

Enflasyon Hedeflemesi Sürecinde Para Talebi İstikrarının ARDL Modeli Yaklaşımı İle Analizi: Türkiye ve Endonezya Örneği

Musa ATGÜR

Doktora Öğrencisi., Ege Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü,
İktisat Anabilim Dalı
musaatgur@yahoo.com

N. Oğuzhan ALTAY

Prof. Dr., Ege Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
oguzaltayefd@gmail.com

Enflasyon Hedeflemesi Sürecinde Para Talebi İstikrarının ARDL Modeli Yaklaşımı İle Analizi: Türkiye ve Endonezya Örneği

Özet

Bu çalışmada, enflasyon hedeflemesi sürecinde Türkiye ve Endonezya'da para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada Türkiye için 2002:Q1-2013:Q2 dönemi, Endonezya için 1999:Q1-2013:Q1 dönemi esas alınmıştır. Otoresif Dağılımlı Gecikme (ARDL) Modeli ve CUSUM Testi sonuçları, hem kısa hem de uzun dönemde Türkiye'de para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında bir ilişki bulunmadığını göstermiştir. Buna karşılık Endonezya'da sadece uzun dönemde para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında anlamlı ve istikrarlı bir ilişki bulunmuş, bu istikrarın yönünü değiştirecek yapısal bir kırılmanın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular, enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulandığı döneme ilişkin para talebinin istikrarına yönelik bir genellemede bulunulamayacağını göstermesi açısından önemlidir.

Anahtar Kelimeler: Para Talebi, ARDL Modeli

The Stability Analysis of The Money Demand with ARDL Model Approach in Inflation Targeting Process: The Cases of Turkey and Indonesia

Abstract

This paper examines the relationship between the money demand and determinants of the money demand during the inflation targeting in Turkey and Indonesia. The research uses data from 2002:Q1-2013:Q2 time period for Turkey and 1999:Q1-2013:Q2 term for Indonesia. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model and CUSUM Test results have shown not found a relationship between income level, interest rate and inflation with money demand for both short-run and long-run in Turkey. In contrast, the research has found a significant and stable relationship between income level, interest rate and inflation just for long-run in Indonesia. This finding shows that there is not a structural break to change the direction of stability. In this context, the findings are also important to show that we cannot make a generalization regarding the stability of money demand for the time period in which inflation targeting regime was implemented.

Keywords: The Money Demand, ARDL Model

1.Giriş

Gelişmiş ve gelişmekte olan bazı ülkelerde yakın tarihte gerçekleşen ve etkileri geniş bir alana yayılan finansal krizlerin ardından, nominal döviz kuru çıpasına dayalı istikrar programları tartışılmış ve para politikalarında farklı stratejiler gündeme gelmiştir. Bu stratejilerden biri de enflasyon hedeflemesidir.

Enflasyon hedeflemesi, orta vadeli enflasyon hedefinin önceden kamuoyuna açıklandığı, para politikası amacı olarak fiyat istikrarının diğer para politikası amaçlarından öncelikli olduğu ve bunun kurumsal olarak taahhüt edildiği, diğer para politikası araçlarının bu amaca yönelik olarak kullanıldığı, para politikalarında şeffaflığı ve merkez bankalarının besap verebilirliğini sağlayan bir para politikası stratejisi olarak ifade edilmektedir (Mishkin, 2001: 1).

Türkiye'de, Kasım 2000'de yaşanan likidite krizi ve Şubat 2001 finansal krizinin ardından para politikalarında önemli bir değişim yaşanmıştır. Sözü edilen krizin ardından nominal döviz kuru çıpasına dayalı sabit döviz kuru sistemi terkedilerek, esnek döviz kuru uygulamasına geçilmiş ve uygulamaya konulan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı kapsamında bu dönemin ardından fiyat istikrarının sağlanması öncelikli bir hedef haline gelmiştir. Bu kapsamda para politikası karar vericileri ve uygulayıcıları, 2002 yılından itibaren örtük ve 2006 yılından itibaren resmi olmak üzere günümüze kadar uzanan süreçte, kalıcı nitelikte bir fiyat istikrarının sağlanması amacına yönelik enflasyon hedeflemesi rejimini tercih etmiştir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası verilerine göre, 2012, 2013 ve 2014 yılları için yıllık bazda ortalama yüzde 5 TÜFE enflasyon hedefi öngörülmesine rağmen enflasyon hedefi aşılmış, TÜFE enflasyon oranı 2012 yılında yüzde 6,2 düzeyinde gerçekleşirken, 2013 yılında yüzde 7,4 olarak gerçekleşmiştir.

Asya krizinden önce Endonezya da, Türkiye gibi uyguladığı ve 1997 Asya Krizi ile birlikte başarısızlıkla sonuçlanan nominal döviz kuru çıpasına dayalı istikrar programının ardından esnek kur sistemini benimsemiş, 1999 yılından itibaren örtük ve Temmuz 2005'ten itibaren de resmi olarak oluşturulan yeni para politikası çerçevesine göre resmi enflasyon hedeflemesi rejimini tercih etmiştir. Endonezya Merkez Bankası (BI) verilerine göre bu ülkede, yıllık TÜFE enflasyon hedefi olarak 2012, 2013 ve 2014 yılları için yüzde 4,5 oranı belirlenirken, 2015 yılı için yüzde 4 oranı belirlenmiş olup, bu hedefler ile ilgili yüzde ± 1 'lik sapma öngörülmüştür. Enflasyon hedefi, 2012 yılında tutturulmuş olup TÜFE enflasyon oranı yüzde 4,3 olarak gerçekleşmiştir. 2013 yılında ise, TÜFE enflasyon oranı yüzde 8,4 düzeyinde gerçekleşerek bu yıl için öngörülen yüzde 4,5 enflasyon hedefi aşılmıştır.

Para politikası karar vericileri ve uygulayıcılarının gerçekleştirdikleri politika değişiklikleri karşısında ekonomik birimlerin verdiği tepkiler ve para talebi davranışları da değişmektedir. Bu politika değişiklikleri ile birlikte faiz oranı, gelir düzeyi ve enflasyon gibi pek çok makroekonomik bileşendeki değişiklikler, bireylerin para talepleri üzerinde önemli bir rol oynamaktadır. Bu bakımdan bir

ülkede, uygulanacak para politikalarının sonuçlarının öngörülebilmesi açısından para talebi ve belirleyicileri arasındaki ilişkinin doğru tespit edilebilmesi önem arz etmektedir.

Para talebi fonksiyonu ve istikrarlılığı üzerine literatürde gelişmiş ve gelişmekte olan birçok ülkenin incelenmesine rağmen, özellikle Türk literatüründe ülke karşılaştırmasının yapıldığı çalışmalar yetersiz sayıdadır.

Enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulandığı ülkeler arasında yer alan Türkiye ve Endonezya ekonomilerinde, para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin incelendiği bu çalışmada, öncelikle bu alanda Türkiye, Endonezya ve diğer ülkeler üzerine yapılan çalışmalar incelenmiştir. Daha sonra, çalışmanın uygulama kısmında Türkiye ve Endonezya üzerine bir uygulama yapılmıştır. Son olarak, elde edilen sonuçlar iki ülke açısından değerlendirilmiştir.

2. Literatür Özeti

Para talebi istikrarı literatüründe bulunan çalışmalar bu kısımda, Türkiye ve Endonezya üzerine yapılan çalışmalar ile diğer ülkeler üzerine yapılan çalışmalar olmak üzere iki ayrı alt başlık altında incelenmiştir.

2.1. Türkiye ve Endonezya Üzerine Yapılan Çalışmalar

Para talebinin Türkiye ve Endonezya ekonomilerindeki istikrarı üzerine literatürde, Dekle ve Pradhan (1997), Altıntaş (2008), Dritsaki ve Dritsaki (2012), Gencer ve Arısoy (2013), Özçalık (2014)'in çalışmaları bulunmaktadır.

Dekle ve Pradhan (1997), Güneydoğu Asya Uluslar Birliği (ASEAN) ülkelerinde (Endonezya, Malezya, Singapur ve Tayland), 1974-1995 döneminde finansal piyasa gelişmesi ve liberalizasyonun para talebi davranışı üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada, denklem (1)'de gösterilen model esas alınmıştır.

$$M = a + bY + ci + dP + \varepsilon \quad (1)$$

Denklem (1)'de gösterilen modelin değişkenleri ise, reel para talebi (M), reel GSYİH (Y), nominal faiz oranı (i) ve enflasyon oranı (P) olarak belirlenmiştir. Tahmin sonuçları ve Johansen Eşbütünleşme Testi sonuçlarına göre, uzun dönemde para talebinin Malezya, Singapur ve Tayland'da istikrarlı olduğu, Endonezya'da ise istikrarsız olduğu tespit edilmiştir.

Altıntaş (2008), Türkiye'de 1985-2006 döneminde, para talebi ile onun belirleyicileri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ve para talebi istikrarlılığını incelemiştir. Üçer aylık verilerin ve ARDL Sınır Testi, CUSUM ve CUSUMSQ Testi yöntemlerinin uygulandığı çalışmada denklem (2)'de gösterilen model kullanılmıştır.

$$\ln M2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln INT_t + \beta_3 \ln EX_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklem (2)'de gösterilen modelin deęişkenleri; M2 parasal büyüklük, reel GSYİH (GDP), aylık vadeli aęırlıklandırılmış mevduat faiz oranı (INT) ve nominal döviz kuru (EX) olarak belirlenmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, Türkiye'de para talebinin uzun dönemde istikrarlı olduğunu ortaya koymuştur.

Dritsaki ve Dritsaki (2012), Türkiye'de para talebi fonksiyonunun istikrarlılığını 1989-2010 dönemi için incelemiştir. Aylık verilerin kullanıldığı ve Hata Düzeltme Modeli yönteminin uygulandığı çalışmada Türkiye için belirlenen model denklem (3)'te gösterilmiştir.

$$\ln(M_t) - \ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \beta_2 \ln(R_t) + u_t \quad (3)$$

Denklem (3)'te gösterilen modeldeki deęişkenler; nominal para arzı (M), TÜFE (P), sanayi üretim endeksi (Y), nominal faiz oranı (R) olarak belirlenmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, Türkiye'de hem kısa hem de uzun dönemde sanayi üretim endeksi ile para talebi arasında doğrudan bir nedensellik ilişkisinin bulunduęunu göstermiştir.

Gencer ve Arısoy (2013), Türkiye ekonomisinde 1989-2010 döneminde reel para talebi ile reel gelir, faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru deęişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemiştir. Üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, ARDL Sınır Testi yöntemi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular; para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığına işaret etmiştir. Buna göre, uzun dönemde reel para talebi, faiz ve enflasyondan negatif etkilenir iken; reel gelir ve döviz kurundan pozitif etkilenmiştir.

Özçalık (2014), Türkiye'de 1995-2013 döneminde para talebi ile döviz kuru, faiz oranı ve GSYİH arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri incelediği çalışmasında, CUSUM ve CUSUMSQ Testi yöntemlerinin kullanıldığı çalışmanın modelindeki deęişkenler, parasal büyüklük, efektif döviz kuru, aylık vadeli aęırlıklandırılmış mevduat faiz oranı, mevsimsel düzeltilmiş GSYİH 'dir. Çalışmada elde edilen bulgular, Türkiye'de sözkonusu dönemde para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir.

2.2. Dięer Ülkeler Üzerine Yapılan Çalışmalar

Para talebi istikrarı literatüründe, Türkiye ve Endonezya'nın dışında yer alan dięer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan çalışmalar bu kısımda incelenmiştir. Buna göre, Hafer ve Jansen (1991), Ewing ve Payne (1999), Valadkhani (2005), Carstensen vd. (2006), Onafowora ve Owoye (2007), Öztürk ve Acaravcı (2008), Valadkhani (2008), Odularu ve Okunrinboye (2009), Azim vd. (2010), Dritsakis (2011), Rao ve Kumar (2011), Foresti ve Napolitano (2012), İyoboyi ve Pedro (2013), Kumar ve Webber (2013), Niyimbanira (2013), Sarwar vd. (2013), literatürde bulunan önemli çalışmalardır.

Hafer ve Jansen (1991), ABD ekonomisinde 1915-1988 döneminde reel para talebi ile reel gelir ve faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişkileri, Johansen Eşbütünleşme Testi yöntemi ile incelemiştir. Üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmanın bulguları, ABD'de para talebi ile reel gelir ve faiz oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir.

Ewing ve Payne (1999), Şili ekonomisinde para talebi fonksiyonunun belirleyicilerini ve geleneksel para talebi fonksiyonlarının istikrarı açıklamada, nominal efektif döviz kurunun dışlanmasından kaynaklanan başarısızlığın nedenlerini incelemiştir. Üçer aylık verilerin kullanıldığı ve 1983-1996 dönemini kapsayan çalışmada reel para talebi, reel gelir, kısa dönem faiz oranı ve nominal efektif döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Johansen Eşbütünleşme Testi yönteminin uygulandığı çalışmadaki bulgular, Şili ekonomisinde uzun dönemde para talebi istikrarını açıklamada gelir düzeyi ve faiz oranı değişkenlerinin yeterli olmadığı, bu değişkenlerin yanısıra nominal efektif döviz kurunun da önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna ilâve olarak, döviz kurunun para talebini uzun dönemde etkilediği ortaya çıkmıştır.

Valadkhani (2005), Avustralya ekonomisinde para talebinin belirleyicilerini kısa ve uzun dönemde olmak üzere, 1976-2002 dönemi için incelemiştir. Çalışmada, üçer aylık veriler kullanılarak Johansen Eşbütünleşme Testi ve Kısa Dönemli Dinamik Model yöntemleri uygulanmıştır. Çalışma için belirlenen model denklem (4)'te gösterilmiştir.

$$M_t - P_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 RL_t + \gamma_3 RS_t + \gamma_4 \Delta P_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklem (4)'te gösterilen modelin değişkenleri; nominal para talebi (M), fiyat düzeyi (P), ölçek değişkeni (Y), para dışındaki varlıkların uzun vadeli getiri oranı (RL) ve kısa vadeli faiz oranından (RS) oluşmuştur. Çalışmada elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, ilk olarak diğer şartlar sabit varsayımı ile Avustralya ekonomisinde kısa ve uzun dönem gelir esneklikleri birbirine yakın bulunmuştur. İkinci olarak, enflasyonun kısa dönemde para talebi üzerindeki etkisi aynı dönem içinde gerçekleşmiştir. Üçüncü olarak, nakit oranındaki bir değişim para talebinin üçüncü ve dördüncü çeyrekteki gecikmelerini etkilemiştir.

Carstensen vd. (2006), Avrupa Para Birliği üyesi dört ülkedeki (Almanya, Fransa, İspanya ve İtalya) para talebini üçer aylık veriler ile, 1979-2004 dönemi için incelemiştir. Johansen Eşbütünleşme Testi ve Tam Modifiye Edilmiş Sıradan En Küçük Kareler yöntemlerinin uygulandığı çalışmanın sonuçları, ele alınan ve parasal birliğe dahil olan dört ülkenin genel olarak para talebi fonksiyonlarının uzun dönemde istikrarlı olduğunu göstermiştir.

Onafowora ve Owoye (2007), Nijerya ekonomisinde 1986-2001 döneminde reel para talebinin istikrarlı olup olmadığını üçer aylık veriler ile incelemiştir. Hata

Düzeltilme Modelinden hareketle yapılan Johansen Eşbütünleşme Testi yönteminin uygulandığı çalışma için belirlenen model denklem (5)'te gösterilmiştir.

$$\Delta \ln(M/P)_i = a_0 + a_1 \ln Y_i + a_2 R_i + a_3 \ln \pi_i + a_4 \Delta \ln FX_i + a_5 Rf_i + e_i \quad (5)$$

Denklem (5)'te belirtilen modeldeki değişkenler; reel para talebi (M/P), ölçek değişkeni (reel gelir) (Y), yurtiçi nominal faiz oranı (R), enflasyon oranı (π), beklenen döviz kuru (FX), yurtdışı faiz oranı (Rf)'dir. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular, Nijerya ekonomisinde reel para talebi, reel gelir, enflasyon oranı, yurtiçi faiz oranı, yurtdışı faiz oranı ve beklenen döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermiştir. Bunun yanısıra, CUSUM ve CUSUMSQ Test sonuçları da reel para talebinin, kısa ve uzun dönemdeki parametrelerinin istikrarlı olduğunu ortaya koymuştur.

Öztürk ve Acaravcı (2008), on geçiş ülkesi (Bulgaristan, Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Makedonya, Polonya, Romanya, Rusya Federasyonu, Slovakya ve Ukrayna) ekonomilerinde, uzun dönemdeki para talebi belirleyicilerini, 1994-2005 dönemi için panel veri analizi yöntemi ile incelemiştir. Çalışma için belirlenen model denklem (6)'da gösterilmiştir.

$$\ln M_t = a + b \ln Y_{it} + c \pi_{it} + d \ln REER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Denklem (6)'da gösterilen modelin değişkenleri; reel para talebi (M), reel gelir (Y), enflasyon oranı (π) ve reel efektif döviz kuru (REER) olarak belirlenmiştir. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler tahmin yönteminin kullanıldığı çalışmada elde edilen bulgular, sözkonusu on ülke ekonomisinde uzun dönemde para talebi değişkeninin, reel GSYİH değişkenine tepkisi pozitif iken, enflasyon ve reel efektif döviz kuru değişkenlerine ise negatif tepki verdiği ortaya çıkmıştır.

Valadkhani (2008) çalışmasında, aralarında Çin, Japonya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Fiji'nin bulunduğu altı Asya Pasifik Bölge ülkesi ekonomilerinde kısa ve uzun dönem için para talebinin belirleyicilerini araştırmıştır. Çalışmada Panel Veri Analizi ve Dinamik Hata Düzeltme Modeli yöntemleri uygulanmış olup, 1975-2002 dönemi ele alınmıştır. Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, altı Asya Pasifik ülkesinde para talebi değişkeni uzun dönemde reel gelir değişkenine karşı pozitif yönde bir tepki verir iken; faiz oranı makası, enflasyon, reel efektif döviz kuru ve ABD reel faiz oranı değişkenlerine ise negatif tepki verdiği tespit edilmiştir. Bunun yanısıra, para talebinin kısa dönemli dinamiklerini incelemek için kullanılan Dinamik Hata Düzeltme Modeli yöntemi sonuçlarına göre ise, kısa dönemde para talebindeki değişiklikleri açıklamada, gelirden, faiz oranı makasında ve enflasyon oranında meydana gelen değişiklikler istatistiksel olarak anlamlı ve işaretleri tutarlı bulunmuştur.

Odularu ve Okunrinboye (2009), Nijerya'da yapısal düzenleme programı çerçevesinde gerçekleştirilen finansal inovasyonun para talebi üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Çalışmada 1970-2004 dönemi ele alınmış olup, iki aşamalı Engle-

Granger Eşbütünleşme Testi yöntemi uygulanmıştır. Odularu ve Okunrinboye (2009) çalışmasında denklem (7)'de gösterilen modeli esas almıştır;

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 RID_t + \beta_3 RTB + \beta_4 DSAP + \beta_5 CPI + \beta_6 M_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Denklem (7)'deki değişkenler, parasal büyüklük (M), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (Y), vadeli mevduat faiz oranı (RTD), hazine bonosu faiz oranı (RTB), finansal inovasyon kukla değişkeni (DSAP), tüketici fiyat düzeyi (CPI), parasal büyüklük değişkeninin bir dönem gecikmeli değeri (Mt-1) olarak belirlenmiştir. Elde edilen bulgular, Nijerya ekonomisinde finansal inovasyonların para talebi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir. Bunun yanı sıra, gelir düzeyi para talebini pozitif yönde etkiler iken, faiz oranı ise para talebini negatif yönde etkilemiştir.

Azim vd. (2010), Pakistan ekonomisinde para talebi fonksiyonunu tahmin ederek, para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmıştır. Yıllık zaman serilerinin kullanıldığı çalışma, 1973-2007 dönemini kapsamıştır. ARDL Modeli Eşbütünleşme Testi yönteminin uygulandığı çalışmanın modellemesinde kullanılan değişkenler, para talebi (M1 ve M2), reel gelir, enflasyon oranı ve döviz kurundan oluşmuştur. Çalışmada elde edilen bulgular, M2 parasal büyüklük değişkeni ile, gelir, enflasyon ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğuna işaret etmiştir. Buna göre, Pakistan ekonomisinde, 1973-2007 döneminde para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulguların yanı sıra döviz kuru esnekliği negatif iken, gelir esnekliği katsayısı ve enflasyon katsayısı pozitif bulunmuştur.

Dritsakis (2011), Macaristan ekonomisinde uzun dönemde para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasındaki ilişkiyi ARDL Modeli Eşbütünleşme Testi yöntemi ile incelemiştir. Dritsakis (2011) çalışmasında, denklem (8)'de gösterilen modeli esas almıştır;

$$IM_t = \alpha_0 + \alpha_1 IY_t + \alpha_2 INF_t + \alpha_3 IEXR_t + u_t \quad (8)$$

Denklem (8)'deki değişkenler; reel parasal büyüklükler (M1 ve M2), reel gelir (Y), enflasyon oranı (INF) ve nominal efektif döviz kuru (EXR) olarak belirlenmiştir. Çalışmada üçer aylık veriler kullanılmış olup, 1995-2010 dönemi incelenmiştir. Çalışmanın sonuçları, Macaristan ekonomisinde uzun dönemde para talebinin istikrarlı olduğuna işaret etmiştir. Buna göre, reel parasal büyüklük ile reel gelir, enflasyon oranı ve nominal döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemde eşbütünleşik ve istikrarlı bir ilişki bulunmuştur.

Rao ve Kumar (2011), ABD'de 1960-2008 döneminde para talebi istikrarlılığını yıllık veriler kullanarak incelemiştir. Çalışmada, para talebi fonksiyonundaki uzun dönemli ilişkiler Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi ile, kısa dönemli ilişkiler ise Tam Modifiye Edilmiş Sıradan En Küçük Kareler yöntemi ile incelemiştir. Elde

edilen bulgular, ABD ekonomisinde para talebinin uzun dönemde istikrarlı olmadığına işaret etmiştir.

Foresti ve Napolitano (2012), dokuz gelişmiş OECD ülkesinde (ABD, Japonya, Almanya, İngiltere, Fransa, İtalya, Kanada, Avustralya ve İsviçre) para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığını üçer aylık veriler ile, 1982-2008 dönemi için incelemiştir. Panel Eşbütünleşme ve Panel Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemlerinin uygulandığı çalışmadaki değişkenler; reel para talebi, nominal GSYİH, üçer aylık hazine bonusu faiz oranı, nominal efektif döviz kuru ve servet olarak belirlenmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, dokuz gelişmiş OECD ülkesinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmiş, para talebinin gelir ve döviz kuru esneklikleri pozitif iken; faiz oranı esnekliği negatif bulunmuştur.

Iyoboyi ve Pedro (2013), Nijerya ekonomisinde 1970-2010 döneminde, para talebi fonksiyonunu kısa ve uzun dönem için, ARDL Modeli yöntemi ile incelemiştir. Çalışmada; dar anlamda reel para talebi, reel GSYİH, kısa dönem faiz oranı, beklenen reel döviz kuru, beklenen enflasyon oranı ve yurtdışı reel faiz oranı değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları, reel gelirin dar tanımlı para talebi üzerinde hem kısa dönemde hem uzun dönemde etkili olduğunu, faiz oranının ise sadece uzun dönemde etkili olduğunu göstermiştir.

Kumar ve Webber (2013), Avustralya ve Yeni Zelanda ekonomilerinde 1960-2009 döneminde para talebi düzeyi ve istikrarlılığını incelemiştir. Çalışmada, denklem (9) ve denklem (10)'da belirtilen model esas alınmıştır.

$$\ln M_t = \vartheta_0 + \vartheta_y \ln Y_t + \vartheta_R R_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\ln M_t = \vartheta_0 + \vartheta_y \ln Y_t + \vartheta_R R_t + \vartheta_E \ln E_t + \vartheta_\pi \pi_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem (9) ve denklem (10)'da gösterilen modeldeki değişkenler; reel dar para stoku (M), reel çıktı (Y), kısa dönem nominal faiz oranı (R), reel efektif döviz kuru (E) ve enflasyon oranı (π) olarak belirlenmiştir. CUSUM ve CUSUMSQ istikrar testleri ile elde edilen bulgular, önemli kırılmaların olduğu 1984-1998 döneminde her iki ülkede de para talebi fonksiyonunun istikrarsız olduğunu göstermiştir.

Niyimbanira (2013), Güney Afrika'da para talebi fonksiyonunun uzun dönemdeki istikrarlılığını 1990-2007 dönemi için incelemiştir. Çalışmada üçer aylık veriler kullanılmış olup, çalışmanın modellenmesinde kullanılan değişkenler; reel para talebi, reel gelir, hazine bonusu faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kuru olarak belirlenmiştir. Genişletilmiş Engle-Granger Eşbütünleşme Testi ve Hata Düzeltme Modeli yöntemlerinin uygulandığı çalışmanın sonuçlarına göre, Güney Afrika ekonomisinde para talebi fonksiyonunun istikrarlı ve para politikasının etkin olduğu tespit edilmiştir.

Sarwar vd. (2013) çalışmasında, Pakistan ekonomisinde para talebinin kısa ve uzun dönemdeki istikrarlılığı ile para talebinin belirleyicisi olarak finansal inovasyonun rolünü araştırmıştır. Yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada, 1972-2007 dönemi incelenmiştir. Çalışmada, Hata Düzeltme Modeli yöntemi kullanılmış olup para talebi modelinin belirlenmesinde reel GSYİH, enflasyon oranı, faiz oranı ve finansal inovasyon değişkenleri kullanılmıştır. Hata Düzeltme Modeli yöntemi sonuçlarına göre, Pakistan ekonomisinde rezerv para ve geniş tanımlı parasal büyüklüğe dayanan para talebi fonksiyonlarının istikrarlı olduğu, dar tanımlı parasal büyüklüğe dayanan para talebi fonksiyonlarının ise istikrarsız olduğu ortaya çıkmıştır. Bu bulguların yanısıra, finansal gelişmelerin parasal varlık talebi üzerinde önemli bir rol oynadığı tespit edilmiştir.

3. Yöntem

3.1. Birim Kök (Durağanlık) Analizi

Makroekonomik zaman serileri çoğunlukla birim köke sahiptir. Birim kök içeren seriler, uzun dönemli deterministik bir yöne doğru dönme eğilimine sahip olmayıp, bu tür serilerin varyansı zamanla değişmektedir (Glynn vd., 2007: 66).

Zaman serilerinin kullanıldığı analizlerde durağan olmayan seriler, birim kök testleri yardımı ile fark değerleri alınarak durağan hale getirilir. Birim kök analizi için önerilen ve zaman serisi analizlerinde yaygın bir kullanım alanı bulunan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleridir. Bu çalışmada, birim kök analizi için bu iki testten yararlanılmıştır.

Fark değerleri alınarak birim kök testleri yardımı ile durağan hale getirilen seriler, uzun dönemli sabit bir ortalama etrafında dalgalanmakta ve seriler zamana bağlı olmayan sonlu bir varyansa sahip olmaktadır (Glynn vd., 2007: 66).

Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi, "seri birim köke sahiptir ya da durağan değildir" boş hipotezi altında, denklem (11)'de belirtilen regresyon denklemine göre tahmin edilmiştir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Denklem (11), sabit terimli rassal yürüyüş modelini ifade etmektedir. Buna göre bu denklem yardımı ile, boş hipotez ve alternatif hipotez test edilmektedir. Birim Kök Testi için boş hipotez, birim kökün var olduğunu, zaman serisinin durağan olmadığını ($H_0:\delta=0$) iddia etmektedir. Alternatif hipotez ise, zaman serisinin durağan olduğunu ve muhtemelen deterministik bir trend etrafında dalgalanmakta olduğunu ($H_1:\delta<0$) iddia etmektedir.

Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testinde, hata terimlerinin birbiriyle ilişkisiz olduğu varsayımı zamanla geçersiz hale gelmekte ve regresyon tahminlerinde hata terimleri birbiriyle ilişkili olabilmektedir. Daha sonra bu farklı durumu dikkate alan, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1981) Birim Kök Testi önerilmiştir. Bu birim kök

testi denklem (12)'den hareketle, ΔY_t 'nin gecikmeli deęerleri ilâve edilerek tahmin edilmek suretiyle bulunmuştur (Gujarati ve Porter, 2009: 755-757).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi ise, (13) nolu regresyon denklemine göre yapılmaktadır;

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \alpha + \beta t + u_t \quad (13)$$

Phillips-Perron (PP) Testi, test istatistiklerini doğrudan deęiştirerek, hata terimlerindeki (ut) otokorelasyonu ve deęişen varyansı düzeltir. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testinin, ADF Birim Kök Testine göre üstünlüğü, PP Testinin hata terimlerindeki (ut) deęişen varyansın genel biçimlerinin ADF Birim Kök Testine nazaran dirençli olmasındadır (Kozhan, 2010: 73-74).

3.2. Otoregresif Dağılımlı Gecikme (ARDL) Modeli Eşbütünleşme Analizi

Zaman serisi analizlerinde, birim kök testleri sonucunda tüm seriler aynı mertebeden durağan olmadıklarında, dięer bir ifade ile serilerin bir kısmı düzeyde dięer bir kısmı birinci farkları ya da ikinci farkları alınarak durağan hale gelmiş ise, seriler farklı mertebelerden durağan oldukları için böyle seriler "entegre olmayan seriler" olarak adlandırılır. Bu tür serilerin, uzun dönemli ilişkilerini tespit edebilmek amacıyla Otoregresif Dağılımlı Gecikme (ARDL) modeli uygulanmaktadır.

Bir eşbütünleşme testi yöntemi olarak ARDL Sınır Testi, Wald Testi'ne (F-istatistięi) dayanır. Wald Testi'nin asimptotik dağılımı, deęişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotez altında standart dışı durumdadır. Eşbütünleşme testi için Pesaran vd. (2001), alt sınır ve üst sınır olmak üzere iki tür kritik deęer belirlemiştir. Alt sınır kritik deęeri, incelenen deęişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını, bütün deęişkenlerin I(0) olduęu varsayımında bulunur. Üst sınır için kritik deęer ise, deęişkenler arasında eşbütünleşme olduęu anlamına gelen ve bütün deęişkenlerin I(1) olduęu varsayılır. F istatistik deęeri, üst sınır kritik deęerinden büyük ise, bu durumda boş hipotez (H0) reddedilir, yani deęişkenler eşbütünleşiktir. F istatistik deęeri, alt sınır kritik deęerin altında ise bu durumda boş hipotez (H0) reddedilemez (yani deęişkenler eşbütünleşik deęildir) (Dritsakis, 2011: 11-12).

Bu çalışmada oluşturulan ARDL modeli denklem (14)'te uygulanmıştır. Buna göre;

$$\Delta(M^d / P) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta \Delta(M^d / P)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda \Delta CPI_{t-i} + \gamma_1 (M^d / P)_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-1} + \gamma_3 i_{t-1} + \gamma_4 CPI_{t-1} + e_t \quad (14)$$

Denklem (14)'e göre boş hipotez ve alternatif hipotez aşağıdaki biçimde belirlenir;
 $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ (Boş hipotez)

$H_0 : \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq 0$ (Alternatif hipotez)

ARDL modelinde değişkenler arasındaki ilişkiler, kısa ve uzun dönem ayırımı ile incelenmektedir. Buna göre, değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler hata düzeltme modelinden hareketle incelenir. Bu durum, denklem (15)'te belirtilmiştir.

$$(M^d / P) = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta(M^d / P)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_2 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_2 \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_2 \Delta CPI_{t-i} + \psi ECM_{t-1} + v_t \quad (15)$$

Denklem (15)'te hata düzeltme teriminin (ECM) katsayısı ψ , negatif yönde ve anlamlı sonuçlanması, kısa dönemdeki dengeden sapmaların uzun dönemde denge yönüne doğru düzeltilebildiğini gösterir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin incelendiği denklem ise (16) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$(M^d / P) = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_1 (M^d / P)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_1 Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_1 i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_1 CPI_{t-i} + u_t \quad (16)$$

4. Veri Seti ve Model

Çalışmamızda her iki ülke için kullanılan veriler üçer aylık olup, başlangıç olarak örtük enflasyon hedeflemesinin başlangıç dönemleri esas alınmıştır. Bu çerçevede Türkiye uygulaması için kullanılan veriler 2002:Q1-2013:Q2 dönemini kapsar iken, Endonezya uygulaması için kullanılan veriler 1999:Q1-2013:Q1 dönemini kapsamıştır. Çalışmamızda her iki ülke uygulamasında kullanılan veri seti IFS-2013 veri CD'sinden alınmıştır. Çalışmada, Türkiye ve Endonezya için karşılıklı olarak M2 reel parasal büyüklükler, reel GSYİH, üç aylık vadeli mevduat faiz oranları ve TÜFE verileri kullanılmış olup, reel dönüşümler TÜFE'ye göre yapılmıştır.

Çalışma modelinin belirlenmesinde, literatür kısmında da incelenen Dekle ve Pradhan (1997)'in ASEAN ülkeleri için yaptığı modellemede kullandığı değişkenler ile Kumar ve Webber (2013)'in Avustralya ve Yeni Zelanda ekonomileri için yaptığı modellemede kullandığı değişkenler esas alınmıştır.

$$(M^D / P)_{t}^{Endonezya} = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 CPI_t + \varepsilon_{2t} \quad (18)$$

$$(M^D / P)_{t}^{Türkiye} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 CPI_t + \varepsilon_{1t} \quad (17)$$

Denklem (17) ve denklem (18), Türkiye ve Endonezya için oluşturulan regresyon denklemleri olup bu denklemler için belirlenen değişkenler; reel para talebi (MD/P), reel GSYİH (Y), üçer aylık vadeli mevduat faiz oranı (i) ve tüketici fiyat

endeksinden (CPI) oluşmuştur. Söz konusu denklemlerde α_0 ve β_0 sabit katsayıları, α_1 , α_2 , α_3 , β_1 , β_2 , ve β_3 eğim katsayıları, ϵ_t ise hata terimidir.

5. Ampirik Bulgular

Öncelikle çalışmada kullanılan seriler için, birim kök testleri uygulanarak serilerin durağan olup olmadıkları tespit edilmiştir. Bunun için, ADF ve PP birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm serilere ADF Birim Kök Testinin uygulanmasında, gecikme uzunluğunu belirlemede Schwarz Bilgi Kriterine göre Maksimum gecikme uzunluğu değeri on olarak belirlenmiş, PP Birim Kök Testi için ise, gecikme uzunluğunu belirlemede "Andrews Bandwidth" otomatik seçimi esas alınmıştır. ADF ve PP Birim Kök Testi sonuçları tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Ülke	Değişken	ADF		PP	
		Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark
TÜRKİYE	<i>MD/P</i>	-0.4593(0)	-6.3531(0)*	-0.4593(0.4)	-6.3531(0.2)*
	<i>Y</i>	-0.8265(9)	-3.0027(8)**	-2.8416(0.8)	-6.7695(1.0)*
	<i>i</i>	-4.7941(0)*	---	-4.4628(2.0)*	----
	<i>CPI</i>	1.8188(6)	-3.2515(3)**	0.0247(1.9)	-7.6074(0.2)*
ENDONEZYA	<i>MD/P</i>	2.3378(4)	-1.8253(3)	2.7600(5.5)	-10.5771(1.5)*
	<i>Y</i>	3.2971(4)**	----	2.3040(4.2)	-10.9574(1.5)*
	<i>i</i>	-2.3939(6)	-3.5637(5)*	-5.9893(8.5)*	----
	<i>CPI</i>	1.1340(0)	-6.3429(0)*	1.0259(1.8)	-6.3429(0.9)*

Not: *, (**) simgeleri, ADF ve PP birim kök testleri için %1, (%5) anlamlılık düzeylerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini gösterir. Parantez içindeki değerler gecikme sayısını gösterir. %1 ve %5 anlam düzeylerindeki MacKinnon kritik değerler sırasıyla -3.56 ve -2.92 olarak belirlenmiştir.

Tablo 1'de birim kök testi sonuçlarına göre, hem ADF hem PP birim kök testi sonucunda Türkiye'ye ait olan MD/P, Y ve CPI serileri düzey değerleri ile durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan olmasına karşılık, *i* serisinin ise düzey değeri ile durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 1'de Endonezya'ya ait olan serilerde ise, MD/P serisi ADF Birim Kök Testine göre birinci farkta da durağan olmayıp ikinci farklarının alınması gerekmekte iken, PP Testine göre ise birinci farka göre durağan sonuçlanmıştır. Yine bu ülkeye ait olan CPI serisi, her iki teste göre de birinci farka göre durağan sonuçlanmıştır. Y serisinin ADF Testine göre, *i* serisinin de PP Testine göre düzey değerleri ile durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla, her iki ülke için de yapılan birim

kök testlerinde aynı derecelerden durağan olmayan bu tür seriler entegre olmayan seriler olarak adlandırılmakta ve bu tür serilerin uzun dönemli ilişkilerini tespit edebilmek için, Pesaran vd. (2001) önerdiği ARDL Modeli uygulanmaktadır. Her iki ülke için de, serilerin eşbütünleşik olup olmadıkları ARDL Sınır Testi yöntemi ile sınanmış olup bu testin sonuçları tablo 2'de verilmiştir. Tablo 2'de, ARDL Sınır Testi sonuçlarına göre Türkiye'ye ait serilerin F istatistik değeri anlamlı sonuçlanmadığı için serilerin eşbütünleşik olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Endonezya'ya ait serilerin F-istatistik değeri ise %5 anlamlılık düzeyine göre anlamlı sonuçlanmış olup, buna göre, Endonezya modeline ait sözkonusu değişkenlerin eşbütünleşik oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 2. ARDL Modeli Sınır Testi

Ülke	k	F-istatistik	Kritik Değerler (%5'e göre)	
			Alt Sınır	Üst Sınır
Türkiye ARDL(1.1.1.1)	3	1.4995	3.23	4.35
Endonezya ARDL (1.2.1.2)	3	5.1754*	3.23	4.35

Not: * simgesi, %5 anlamlılık düzeyine göre anlamlı olduğunu gösterir. Tablodaki Kritik değerler, Pesaran vd. (2001), tablo C(iii)'den alınmıştır.

Tablo 2'de verilen ARDL Sınır Testi sonuçlarına göre, Türkiye'ye ait F-istatistik sonuçları istatistiksel olarak anlamsız sonuçlandığı için bu nedenle Türkiye uygulaması sonlandırılmış, uygulamanın bundan sonraki bölümünde sadece Endonezya uygulamasına devam edilmiştir. Çünkü tablo 2'deki sonuçlara göre, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sadece Endonezya serileri için geçerlidir.

ARDL Modeli kısa döneme ilişkin hata düzeltme modeli tahmin sonuçları tablo 3'te verilmiştir. Tablo 3'teki sonuçlara göre, hata düzeltme katsayısı [ECM(-1)] anlamsız sonuçlanmıştır. Bu durum, kısa dönemde şoklardan kaynaklanan para talebindeki dalgalanma ve dengeden sapmaların uzun dönemde giderilemediği anlamına gelmektedir. Tahmin edilen katsayılarından DY(-1) katsayısı anlamlı ve pozitif iken, tahmin edilen diğer katsayılar ise anlamsız sonuçlanmıştır.

Tablo 3. ARDL Modeli Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları
Bağımlı Değişken: $D(M^D/P)$

Ülke	Değişken	Katsayı	t-değeri	Olasılık
Endonezya ARDL(1,2,1,2)	<i>c</i>	4.3129	0.0288	0.9772
	<i>DY(-1)</i>	0.0160	3.3082*	0.0018
	<i>DY(-2)</i>	-0.0015	-0.4700	0.6405
	<i>Di(-1)</i>	15.5301	0.4920	0.6250
	<i>DCPI(-1)</i>	25.9143	0.7357	0.4656
	<i>DCPI(-2)</i>	-8.0583	-0.2410	0.8106
	<i>ECM(-1)</i>	-0.0813	-0.7591	0.4516

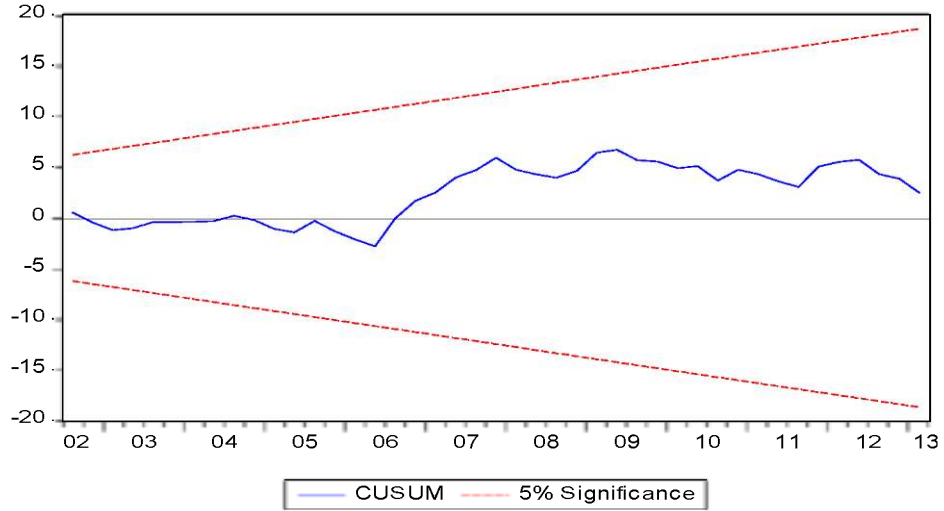
Not: * simgesi, %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

ARDL Modeli uzun döneme ilişkin tahmin sonuçları tablo 4'te verilmiştir. Bu sonuçlara göre, Endonezya modelindeki tüm bağımsız değişkenlere ait t değerleri uzun dönemde anlamlı sonuçlanmıştır; modeldeki tüm bağımsız değişkenlerin, para talebi bağımlı değişkeni üzerinde etkili oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, uzun dönemde para talebinin gelir esnekliği (*Y*'nin katsayısı) anlamlı ve pozitif bulunmuş, teorik beklentiler ile uyumlu bir yapıda sonuçlanmıştır. Faiz oranı esnekliği (*i*'nin katsayısı) ise anlamlı olup, teorik beklentilerin ötesinde pozitif bulunmuştur. *CPI* değişkeninin katsayısı ise anlamlı ve negatif bulunmuştur.

Tablo 4. ARDL Modeli Uzun Dönem Tahmin Sonuçları
Bağımlı Değişken: M^D/P

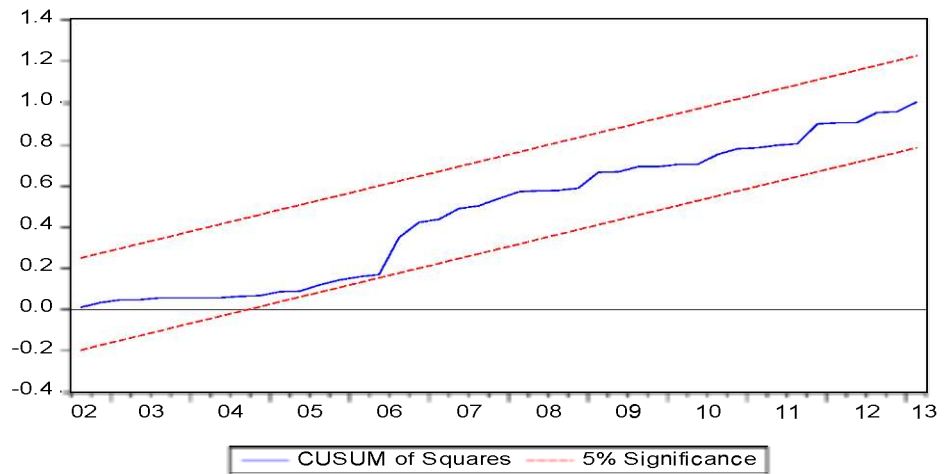
Ülke	Değişken	Katsayı	t-değeri	Olasılık
Endonezya ARDL (1,2,1,2)	<i>c</i>	-5696.927	-5.3765*	0.0000
	<i>Y</i>	0.0423	10.8296*	0.0000
	<i>i</i>	48.4692	2.2058**	0.0318
	<i>CPI</i>	-122.7469	-6.3930*	0.0000

Not: * simgesi, %1 anlamlılık düzeyinde, ** simgesi, %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.



Grafik 1. CUSUM Testi (Endonezya için)

Grafik 1'de CUSUM Testi, grafik 2'de de CUSUMSQ Testi sonuç grafiği verilmiştir. Her iki grafikte de, %5 anlamlılık düzeyinde CUSUM ve CUSUMSQ Test grafiği kesikli doğruların oluşturduğu sınırların içinde kalmış, bu kapsamda Endonezya için yapısal kırılmanın olmadığı ve oluşturulan modeldeki değişkenlerin ve parametrelerin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.



Grafik 2. CUSUMSQ Testi (Endonezya için)

Çalışmada elde edilen ampirik bulgular genel bir çerçevede değerlendirildiğinde, ARDL Sınır Testi sonuçlarının Türkiye için istatistiksel olarak anlamsız olması ve para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında hem kısa hem uzun dönemli bir ilişkinin bulunamamış olması nedeniyle Türkiye uygulaması Sınır Testi ile sonlandırılmış ve bir sonraki aşamaya geçilememiştir. Endonezya uygulamasında, para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında kısa dönemde bir ilişki bulunamamıştır. Uzun dönemde ise para talebi ile değişkenler arasında bir ilişkinin var olduğu ortaya çıkmıştır. Buna göre, Endonezya modeli için, ARDL Sınır Testi sonuçları ile birlikte uzun döneme ilişkin tahmin edilen katsayılar anlamlı sonuçlanmıştır. CUSUM ve CUSUMSQ Test sonuçları da, Endonezya için oluşturulan modeldeki para talebi ile diğer değişkenlerin istikrarlı olduğunu ve yapısal kırılmanın olmadığını ortaya koymuştur.

6. Sonuç ve Değerlendirme

Enflasyon hedeflemesi sürecindeki Türkiye ve Endonezya ekonomilerinde para talebinin istikrarlılığının analiz edildiği bu çalışmada, bulunan sonuçlar iki ülke için karşılaştırılmıştır. Analizde örtük enflasyon hedeflemesi rejiminin başlangıcı Türkiye de 2002:Q1 dönemi, Endonezya için de 1999:Q1 dönemi baz alınmıştır.

Çalışma sonuçlarına göre, Türkiye uygulamasında kısa ve uzun dönemde para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında bir ilişkinin varlığına yönelik bir bulguya rastlanmamış ve bu sonuç, Altıntaş (2008), Dritsaki ve Dritsaki (2012), Gencer ve Arısoy (2013), Özçalık (2014)'ın Türkiye'de para talebi ile para talebinin belirleyicileri arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalarda elde ettikleri ampirik bulgular ile çelişmiştir. Bu çelişkinin temelinde, Türkiye'nin analize konu olduğu yukarıda sözü edilen ekonometrik çalışmalarda ele alınan dönemin, Türkiye'de örtük enflasyon hedeflemesi rejimi uygulamasının başlangıcı olan 2002 yılından önceki dönemin de uygulamalara dahil edilmiş olmasından ileri geldiği söylenebilir.

Çalışmanın sonuçları Endonezya modeli açısından değerlendirildiğinde, para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında sadece uzun dönemde ilişki bulunmuş, bu sonuç ile Dekle ve Pradhan (1997)'in Güneydoğu Asya Uluslar Birliği (ASEAN) ülkelerinde para talebi istikrarlılığını inceleyen çalışmasında Endonezya ile ilgili bulunduğu sonuç çelişmiştir. Sözü edilen çelişkinin ortaya çıkmasında, Dekle ve Pradhan (1997) çalışmasındaki ekonometrik uygulamada ele alınan dönemin, tümüyle Endonezya'da enflasyon hedeflemesi rejiminin örtük olarak uygulanmaya başlandığı 1999 yılından önceki dönemleri de kapsamından kaynaklandığı öne sürülebilir.

Her iki ülkenin enflasyon hedeflemesi rejimini tercih etmesine rağmen çalışmada elde edilen sonuçlar birbirinden farklıdır. Buna göre, enflasyon hedeflemesi sürecinde Türkiye'de para talebi istikrarsız çıkmıştır. Endonezya'da para talebi ile

diğer deęişkenler kısa dönemde ilişkisiz iken uzun dönemde ilişkili olduęu görülmüştür. Ayrıca Endonezya için oluşturulan modelin istikrarlı bir model olduęu, uzun vadede bu istikrarı olumsuz etkileyen bir yapısal kırılmanın olmadığı ortaya çıkmıştır. Genel olarak bu sonuç, enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulandığı ülkelerde para talebi istikrarının gerçekleşmesi bağlamında bir genellemede bulunulamayacağını ortaya koymuştur.

Kaynaklar

- Altıntaş, H. (2008), "Türkiye'de Para Talebinin İstikrarı ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985-2006", Erciyes Üniversitesi İİB Dergisi, 30 (Ocak-Haziran 2008, 15-46.
- Azim, P., Ahmed, N., Ullah, S. Zaman, B. ve M. Zakaria (2010), "Demand for Money in Pakistan: An Ardle Approach", Global Journal of Management and Business Research, 9(10), 76-80.
- Carstensen, K., Hagen, J., Hossfeld, O. ve A. S. Neaves (2006), Money Demand and Money Overhang in the Four Largest EMU Countries, (Kiel Institute for The World Economy).
- Dekle, R. ve M. Pradhan (1997), "Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries: Implications for Monetary Policy", IMF Working Paper, WP/97/36.
- Dickey, D. A. ve W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 366(74), 427-431.
- Dickey, D. A. ve W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 1057-1072.
- Dritsaki, M. ve C. Dritsaki (2012), "The Stability of Money Demand: Evidence from Turkey", The IUP Journal of Bank Management, 11(4), 1-22.
- Dritsakis, N. (2011), "Demand for Money in Hungary: An ARDL Approach", Review of Economics&Finance, November (1), 1-16.
- Ewing, B. T. ve J. E. Payne (1999), "Long-run Money Demand in Chile", Journal of Economic Development, 24(2), 177-190.
- Foresti, P. ve O. Napolitano (2012), "Modeling Long-Run Money Demand for Nine Developed Economies", Discussion Paper No:20.
- Gencer, S. ve İ. Arısoy (2013), "Türkiye'de Uzun Dönem Geniş Para (M2Y) Talebinin Tahmini: Zamanla Değişen Katsayılar Yönteminden Bulgular", Ege Akademik Bakış, 4(13), 515-526.
- Glynn, J., Perera, N. ve R. Verma (2007), "Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications", Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration, 3(1), 63-79.
- Gujarati, D. N. ve D. C. Porter (2009), Basic Econometrics, New York: McGraw-Hill.
- Hafer, R. W. ve D. W. Jansen (1991), "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests", Journal of Money Credit and Banking, 23(2), 155-168.

Iyoboyi, M. ve L. M. Pedro (2013), "The Demand for Money in Nigeria: Evidence from Bounds Testin Approach", *Business and Economics Journal*, 76, 1-13.

Kozhan, R. (2010), *Financial Econometrics*, London, Roman Kozhan & Ventus Publishing ApS.

Kumar, S. ve D. J. Webber (2013), "Australasian Money Demand Stability: Application of Structural Break Tests", *Taylor&Francis Journals*, 45(8), 1011-1025.

Mishkin, F. S. (2001), "Inflation Targeting", <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/fmishkin/PDFpapers/01ENCYC.pdf>, (Eriřim: 05.07.2014).

Niyimbanira, F. (2013), "Stability of Money Demand in A Developing Economy: Empirical Evidence from South Africa", *International Business&Economics Journal*, 12(5), 565-572.

Odularu, G. O. ve O. A. Okunrinboye (2009), "Modeling the Impact of Financial Innovation on the Demand for Money in Nigeria", *African Journal of Business Management*, 3(2), 39-51.

Onafowora, O. A. ve O. Owoye (2007), "Structural Adjustment and the Stability of the Nigerian Money Demand Function", *International Business&Economics Research Journal*, 8(3), 55-64.

Özçalık, M. (2014), "Türkiye'de Para Talebi Fonksiyonu: Bir ARDL Yaklaşımı", *Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi*, 27, 359-373.

Öztürk, I. ve A. Acaravcı (2008), "The Demand for Money in Transition Economics", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2/2008, 35-43.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve R. J. Smith (2001), " Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Rao, B. B. ve S. Kumar (2011), "Is the US Demand for Money Unstable?", *Applied Financial Economics*, Taylor&Francis Journals, 21(17), 1263-1272.

Sarwar, H., Sarwar, M. ve M. Waqas (2013), "Stability of Money Demand Function in Pakistan", *Economic and Business Review*, 15(3), 197-212.

Valadkhani, A. (2005), "Modelling Demand for Broad Money in Australia", *Australian Economic Papers*, 44(1), 47-64.

Valadkhani, A. (2008), "Long- and Short-Run Determinants of the Demand for Money in the Asian Pacific Countries: An Empirical Panel Investigation", *Annals of Economics and Finance*, 9(1), 77-90.

<http://www.bi.go.id>, (Eriřim: 12.06.2014).

<http://www.tcmb.gov.tr>, (Eriřim: 03.06.2014).