

AZERBAIJAN İÇİN PARA TALEBİ İSTİKRARININ ARDL YAKLAŞIMI İLE ANALİZİ

Doç. Dr. Seymur AĞAZADE

Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF, (seymur.agazade@erdogan.edu.tr)

ÖZET

Bu çalışmada, Azerbaycan'da para talebi ve para talebinin belirleyicileri arasındaki ilişkinin ve para talebi fonksiyonunun istikrarlılığının incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, 2006 Q1 – 2016 Q4 dönemine ait üçer aylık veri kullanılarak ARDL Modeli dahilinde para talebi fonksiyonu tahmin edilmiştir ve Cusum ve CusumQ testleri aracılığıyla tahmin edilen modelin istikrarlı olup olmadığı araştırılmıştır. Modelde gelir düzeyi, faiz oranı ve döviz kuru para talebinin belirleyicileri olarak dikkate alınmıştır. Sınır testi bulguları para talebi ve açıklayıcı değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisini desteklemektedir. Cusum ve CusumQ testleri ise ARDL modeli dahilinde tahmin edilen para talebi fonksiyonu katsayılarının istikrarlı olduğu yönünde sonuçlar sunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Para Talebinin İstikrarlılığı, ARDL Modeli, Azerbaycan.

AN ANALYSIS OF MONEY DEMAND STABILITY IN AZERBAIJAN BY USING ARDL APPROACH

ABSTRACT

This study aims to investigate the relationship between money demand and its determinants and to test the stability of money demand function in Azerbaijan. For this purpose, money demand function was estimated by using ARDL Model and quarterly data from Q1 2006 to Q4 2016. The stability of coefficients were tested by using Cusum and CusumQ tests. Income level, interest rate and exchange rate are considered as determinants of money demand. Findings of bound test supports cointegration relationship. In addition, Cusum and CusumQ tests show that coefficients of money demand function that predicted in ARDL model are shows stability characteristics.

Keywords: Stability of Money Demand, ARDL Model, Azerbaijan.

1. Giriş

Para talebinin istikrarına yönelik eleştiriler, özellikle uluslararası sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi ve bilgi iletişim teknolojilerinde yaşanan hızlı gelişmenin neden olduğu finansal yeniliklerle birlikte artış göstermiştir. Bu gelişmelerin ortaya çıkardığı yeni finansal araçlar para tanımlarının yenilenmesi gerekliliğini ortaya çıkarmış ve merkez bankalarını parasal kontrol rejimlerini terk etmeye yönlendirmiştir. Bununla birlikte, uygulanan para politikasının etkinliği yani belirlenen para politikası hedeflerinin en düşük toplumsal maliyetle gerçekleştirilebilmesi önemli derecede para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmasına bağlıdır. Para talebi, reel balanslara olan talebi ifade etmektedir ve para talebinin nasıl modellenmesi gerektiği parasal iktisadın önemli sorunlarından biridir.

Friedman'ın (1956) modern miktar kuramı portföy analizi temeline dayanmaktadır ve bu kuramda birey servetini paranın da dahil olduğu çeşitli varlıklar şeklinde tutabilmektedir. Dolayısıyla, modern miktar kuramında para talebi, farklı şekillerde tutulabilen servetin bir göstergesi olan sürekli gelirin ve para tutmanın alternatif maliyetini oluşturan farklı finansal ve reel varlık getirilerinin istikrarlı bir fonksiyonu şeklinde ifade edilmektedir. Ayrıca, zevk ve tercihler olarak nitelendirilen diğer bir değişken de modern miktar kuramında para talebini açıklayan değişkenler arasında yer almaktadır. Bu değişken, diğer varlıklara nispeten para tutmanın sağladığı hizmetlere servet sahiplerinin atfettikleri fayda, ekonominin istikrarlılık derecesi, servet sahiplerinin coğrafi hareketliliği ve gelire göre sermaye transferlerinin derecesi tarafından belirlenmektedir (Pierce & Tysome, 1985:69-70).

Modern miktar kuramında servetin para dışında tahvil, hisse senedi ve fiziki mallar şeklinde tutulabileceği dikkate alınmakta ve bunların getirileri para talebi fonksiyonunda yer almaktadır. Klasik miktar kuramının farklı versiyonlarında ise, faiz oranı para talebi fonksiyonunda doğrudan yer almamakla birlikte faiz oranından da etkilendiği varsayılan teknik ve kurumsal faktörlere bağlı dolanım hızı ya da bunun tersi yer almaktadır. Klasik miktar kuramının Cambridge yaklaşımlarında dolanım hızı tersinin ilave olarak fiyat beklentilerine ve ekonomideki belirsizlik derecesine de bağlı olduğu düşünülmektedir (Yay, 2012:47-51). Keynes'in likidite tercihi yaklaşımı ya da Baumol (1952) ve Tobin (1956) çalışmalarına dayanan Baumol-Tobin para talebi modelinde de para talebi, farklı şekillerde ifade edilen gelir düzeyi ile faiz oranının fonksiyonudur. Keynes'in spekülasyon güdüsü ile para talebi temelde ekonomik güven ve faiz oranına ilişkin değişmelerden ya da beklentilerden etkilenmektedir.

Para talebine ilişkin farklı yaklaşımlar para talebi fonksiyonunda döviz kuruna yer vermemektedir. Fakat Mundell (1963), para talebinin faiz oranı ve gelir düzeyine ilave olarak muhtemelen döviz kuruna da bağlı olduğunu ifade etmiştir ve bunun esnek döviz kuru rejimlerinde para politikasının etkinliğini çok küçük ölçüde azaltacağını belirtmiştir (Mundell, 1963:484). Bunun yanı sıra, yukarıda kısaca açıklanan farklı kuramlarda belirsizlik ve ekonomik güvenin para talebini etkilediği ifade edilmiştir. Finansal varlıkların getirilerine ilişkin belirsizlik bireylerin servetlerinin daha büyük bir kısmını para olarak tutmalarına neden olduğu düşünülmüştür. Bu nedenle belirsizliğin para talebi üzerinde etkisinin genellikle pozitif olduğu ifade edilmiştir. Bu çalışmada, Azerbaycan için para talebi fonksiyonu tahmin edilmiş ve bu fonksiyon katsayılarının istikrarlı olup olmadığı incelenmiştir. Tahmin edilen fonksiyonda para talebi reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru ile açıklanmaya çalışılmıştır. Döviz kuru birçok

gelişmekte olan ülkede olduğu gibi Azerbaycan'da da ekonomik birimlere ekonominin durumuna ilişkin bilgi veren temel değişkenlerden biridir. GSYH, işsizlik ya da enflasyon verilerinden farklı olarak döviz kurundaki değişimler günlük ya da daha kısa zaman aralığında izlenebilmekte ve doğal olarak ekonomik birimlere ekonominin gidişatına ilişkin bilgi ya da sinyal vermekte ve kararlarının şekillenmesinde etkili olmaktadır. Gelişmiş ülke ekonomileri ile karşılaştırıldığında finansal derinliğin ve finansal bilginin düşük olduğu ülkelerde ekonomik birimler kur artışının etkisi ile reel varlıklara daha fazla yönelebilirler. Bu nedenle, bu ülkelerde döviz kurunun para talebini negatif yönde etkileyen önemli değişkenlerden biri olması beklenebilir.

Bu çalışmada Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Ototegresif Dağılımlı Gecikme (ARDL) yaklaşımı ve 2006 Q1 – 2016 Q4 dönemine ait veri seti kullanılarak Azerbaycan için para talebi fonksiyonu tahmin edilmiştir. Ardından Cusum ve CusumQ testleri kullanılarak para talebi fonksiyonu uzun dönem katsayılarının istikrarlılığı incelenmiştir. Çalışmanın devamı şu şekilde düzenlenmiştir. Takip eden bölümde konuya ilişkin mevcut literatür incelenmiştir. Üçüncü bölümde Azerbaycan için para talebi fonksiyonunun tahmininde kullanılan model ve veri seti tanıtılmıştır. Çalışmanın uygulama kısmını oluşturan dördüncü bölümde, ARDL yaklaşımı açıklanmış ve elde edilen bulgular sunulmuştur. Son bölümde ise bulgular doğrultusunda değerlendirmeler yapılmıştır.

2. Konuya İlişkin Literatür

Para talebi fonksiyonunun tahmini ve bu fonksiyonun istikrarlılığının araştırılmasına yönelik çok sayıda çalışma mevcut olmakla birlikte literatürde Azerbaycan'a ilişkin bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu bölümde farklı ülke örneklerinde mevcut çalışmalar uygulanan yöntem ve elde edilen sonuçlar bakımından incelenmiştir. Bunlardan Khan (1980) tarafından yapılan çalışmada Pakistan'ın 1959-1978 dönemi için nominal ve reel para talebi fonksiyonları tahmin edilmiştir. Bu çalışma bulgularına göre gelir düzeyi ve faiz oranının yanı sıra para talebi yüksek enflasyon dönemlerinde enflasyon beklentisinden ve ayrıca parasallaşma derecesinden etkilenmektedir. Khan (1980) tahmin edilen para talebi fonksiyonlarının istikrarlılığını kovaryans analizi ve Chow testi yardımıyla incelemiş ve bunların istikrarlı olduğu sonucuna varılmıştır.

Hafer & Jansen (1991), Johansen koentegrasyon testi yardımıyla ABD için para talebi ile gelir düzeyi ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. M1 ve M2 para arzı göstergelerinin dikkate alındığı çalışmada reel M2 ve açıklayıcı değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi bulunmuşken, reel M1 için böyle bir bulguya ulaşılamamıştır. Aynı yaklaşımın kullanıldığı Ewing & Payne (1999) çalışmasında, Şili ekonomisinin yüksek derecede dışa açık bir ekonomi olması nedeniyle istikrarlı bir para talebi fonksiyonu tahmin edilmesindeki başarısızlıkların döviz kurunun para talebi modellerine dahil edilmemesinden kaynaklanabileceği ifade edilmiştir. Çalışmada efektif döviz kurunun M1 ve M2 için olan para talebini farklı şekillerde etkilemesine rağmen para talebi fonksiyonlarına döviz kurunun dahil edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır.

Koçar (1995), Hamori & Hamori (1999), Karfakis & Opoulos (2000), Dutkowsky & Atesoglu (2001), Valadkhani (2005), Ordóñez (2003), Özcan & Arı (2013) ve Özdemir

& Saygılı (2013) çalışmalarında da Johansen koentegrasyon yöntemi uygulanmıştır. Koğar (1995), Türkiye ve İsrail'in yüksek enflasyon dönemleri için uzun dönemde istikrarlı bir para talebi fonksiyonu olup olmadığını incelemiştir. Reel gelir, enflasyon oranı ve döviz kurunda değişme oranının dahil edildiği, fakat faiz oranının yer almadığı modellerde para talebinin istikrarlı olduğu görülmüştür. Çalışmaya göre para talebinin döviz kuru esnekliği bu ülkelerde para ikamesi yaşandığına işaret etmektedir. Hansen ve Johansen testinin de uygulandığı Karfakis & Opuolos (2000) çalışmasında Yunanistan'da M1 para talebi incelenmiştir. Çalışma bulguları para talebinin gelir düzeyi ve faiz oranı ile uzun dönemli istikrarlı ilişkiye sahip olduğunu destekleyici niteliktedir. Hamori & Hamori (1999) ise, konuyu Almanya için incelemişler. Chow testinin de uygulandığı çalışmada ülkenin birleşme öncesi dönemi için para talebinin istikrarlı olduğu, birleşme sonrası için ise bunun istikrarsız olduğu yönünde sonuçlar elde etmişler.

Johansen koentegrasyon tekniğine ve para talebi için oluşturulan modelin dinamik EKK yöntemine dayanan Dutkowsky & Atesoglu (2001) çalışmasında ABD için para talebinin dinamik mikro temellerini araştırmışlardır. Çalışmada kişi başına düşen reel M1, tüketim ve vergi sonrası faiz oranı kullanılmıştır. Çalışmada tüketim ile para talebi arasındaki uzun dönem ikame esnekliğinin ise -0.26 ile -0.41 arasında değiştiği bulunmuştur. Valadkhani (2005) ise, Avustralya için para talebi, gelir düzeyi, faiz oranı, nakit oranı ve enflasyon oranının koentegre olduğu yönünde sonuçlar elde etmiştir.

Ordóñez (2003), İspanya için para talebi fonksiyonunun uzun dönemde istikrarlı olduğu kısa dönemde ise istikrarlı olmadığını destekleyen sonuçlar elde etmiştir. Bu çalışmada lojistik ve üstel yumuşak geçişli doğrusal dışı yöntemler kullanılarak reel balansların asimetric uyarlamasını destekleyici sonuçlar elde edilmiştir. Türkiye'ye ilişkin yaptıkları çalışmada Özcan & Arı (2013), Johansen koentegrasyon ve Cusum ve CusumQ testleri yardımıyla M2 para talebini incelemişlerdir. Çalışmada gelir düzeyi, faiz oranı ve döviz kuru değişkenlerine ait katsayılar sırasıyla pozitif, negatif ve pozitif bulunurken para talebinin istikrarlı olmadığı yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Özdemir & Saygılı (2013) ise, Türkiye için para talebi fonksiyonu parametrelerinin tutarlılığını Nymblo testini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada para talebinin istikrarlı ve tutarlı tahmini için para talebi fonksiyonunda belirsizliğin modellenmesi gerektiği vurgulanmıştır.

Para talebi fonksiyonunun tahmininde ARDL yaklaşımı yaygın olarak kullanılmaktadır. Örneğin Bahmani-Oskooee (2001), ARDL yaklaşımını, Cusum ve CusumQ testlerini kullanarak Japonya için para talebini ve bunun istikrarlılığını incelemiştir. Reel gelir ve faiz oranının reel para talebini açıkladığı modelde açıklayıcı değişkenlere ait katsayılar beklenen işarette ve istikrarlı oldukları bulunmuştur. Nijerya için yapılan ve benzer yöntemlerin kullanıldığı Akinlo (2006) çalışmasında ise para talebi gelir düzeyi, faiz oranı ve döviz kurunun bir fonksiyonu olarak dikkate alınmıştır. Çalışma bulgularına göre gelir düzeyi ve faiz oranına ait katsayılar teorik beklentileri karşılamaktadır. Nijerya ulusal para birimi cinsinden tanımlanan döviz kuru değişkenine ait katsayı ise pozitif bulunmuştur. Cusum testi, tahmin edilen modelin istikrarlı olduğunu desteklerken CusumQ testi sonuçları aynı yönde değildir.

Aynı yöntemin kullanan Bahmani-Oskooee & Karacal (2006), Türkiye'de dar ve geniş anlamda para talebini reel gelir, döviz kuru, enflasyon ve faiz oranının fonksiyonu olarak

tahmin etmişlerdir. Çalışma bulgularına göre, faiz oranı her iki para talebini, gelir düzeyi ise geniş tanımlı para talebini etkilememektedir. Dar tanımlı para talebini enflasyon, kur ve faiz oranının ise negatif yönde etkilediği görülmüştür. M2 denklemlerinde ise kur değişkenine ait katsayı pozitif bulunmuştur. Cusum ve CusumQ testlerinde ise tahmin edilen modellerin aşağı yukarı istikrarlı olduğu bulunmuştur.

Türkiye'ye ilişkin yapılan Altıntaş (2008), Yılcıncı (2012), Gencer & Arısoy (2013) ve Özçalık (2014) çalışmalarında da para talebi ARDL modeli çerçevesinde incelenmiştir. Altıntaş'ın (2008) elde ettiği sonuçlar M2 para talebini açıklayan değişkenlere ait uzun dönem katsayıların istikrarlı olduğunu göstermektedir. Bu katsayılar gelir düzeyi ve döviz kuru için pozitif, faiz oranı için ise negatiftir. Yılcıncı (2012), diğer çalışmalardan farklı olarak para talebi modeline hisse senedi fiyatlarını da açıklayıcı değişken olarak dahil etmiştir. Gelir düzeyi ve faiz oranının da açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı ve sınır testi, Cusum, Cusum Q ve kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımlarına dayanan çalışmada para talebi fonksiyonunun istikrarlı olmadığı sonucuna varılmıştır. Özçalık (2014) çalışmasında ise para talebini açıklayıcı değişkenler gelir düzeyi, faiz oranı ve efektif döviz kurudur. Uzun dönem para talebi fonksiyonunda gelir düzeyi ve faiz oranı değişkenlerine ait katsayılar pozitif bulunmakla birlikte, t istatistiği bu iki değişkenin para talebini etkilediğini zayıf şekilde desteklemektedir. Bunun yanı sıra Cusum testi para talebi fonksiyonu katsayılarının istikrarlı olduğunu desteklerken, CusumQ testi bunu desteklememiştir. Gencer & Arısoy (2013), ARDL sınır testi yaklaşımı ve zamanla değişen katsayılar yöntemi ile para talebi fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Bu çalışmada reel gelir, faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kuru reel para talebini açıklayıcı değişkenlerdir ve faiz oranı ve enflasyon oranının para talebini negatif ve gelir düzeyi ve döviz kurunun ise pozitif yönde etkilediği bulunmuştur.

Atgür & Altay (2015) ise ARDL model yardımıyla Türkiye ve Endonezya ekonomileri için para talebinin incelemişler. Çalışmada Türkiye için kısa ve uzun dönemde para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve enflasyon arasında herhangi bir ilişki bulunamamıştır. Endonezya için ise uzun dönemde ve istikrarlı ilişki olduğu bulunmuştur. Iyoboyi & Pedro (2013) de, ARDL modeli ve Cusum ve CusumQ testleri yardımıyla Nijerya için para talebi fonksiyonu ve bunun istikrarlılığını incelemişler. Çalışmada dar anlamda para talebi için oluşturulan modelde gelir düzeyi, faiz oranı, reel döviz kuru beklentisi, enflasyon beklentisi ve yurtdışı reel faiz oranları açıklayıcı değişkenlerdir. Çalışma bulgularına göre uzun dönemde para talebini gelir düzeyi ve faiz oranı teorik beklentilerle uyumlu olmak üzere sırasıyla pozitif ve negatif yönde etkilemektedir ve tahmin edilen uzun dönem para talebi fonksiyonu katsayıları istikrarlıdır.

Rao & Kumar (2011) ABD'de M1 para talebi için gelir düzeyi, faiz oranı, reel döviz kuru ve enflasyon oranının dahil edildiği modeli çerçevesinde bir yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory ve Hansen koentegrasyon testi ve tam modifiye edilmiş EKK yöntemine göre araştırmışlar. Çalışmada, trend değişkeninin de eklendiği para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Kumar & Webber (2013) ise, Gregory ve Hansen koentegrasyon testi, modifiye edilmiş EKK, iki aşamalı EKK, Cusum ve CusumQ testleri çerçevesinde Avustralya ve Yeni Zelanda için M1 para talebi fonksiyonunun istikrarlılığını incelemişlerdir. Gelir düzeyi, faiz oranı, döviz kuru ve enflasyon oranının yer aldığı, tahmin edilen para talebi fonksiyonunun her iki ülke için istikrarlı olmadığını destekleyen sonuçlar elde etmişler. Aynı yöntemlerin uygulandığı Kumar vd. (2013) çalışmasında ise, Nijerya

ekonomisinde M1 için para talebi incelenmiştir. Bu çalışmada yapısal kırılmanın dikkate alınması koentegrasyon ilişkisinin varlığı, gelir düzeyinin para talebini uzun dönemde pozitif ve faiz oranının negatif yönde etkilediğini ve para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu bulunmuştur.

Foresti & Napolitano (2012) çalışması ise panel veri yöntemleri ile yapılmıştır. G7 ülkeleri ile Avustralya ve İsviçre için yapılan çalışmada Pedroni panel koentegrasyon ve dinamik EKK yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmada gelir düzeyi ya da servet, faiz oranı ve döviz kuru para talebini açıklayıcı değişkenlerdir. Foresti & Napolitano'nun (2012) bulguları koentegrasyon ilişkisini ve para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğunu desteklemektedir. Bu bulgulara göre, gelir düzeyi ya da servet ile döviz kuru para talebini pozitif, faiz oranı ise negatif yönde etkilemektedir.

3. Model ve Veri Seti

Bu çalışmada tahmin edilen para talebi fonksiyonu Azerbaycan'da iktisadi birimlerin kararlarında önemli derecede dikkate aldıkları düşünülen döviz kuru değişkenini de içermektedir. Döviz kuru, Mundell'in (1963) yaklaşımı çerçevesinde para talebinin modellenmesinde dikkate alınmaktadır. Çalışmada, logaritmik düzeyde reel para talebi (*LM*) için oluşturulan model aşağıda ifade edilmiştir:

$$LM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LY_t + \alpha_2 I_t + \alpha_3 LE_t + u_t \quad (1)$$

Burada *LY* ve *LE* sırasıyla gelir düzeyi ve döviz kurunun logaritması ve *I* ise faiz oranıdır. Çalışmada para talebi göstergesi olarak M2 para arzının TÜFE'ye göre reel dönüşümü yapılmış değerleri kullanılmıştır. Gelir düzeyi 2010 fiyatlarıyla manat cinsinden GSYH ile ölçülmüştür. Faiz oranı, bankalar arası piyasada farklı vadelere ait faiz oranlarının ağırlıklı ortalamalarına ait aylık verilerin üçer aylık ortalamasını ifade etmektedir. Çalışmada para talebini açıklamak için kullanılan son değişken ise ABD dolarının manat kurudur. Belirtilen değişkenlere ait veriler Azerbaycan Merkez Bankasının elektronik veri sisteminden ve Dünya Bankasının Global Economic Monitor veri tabanından elde edilmiştir. GSYH ve TÜFE verileri mevsim etkilerinden arındırılmış değerlerdir. Para talebi serisinin oluşturulmasında da, M2'nin 4'cü çeyrek değerlerdeki artışlar dikkate alınarak seri önce CensusX12 yöntemine göre mevsim etkilerinden arındırılmıştır. Değişkenlere ait temel istatistikler Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Değişkenlere Ait Temel İstatistikler

	LM	LY	I	LE
Ortalama	18,0432	22,5653	12,5203	-0,1231
Maksimum	18,8156	22,7219	26,3133	0,5389
Minimum	16,4127	22,0905	5,2700	-0,2439
Standart Hata	0,5661	0,1660	4,7372	0,2090

4. Yöntem ve Bulgular

Denklem 1 ile ifade edilen para talebi modelinin tahminine geçmeden önce modelde yer alan değişkenlere ait serilerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Durağanlık zaman serilerinin sabit ortalama, sabit varyans ve serinin iki değeri arasındaki kovaryansın zaman aralığına bağlı olmasını ifade etmektedir. Bu çalışmada, değişkenlere ait serilerin durağanlık özelliklerini inceleme amacıyla literatürde yaygın şekilde uygulanan Genişletilmiş Dickey & Fuller (1979) ADF ve Phillips & Perron (1988) PP birim kök testleri kullanılmıştır. ADF testine ait modellerde hata terimleri arasında otokorelasyon sorununa karşın bağımlı değişken gecikmeleri yer almaktadır. PP testinde ise parametrik olmayan yöntemler kullanılmaktadır. Her iki testte serinin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipoteze karşın serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi test edilmektedir.

ADF ve PP testlerine ait sonuçlar Tablo 2’de ifade edilmiştir. Test istatistikleri LY ve I değişkenlerinin seviyelerinde LM ve LE değişkenlerinin ise farklarında durağan olduklarını destekleyici niteliktedir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

	ADF		PP	
	Sabit	Trend	Sabit	Trend
LM	-2,1993	-1,7844	-3,6850*	-1,9833
LY	-5,1107*	-2,8569	-7,9717*	-6,2959**
I	-2,9292***	-5,2926*	-2,6949***	-5,2821*
LE	1,1189	1,0551	1,4369	1,0885
DLM	-3,0107**	-3,1056	-2,9976**	-3,1793
DLY	-6,3500*	-8,0421*	-6,3623*	-8,1093*
DI	-10,5860*	-10,4508*	-25,5369*	-25,1658*
DLE	0,4403	3,7441**	-6,0884*	-7,0824*

Not: *, ** ve *** ilgili istatistiğin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

Engle & Granger (1987) ile Johansen & Juselius (1990) koentegrasyon testlerinden farklı olarak Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı seviyesinde ve farkında durağan olan değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin incelenmesine olanak tanımaktadır. Bu çalışmada, Azerbaycan için oluşturulan para talebi fonksiyonu ARDL yaklaşımı çerçevesinde tahmin edilmiştir. ARDL yaklaşımı dahilinde reel para talebinin kısa ve uzun dönem belirleyicilerinin saptanmasına çalışılmıştır. Ardından, Cusum ve CusumQ testleri yardımıyla tahmin edilen para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı incelenmiştir. Koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi için önce LM değişkeninin farkı için oluşturulan aşağıdaki kısıtlanmamış model tahmin edilmiştir:

$$DLM_t = \sum_{i=1}^m \beta_{1i} DLM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} DLM_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} DI_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{4i} DLE_{t-i} + \gamma_1 LM_{t-1} + \gamma_2 LY_{t-1} + \gamma_3 I_{t-1} + \gamma_4 LE_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Burada koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi γ katsayılarına ilişkin F testi yardımıyla yapılmaktadır. F testi ARDL modelindeki değişkenlerin durağanlık düzeylerine, açıklayıcı değişken sayısına ve modelin sabit ya da trend içerip içermediğine göre farklılık göstermektedir.

Tablo 3: ARDL Sınır Testi Sonuçları

	Değer	k
F-istatistiği	14,3124	3
Sınır Kritik Değerler		
Anamlılık Düzeyi	10 Sınır	11 Sınır
10%	2,72	3,77
5%	3,23	4,35
2,5%	3,69	4,89
1%	4,29	5,61

Denklem 2 ile tahmin edilen model için sınır testine ait sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. Tablodan da görüldüğü gibi hesaplanan F istatistiği 14,3124'tir. F istatistiği tablonun alt kısmında ifade edilen %1 anlamlılık düzeyine ait üst kritik değerden büyüktür. Bu sonuç, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezini reddetmektedir.

Tablo 3'teki sonuçlar koentegrasyon ilişkisini desteklemektedir. Bunun ardından aşağıda ifade edilen genişletilmiş ARDL modeli tahmin edilmiştir:

$$DM_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} LY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} I_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{4i} LE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem 3 ile ifade edilen modele ait tahmin sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur. Modelde gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri ve 5 maksimum gecikme dikkate alınmıştır. Tablonun alt bölümünde sunulan tanımlayıcı istatistikler modelin açıklama gücünün yüksek olduğunu, otokorelasyon ve değişen varyans sorunu ile ARCH etkisinin olmadığını desteklemektedir. Tahmin edilen modelde istatistiksel olarak anlamlı bulunan açıklayıcı değişkenlere ait katsayılar koyu karakterle verilmiştir.

ARDL (3,0,4,2) modeline ait uzun dönem katsayılar ise Tablo 5'te verilmiştir. Buna göre LY değişkenine ait katsayı beklendiği gibi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Katsayı değerine göre gelir düzeyinde %1'lik bir değişim para talebinde aynı yönde ve daha yüksek oranda olmak üzere yaklaşık olarak %1,59 düzeyinde bir değişime neden olmaktadır. I değişkenine ait katsayı teorik beklentilerle uyumlu olarak negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, faiz oranında %1 puan bir değişim para talebinde tersi yönde yaklaşık

olarak %0,08 oranında bir değişime neden olmaktadır. LE değişkenlerine ait katsayı da negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, döviz kurunda %1'lik bir değişime para talebinde tersi yönde yaklaşık olarak %1,20'lik bir değişime neden olmaktadır.

Tablo 4: ARDL (3,0,4,2) Modeline Ait Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t-istatistik	Olasılık
LM(-1)	0,9807	5,0031	0,0000
LM(-2)	-0,1522	-0,5656	0,5763
LM(-3)	-0,2304	-1,4458	0,1597
LY	0,6375	2,8947	0,0074
I	-0,0007	-0,3036	0,7638
I(-1)	-0,0120	-5,3898	0,0000
I(-2)	-0,0036	-1,2010	0,2402
I(-3)	-0,0066	-2,3127	0,0286
I(-4)	-0,0096	-3,0857	0,0047
LE	-0,1795	-1,0572	0,2998
LE(-1)	-0,1160	-0,6919	0,4949
LE(-2)	-0,1864	-1,1028	0,2799
C	-6,7699	-1,6325	0,1142
R ²		0,9933	
Düzenlenmiş R ²		0,9903	
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM		0,9938 (0,6070)	
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans		9,6235 (0,6490)	
ARCH		0,1996 (0,6551)	

Tablo 5: ARDL Modellerine Ait Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
LY	1,5862	4,0096	0,0004
I	-0,0808	-8,6291	0,0000
LE	-1,1991	-9,1085	0,0000
C	-16,8459	-1,8614	0,0736

ARDL modellerinin tahmini ve uzun dönem katsayılarının belirlenmesinden sonra kısa dönem dinamiklerin tespiti için ARDL yaklaşımına dayanan aşağıdaki hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir:

$$DLM_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} DLM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} DLY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} DI_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{4i} DLE_{t-i} + \gamma ECT_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Burada ECT_{t-1} Tablo 5’te ifade edilen uzun dönem modeline ait hata terimlerinin bir dönem gecikmesidir. Bu değişkene ait γ katsayısı uzun dönem ilişkide meydana gelen sapmaların ayarlanma hızını ifade etmektedir.

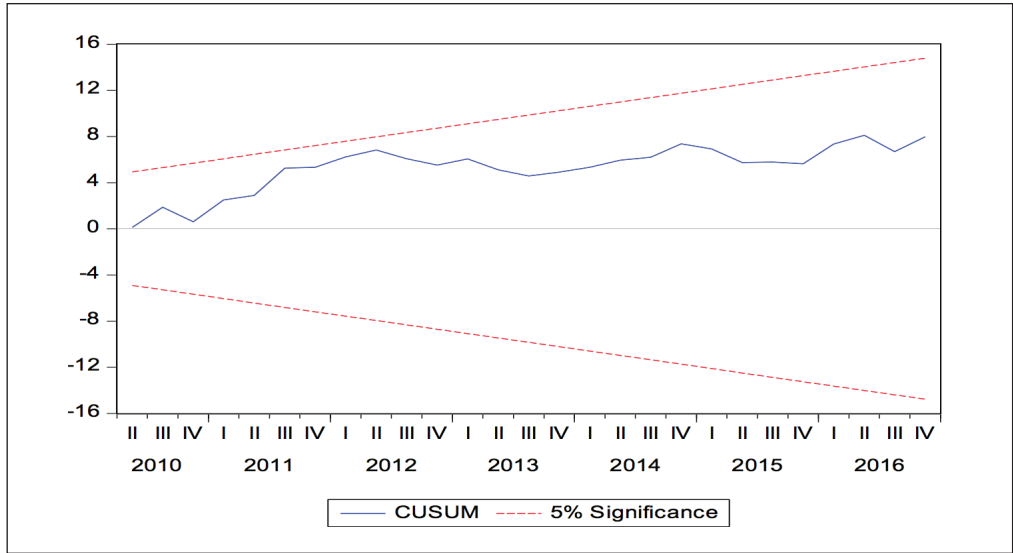
Tablo 6: ARDL Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistik	Olasılık
DLM(-1)	0,3826	2,4120	0,0229
DLM(-2)	0,2304	1,4458	0,1597
DLY	0,6375	2,8947	0,0074
DI	-0,0007	-0,3036	0,7638
DI(-1)	0,0036	1,2010	0,2402
DI(-2)	0,0066	2,3127	0,0286
DI(-3)	0,0096	3,0857	0,0047
DLE	-0,1795	-1,0572	0,2998
DLE(-1)	0,1864	1,1028	0,2799
ECT(-1)	-0,4019	-5,6362	0,0000

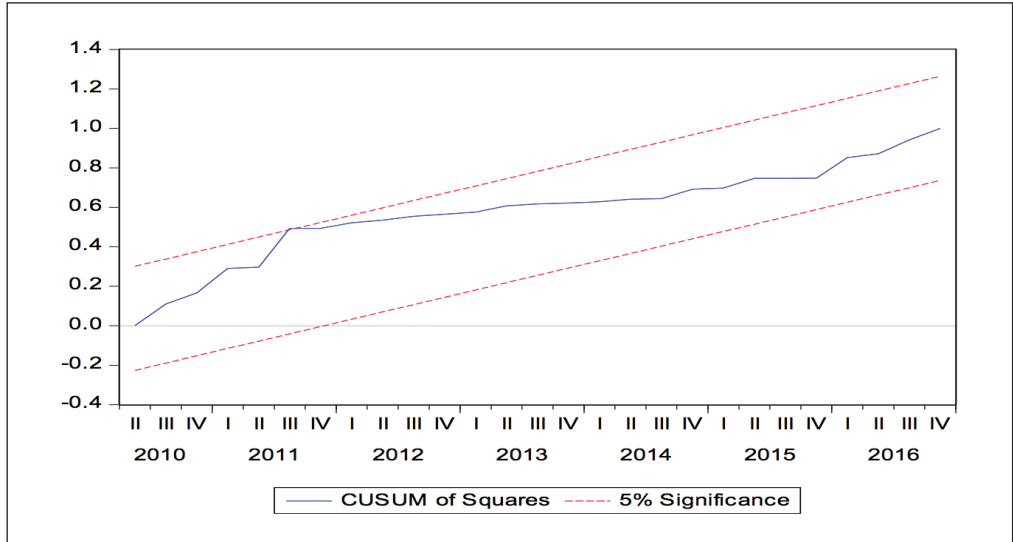
Hata düzeltme modeline ait bulgular Tablo 6’da verilmiştir. Buna göre, hata düzeltme parametresi -0,4019 ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu, koentegrasyon ilişkisini desteklemekte ve bu ilişkide ortaya çıkan bir sapmanın %40’nın bir dönem içinde ayarlandığını ifade etmektedir. Modelde DLY değişkenine ait katsayı 0,6375’dir. DI gecikmelerine ait katsayıların ise çok düşük değerlere sahip oldukları görülmektedir.

Çalışmada, tahmin edilen katsayılarının istikrarlı olup olmadıkları Cusum ve CusumQ testleri yardımıyla incelenmiştir. Bu testte, modelin hata terimleri ve hata terimleri karelerinin birikimli toplamlarının %5 kritik değerler arasında yer alması katsayıların istikrarlı olduğuna işaret etmektedir. Grafik 1 ve Grafik 2 ile ifade edilen Cusum ve CusumQ testi sonuçları belirtilen değerlerin kritik değerler içinde yer aldığını göstermektedir. Bu sonuç, tahmin edilen para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğunu destekleyici niteliktedir.

Grafik 1: Cusum Testi



Grafik 2: CusumQ Testi



5. Sonuç ve Değerlendirme

Parasal iktisatta para talebinin nasıl modellenmesi gerektiğine ve para talebinin istikrarlılığına ilişkin görüş farklılıkları vardır. Klasik miktar kuramının farklı versiyonlarına ait yorumlar, genellikle paranın dolanım hızı ya da tersini kurumsal ve teknik koşullara bağlı istikrarlı bir değişken olarak ifade etmekte. Bu nedenle de, para talebinin istikrarlı olduğu yönünde sonuçlara varmaktalar. Benzer şekilde, Friedman'ın modern miktar kuramında

da Keynes'in likidite tercihi kuramından farklı olarak para talebinin istikrarlı olduğu vurgulanmaktadır.

Fakat özellikle 1980'li yıllardan itibaren artan küreselleşme eğilimleri ile uluslararası sermaye akımlarının artış göstermesi ve bilgi iletişim teknolojilerinde yaşanan gelişmelerin finansal yenilikleri ekonomik hayatın bir sürekliliğine dönüştürmesi parasal büyüklüklerin yeniden tanımlanmasına neden olurken para talebinin istikrarlılığı tartışmasını da gündeme getirmiştir. Bu tartışma merkez bankalarının temel politika araçlarını kısa vadeli faiz oranları şeklinde değiştirmelerinde de etkili olmuştur.

Bu çalışmada, 2006 Q1 – 2016 Q4 dönemine ait üçer aylık veri seti kullanılarak ARDL yaklaşımı ile Azerbaycan için para talebi fonksiyonu tahmin edilmiş ve bu fonksiyonun istikrarlı olup olmadığı Cusum ve CusumQ testleri yardımıyla incelenmiştir. ARDL modeli sınır testi para talebi ile gelir düzeyi, faiz oranı ve döviz kuru arasında koentegrasyon ilişkisini desteklemektedir. ARDL modelinin uzun döneme ilişkin sonuçları teorik beklentilerle tutarlı bir şekilde reel gelirin para talebini pozitif, faiz oranının ve döviz kurunun ise negatif yönde etkilediğini göstermektedir. Tahmin sonuçlarına göre, reel gelir düzeyinde ortaya çıkan %1'lik bir değişme Azerbaycan'da para talebinde aynı yönde yaklaşık olarak %1,59 oranında bir değişime neden olmaktadır. Faiz oranında %1 puanlık bir değişme ise M2 para talebinde tersi yönde ve %0,08 oranında bir değişime neden olmaktadır. Manatın dolar kurunda %1'lik bir değişme de reel para talebinde tersi yönde, yaklaşık olarak %1,20 oranında bir değişime neden olmaktadır. Bu bulgular Azerbaycan'da para talebinin gelir ve döviz kuru esnekliğinin yüksek olduğunu, fakat faiz esnekliğinin hayli düşük olduğunu göstermektedir. Çalışmada, hata düzeltme modeli bulgularının da uzun dönem koentegrasyon ilişkisini desteklediği görülmüştür. Ayrıca reel gelir değişkeninin kısa dönemde de para talebini pozitif şekilde etkilediği yönünde bulgular elde edilmiştir. Son olarak, Cusum ve CusumQ testlerinde Azerbaycan'da para talebi için tahmin edilen modele ait katsayıların istikrarlı olduğu görülmüştür.

Kaynakça

- Akinlo, A. E. (2006). The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modeling*, 28(4), 445-452.
- Altıntaş, H. (2008). Türkiye'de para talebinin istikrarı ve sınır testi yaklaşımıyla öngörülmesi: 1985-2006. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30, 15-46.
- Atgür, M., & Altay, N. O. (2015). Enflasyon hedeflemesi sürecinde para talebi istikrarının ARDL modeli yaklaşımı ile analizi: Türkiye ve Endonezya örneği. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 10(1), 79-97.
- Bahmani-Oskooee, M. (2001). How stable is M2 money demand function in Japan? *Japan and the World Economy*, 13(4), 455-461.
- Bahmani-Oskooee, M., & Karacal, M. (2006). The demand for money in Turkey and currency substitution. *Applied Economics Letters*, 13(10), 635-642.
- Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics*, 66(4), 545-556.
- Dickey, D. A., & Wayne, A. F. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

- Dutkowsky, D. H., & Atesoglu, H. S. (2001). The demand for money: A structural econometric investigation. *Southern Economic Journal*, 68(1), 92-106.
- Ewing, B. T., & Payne, J. E. (1999). Long-run money demand in Chile. *Journal of Economic Development*, 24(2), 177-190.
- Gencer, S., & Arısoy, İ. (2013). Türkiye’de uzun dönem geniş para (M2Y) talebinin tahmini: Zamanla değişen katsayılar yönteminden bulgular. *Ege Akademik Bakış*, 13(4), 515-526.
- Hafer R. W., & Jansen, D. W. (1991). The demand for money in the United States: Evidence from cointegration tests. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2), 155-168.
- Hamori, N., & Hamori, S. (1999). Stability of the money demand function in Germany. *Applied Economics Letters*, 6(5), 329-332.
- Foresti, P., & Napolitano, O. (2013). Modelling long-run money demand: A panel data analysis on nine developed economies. *Applied Financial Economics*, 23(22), 1707-1719.
- Friedman, M. (1956). *Studies in the quantity theory of money*. University of Chicago Press.
- Karfakis, C., & Opoulos, M. S. (2000). On the stability of the long-run money demand in Greece. *Applied Economics Letters*, 7(2), 83-86.
- Khan, A. H. (1980). The demand for money in Pakistan: Some further results. *The Pakistan Development Review*, 19(1), 25-50.
- Koğar, Ç. İ. (1995). *Cointegration test for money demand: The case for Turkey and Israel*. Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department, Discussion Papers, 9514.
- Kumar, S., & Webber, D. J. (2013). Australasian money demand stability: Application of structural break tests. *Applied Economics*, 45(8), 1011-1025.
- Kumar, S., Webber, D. J., & Fargher, S. (2013). Money demand stability: A case study of Nigeria. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 978-991.
- Ordóñez, J. (2003). Stability and non-linear dynamics in the broad demand for money in Spain. *Economics Letters*, 78(1), 139-146.
- Özcan, B., & Arı, A. (2013). Para talebinin belirleyenleri ve istikrarı üzerine bir uygulama: Türkiye örneği. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 20(2), 105-120.
- Özçalık, M. (2014). Money demand function in Turkey: An ARDL approach. *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 14(27), 359-373.
- Özdemir, K. A., & Saygılı, M. (2013). Economic uncertainty and money demand stability in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 40(3), 314-333.
- Iyoboyi, M., & Pedro, L. M. (2013). The demand for money in Nigeria: Evidence from bounds testing approach. *Business and Economics Journal*, 76, 1-13.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475-485.
- Pesaran, M. H., Shin, S., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pierce, D. G., & Tysome, P. J. (1985). *Monetary economics: Theories, evidence and policy*. Second Edition, Butterworth, London.
- Rao, B. B., & Kumar, S. (2011). Is the US demand for money unstable?. *Applied Financial Economics*, 21(17), 1263-1272.
- Tobin, J. (1956). The interest elasticity of the transactions demand for cash. *Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241-247.
- Yay, G. G. (2012). *Para ve finans, teori – politika*. İstanbul: İstanbul Bilgi Üniversitesi Yayınları.
- Yılancı, V. (2012). Türkiye’de para talebi istikrarlılığının testi: Kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 67-74.
- Valadkhani, A. (2005). Modelling demand for broad money in Australia. *Australian Economic Papers*, 44(1), 47-64.