

AZERBAIJAN'IN GENİŞ ANLAMDA PARA TALEBİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: 1995-2018 DÖNEMİ

Dr. Öğr. Üyesi Fuad SALAMOV

Muş Alparslan Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Fakültesi, Sağlık Yönetimi Bölümü,
f.salamov@alparslan.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0002-2436-8948>

Doç. Dr. Ahmet GÜLMEZ

Sakarya Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü,
agulmez@sakarya.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0003-2474-9385>

Özet

Bu çalışmada Azerbaycan'ın 1995-2018 yıllarını kapsayan dönemdeki para talebinin ekonomik analizine yer vermektedir. Denklemde ülkenin reel para büyüklüğü ile GSYİH'nin logaritmik değerleri, enflasyon ve faiz oranları yer almaktadır. Serilerin koentegrasyon analizi için koentegrasyon testine başvurulmuş, serilerin CI(1,1) olup olmadıkları tespit edilmiştir. Daha sonra koentegrasyon analizi için uygun VAR(2) modeli seçilerek hata düzeltim modeli tahmini yapılmıştır.

Yapılan analizde en az bir koentegre vektörün varlığı tespit edilmiştir. Elde edilen hata düzeltim denkleminde tüm değişken katsayılarının anlamlı olduğu, para talebinin gelirden daha az arttığı tespit edilmiştir. Özellikle teoriye uygun olarak para talebi ile GSYH arasında pozitif, para talebi ile faiz arasında negatif bir eğilimin olması teoriye uyum göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: *Vektör Otoregresif Model, Koentegrasyon, Azerbaycan Para Talebi, Granger Nedensellik Testi, Zayıf Dışsallık*

THE ECONOMETRIC ANALYSIS OF AZERBAIJAN'S DEMAND FOR MONEY IN A BROAD SENSE: PERIOD BETWEEN 1995 AND 2018

Abstract

In this study, it is included the economic analysis of Azerbaijan's demand for money comprising the years between 1995 and 2018. In the equation, the real money size of the country, the logarithmic values of GDP, and the inflation and interest rates are included. Cointegration test was applied for the cointegration analysis of the series and it was determined whether or not the series were CI (1,1). Then, suitable VAR (2) model was selected for co-integration analysis and error correction model was estimated.

At least one co-integrated vector was found in the analysis performed. In the error correction equation obtained, it was found that all coefficients of variables were significant and demand for money increased less than income. Especially, in accordance with theory, having a positive trend between demand for money and GDP and a negative trend between demand for money and interest complies with theory.

Key words; *Vector Autoregressive Model, Cointegration, Azerbaijan Money Demand, Granger Causality Test, Weak Exogeneity.*

1. Giriş

Azerbaycan ekonomisi 20. yüzyılda iki defa ekonomik geçiş dönemi yaşamıştır. Bunlardan ilki 1920-1937 yılları olmak üzere kapitalist ekonomiden sosyalist ekonomiye, ikincisi ise 18 Ekim 1991 tarihinde Azerbaycan bağımsızlığını ilan etikten sonra piyasa ekonomisine geçiş süreçleridir. Kapitalist ekonomik sistemden sosyalist ekonomik sisteme geçiş süreci totaliter diktatörlük ve merkezi planlama sistemine dayalı olarak kurulmuştur (Aras ve Süleymanov, 2010: 7). Sovyet Sosyalist Cumhuriyetler Birliği'nin dağılması ile eskiden ortak pazar için üretim yapan işletmeler kaynak temininde sorunlar yaşadığı için üretimleri durdurmuş veya yeteri kadar üretim yapamamıştır. Ayrıca bağımsızlığın kazanılması ile birlikte Ermenistan'ın Azerbaycan topraklarına saldırması ve ülkede savaş durumunun olması ekonomik sorunların yanı sıra siyasi sorunların yaşanması piyasa ekonomisine geçiş sürecinin zorlu şartlar altında gerçekleşmesine neden olmuştur.

1992 - 1994 yıllarında enflasyon 4 haneli rakamlara yükselmiştir. Para politikasındaki sorunlar ve eksiklikler ekonomik gerilemeye neden olmuştur. Bankalar kredileri banka yöneticilerinin kişisel çıkarları doğrultusunda veriliyordu (Aras ve Süleymanov, 2010: 14). Tüm bu sorunlar üretimde hızlı bir düşüşe, fiyatların artmasına ve devlet bütçesinde giderek büyüyen açığın oluşmasına neden olmuştur.

1994 yılının Mayıs ayında Ermenistan ile Azerbaycan arasında bağlanmış ateşkes anlaşması ve aynı yılın Eylül ayında "Hazar denizinin Azerbaycan kısmında "Azer", "Çırac" sektöründe derinlikte bulunan petrolün ortak üretimi ve çıkarılan petrolün pay şeklinde dağıtılması" hakkında dünyanın 11 en büyük petrol şirketleri ile yapılmış anlaşma sonrası ülke ekonomisinde ilerleme kaydedildi (Aliyev, 1997: 20). 1995-2000 arasında bankacılık, özelleştirme, dış ticaretin serbestleşmesi ve diğer bazı çarpıcı değişiklikler yapılmaya çalışılmıştır. Ekonomide serbest piyasa koşulları yaratma çabaları ve fiyatları, dış ticareti ve döviz kurlarını serbestleştirmek için atılan adımlar ile enflasyon oranı çarpıcı bir şekilde gerilemeye başlamış ve bütçe açığı en aza indirilmiştir.

Azerbaycan Cumhuriyeti Milli Bankası, 11 Şubat 1992 tarihli "Azerbaycan Cumhuriyeti Milli Bankası'nın Kurulması Hakkında" Azerbaycan Cumhuriyeti Cumhurbaşkanlığı Kararı ile kurulmuştur. Milli Banka, kredi sisteminin genel durumu ve para dolaşımı, hesap ve döviz kuru konularında devlet politikasını uygulayan, genel olarak bankacılık sisteminin işleyişini düzenleyen ve rezerv bankacılığı işlevlerini yerine getiren en yüksek emisyon ajansı olarak ilan edilmiştir. 1992'de Azerbaycan Cumhuriyeti milli para birimi - manat devriyeye sunuldu. 1 Ocak 1994'ten bu yana manat ülkedeki tek ödeme aracı olarak ilan edildi. 1995'te yapılan referandumla kabul edilen, Azerbaycan Cumhuriyeti'nin ilk Anayasa'sında Milli Banka banknotların dolaşım ve çekilme hakkına sahip kurum olarak tanımlanmıştır (ACMB(a)). Azerbaycan Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın izlediği para politikası, öncelikle ulusal para biriminin ve düşük enflasyon oranının daha da istikrara kavuşturulmasına yöneliktir (İsmayılova, 2015: 6).

2015 yılında küresel ekonomideki belirsizlikler ve küresel finansal piyasalardaki istikrarsızlığın artması, bazı gelişmekte olan ve büyük ekonomilerde ekonomik büyümenin zayıflaması ve küresel risklerin artması Azerbaycan ekonomisine de etki etmiştir. Uzun vadeli bir niteliğe sahip olan dış ekonomik şokların güçlendiğini göz önüne alan Merkez Bankası, ödemeler dengesini dengelemek, ülkenin döviz

rezervlerini kritik düzeyde korumak ve ülke ekonomisinin rekabet gücünü sağlamak için dalgalı kur rejimine geçiş kararı aldı. Döviz piyasası ve manat üzerinde ciddi bir baskı göz önüne alınarak, 2015 yılının Şubat ayında manat devalüasyonu gerçekleştirildi. Döviz kurları ve manatın kuru, petrolün varil başına 50-55 ABD doları üzerinden ayarlanmaya başlandı. Cari yılın Mayıs-Temmuz döneminde, Merkez Bankası ayrıca belirli miktarda döviz alımları gerçekleştirmiştir (ACMB(b)). Azerbaycan Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın yayımladığı 2019 yılı para politikasının temel izlenmesi üzerinden beyanında belirtildiği üzere, 2018 yılında dış koşullar ulusal ekonominin gelişmesi üzerinde etkili olmuştur. Şöyle ki, 2017'ye kıyasla dünya piyasalarındaki petrol fiyatlarının yükselmesi (% 35) ekonomik büyümeyi desteklemiş ve ödemeler dengesini sağlamıştır (ACMBc). 9 aylık cari hesap bakiyesinde 5,1 milyar. ABD doları veya GSYİH'nın % 15'i kadar fazlalık vardı ve bu durum sermaye ve finansal akış açığını tamamen kapatıyordu. Cari hesap bakiyesindeki fazla, esas olarak ticaret dengesindeki fazlalıktan (% 67 artış) kaynaklanmıştı.

Bu çalışmada Azerbaycan'ın 1995-2018 yıllarını kapsayan dönemdeki para talebinin ekonomik analizine yer vermektedir. Denklemde ülkenin reel para büyüklüğü ile GSYİH'nın logaritmik değerleri ile enflasyon ve faiz oranları yer almaktadır. Serilerin koentegrasyon analizi için koentegrasyon testine başvurulmuş ve serilerin CI(1,1) olup olmadıkları tespit edilmiştir. Seriler durağanlığı için ADF ve PP testleri kullanıldı. Her iki test bir arada kullanıldığında serilerden biri hariç değerlerinin I(1) oldukları belirlendi. Daha sonra koentegrasyon analizi için uygun VAR(2) modeli seçilerek hata düzeltim modeli tahmini yapılmıştır.

2. Literatür Taraması ve Azerbaycan'la ilgili Çalışmalar

Bahmani (2008) çalışmasında 1971 – 2004 yılı verileri kullanılarak, 14 Orta Doğu ülkesi için ayrı ayrılıkta para talebi istikrarını test etmiştir. Bütün ülkelerde eşbütünleşme onaylandıktan sonra, CUSUM ve CUSUMSQ testleri, neredeyse on dört ülkede para talebinin sabit olduğunu ortaya koymuştur.

Seferli (2010) yaptığı çalışmada 2003-2008 dönemi boyunca banka performansı ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. CAMELS performans ölçüm sistemi ile bankaların performans ölçümü sonucunda 2005' yılından 2008 yılına kadar bankaların performansının düştüğü tespit edilmiştir. Panel Veri Analizi ile yapılmış, bankaların performansı ile GSYİH gibi makro ekonomik faktörler ve enflasyon arasındaki ilişkinin ölçümü sonucunda ise, enflasyonun ve GSYİH'nın bankaların performansı ile negatif yönde ilintili olduğu tahmin edilmiştir.

Mammedov ve Yeman (2010) çalışmalarında banka sektörünün pratik, teorik ve çağdış yönleri üzerinde durularak Azerbaycan bankacılık sisteminin çağdaşlaşmasında yaşanan güncel problemlere değinilmiş, çözüm önerileri sunulmuştur.

Bağırzade (2010) çalışmasında Tanzi yöntemi kullanarak, Azerbaycan kayıt dışı ekonomisinin tahminini 3 farklı modifikasyonda regresyon modeli oluşturularak gerçekleştirmiş, en tutarlı modelin aşağıdaki olduğu kanısına varmıştır.

$$\text{LogM0} = -4,13 + 1,14 \text{LogGDP} + 0,26 \text{LogCPI} - 1,61 \text{LogExcR} + 0,65 \text{LogTB}$$

t (-3,6) (14,56) (1,80) (-2,73) (1,64) $R^2 = 0,98$

Denklemde, M0 nakit para hacmini; GDP GSYİH'nı; CPI TÜFE'ni; ExcR döviz kurunu, TB vergi yükünü göstermektedir. Yapılan çalışmalar sonucunda Azerbaycan

kayıt dışı ekonomisinin 2007 yılı resmi GSYİH'nın %44'e denk geldiği ortaya çıkarılmıştır.

Korhonen ve Mehrotra (2010) çalışmalarında, 1998 Ağustos krizinden sonraki devir olan Ocak 1999 - Aralık 2006 verileri aylık olarak kullanılarak Rusya'da enflasyonun para para talep üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. 1998 krizinden sonra Rusya için istikrarlı bir para talep ilişkisi bulunmuştur. Daha yüksek gelirin, reel ruble bakiyelerine olan talebi arttırdığı ve paranın gelir esnekliğinin Rusya ekonomisinde yeniden yapılanmayı yansıtan birimlerden daha büyük olduğu tahmin edilmiştir.

Enflasyonun dengeye yönelik düzenlemeyi etkilediği gözlemlenirken, geniş para şoklarının daha yüksek enflasyona yol açtığı görülmüştür. Ayrıca, döviz kuru dalgalanmalarının Rus para talebini önemli ölçüde etkilediğini tespit edilirken, bu etkinin Rus ekonomisinin dedolarizasyonuna rağmen devam edebileceği ileri sürülmüştür.

Hasanov ve Hasanli (2011) yaptıkları çalışmada, 2004-2008 yıllarını kapsayan Azerbaycan ekonomisinin ekonomik gelişiminin üçüncü aşamasında dinamik modelleme çalışması kullanılarak Para Piyasası Yaklaşımı çerçevesinde enflasyon sürecinin açıklanıp açıklanamayacağını incelemiş, bu yaklaşımın Azerbaycan enflasyonunu açıklamada uygun olmadığı sonucuna varmış, Azerbaycan enflasyonu için diğer alternatif açıklamaların gelecekte uygulanmasını öngörmüştür.

Foresti ve Napolitano (2013) G7 artı Avustralya ve İsviçre olmak üzere 9 gelişmiş OECD ülkesinin uzun vadeli para talebini araştırdığı çalışmada, ülkelerin 1982 – 2008 döneminin üç aylık verileri ile yapılmış tahminler için DOLS paneline ve sırasıyla Mark ve Sul'un ve Pedroni'nin sunduğu grup ortalama panel DOLS değerleri kullanılmıştır. İki para talebi işlevini modellemek için alternatif ölçek değişkenleri olarak gelir ve servet kullanılmış, para talebinin belirlenmesinde toplam servetin pozitif yönde etkisinin olduğu sonucuna varılmış, Ayrıca, bir parametre kararlılığı analizi ile servet dahil olmak üzere tahmini para talebinin daha istikrarlı olduğu görülmüştür.

Bahmani - Oskooee, Halicioğlu ve Bahmani (2017) yaptıkları çalışmada döviz kuru değişikliklerinin Türkiye'deki para talebini simetrik olarak etkilediği varsayımlarını doğrusal olmayan ARDL yaklaşımı kullanarak sorgulamıştır. Çalışma sonucunda döviz kurundaki değişikliklerin M1 para talebi üzerinde kısa vadeli ve uzun vadeli asimetric etkilerinin olduğunu tespit etmiştir. Türkiye'nin 1987I–2014IV dönemi verileri üçer aylık olarak kullanılmıştır.

Benzer bir çalışma Kutlar ve Bakırcı (2007) çalışmasında Türkiye'nin para politikalarına yönelik önemli reformların gerçekleştiği 1987(I) ile enflasyonu yenmek için ciddi tedbirlerin alındığı 1999(IV) tarihleri arasındaki dar anlamda (M1) para talebini ele alarak, reel para talebinin gelir, para ve hazine bonusu getirisi ve enflasyonla ilişkisini incelemiştir. Çalışma sonucunda, hata düzeltme denklemlerinde para talebinin gelir elastikiyeti birden küçük ve ikinci denklemde bire eşit olmuştur, Bu durum muamele güdüsü ile para talebinin gelirden daha az arttığı anlamını taşımaktadır. Sınırlandırılmış ve sınırlandırılmamış modeller arasında para talebi denklemi açısından fazla bir farklılık bulunmamıştır. Serilerin şoklara karşı davranışının sifira yönelmeleri modelin istikrarlı olduğunu göstermiştir.

Ağazade (2018) çalışmasında Azerbaycan'da 2006 Q1 – 2016 Q4 dönemine ait üçer aylık veri kullanılarak ARDL Modeli dâhilinde para talebi ve para talebinin belirleyicileri arasındaki ilişki ve para talebi fonksiyonunun istikrarlılığı incelenmiştir. Modelin istikrarlılığı Cusum ve CusumQ testleri aracılığıyla

araştırılmıştır. Modelde gelir düzeyi (LY), faiz oranı (I) ve döviz kuru (LE) reel talebinin (LM) logaritmik düzeyde belirleyicileri olarak model oluşturulmuştur. ARDL Modellerine Ait Uzun Dönem Katsayıları aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.

$$LM_t = -16,8459 + 1,5862 LY_t - 0,0808 I_t - 1,1991 LE_t$$

t (-1,86) (4,01) (-8,63) (-9,11)

Çalışmada para talebi göstergesi olarak M2 para arzının TÜFE'ye göre reel dönüşümü yapılmış değerleri kullanılmıştır. Sınır testi bulguları para talebi ve açıklayıcı değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisini desteklemektedir. Cusum ve CusumQ testleri ise ARDL modeli dâhilinde tahmin edilen para talebi fonksiyonu katsayılarının istikrarlı olduğu yönünde sonuçlar sunmuştur.

3. Çalışmanın Çerçevesi

Çalışmada reel para talebinin üretim, para ve para dışı (devlet tahvili ve hazine bonusu) faiz gelirleri ve enflasyon ile uzun dönem ilişkisi ele alınacaktır. Çalışma kapsamında kullanılan veriler 1995-2018 yılı dönemleri için yıllık olarak Azerbaycan Cumhuriyeti Merkezi Bankasının ve İstatistik kurumunun internet sitelerinden ve kaynaklarından temin edilmiştir. Çalışma kapsamında oluşturulmuş para talebi denkleminde kullanılan değişkenler aşağıdaki şekildedir.

LNM: (m-p)t = lnM3, Manat cinsinde yıllık para hacmi

GDP: y =lnGDP, Reel GSYH

FAİZ: r faiz oranı.

DP: dp =ln(CIP), Enflasyon (tüketici fiyatları endeksi'ne göre)

Bunun için koentegrasyon (eş-bütünleme) testi ile serilerin önce entegre seriler, I(1), ve bu serilerin birlikte koentere olup olmadıkları CI(1,1) yani, bütün serilerin birinci mertebe diferansiyeli alındığında durağan olup olmadığına bakılacaktır. Serileri durağan olup olmadığını belirlemek için Augmented Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testine başvurulacaktır. Daha sonra seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini bulmak için koentegrasyon analizi yapılarak koentegre vektörler belirlenecektir. Koentegrasyon analizinden önce kullanılacak VAR(2) modeli seçilmiştir. Model seçimi için aşağıdaki gecikme kriterlerine başvurulmaktadır. Tablo 1`den görüleceği gibi, SC (Schwarz information criterion) bilgi kriteri esas alınarak en uygun gecikme tercihi yapılmıştır. Bu model için iki gecikmenin en uygun tercih olduğu görülmektedir.

Uzun dönem lineer ilişki hata düzeltme modeli (equilibrium-correction model) ortaya konulmaya çalışılacak. Buna ilaveten değişkenler arasında verilen gecikme düzeyinde en son değişkenlerin zaman içerisinde birbirini etkileyen analizlere yer verilerek gerekli sonuçlara ulaşılmaya çalışılacaktır. Koentegrasyon analizinde Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990), Johansen (1995) yöntemi kullanılacaktır.

Tablo 1: Gecikme Seçme Kriteri

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNM LNGDP FAİZ DP

Exogenous variables: C

Sample: 1995 - 2018

Included observations: 20

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-123.3802	NA	4.002203	12.73802	12.93717	12.77689
1	-64.38822	88.48797*	0.056734	8.438822	9.434554*	8.633199
2	-49.89878	15.93838	0.083407	8.589878	10.38220	8.939757
3	-22.31144	19.31113	0.054043*	7.431144*	10.02005	7.936526*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

4. Ekonomik Teori

Para talebi ile ilgili yapılan deneysel çalışmalarda bir birine benzer denklemler kullanılmaktadır. Geniş anlamda para talebi gelirin, para ve para dışı varlıkların getirisi ve enflasyonun fonksiyonudur. Bir başka ifade ile reel para talebi fonksiyonu $M/P=f(y, p, R)$ şeklinde ifade edilebilir. Burada M/P reel para miktarı, y reel gelir, p fiyat seviyesi ve R ise faiz oranları vektörünü göstermektedir. Yapılan ampirik çalışmalarda örneğin Ericsson (1998) ve Ericsson ve Sharma (1998) para talebi denklemini

$$(m^d-p)=\gamma_0+\gamma_1i+\gamma_2R^{out}+\gamma_3R^{own}+\gamma_4\Delta p \quad (1)$$

şeklinde gösterirken. Lütkepohl ve Wolters'un (1998) ortaya koyduğu para talebi denklemi,

$$(m-p)_t=\beta_1y_t+\beta_2\Delta p_t+\beta_3(R-r)_t+v \quad (2)$$

şeklinde dir. Denklemlerde (m-p) reel para talebini, R^{own} ve r paranın getirisini, R^{out} ve R para dışı alternatif tasarruf araçlarının getirisini ve y reel geliri, v şok değişkeni ve Δp ise enflasyon değerini göstermektedir. Doornik, Hendry ve Nielsen(1998) Büyük Britanya'nın M1 para talebi ile ilgili yapılan koentegrasyon modellerin tespiti çalışmasında benzer bir denklem kullanmışlardır. Johansen ve Juselius(1990)'un para talebi denklemi benzer şekildedir. Clements ve Hendry (1998:216,306) çalışmasında yer alan iki para talebi denklemi tahmin yöntemi farklı olsa bile yukarıdaki denklemlerden pek farkı bulunmamaktadır. Diğer birçok çalışmada benzer denklemlerin kullanıldığı görülmektedir. Kutlar ve Bakırcı (2007) Türkiye için yaptığı çalışmasında para talebi denklemini

$$(m-p)_t=\beta_1y_t+\beta_2(r^b-r^m)_t+\beta_3\Delta p_t+v \quad (3)$$

şeklinde ifade etmiştir. Burada M1 dar anlamda nominal para miktarını, y, 1987 baz fiyatlarına göre hesaplanmış reel geliri, r^m ve r^b mevduat ve mevduat dışı altı aylık faiz oranlarını, p tüketici fiyatları endeksini ve Δp ise üç aylık enflasyon oranını göstermektedir.

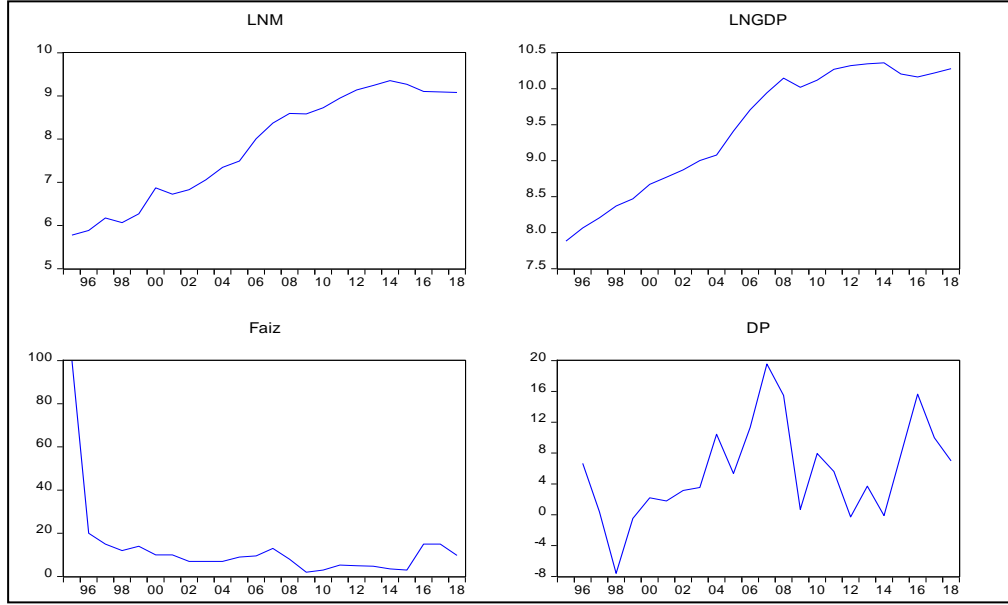
Bu çalışmada Azerbaycan'ın 1995-2018 yıllarını kapsayan yıllık ekonomik verileri kullanılmaktadır. Para talebi denklemi aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur.

* Ericsson ve Sharma (1998) denkleminde RR^n repo geliri değişkeni denkleme ilave edilmiştir.

$$\ln(m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_t + \beta_2 r_t + \beta_3 dp_t \quad (4)$$

Denklemden $\ln(m-p)_t$ reel para talebinin, gdp_t ise reel gelirin logaritmasını, r faiz oranını ve dp_t yıllık enflasyon oranını ifade etmektedir. Verilerin tamamı Azerbaycan İstatistik kurumundan temin edilmiştir. VAR modelinde kullanılan bütün değişkenler mevsimsel olarak ayarlanmamıştır. Aşağıdaki Şekil 1`de bütün değişkenlerin doğal logaritma değerleri gösterilmektedir.

Şekil 1: Değişkenlerin Doğal Logaritma Çizimleri



4.1. Hata Düzeltme Modeli ve Koentegrasyon Analizi

Koentegrasyon analizinde Johansen (1988,1995:70) ve Johansen ve Juselius'un(1990) geliştirdikleri yöntem kullanılmaktadır. Durağan olmayan para talebi değişkenleri $I(1)$ olduğu ADF ve PP testinde görülmektedir. Seriler çoklu denklem sistemi kullanılarak $I(0)$ 'a dönüştürülebilir. Bir lineer doğrusal model için k gecikmeye sahip n sayıda durağan olmayan X_t değişkeni, D_t deterministik değişken ile durağan hale dönüştürülen VAR modeli aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Deterministik değişkeni sabit, bir lineer ifade, mevsimsel yapay değişken, ilave yapay değişkenler ve diğer tahmini (stokastik) olmayan regressorlar içerebilir. $n \times n$ boyutlu ε_t şok değişkeni $iidN_p(0, \Omega)$ şeklindedir. $H(r)$, α ve β $n \times r$ boyutlu matris olmak üzere $\Pi = \alpha\beta'$ indirgenmiş rank (reduced rank) şartı altında VAR modelinin bir alt modeli aşağıdaki şekilde ifade edilir;

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Elde edilen bu model indirgenmiş kalıp (reduced form) hata düzeltme (error-correction) model olarak bilinir. Bu son denklemde Π matrisinin rankı bağımsız koentegre vektörlerin sayısına eşittir.

Farklı koentegre edici vektörlerin sayısı Π matrisinin öz-değerlerinin (eigenvalues) sınanması ile elde edilebilir. Matrisin rankı sıfırdan farklı karakteristik köklerin sayısına eşittir. Eş-anlı denklemler için Maksimum Olabilirlik (Maximum Likelihood estimator) yöntemi kullanılarak λ öz-değerleri değerleri

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S^{-1}_{00} S_{01}| = 0 \quad (7)$$

şeklinde çözülerek Π matrisinin n öz değerin r en büyük öz-değerler (eigenvalues) $1 > \lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_r > \dots > \lambda_n > 0$ şeklinde sıralanabilir Johansen (1995:93), Hendry (1995:415-416). Şayet X_t deki değişkenler koentegre olmamışlarsa Π matrisinin rankı sıfıra eşit olacak ve bütün öz-değerler sıfır olacaktır. $\ln(1)$ değeri sıfır olduğundan, $\ln(1 - \lambda_i)$ değeri de doğrudan sıfıra eşit olacaktır. Öz-değerlerin sayısını test etmek için aşağıdaki yöntem kullanılır;

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

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

denklemlerde λ_i tahmin edilen öz-değerleri ifade etmektedir. T ise kullanılabilir gözlem sayısıdır. r 'nin değeri bilindiğinde sınama bu iki denklemin alacağı değerler arasında yapılır (Hendry, 1995:416 ve Enders, 1995:391).

Para talebi vektörü $(1, (m-p)_t, y_t, (r^b - r^m)_t, dp_t)'$ şeklinde ifade edilebilir. ECM modelinde ayrı bir eğimin olması serilerin farklı ortalamaya sahip olduğunu gösterir.

4.2. Koentegrasyon, Birim Kök, Granger-Nedensel ve Hatalı-spesifikasyon Testleri

Engle – Granger (1987) yöntemine göre iki değişkenin - y_t ve x_t – olduğunu bu değişkenlerin birinci mertebeye koentegre $C(1,1)$ olup olmadığını göstermek için bir test önerilmektedir. Burada $I(1)$ şeklindeki iki değişkenin $CI(1,1)$ mertebesinde koentegre olup olmadığı test edilmektedir. Değişkenler kendi mertebeleri için ön teste tabi tutulur. Koentegrasyon değişkenlerin aynı mertebeye koentegre olmaları zorunludur. Daha önceki kısımda anlatıldığı gibi birim kök testlerine başvurulur. Şayet değişkenler farklı mertebeye bütünselleşmişlerse koentegrasyon uygulanmaz. Şayet seriler $I(1)$ ise, uzun dönem tahminine gidilir.

5. Ampirik Değerlendirmeler

5.1. Durağanlık Testi (Stationarity)

Serilerin durağan olup olmadığını belirlemek için Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips - Perron (PP) birim kök (unit root) testine başvuruldu. Her iki testin sonuçları birlikte ele alındığında biri (faiz, r) her düzeyde durağan olmak üzere diğer serilerin $I(1)$ olduğu görülür. k . gecikme değerini göstermek üzere, normal ve birinci farkı alınmış serilerin $k=5$ gecikme değeri için MacKinnon kritik değerlerine göre ADF ve PP test sonuçları aşağıdaki Tablo 2'de gösterilmektedir.

Ayrıca ADF-t istatistiğine göre yapısal kırılma testine bakılmış ve tüm değişkenler için sonucun ADF testindeki sonuçlarla örtüştüğü tespit edilmiştir.

Tablo 2: Serlerin ADF ve PP Birim Kök Testi

	Değişken ADF Değeri* (k=5)		PP Testi(k=4)	
	normal	birinci diferansiyel	normal	birinci diferansiyel
(m-p) _t	-1.623387	-3.887819***	-1.597971	-3.892871***
lngdp _t	-2.583808	-2.776711*	-2.228115	-2.503721
r _t	-18.69244**	-19.60321***	-16.58424***	-35.85601***
dp _t	-2.607862	-5.420684***	-2.606683	-9.811925***
Test critical values:	1% level		-3.752946	
	5% level		-2.998064	
	10% level		-2.638752	

5.2. Koentegrasyon Testi

Aşağıdaki tablolarda hata düzeltim modeli tahmininden sonra koentegre vektör sayısını belirlemek için başvurulmuş koentegrasyon (eşbütünleme) testini göstermektedir. Bunun için iki farklı test yer almaktadır. Bunlardan birincisi olan Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) testinde %1 anlamlılık düzeyinde bir tane koentegre vektörün olduğu görülmektedir.

Buna karşın maksimum karakteristik değer (Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) testinde bir koentegre vektörün olduğunu ve bunun %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu söyleyebiliriz.

Yapılan tahmin, beta (B) değerleri ile geri beslemeli veya ayarlama katsayıları dediğimiz (Adjustment coefficients) tablo içinde verilmiştir. Bu ayarlama değişkenlerinin anlamlı olması koentegre ilişkisinin sıfırdan farklı olduğunu da doğrulamaktadır. Tablo değerlerine bakıldığında bu değişkenlerin önemli ölçüde anlamlı olduğu göze çarpmaktadır. Tabloda tüm değişkenler için koentegre vektör değerleri verilmiştir, ancak bunlarda üç tanesinin koentegre olduğu görülüyor.

Tablo 3: Unrestricted Cointegration Rank Tests (Trace ve Maximum Eigenvalue)

Sample (adjusted): 1999 2018

Trend assumption: No deterministic trend

Series: LNM LNGDP FAIZ DP

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.719880	48.08606	40.17493	0.0066
At most 1	0.563532	22.63533	24.27596	0.0794
At most 2	0.255847	6.054523	12.32090	0.4294
At most 3	0.007191	0.144344	4.129906	0.7538

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.719880	25.45073	24.15921	0.0333
At most 1	0.563532	16.58081	17.79730	0.0754
At most 2	0.255847	5.910179	11.22480	0.3600
At most 3	0.007191	0.144344	4.129906	0.7538

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-53.29102
---------------------------------	-------------------	-----------

Koentegre vektör ve ayarlama katsayılarının normalleştirilmiş denklemi aşağıdaki tabloda verilmiştir. Beta katsayılarının tamamı istatistiki olarak anlamlıdır. Ayarlama katsayıları olan (alfa) lardan biri hariç diğerleri anlamlı görünmemektedir. Yapılan bir tahminde değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin olması için alfa katsayılarından en az birinin sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Aksi takdirde denklem farkı alınmış bir kısa dönem VAR analizinden ibaret olur.

Tablo 4: Koentegre vektör ve ayarlama katsayılarının normalleştirilmiş denklemi
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

β			
LNM	LNGDP	R	DP
1.000000	-0.870100 (0.01251)	0.032936 (0.01237)	-0.034090 (0.00870)
α			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LNM)	-0.236275 (0.14445)		
D(LNGDP)	-0.422595 (0.09697)		
D(R)	1.414035 (5.27702)		
D(DP)	5.278089 (8.37855)		

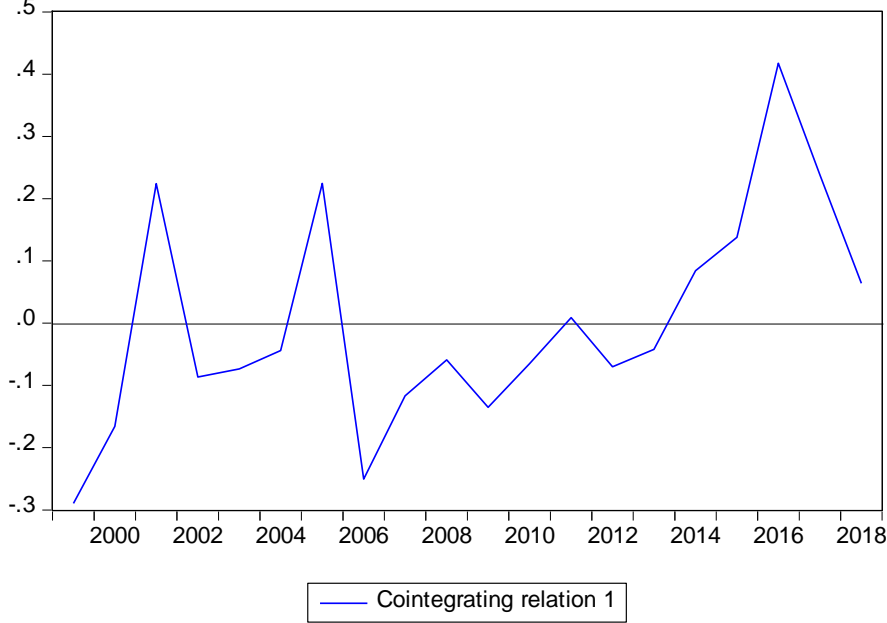
Hata düzeltim denklemi aşağıdaki şekilde tekrar yazılabilir. Bu denkleme bakılarak reel para talebi denklemin bir tarafına çekildiğinde; para talebinin GSYH ile doğru, yani pozitif ilişkili, faiz düzeyi ile negatif ilişkili iken, enflasyon oranı ile yine pozitif ilişkilidir. Bu tanımlamanın teorisinin içeriği ile örtüşmektedir. Özellikle Keynesian para talebi denklemlerinde, para talebini gelirin artan ve faizin azalan bir fonksiyonu olduğu bilinmektedir.

$$EC_t = \ln M - 0.8701 \cdot \ln GDP + 0.032936 R - 0.034090 DP$$

(0.01251) (0.01237) (0.00870)

Yukarıdaki koentegrasyon (eşbütünleme) testlerinde koentegre vektörlerden biri Şekil 2`de sunulmuştur. Birinci koentegre vektörü ECM modelinden de görüldüğü gibi, aşağıya aktarılmıştır.

Şekil 2: Koentegrasyon (eşbütünleme) testlerinde koentegre vektörü



5.3. Etki –Tepki (Impulse - Response) Fonksiyonu

Etki-tepki analizi modelin hata terimlerinin korelasyon ilişkisi içinde olabileceği ve bu nedenle şokların izole olacağından dolayı tenkit edilmiştir (Lütkepohl ve Wolters,1998). Buna rağmen serilerin etki-tepki fonksiyonları verilmiştir. Vektör otoregresyon denklem sistemi yazıldığı gibi, bir vektör hareketli ortalama (VMA) şeklinde de yazılabilir. VAM gösterimi Sims yönteminin VAR sistemindeki şokların seyrini izlemeyi sağlar. Yoğun olarak denklem $\Phi_{ij}(i)$ elemanlı Φ_i matrisi şeklinde ifade edilebilir Enders (1995:306).

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \quad (10)$$

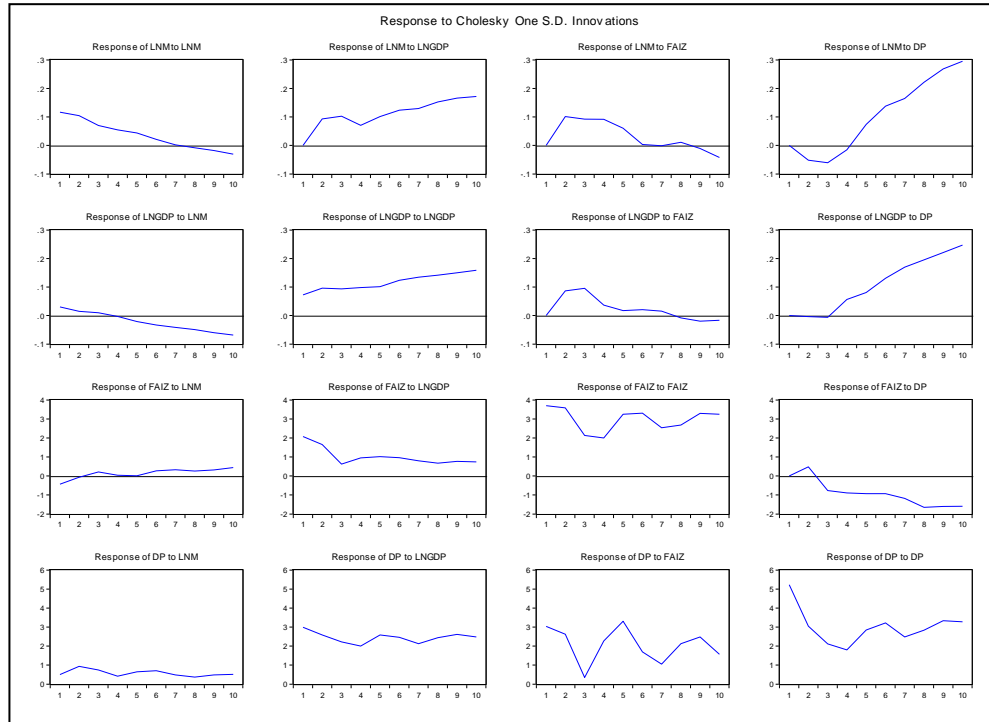
Hareketli ortalama gösterimi modeldeki serilerinin birbirlerine etkileşimlerini göstermede oldukça iyi bir araçtır. Denklemdeki Φ_i matrisinin elemanları şokların zaman boyunca seriler üzerindeki etkisini ortaya koyarlar. Şok değişkenlerindeki birim itici gücün toplam etkisi *etki-tepki* fonksiyonun katsayılarının toplamı ile elde edilebilir. n sonsuza gittiğinde ortaya *uzun dönem çarpanı* çıkar. Serileri durağan olduğunda bütün i ve j değerleri için,

$$\sum_{i=0}^{\infty} \Phi_{jk}^2(i) \quad (11)$$

değeri sonludur. Durağan durumda seriler sıfıra yönelir Mills (1998). Elde edilen $\Phi_{11}(i)$ $\Phi_{12}(i)$ katsayılar setine tepki fonksiyonları denilmektedir. $\Phi_{ij}(i)$ değerleri i'ye karşı işaretlendiğinde çeşitli şoklara karşı kullanılan serilerinin davranışını gösterir.

Azerbaycan`da para talebi ile ilgi deęişkenlerin etki-tepki fonksiyonları birlikte verilmektedir. Grafikler serilerdeki şokların etkisini tablo olarak görmekten daha açıklayıcı bir niteliğe sahiptir. Aşağıdaki Şekil 3`te n=10 için deęişik serilerin şoklara karşı tepkisi izlenebilir. Şekil 3`te birinci sütun reel para talebinde şok bir deęişmenin kendisin ve dięer deęişkenlerin tepkisini göstermektedir. Her sütun bir deęişkeni ve bu deęişkendeki şok deęişmenin kendisi ve dięer deęişkenlerin tepkisini göstermektedir. Şekil 3`te para talebinin kendi şok deęişimine tepkisi bir olduęu görülmektedir. İlk sırdakilerde her deęişkendeki yenilik (kalıntı deęeri) standart sapmasındaki bir deęişmeye lnM deęişkeninin verdięi tepkiyi göstermektedir. İlk sıranın ilk grafiğinde kendinin inovasyonundaki deęişmeye kendisinin tepkisi gittikçe azalmaktadır. Yaklaşık yedinci dönemden itibaren eksi işareti almaktadır. İkinci grafikte ise lnGDP deęişkeninin tepkisi artış yönündedir. Benzer şekilde ikinci sırdaki grafiklerin ilkinde lnGDP deęişenin kendisi ve dięer deęişkenlere tepkisini on dönem için göstermektedir. Dięer grafikler aynı şekilde yorumlanabilir. Burada dikkat çeken bir grafik faizin (r) enflasyona tepkisinin ikinci dönemden sonra negatif şekilde devam etmesidir.

Şekil 3: Etki-Tepki Fonksiyonları



4.4. Granger Nedensellik ve Mis-spesification Testleri

VAR modeli k=2 gecikme için tahmin edilmektedir. VAR (2) modelini oluşturan deęişkenlerin aralarında bir nedensellik ilişkisini test etmek için Granger Nedensellik (1969) testi bir gecikme için yapılmıştır. Aşağıdaki Tablo 5`te nedensellik ilişkisi olan serilerin deęerleri yer almaktadır.

Tablo 5: Granger Nedensellik Testi

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNGDP, LNM'nin Granger nedeni değil	23	17.8807	0.0004
LNM, LNGDP'nin Granger nedeni değil		2.37150	0.1392
FAIZ, LNM'nin Granger nedeni değil	23	0.69520	0.4142
LNM, FAIZ'nin Granger nedeni değil		2.38621	0.1381
DP, LNM'nin Granger nedeni değil	22	0.17138	0.6835
LNM, DP'nin Granger nedeni değil		1.29155	0.2699
FAIZ, LNGDP'nin Granger nedeni değil	23	0.03610	0.8512
LNGDP, FAIZ'nin Granger nedeni değil		3.46105	0.0776
DP, LNGDP'nin Granger nedeni değil	22	2.85004	0.1077
LNGDP, DP'nin Granger nedeni değil		1.56308	0.2264
DP, FAIZ'nin Granger nedeni değil	22	0.04776	0.8293
FAIZ, DP'nin Granger nedeni değil		2.36596	0.1405

Tablo 5`den görüldüğü gibi LNGDP, LNM_t ile %1 anlamlılık düzeyinde bir Granger nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. LNGDP, FAIZ ile %10 anlamlılık düzeyinde bir Granger nedenselliği bulunmaktadır.

SONUÇ

1980'li yıllardan itibaren küreselleşme eğilimlerinin artması ve buna bağlı olarak sermayenin uluslararası boyutta devriyesinin hızlanması özellikle gelişmekte olan ülkelerde para talebinin istikrarlılığını önemli hale getirmiştir. Bu durumda merkez bankaları uzun vadeli faiz oranı politikasından kısa vadeli faiz politikalarına yönelmişlerdir. 1991 yılında Sovyet Sosyalist Cumhuriyetler Birliği'ni oluşturan ülkelerin bağımsızlığını kazanması ve Doğu Bloğunun dağılması ile oluşan yeni dünya düzeninde ülkelerin finansal istikrarının sağlanması için geçit ekonomisinde önemli ölçüde politikalar geliştirilmiştir.

1991 yılında bağımsızlığını kazanmış diğer ülkelerde olduğu gibi Azerbaycan ekonomisi de bağımsızlığının ilk yıllarında hiperenflasyonla karşı karşıya kalmıştı. 1994 yılında Uluslararası Şirketlerle Hazar Denizi'nin Azerbaycan kısmındaki petrolünün çıkarılması ile ilgili anlaşmanın bağlanmasından sonra ülke ekonomisine yabancı sermayenin dâhil olması hızlandı. 1995 yılından sonra dünyada petrol fiyatlarının yüksek olması ile birlikte Azerbaycan ekonomisinin istikrara kavuşması ve sonraki yıllarda büyümenin sağlanması ile maliye sektöründe de değişimler yaşanmıştır.

Bu çalışmada Azerbaycan'ın 1995 - 2018 dönem içerisindeki para talebi denkleminin uzun dönem ilişkisi türetilmeye çalışılmıştır. Yapılan analizde reel para (lnM), GSYH (lngdp), faiz (r) ve enflasyon (dp) değişkenleri kullanılmıştır. İki gecikmeli

VAR(2) denklemi tahmin için en uygun model olarak seçilmiştir. Hata düzeltim modeli ve koentegrasyon analizlerinde en az bir koentegre vektörün olduğu her iki test (trace ve maximum) sonucundan ulaşılmıştır. Elde edilen hata düzeltim denkleminde tüm değişken katsayılarının anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Paranın gelir elastikiyetinin birden küçük olması para talebinin gelirden daha az arttığı anlamı çıkar. Ayrıca geri beslemeli ayarlama (alfa) katsayılarının en az birinin sıfırdan farklı olması bu değişkenler arasında en az bir koentegre uzun dönem ilişkisini varlığını göstermektedir. Granger nedenselliğinde de aynı sonuç doğrulanmaktadır. Özellikle teoriye uygun olarak para talebi ile GSYH arasında pozitif bir eğilimin ve para talebi ile faiz arasında negatif bir eğilimin olması teoriye uyum göstermektedir. Para talebi ile enflasyon arasında aynı yönlü bir işaret bulunmaktadır.

KAYNAKÇA

- Ağazade, S. (2018), “Azerbaycan İçin Para Talebi İstikrarının ARDL Yaklaşımı ile Analizi”, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 14(1), 21 – 34.
- Aliyev, H. (1997), *Müstegilliyimiz Ebedidir*, Bakü: Azərneşr.
- Aras, O. N. ve Süleymanov, E. (2010), *Azerbaycan İgtisadiyyatı*, Bakü: Şark-Garp.
- Azerbaycan Cumhuriyetinin Merkezi Bankası (ACMB(a)). “Tarih”. <https://www.cbar.az/page-4/history> (Erişim tarihi: 12.07.2019).
- Azerbaycan Cumhuriyetinin Merkezi Bankası (ACMB(b)). “Azerbaycan Respublikası Merkezi Bankının 2016 yılı Üçün Pul ve Maliyye Sabitliyi Siyasetinin Esas İstiqaemetleri Barede Beyanatı” <https://uploads.cbar.az/assets/cd6b8157f1674ce6f434c6878.pdf> (Erişim tarihi: 12.07.2019).
- Azerbaycan Cumhuriyetinin Merkezi Bankası (ACMB(c)). “Azerbaycan Respublikası Merkezi Bankının 2019 yılı ve Orta Müddetli Dövr Üçün Pul Siyasetinin Esas İstiqaemetleri Barede Beyanatı” <https://uploads.cbar.az/assets/b8204b6da30e6b76600a36009.pdf> (Erişim Tarihi: 12.07.2019).
- Bağırzade, E. (2010). “Nakit Para Talebi veya Tanzi Yöntemiyle Azerbaycan Kayıtdışı Ekonomisinin Tahmini Üzerine bir Deneme”, 2. *Uluslararası Balkanlarda Sosyal Bilimler Kongresi Bildiri Kitabı*, Prizren Kosova, 1, 925 – 936.
- Bahmani, S. (2008), “Stability of the Demand for Money in the Middle East”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 44(1), 62-83. DOI: 10.2753/REE1540-496X440104
- Bahmani-Oskooee, M., F. Halicioğlu ve Bahmani, S. (2017), “Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the demand for money in Turkey?”, *Applied Economics*, 49(42), 4261-4270. DOI: 10.1080/00036846.2017.1279271
- Clements, M. ve Hendry, D. (1998), *Forecasting Economics Time Series*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F. ve Nielsen, B. (1998), “Inference in Cointegrating Models UK M1 Revisited”, *Journal of Economic Surveys Special Issue*, 533-565.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley and Sons Inc.

- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987), “Cointegration and Error–Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica* 55(2), 251-276.
- Ericsson, N. R. ve Sharma, S. (1998), “Broad Money Demand and Financial Liberalisation in Greece”, *Empirical Economics*, 23, 417-436.
- Ericsson, N. R. (1998), “Empirical Modelling of Money Demand”, *Empirical Economics*, 23, 295-315.
- EViews 9 (2016), *User’s Guide I-II*, California: IHS Global Inc.
- Foresti, P. ve Napolitano, O. (2013) “Modelling long-run money demand: a panel data analysis on nine developed economies”, *Applied Financial Economics*, 23(22), 1707-1719, DOI: 10.1080/09603107.2013.848024
- Granger, C. W. J. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hasanov, F. ve Hasanli, K. (2011), “Why had the Money Market Approach Been Irrelevant in Explaining Inflation in Azerbaijan During the Rapid Economic Growth Period?”, *Middle Eastern Finance and Economics*, 10, 136 – 145.
- Hendry, D. (1995), *Dynamic Econometrics*, New York: Oxford University Press.
- İsmayılova, Ş. (2015), *Azərbaycan`da Makroiqtisadi Proseslər: Pul və Mezenne Siyasəti*, Yüksek Lisans Tezi, Bakü: Azərbaycan İktisat Üniversitesi.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-206.
- Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis in Cointegrated Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood – Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York: Oxford University Press.
- Korhonen, I. ve Mehrotra, A. (2010), “Money Demand in Post-Crisis Russia: Dedollarization and Remonetization”. *Emerging Markets Finance and Trade*, 46(2), 5-19. DOI: 10.2753/REE1540-496X460201
- Kutlar, A. ve Bakırcı, F. (2017), “Cointegration Analysis of Money Demand in Turkey”, *Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17, 123-136.
- Lütkepohl, H. ve Wolters, J. (1998), “A Money Demand System for German M3”, *Empirical Economics*, 23, 371-386.
- Mammedov, Z. ve Yeman, A. (2010), “Azərbaycan`ın Kredi ve Para Sistemi. Günümüzdeki Özellikleri ve Gelişme Yönü”, *Maliye Finans Yazıları*. 87(24), 51-76.
- Mills, T. C. (1998), “Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Surveys*, 12(3), 279-312.
- Seferli, E. (2010), *The Effect of Macroeconomic Factors on the Performance of Azerbaijan Banking System*, Yüksek Lisans Tezi, İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi.