277–308.

Papanek, G.F. (1973). *The Effect of Aid And Other Resource Transfers on Savings And Growth in Less Developed Countries*. Economic Journal, 82(327), 935–950.

Phillips, P.C.B.&Ouliaris,S.(1990). *Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration*..Econometrica,58(1),165-193.

Radalet,S.(2007). *A Primer on Foreign Aid*. Center for Global Working Paper,No:92.

Rath, B.N.&Akram,V.(2021). *Popularity of Unit Root Tests: A Review*. Asian Economics Letters, 2(4). <https://doi.org/10.46557/001c.24141>.

Sothan, S. (2017). *Foreign Aid and Economic Growth: Evidence from Cambodia*. The Journal of International Trade and Economic Development, 27(2).

The World Bank (2022). *Net Official Development Assistance and Official Aid Received (Current US\$) – Afghanistan*. Erişim Adresi: <https://data.worldbank.org/indicator/DT.ODA.ALLD.CD>, Erişim Tarihi: Kasım 2022.

Tang, K.B.&Bundhoo,T.(2017). *Foreign Aid and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from Sub-Saharan Africa*. Theoretical Economic Letters, 7(5).

Tarp, F.&Robinson,S.(2000). *Foreign Aid and Development: Summary and Synthesis*. <http://www.routledge.com/books/details/9780415233637/>

Taşar, İ. (2016). *İçsel Büyüme Teorileri ve Türkiye Uygulamaları*. Konya: Çizgi Yayınevi, 1. Basım.

Villanthenkodath, M.A.&Mushtaq, U.(2021). *Modelling the Nexus Between Foreign Aid and Economic Growth: A Case of Afghanistan and Egypt*. Studies of Applied Economics, 39(2).

Yılancı,V.(2009). *Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması*. Doğuş Üniversitesi Dergisi, 10(2), ss.324-335.

EK: VAR(2) Modeline Ait Otokorelasyon, Normallik ve Karakteristik Birim Kkler**a) Otokorelasyon Test Sonuları**

| Gecikme | LRE* ist. | df | Olasılık | Rao F-ist. | df | Olasılık |
|---------|-----------|----|----------|------------|-----------|----------|
| 1 | 11.77124 | 9 | 0.2265 | 1.342472 | (9, 87.8) | 0.2271 |
| 2 | 8.310999 | 9 | 0.5031 | 0.929720 | (9, 87.8) | 0.5037 |
| 3 | 9.435434 | 9 | 0.3981 | 1.062135 | (9, 87.8) | 0.3987 |

b) Normallik Testi Sonuları

| Bileřen | arpıklık | Chi-sq | df | Olasılık |
|---------|------------|----------|----|----------|
| 1 | - 0.500783 | 2.006272 | 1 | 0.1566 |
| 2 | 0.166656 | 0.222194 | 1 | 0.6374 |
| 3 | 2.578657 | 53.19576 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 55.42423 | 3 | 0.0000 |

| Bileřen | Basıklık | Chi-sq | df | Olasılık |
|---------|----------|----------|----|----------|
| 1 | 3.937394 | 1.757415 | 1 | 0.1849 |
| 2 | 3.659894 | 0.870919 | 1 | 0.3507 |
| 3 | 11.17160 | 133.5502 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 136.1785 | 3 | 0.0000 |

| Bileřen | Jarque- Bera | df | Olasılık |
|---------|--------------|----|----------|
| 1 | 3.763688 | 2 | 0.1523 |
| 2 | 1.093113 | 2 | 0.5789 |
| 3 | 186.7459 | 2 | 0.0000 |
| Joint | 191.6027 | 6 | 0.0000 |

c) AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

| Kök | Modulus |
|-----------------------|----------|
| 0.984804 | 0.984804 |
| 0.853884 | 0.853884 |
| -0.259030 - 0.338369i | 0.426134 |
| -0.259030 + 0.338369i | 0.426134 |
| 0.394448 | 0.394448 |
| -0.208781 | 0.208781 |

