

DÜŞÜK ENFLASYON DÖNEMİNDE AZERBAIJAN'DA FİYATLAR GENEL DÜZEYİ VE PARA ARZI İLİŞKİSİ

RELATIONSHIP between PRICE LEVEL and MONEY SUPPLY
in AZERBAIJAN for the LOW INFLATION PERIOD

Yrd. Doç. Dr. Seymur AĞAYEV¹

ÖZET

Bu çalışmada, Ocak 1995 – Kasım 2010 dönemine ait aylık veri seti kullanılarak Azerbaycan ekonomisinde yüksek enflasyon sonrası dönem için fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasındaki ilişki incelenmiştir. Nedensellik analizi sonuçlarına göre Azerbaycan fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır. Uzun döneme ilişkin olarak ise para arzı değişimlerinden enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Uzun döneme ilişkin bulgular enflasyonun parasal bir olay olduğu şeklindeki parasalcı görüşü desteklemektedir. Bunun yanı sıra, fiyat düzeyi değişimlerinden para arzı değişimlerine doğru nedensellik ilişkisinin varlığı genellikle gelişmekte olan ülkeler için savunulan yapısalci görüşü kısmi olarak doğrulamaktadır. Nedensellik ilişkisinin çift yönlü oluşu Azerbaycan'da para politikasının enflasyonla uyumlaştırıcı bir şekilde yürütüldüğünü ve yaşanan enflasyonun maliyet enflasyonu olduğunu veya yapısal özellikler taşıdığını ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: *Fiyatlar genel düzeyi, Para arzı, Nedensellik*

ABSTRACT

Using monthly data for the period 1995 January – 2010 November this paper addresses detection of the relationship between price level and money supply in Azerbaijan for the post high inflation period. Findings of Granger causality tests indicate that there is short-run bidirectional causal relationship between price level and money supply indicator. Error correction model denotes that there is a long-run causal relationship from money supply to prices. These findings confirm the monetarist opinion that inflation is a monetary event. Furthermore, causal relationship from inflation to money stock growth supports structuralist opinion, that monetary expansion is a consequence of structural inflation, which is claimed to be valid mostly for developing countries. Additionally, bidirectional causal relationship between inflation and money supply growth indicates that monetary authority implements monetary policy in an accommodating pattern with inflation and inflation in Azerbaijan has cost push or structural characteristics.

Keywords: *Price level, Money supply, Causality*

¹ Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü

1. GİRİŞ

Yüksek enflasyonun yüksek parasal büyümenin bir sonucu olduğu konusunda iktisatçılar arasında görüş birliği vardır. Fakat düşük düzeydeki enflasyonun nedenleri ve düşük enflasyon ile para arzı artışı arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü konusunda, özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere ilişkin uyumsuzluk mevcuttur. Nedensellik ilişkisinin yönü konusunda parasal ve yapısal olmak üzere iki farklı görüş vardır. Miktar teorisi, para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasında pozitif bir korelasyon olduğunu göstermekle birlikte nedensellik ilişkisini ifade etmemektedir. Piyasaların fiyat ve ücret uyumlarının hızlı olduğunu varsayan parasalcılar, miktar teorisi ve doğal işsizlik oranından hareketle enflasyonu parasal genişlemenin bir sonucu olarak görürler ve parasal genişlemenin talep baskısına, fiyat ve ücret artışına neden olduğunu öngörürler.

Parasalcıların, uzun dönemde parasal genişlemenin reel ekonomiye herhangi bir etki etmediği, sadece fiyatlar genel düzeyinde artışa neden olduğu şeklindeki görüşleri uyarlayıcı beklentilerle genişletilmiş Phillips eğrisi ile de ifade edilmektedir. Bilindiği gibi, orijinal Phillips eğrisi işsizlik oranı ile ücret artışları arasında istikrarlı bir ilişki olduğunu önermektedir; emek talebinin artması ücretlerin artmasına, emek talebinin azalması ücretlerin azalmasına neden olmaktadır. Parasalcılar ise bu ilişkinin istikrarsız olduğunu, Phillips eğrisinin yukarıya doğru kayabileceğini öngörmekteler. Çünkü geçmiş dönem bilgileriyle oluşturulan beklentilere sahip bireyler, enflasyon oranının önceki dönem enflasyon oranından daha yüksek olmasıyla para yanılığında düşmektedirler. Bu durumda, işsizlik oranı doğal işsizlik oranının altına düşmektedir. Fakat bireyler reel ücretlerinin düştüğünü fark edince işsizlik oranı önceki düzeyine geri dönmekte fakat enflasyon oranı yüksek düzeyde kalmaktadır. Böylece, kısa dönemde para yanılığının ortaya çıkması ile parasal genişlemenin reel ekonomi üzerinde etkili olabileceğini ifade eden parasalcılar, uzun dönemde parasal genişlemenin sadece enflasyona neden olacağını öngörmekteler (Paya, 2001, s.323-324).

Lucas (1980, s.1005) miktar teorisinin iki temel imasını, para miktarındaki değişimin enflasyonda ve nominal faizde eşit oranda bir değişime neden olduğu şeklinde ifade etmektedir. Rasyonel beklentiler görüşü bireylerin sistematik bir şekilde yanılmayacaklarını, geleceğe ilişkin mevcut tüm bilgiyi kullanacaklarını ve piyasaların uyum kabiliyetinin yüksek olduğunu ifade eder. Bu nedenle, beklenen parasal genişlemenin kısa dönemde bile üretime ve istihdama bir etki etmeyeceğini, sadece enflasyona neden olacağını ileri sürer.

Enflasyon ile para arzı artışı arasındaki ilişkinin yönü konusunda yapısal görüş ise özellikle tarım sektöründe ve uluslar arası işlemlerde

kurumsal katılıkların olduğu az gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerde ekonomik büyümeden kaynaklanan baskıların enflasyona neden olduğunu savunmaktadır. Bu ülkelerde, parasal ve mali fonksiyonları gerçekleştiren kurumlar, işsizlikle veya tüketim ve yatırım miktarında düşüşle karşılaşmaktansa enflasyonist baskıları kabullenerek para arzını arttırmayı tercih ederler. Az gelişmiş mali piyasalar ve bağımsızlığı zayıf merkez bankaları para arzı artışı olasılığını arttırabilir. Dolayısıyla, bu görüşe göre parasal genişleme yapısal enflasyonun bir sonucudur ve bu nedenle para arzı artışına yapısal enflasyon neden olmaktadır (Pinga ve Nelson, 2001, s.1271).

Gelişmekte olan ülkelerde tarım sektöründe arz esnekliklerinin düşük olması ve arzın hızlı talep artışlarını karşılayamaması, ihracat istikrarsızlıklarından kaynaklanan döviz darboğazları ve vergi gelirlerinin arttırılamaması gibi nedenlerden dolayı devletin gelir yaratamaması enflasyon baskısı oluşabilmektedir (Bilquees, 1988, s.114). Yapısalcı görüşe göre, bu dengesizliklerden veya kısıtlamalardan dolayı ekonominin durgunluğa girmemesi için, para otoritesi para arzını arttırarak enflasyon baskısına uyumlaştırmaktadır. Bu nedenle yapısalcılar, yapısal katılıklardan dolayı gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyüme ve gelişme için enflasyonun gerekli doğal sonuç olduğuna inanmaktalar (Momen, 1992, s.47). Uyum hipotezi (accommodation hypothesis) olarak da adlandırılan bu görüşe göre para arzının fiyat artışları karşısında arttırılmaması durgunluğa neden olacağından, uyumlaştırma para miktarının fiyat değişmelerine tepkisi şeklinde gerçekleşir (Yang, 2006, s.1740).

Daha yüksek bir istihdam düzeyi hedefleyen yönetimler için enflasyonun doğal bir sonuç olduğu görüşü maliyet enflasyonu ile de açıklanabilir. Negatif arz şokları, işçilerin daha yüksek ücretler almak için bastırmaları, ulusal paranın değer kaybetmesiyle ithal fiyatlarında artış fiyatlar genel düzeyinin yükselmesine, üretim ve istihdam düşüşüne neden olur. Yüksek istihdam hedefleyen politika yapıcılarının üretimi arttırmak ve işsizliği azaltmak için destekleyici politikalara yönelmeleri maliyet enflasyonuna neden olur. Benzer şekilde tam istihdam düzeyinde daha yüksek bir istihdam hedefine yönelen politika yapıcılarının para arzını sürekli arttırmaları talep enflasyonuna da neden olur (Mishkin, 2011, s.620-621). Keynesyen görüşün itirazı ise ekonominin eksik istihdamda iken parasal genişlemenin toplam talep artışına neden olurken fiyat artışına neden olmayacağı şeklindedir.

Bu çalışmada, Azerbaycan ekonomisinin yüksek enflasyon dönemi sonrası için enflasyon ve para arzı artışı arasındaki ilişkilerin incelenmesi amaçlanmıştır. Azerbaycan ekonomisinin en belirgin özelliği, zengin petrol ve doğal gaz kaynaklarına sahip olmasıdır. Sovyet siyasi sisteminin çöküşü ile birlikte merkezi planlı ekonomik sistemin süratli bir şekilde işlemez hale gelmesi ve serbest piyasa ekonomisinin işleyişini sağlayan kurumsal sistemin ve yasal düzenlemelerin yokluğu geçiş ekonomilerinde, özellikle Azerbaycan

ve diğer eski Sovyetler Birliği ülkelerinde ağır ekonomik sonuçlar doğurmuştur. Ermenistan'la yaşanan savaş ve siyasi istikrarsızlık Azerbaycan'da ekonomik koşulların çok daha ağırlaşmasına neden olmuştur. 1992 yılında fiyatların liberalleştirilmesi ile birlikte tüketici fiyatları endeksinde yıllık yüzde değişim dört haneli rakamlar şeklinde gerçekleşmiştir.

1995 yılı başlarında IMF destekli bir istikrar programıyla daraltıcı para ve maliye politikaları uygulanmıştır. Savaşın sona ermesi, uygulanan makroekonomik istikrar programı, piyasa ekonomisine yönelik yeniden yapılanma ve özelleştirme reformlarının gerçekleştirilmesi, uluslar arası petrol ve doğal gaz anlaşmaları ile birlikte yabancı yatırımların artması Azerbaycan ekonomisi üzerinde etkisini gösterirken, 1995 yılının ilk aylarından sonra tüketici fiyatları endeksi de nispeten daha yatay bir seyir izlemiştir.

Geçiş dönemi durgunluğu sonrasında enflasyon oranı tek haneli rakamlara indirilmiş, 1998 ve 1999 yıllarında fiyatlar genel düzeyinde düşüş yaşanmıştır. 2004 yılından itibaren para arzı ve kamu harcamalarındaki (özellikle büyük altyapı yatırımları) artışın yanı sıra ülke içi enerji fiyatlarının artırılması ve dünya gıda fiyatlarındaki artış fiyatlar genel düzeyinde artışa neden olmuştur. Dünya finansal krizi ile birlikte özellikle petrol fiyatlarının ve petrol talebinin süratli bir şekilde düşmesi Azerbaycan'a döviz girişinin keskin bir şekilde düşmesine neden olmuştur. Petrol gelirlerinin azalması ile birlikte kamu harcamalarının azaltılması ve krizle birlikte yaşanan talep daralması, daha önceki dönemlerde yaşanan fiyat artışlarının durmasına neden olmuştur.

2. UYGULAMALI ÇALIŞMALARDA FİYATLAR VE PARA ARZI İLİŞKİSİ

Uygulamalı çalışmalarda da fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasındaki ilişkisinin yönü konusunda farklılıklar vardır. Örneğin, Türkiye ekonomisi için bütçe açığı, parasal büyüme, fiyatlar genel düzeyi, döviz kuru ve üretim arasındaki nedensellik ilişkilerin incelendiği Ülengin (1995) çalışmasında para arzından fiyatlara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Türkiye için iki aşamalı EKK yöntemini kullanan Akkaya ve Altıntaş (1998) da M2 para arzındaki %1'lik bir artışın TEFE'yi yaklaşık olarak %1 artırdığı sonucunu elde etmişler.

Çatalbaş (2007) ise, Türkiye için para arzı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi, yapısalci yaklaşıma dayandırılan parametrik olmayan regresyon tekniğiyle tahmin etmiş ve nedensellik ilişkisinin yönünün genellikle fiyatlardan para arzına doğru olduğunu bulunmuştur. Benzer şekilde Korap (2009) da, para politikasının enflasyonist yapıya göre uyumlaştırıcı bir yapıda

gerçekleştirildiği şeklinde yapısalci görüşü destekler mahiyette bir sonuca ulaşılmıştır.

Literatürde Azerbaycan ekonomisinin de dahil edildiği geçiş ekonomilerinde enflasyon oranı belirleyicilerine ilişkin birçok panel veri çalışması vardır. Bunlardan Coorey ve diğerleri (1996) tarafından 21 geçiş ekonomisi için oluşturulan panel çalışması sonuçlarına göre para arzı ve ücret artışları enflasyonun en önemli belirleyicisidir. Benzer şekilde, 26 geçiş ekonomisi için iki aşamalı EKK yöntemini kullanan Hernandez-Cata (1999) da geçiş ekonomilerinde enflasyonun temel belirleyicisinin parasal genişleme olduğunu bulmuştur. 20 geçiş ekonomisi için panel veri yönteminin kullanıldığı Inoue (2005) sonuçları da para arzı artışının enflasyona neden olduğunu gösterir.

Üç geçiş ekonomisi; Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya'ya ait zaman serisi verilerini kullanan Brada ve Kutun (1999), para arzının fiyatlar üzerindeki etkisinin zayıf olduğunu bulmuşlar. Siliverstovs ve Bilan (2005) çalışması ise Ukrayna enflasyonu için oluşturulan vektör otoregresif modele, etki tepki ve varyans ayrıştırma tekniklerine dayanmaktadır. Çalışma sonuçları devalüasyon beklentisinin enflasyonun en önemli belirleyicisi olduğunu gösterir ve Brada ve Kutun (1999)'da da olduğu gibi para arzının enflasyon üzerindeki etkisi zayıf bulunmuştur. Ukrayna için enflasyon belirleyicilerinin koentegrasyon analizi çerçevesinde inceleyen Lissovolik (2003), ise para arzı ve tüketici fiyatlarının tüm dönem ve ilk alt dönem için koentegre olduğu bulunmuştur.

Gürcistan ekonomisinde istikrarsızlık sonrası dönem için enflasyon belirleyicilerini koentegrasyon ve hata düzeltme modeli çerçevesinde Barbakadze (2008) incelemiştir. Bu çalışma sonuçlarına göre, döviz kuru değişmelerinin enflasyona etkisi para arzı, nominal ücretler ve gıda fiyatlarına oranla daha güçlüdür. Aynı ülke için para arzı enflasyon ilişkisinin incelendiği Maliszewski (2003) sonuçları da para arzının enflasyonu kısa ve uzun dönemde güçlü şekilde etkilediğini gösterir. Ermenistan'ın incelendiği Grigorian ve diğerleri (2004) istatistiksel sonuçları ise, para arzı değişmelerinin enflasyonu etkilemediği şeklindedir.

Azerbaycan ile benzer sosyoekonomik özelliklere sahip bir başka ülke olan Rusya ekonomisi için para arzının dışsallığının araştırıldığı Vymyatnina (2006) nedensellik analizi sonuçları, ilişkinin fiyatlardan para arzına doğru olduğunu gösterir. Rusya'da enflasyon ve para arzı ilişkisinin incelendiği diğer bir çalışma Dabrowski ve diğerleri (2002) sonuçları ise fiyatlar genel düzeyi artışlarında, enflasyon ataletinden başka para arzı ve döviz kuru artışlarının da etkili olduğu şeklindedir.

Tablo 1'de fiyatlar genel düzeyi ile para arzı arasında nedensellik ilişkisinin incelendiği bazı uygulamalı çalışma sonuçları ifade edilmiştir.

Çalışma sonuçlarına göre şu değerlendirmede bulunmak mümkündür. Gelişmiş piyasa ekonomilerinde fiyatlar genel düzeyi para arzı arasındaki nedensellik ilişkisi çoğunlukla para arzından fiyatlar genel düzeyine doğru olup, parasalcı görüşü destekler mahiyettedir. Gelişmekte olan ülkelerin incelendiği uygulamalı çalışmaların sonuçları ise ortak bir sonuca işaret etmemektedir.

Yapısalcı görüşte, özellikle gelişmekte olan ülkeler için nedensellik ilişkisinin fiyatlar genel düzeyi artışından para arzı artışına doğru olduğu savunulmaktadır. Bu ülkelerle ilgili uygulamalı çalışmalar ise bunu kesin bir şekilde doğrulamamaktadır. Bunlardan Mishra ve diğerleri (2010), Hindistan için kısa dönemde para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasında çift yönlü nedensellik, uzun dönemde fiyatlardan para arzına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu gösterir. Mısır için Deme ve Fayissa (1995), Malezya için Tang (2010) çalışmalarında ise nedensellik ilişkisi çift yönlüdür. Benzer bir şekilde Abbas ve Hussain (2006), Pakistan için para arzından fiyatlara doğru daha güçlü olmakla birlikte çift yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlar. Yine, Malezya için para arzı ve fiyatlar ilişkisinin incelendiği Tan ve Cheng (1995) çalışmasında tüketici fiyatlarıyla enflasyondan geniş para arzı artışına doğru nedensellik bulunmakla birlikte diğer para arzı ve fiyat düzeyi göstergeleri için sonuçlar genellikle parasalcı görüşü desteklemektedir. Husain ve Mahmood (1998) Pakistan için, Beltas ve Jones (1993) Cezayir için, Deme ve Fayissa (1995) Fas ve Tunus için parasalcı görüşü destekleyici bulgular elde etmişler. Masih ve Masih (1997) sonuçları ise Pakistan için yapısalcı görüşü desteklemektedir. Bir diğer az gelişmiş ülke olan Nijerya için yürütülen Chimobi ve Uche (2010) sonuçları da fiyat değişmelerine temelde para arzının neden olduğunu gösterir.

Tablo 1. Bazı Çalışmalarda Enflasyon ve Para Arzı İlişkisi

Çalışma Adı	Ülke	Sonuç
Ülengin (1995)	Türkiye	Parasalcı
Çatalbaş (2007)	Türkiye	Yapısalcı
Korap (2009)	Türkiye	Yapısalcı
Vymyatnina (2006)	Rusya	Yapısalcı
Hasan ve Taghavi (1996)	Çin	İlişki yok
Mishra ve diğerleri (2010)	Hindistan	Çift yönlü
Tan ve Cheng (1995)	Malezya	Çoğunlukla Parasalcı
Tang (2010)	Malezya	Çift yönlü
Abbas ve Hussain (2006)	Pakistan	Çift yönlü
Husain ve Mahmood (1998)	Pakistan	Parasalcı
Masih ve Masih (1997)	Pakistan	Yapısalcı
Beltas ve Jones (1993)	Cezayir	Parasalcı
Chimobi ve Uche (2010)	Nijerya	Parasalcı
Deme ve Fayissa (1995)	Mısır	Çift yönlü
	Fas ve Tunus	Parasalcı
Pinga ve Nelson (2001)	Şili, Sri Lanka ve Arjantin	Yapısalcı
	Kuveyt, Paraguay, ABD, El Salvador, İtalya, İran, Japonya ve Tayland	Parasalcı
	Brezilya, Hindistan, Kore ve Pakistan	Çift yönlü
Williams ve diğerleri (1976)	İngiltere	Parasalcı
Jones ve Uri (1987)	ABD (Dar para arzı ve tüketici fiyatları)	Parasalcı
Jones (1989)	ABD	Çift yönlü
Cheng (1996)	ABD (Sadece en geniş para arzı için)	Parasalcı

26 ülke için para arzı ve fiyatlar genel düzeyi arasında nedensellik ilişkisinin incelendiği Pinga ve Nelson (2001) sonuçlarından da ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre nedensellik ilişkisinin yönü konusunda bir yargıya varılamamaktadır. Bu çalışmada, sadece Şili, Sri Lanka ve Arjantin için enflasyondan para arzı artışına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Kuveyt, Paraguay, ABD, El Salvador, İtalya, İran, Japonya ve Tayland için para arzı artışından enflasyona doğru; Brezilya, Hindistan, Kore ve Pakistan için çift yönlü; Gana için ise gecikme uzunluğuna göre farklı yönde nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Williams ve diğerleri (1976), İngiltere için parasalcı görüşün geçerli olduğunu bulmuşlar. Farklı para arzı ve fiyat düzeyi göstergelerini kullanan Jones ve Uri (1987), ABD için dar anlamda para arzı artışından tüketici fiyatlarıyla enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulurken, diğer fiyat ve para arzı göstergeleri arasında herhangi bir ilişki tespit etmemişler. Fakat Jones (1989), ABD’de parasal büyüme ve enflasyon arasında çift yönlü nedensellik bulmuştur. ABD’ye ait farklı para arzı ve fiyat düzeyi göstergeleri kullanarak sadece para arzından fiyatlara doğru nedensellik ilişkisini test eden Cheng (1996) ise, sadece en geniş parasal gösterge (M3) için para arzı artışından enflasyona doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Bu çalışmada, yukarıda ifade edilen uygulamalı çalışmalarda ve teorik olarak da farklı görüşlerin olduğu bir konu; fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasındaki ilişki bir geçiş ekonomisi olan Azerbaycan’ın düşük enflasyon dönemi için incelenmiştir. Analiz sonuçlarının, özellikle, gelişmekte olan

ekonomiler için teoride geçerli olduğu savunulan yapısalci görüşü destekler mahiyette olması beklenir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM VE VERİ SETİ

Fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasında uzun ve kısa dönem ilişkilerinin incelenmesine geçmeden önce serilerin durağanlık özellikleri genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile araştırılmıştır. Çalışmada, serilerin mevsimsellik özellikleri taşıması nedeniyle arındırılmış değerleri kullanılmıştır.

Zaman serilerinin durağanlıklarını incelemek için Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından üç alternatif ADF regresyon önerilmektedir. Bu ADF regresyonları aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 trend + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemlerdeki Y_t durağanlık sınamasına konu olan iktisadi değişken, Δ birinci dereceden fark operatörü, ε_t ise beyaz gürültülü veya

bağımsız rastsal dağılım gösteren hata terimleridir. $\sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i}$

otokorelasyon probleminin giderilmesi amacıyla ilave edilmiş bağımlı değişken gecikmelerini ve k ise beyaz gürültülü hata terimlerinin elde edilmesi için gerekli olan en uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. ADF testinde en uygun gecikme değeri Schwarz bilgi ölçütüne (SC) göre saptanmıştır. Her üç denklem için γ katsayısı negatif ve istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması Y_t serisinin durağan olduğu veya birim kök içermediği anlamına gelir.

Bu çalışmada serilerin durağanlık incelenmesinde kullanılan ikinci yöntem PP birim kök testidir. ADF testinde hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyanslı rastsal değerler olduğu düşünülmektedir. Phillips ve Peron (1988) tarafından önerilen testte bu varsayımlar nispeten hafifletilmiştir. Hata terimlerinin daha az kısıtlı olduğu, başka bir ifade ile aralarında zayıf bağımlılık olduğu düşünülmektedir. PP yöntemleri aşağıdakilerdir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \left(trend - \frac{T}{2} \right) + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (6)$$

Her üç denklemdeki μ_t beklenen değeri sıfır olan ve aralarında zayıf bağımlılık olan hata terimleridir.

Durağan olmayan serilerin durağanlıklaştırılması için genellikle serilerin devresel farkları alınmaktadır. Fakat fark alma işlemi ile birlikte serinin taşıdığı uzun döneme ilişkin bilginin kaybolması nedeniyle koentegrasyon sınamalarına serilerin seviyedeki değerleri ile bakılmaktadır. Koentegrasyon ilişkisi, serileri etkileyen kalıcı dışsal şoklara rağmen aralarında uzun dönem denge ilişkisinin olduğunu ifade eder. Durağan olmayan iki serinin taşıdığı stokastik trendlerin birlikte hareket etmesi durumunda bu seriler uzun dönem denge ilişkisine sahip olabilmekteler. Bu ilişkinin varlığı durumunda seriler birbirinden bağımsız olarak hareket etmemekteler. Buradan da anlaşıldığı gibi değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin incelenbilmesi için, değişkenlere ait serilerin ortak stokastik bir trende sahip olmaları, başka bir ifade ile birim kök içermeleri veya durağan olmamaları gerekmektedir.

Dolayısıyla, regresyonun yanıltıcı olmaması ve koentegrasyon ilişkisinin var olması için bu serilerin aynı seviyede ve birinci veya daha yüksek seviyelerinde durağan olmaları gerekir. Eğer seriler farklı seviyelerde durağan oldukları bulunmuşsa, bu serilerin koentegre olmadıkları sonucuna varılır. İki aşamalı Engle-Granger ve Johansen-Jeselius en çok olabilirlik yöntemleri koentegrasyon ilişkisinin tespitinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu çalışmada bu yöntemlerinin her ikisi kullanılmıştır.

İki aşamalı Engle-Granger koentegrasyon testinde (Engle ve Granger, 1987) aynı seviyede ve birinci veya daha yüksek farklarında durağan olan iki değişken arasındaki uzun dönem ilişki şu şekilde sınanmaktadır. Aralarında koentegrasyon ilişkisinin olup olmadığının incelenmesi istenen değişkenler birbiri üzerine koşularak hata terimleri elde edilir. Hata terimleri serilerinin durağan olup olmadığı incelenir. Bu çalışmada, hata terimleri serilerinin durağanlığına ADF testleri kullanılarak bakılmıştır. Johansen-Jeselius en çok olabilirlik yönteminde (Johansen, 1988; Johansen ve Jeselius, 1990) ise koentegrasyon analizi için en büyük özdeğer ve iz istatistikleri önerilmektedir. Bu yaklaşımda, koentegrasyon vektörlerinin varlığının sınanması bir vektör otoregresif modele (VAR) dayanmaktadır.

İktisatta nedensellik, gecikmeli olarak iktisadi değişkenler arasındaki sebep sonuç ilişkisinin ifade edilmesi için kullanılmaktadır. Bu çalışmada fiyatlar ve para arzı arasında nedensellik ilişkisinin incelenmesinde Granger nedensellik testinin Hsiao (1982) yaklaşımı ve standart Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Hsiao yaklaşımının işleyiş şekli şöyledir. Aralarında nedensellik ilişkisinin araştırıldığı değişkenlerin X ve Y olduklarını varsayalım. Aynı zamanda X ve Y 'nin birinci farklarında durağan olduklarını düşünelim. Değişkenler arasında koenteegrasyon ilişkisinin bulunmaması durumunda standart nedensellik sınaması, koenteegrasyon ilişkisinin varlığı durumunda ise hata düzeltme parametresi ilave edilir. Hsiao yaklaşımı önce aşağıdaki iki regresyonun tahmin edilmesini gerektirmektedir;

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \nu_t \quad (8)$$

Burada, Δ fark operatörü, α sabit terim β ve γ dışsal değişkenlere ait parametreler μ ve ν ise beyaz gürültülü hata terimleridir. (7) nolu regresyon tek değişkenli otoregresif süreci ifade eder. Bu regresyona ait son tahmin hata (FPE) ölçütü 1 ile m arasında değişen i gecikme uzunlukları ile hesaplanabilir. En küçük FPE ölçütüne göre belirlenen en uygun gecikme uzunluğu belirlenir ve aşağıdaki $FPE(m,0)$ değeri hesaplanır;

$$FPE(m,0) = \frac{T+m+1}{T-m-1} \times \frac{SSE}{T} \quad (9)$$

Burada, T gözlem sayısını SSE ise hata terimleri kareleri toplamını ifade etmektedir. İkinci aşamada yani (8) nolu regresyonda en uygun gecikme uzunluğu kadar X_t kontrol değişkeni olarak yer alır. Y_t için 1 ile n arasında değişen gecikmelerden en küçük FPE ölçütünü sağlayan gecikme uzunluğu için aşağıdaki $FPE(m,n)$ değeri hesaplanır;

$$FPE(m,n) = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \times \frac{SSE}{T} \quad (10)$$

Granger nedensellik ilişkisi Hsiao yaklaşımında karar, $FPE(m,0)$ ve $FPE(m,n)$ değerleri karşılaştırılarak verilir. Eğer $FPE(m,0) > FPE(m,n)$ ise ΔY_t Granger nedendir ΔX_t sonucuna, eğer $FPE(m,0) < FPE(m,n)$ ise ΔY_t Granger neden değildir ΔX_t sonucuna ulaşılır.

Nedenselliğin diğer yönünün (ΔX_t 'den ΔY_t 'ye doğru) belirlenmesi için (7) ve (8) nolu regresyonlarda X 'lerle Y 'ler değiştirilir. ΔY_t regresyonları için de yukarıda ifade edildiği gibi FPE değerleri hesaplanır ve bu değerlere göre ΔX_t 'den ΔY_t 'ye doğru Granger nedensellik olup olmadığına karar verilir.

Standart Granger nedensellik testi ise aşağıdaki iki regresyonun tahmin edilmesini gerektirir;

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta X_{t-j} + \mu_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + \nu_t \quad (12)$$

(11) nolu denklemde Y değişkeninin sebep, X değişkeninin sonuç değişken olduğu sınanmaktadır. (12) nolu regresyonda ise X değişkeninin sebep, Y değişkeninin sonuç değişken olduğu sınanmaktadır. Bunun için her iki regresyon için ayrı ayrılıkta kısıtlı F istatistikleri hesaplanarak birinci regresyonda α_i 'lerin ve ikinci regresyonda δ_j 'lerin grup olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarına bakılmaktadır. Y ve X değişkenlerinin koentegre olması durumunda ise 11 ve 12 nolu regresyonları, hata düzeltme parametreleri ilave edilerek tahmin edilir.

Çalışmada, Azerbaycan ekonomisinde fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasındaki ilişkinin incelenmesinde Ocak 1995-Kasım 2010 dönemine ait aylık veri seti kullanılmıştır. Azerbaycan Devlet İstatistik Kurumu tüketici fiyatları endeksini bir önceki ayın yüzdesi şeklinde yayınlamaktadır. Fiyatlar genel düzeyi değişkeni, Ocak 1996 değeri eşittir 100 alınarak oluşturulmuştur. Parasal gösterge üç değişkenle temsil edilmiştir. Bunlar, Azerbaycan merkez bankası kaynaklarından elde edilen dolaşımdaki nakit para (M0), dar tanımlı para arzı (M1) ve geniş tanımlı para arzı (M2) değişkenleridir.

4. BULGULAR

Para arzı göstergeleri ile fiyatlar genel düzeyi arasında nedensellik ilişkisinin analizine geçmeden önce serilerin durağanlık özellikleri ADF ve PP birim kök testleri ile incelenmiştir. Birim kök testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de ifade edilmiştir. Tablodan da görüldüğü gibi her iki birim kök testinde de logaritmik değerlerle fiyatlar genel düzeyi ve para arzı serileri (LP, LM0, LM1 ve LM2) seviyelerinde durağan bulunmamışlar. Fark serileri (DLP, DLM0, DLM1 ve DLM2) ise, tüm seçeneklerde durağan

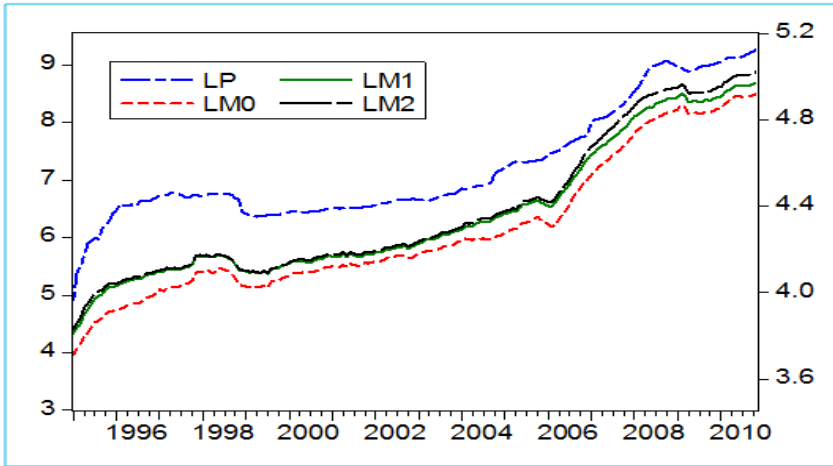
Düşük Enflasyon Döneminde Azerbaycan'da Fiyatlar Genel Düzeyi ve Para Arzı İlişkisi

bulunmuşlar. Bu nedenle, her iki birim kök testine ilişkin sonuçlar dikkate alınarak değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadıklarına ve birinci farklarında durağan olduklarına karar verilmiştir.

Tablo 2: Birim Kök Sınama Sonuçları

Seri	ADF			PP		
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz
LP	0.40(2)	-0.55(1)	2.49(2)	-1.09(9)	-1.80(9)	3.12(8)
LM0	0.52(3)	-1.50(3)	2.55(3)	-0.04(9)	-1.14(9)	4.35(9)
LM1	0.70(3)	-1.51(3)	2.55(3)	0.02(9)	-1.08(9)	4.27(9)
LM2	0.89(3)	-1.60(3)	2.55(3)	0.19(9)	-1.01(9)	4.22(9)
DLP	-6.31(1)*	-12.01(0)*	-5.75(1)*	-11.87(7)*	-11.82(6)*	-10.96(7)*
DLM0	-4.61(2)*	-4.69(2)*	-3.85(2)*	-9.37(7)*	-9.35(7)*	-7.70(7)*
DLM1	-4.67(2)*	-4.79(2)*	-3.95(2)*	-9.43(7)*	-9.40(7)*	-7.67(7)*
DLM2	-4.67(2)*	-4.87(2)*	-3.99(2)*	-8.97(7)*	-8.96(7)*	-7.26(7)*

(*) simgeleri ilgili istatistiğin %1 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.



Grafik 1: Fiyat ve para arzı değişkenlerinin zaman yolu
(Logaritmik fiyat değerleri sağda, para arzı değişkenleri solda yer alır)

LP, LM0, LM1 ve LM2 değişkenlerinin araştırma dönemindeki seyirleri Grafik 1'de verilmiştir. Grafikten de anlaşıldığı gibi fiyat ve para arzı serileri için birer sabit uzun dönem ortalama etrafında dalgalandıklarını, başka bir ifade ile durağan olduklarını söylemek mümkün değildir. Fakat araştırma dönemi boyunca fiyat düzeyi değişkeni ile para arzı göstergelerinin ortak bir eğilime sahip oldukları da belirgin bir şekilde görülmektedir. Bu, fiyat ve para arzı serilerinin koentegre olabileceklerine ilişkin ön bilgi sunmaktadır.

Tablo 3: Engle-Granger İçin ADF Sonuçları

Seri	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsız Trendsiz
$\varepsilon_{LP,LM0}$	-2.60(0) ^e	-3.29(0) ^e	-2.60(0) ^a
$\varepsilon_{LM0,LP}$	-2.86(0) ^e	-3.17(0) ^e	-2.86(0) ^a
$\varepsilon_{LP,LM1}$	-3.47(0) ^a	-4.35(0) ^a	-3.48(0) ^a
$\varepsilon_{LM1,LP}$	-3.71(0) ^a	-4.17(0) ^a	-3.72(0) ^a
$\varepsilon_{LP,LM2}$	-3.83(0) ^a	-4.78(0) ^a	-3.83(0) ^a
$\varepsilon_{LM2,LP}$	-4.12(0) ^a	-4.58(0) ^a	-4.12(0) ^a

(^e)ve (^f) sırasıyla %1 ve %10 düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade eder.

Engle-Granger koentegrasyon testine ilişkin sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. ε serileri, fiyat düzeyi ve para arzı değişkenlerinin EKK yöntemine göre birbiri üzerine koşularak tahmin edilen regresyonlarından elde edilen hata terimleridir. Tablodan da görüldüğü gibi ADF birim kök test sonuçlarına göre ε serileri durağanlar. Hata terimlerinin durağanlık özelliklerine sahip olmaları, fiyat düzeyi ve para arzı serilerinin koentegre olduklarını gösterir.

Fakat Tablo 4 ve Tablo 5'te ifade edilen Johansen koentegrasyon analizi iz ve en büyük özdeğer istatistikleri fiyat düzeyi ve para arzı değişkenlerinin uzun dönem ilişkiye sahip olmadıklarını gösterir. Johansen koentegrasyon testinde uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla VAR modeli tahmin edilmiş ve SC bilgi kriterine göre optimal gecikme 2 olarak alınmıştır. Farklı gecikme uzunlukları için de koentegrasyon sonuçları değişmemektedir. Johansen koentegrasyon sonuçları, Azerbaycan'da fiyat düzeyi ve para arzı göstergeleri arasında doğrudan bir ilişkinin olmamasından kaynaklanabilir. Bu nedenle, Engle-Granger koentegrasyon sonuçları ve Grafik 1'den de görüldüğü gibi, araştırma dönemi boyunca fiyat düzeyi ile para arzı göstergelerinin mükemmel uyumu dikkate alınarak değişkenlerin uzun dönem ilişkiye sahip olduklarına karar verilmiş ve nedensellik analizlerine hata düzeltme modeli çerçevesinde bakılmıştır.

Tablo 4: Johansen Koentegrasyon Analizi İz Sınaması

H_0	LP-LM0		LP-LM1		LP-LM2	
	Özdeğer	İz İstatistiği	Özdeğer	İz İstatistiği	Özdeğer	İz İstatistiği
$r = 0$	0.0242	5.1815	0.0359	7.1455	0.0407	8.3357
$r \leq 1$	0.0030	0.5716	0.0015	0.2735	0.0028	0.5179

%5 anlamlılık düzeyi için kritik değerler sırasıyla 15.4947 ve 3.8415'dir

Tablo 5: Johansen Koentegrasyon Analizi En Büyük Özdeğer Sınaması

H_0	LP-LM0		LP-LM1		LP-LM2	
	Özdeğer	En Büyük Özdeğer	Özdeğer	En Büyük Özdeğer	Özdeğer	En Büyük Özdeğer
$r = 0$	0.0242	4.6099	0.0359	6.8720	0.0407	7.8179
$r \leq 1$	0.0030	0.5716	0.0015	0.2735	0.0028	0.5179

%5 anlamlılık düzeyi için kritik değerler sırasıyla 14.2646 ve 3.8415'dir

Granger nedensellik testi Hsiao yaklaşımı sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Regresyonlar için hesaplanan FDE değerleri karşılaştırılarak nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü belirlenmektedir. DLP ile DLM0 ilişkisinin incelendiği regresyonlardan DLP bağımlı değişkeni için tahmin edilen regresyon FPE'leri sırasıyla 0.00009236 ve 0.00007211'dir. DLM0 bağımlı değişkeni için tahmin edilen regresyon FPE'leri de sırasıyla 0.00105889 ve 0.00104566'dır. Bu sonuçlara göre, DLP ve DLM0 değişkenleri arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.

DLP ile DLM1 ilişkisinin incelendiği regresyonlardan DLP bağımlı değişkeni için tahmin edilen regresyon FPE'leri sırasıyla 0.00009236 ve 0.00006971'dir. DLM1 bağımlı değişkeni için tahmin edilen regresyon FPE'leri de sırasıyla 0.00105889 ve 0.00090163'dir. DLP ile DLM2 ilişkisinin incelendiği regresyonlardan DLP bağımlı değişkeni için tahmin edilen regresyon FPE'leri sırasıyla 0.00009236 ve 0.00006792'dir. DLM2 bağımlı değişkeni için tahmin edilen regresyon FPE'leri de sırasıyla 0.00091035 ve 0.00090119'dir. DLP ve DLM0 ilişkisi için elde edilen sonuçta olduğu gibi bulgular DLM1 ve DLM2 ile DLP arasında da çift yönlü Granger nedensellik ilişkisinin olduğunu gösterir.

Tablo 6'daki hata düzeltme parametreleri uzun dönem ilişkiye ilişkin bulguları yansıtır. DLP'nin bağımlı değişken, kendi gecikmeleri ve DLM0 gecikmelerinin yer aldığı regresyona ait hata düzeltme parametresi ancak %10 biraz daha üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Fakat DLM1 ve DLM2 gecikmelerinin dikkate alındığı DLP bağımlı değişken regresyonlarına ait hata düzeltme parametreleri %5 düzeyinde istatistiksel

olarak anlamlı bulunmuşlardır. Bu bulgu, M1 ve M2 para arzı göstergesinden fiyat düzeyi değişmelerine doğru uzun dönem nedensellik ilişkisinin varlığını ifade eder.

Hsiao yaklaşımı çerçevesinde hesaplanan FPE değerlerinin karşılaştırma sonuçlarına göre kısa dönemde Azerbaycan ekonomisinde fiyatlar genel düzeyi ve para arzı arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır. Uzun dönemde ise para arzı artışından fiyat değişmelerine doğru tek yönlü ilişki vardır.

Tablo 6: Granger Nedensellik Hsiao Yaklaşımı Sonuçları

Model	FPE	Hata Düz. Par.	Sonuç
DLP=DLP(2)	0.00009236	-0.0269 {-1.9105} [0.0576]	DLM0 nedendir DLP
DLP=DLP(2)+DLM0(3)	0.00008928	-0.0227 {-1.6307} [0.1047]	
DLM0=DLM0(3)	0.00105889	-0.0138 {-1.3281} [0.1858]	DLP nedendir DLM0
DLM0=DLM0(3)+DLP(2)	0.00104566	-0.0092 {-0.8791} [0.3805]	
DLP=DLP(2)+DLM1(3)	0.00008591	-0.0378 {-2.2168} [0.0279]	DLM1 nedendir DLP
DLM1=DLM1(3)	0.00105889	-0.0041 {-0.3331} [0.7395]	DLP nedendir DLM1
DLM1=DLM1(3)+DLP(2)	0.00090163	0.0025 {0.2002} [0.8416]	
DLP=DLP(2)+DLM2(3)	0.00008515	-0.0405 {-2.3185} [0.0215]	DLM2 nedendir DLP
DLM2=DLM2(3)	0.00091035	-0.0005 {-0.0408} [0.9675]	DLP nedendir DLM2
DLM2=DLM2(3)+DLP(2)	0.00090119	0.0042 {0.3475} [0.7286]	

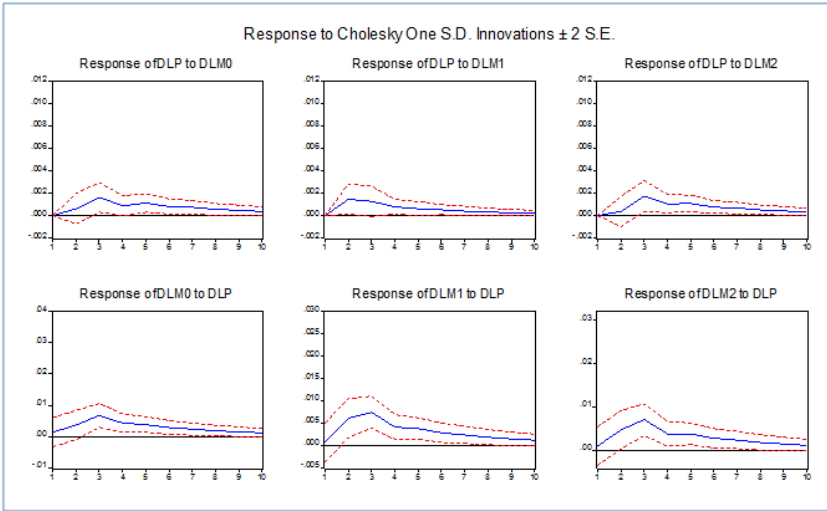
FPE bilgi kriterine göre optimal gecikme DLP için 2, DLM0, DLM1 ve DLM2 için 3'tür. Köşeli parantez içindeki rakamlar ilgili istatistiğe ilişkin olasılık değerleridir.

Tablo 7'de hata düzeltme modeline dayanan standart Granger nedensellik sınamasına ilişkin sonuçlar verilmiştir. DLM0 para arzı göstergesi gecikmelerinin yer aldığı DLP regresyonunda hata düzeltme parametresi %10 düzeyinde, DLM1 ve DLM2 para arzı göstergesi gecikmelerinin yer aldığı DLP regresyonunda ise hata düzeltme parametresi %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Kısa döneme ilişkin sonuçlar ise Hsiao yaklaşımıyla paralellik gösterir. Buna göre tüketici fiyatlarıyla enflasyon ile her üç parasal gösterge artışı arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.

Tablo 7: Standart Granger Nedensellik Sınaması Sonuçları

Model	Kısıtlı F	Hata Düz. Par.	Sonuç
$DLP=DLP(2)+DLM0(8)$	2.0883 [0.0394]	-0.0237 {-0.8802} [0.0618]	DLM0 nedendir DLP
$DLM0=DLM0(3)+DLP(1)$	3.4109 [0.0664]	-0.0115 {-1.1082} [0.2693]	DLP nedendir DLM0
$DLP=DLP(2)+DLM1(8)$	1.9488 [0.0558]	-0.0355 {-2.3052} [0.0224]	DLM1 nedendir DLP
$DLM1=DLM1(3)+DLP(1)$	8.3071 [0.0044]	0.0001 {0.0045} [0.9964]	DLP nedendir DLM1
$DLP=DLP(2)+DLM2(8)$	1.8956	-0.0360	DLM2

Grafik 2'de enflasyon ve para arzı artışı değişkenlerinin birinde meydana gelen herhangi bir şoka diğer değişkenin verdiği tepkiler gösterilmektedir. VAR tahmini SC bilgi kriterine göre 1 optimal gecikme için yapılmıştır. Farklı gecikme uzunluklarına göre etki tepki sonuçları da Grafik 2 ile benzerlik göstermektedir. Buna göre, nedensellik sonuçlarını destekler şekilde DLP ile DLM değişkenlerinden her biri diğerinde meydana gelen şoka pozitif tepki vermektedir.



Grafik 1: Enflasyon ve Para Arzı Artış Hızları Arasında Etki Tepki Fonksiyonları

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, Azerbaycan ekonomisinin yüksek enflasyon sonrası dönemi için TÜFE ile dolaşımdaki para, dar tanımlı para arzı ve geniş tanımlı para arzı verileri kullanılarak fiyatlar genel düzeyi ile para arzı arasındaki ilişki koentegrasyon yordamı, Granger nedensellik Hsiao yaklaşımı ve standart Granger nedensellik testleri ile incelenmiştir. Aylık veri setinin kullanıldığı çalışma Ocak 1995-Kasım 2010 dönemini kapsamaktadır. Fiyatlar genel düzeyi ve para arzı ilişkisinin yönüne görüş ayrılığı vardır. Parasalcılar, miktar teorisi ve doğal işsizlik oranından hareketle enflasyonu parasal bir sorun olarak görmekte, parasal genişlemenin talep baskısına, fiyat ve ücret artışına neden olduğunu öngörmektedirler. Yapısalcılar ise, özellikle gelişmekte olan ülkelerde para arzı artışının yapısal enflasyonun bir sonucu olduğunu ileri sürmektedirler.

Çalışmada, öncelikle fiyat ve para arzı serilerinin durağanlık özellikleri, ardından Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon testleri kullanılarak aralarında koentegrasyon ilişkisinin olup olmadığı incelenmiştir. Johansen koentegrasyon bulguları fiyatlar genel düzeyi ve para arzı göstergeleri arasında uzun dönem ilişkiyi desteklememekle birlikte, Engle-Granger testi sonuçları ve değişkenlerin zaman yolu grafikleri dikkate alınarak koentegrasyon oldukları sonucuna varılmıştır. Hata düzeltme modeli dahilinde ele alınan Granger nedensellik Hsiao yaklaşımı ve standart Granger nedensellik analizi sonuçları enflasyon ve para arzı artışı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu şeklindedir. Hata düzeltme parametrelerine göre ise para arzı artışından enflasyona doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi vardır.

Bulgular doğrultusunda, Azerbaycan ekonomisinde enflasyon ve para arzı ilişkisi için aşağıdaki değerlendirmelerde bulunmak mümkündür. Koentegrasyon ilişkisi ve hata düzeltme modelinin uzun döneme ilişkin sunduğu bulgu uzun dönemde enflasyonun parasal bir olay olduğu şeklindeki parasalci görüşü desteklemektedir. Para arzı artışından enflasyona doğru nedensellik ilişkisi, merkez bankasının enflasyonu kontrol altında tutabilme kabiliyetini yansıtmaktadır. Bunun yanı sıra, fiyat düzeyi değişmelerinden para arzı değişmelerine doğru nedensellik ilişkisinin varlığı, merkez bankasının para politikasını enflasyonla uyumlaştırıcı bir şekilde yürüttüğünü göstermekte ve Azerbaycan için yapısalci görüşü kısmi olarak doğrulamaktadır. Nedensellik ilişkisinin çift yönlü oluşu, Azerbaycan'da yaşanan enflasyonun maliyet enflasyonu olduğunu veya yapısal özellikler taşıdığını da ortaya koymaktadır.

KAYNAKLAR

- ABBAS, K. ve HUSAIN, F. (2006) *Money, Income and Prices in Pakistan: A Bivariate and Trivariate Causality*, *South Asia Economic Journal*, 17, 55-65.
- AKKAYA, Ş. ve ALTINTAS, H. (1998) Para Arzının Enflasyon Etkisi: Türkiye Uygulaması 1988-1997, *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 269-277.
- BARBAKADZE, I. (2008) Explaining Inflation in Georgia: Do Exchange Rate and Nominal Wage Matter?, *The National Bank Georgia Working Paper*, WP4.
- BELTAS, A. ve JONES, T. (1993) Money, Inflation and Causality in a Financially Repressed Economy: Algeria, 1970-88, *Applied Economics*, 25(4), 473-480.
- BRADA, J.C. ve KUTAN, A.M. (1999) The End of Moderate Inflation in Tree Transition Economies?, *The William Davidson Institute Working Paper*, 230.
- BILQUEES, F. (1998) Inflation In Pakistan: Empirical Evidence On The Monetarist And Structuralist Hypotheses, *The Pakistan Development Review*, 27(2), 109-129.
- CHENG, B.S. (1996) On The Relationship between Money and Inflation in The United States: Additional Evidence, *Applied Economics Letters*, 3(8), 549-552.
- CHIMOBİ, O.P. VE UCHE, U.C., (2010) Money, Price And Output: A Causality Test For Nigeria, *American Journal Of Scientific Research*, 8, 78-87.
- COOREY, S., MECAGNİ, M. ve OFFERDAL, E. (1996) Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment, *IMF Working Paper*, WP/96/138.
- ÇATALBAŞ, G.K. (2007) Türkiye'de Para Arzı İle Enflasyon Arasındaki İlişkinin Parametrik Olmayan Regresyon Analizi İle İncelemesi, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9/3, 197 - 212.
- DICKEY, D.A. ve FULLER, W.A. (1979) Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DİCKEY, D.A. ve FULLER, W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

- DABROWSKI, M., PASZYNSKI, W. ve RAWDANOWICZ, L. (2002) Inflation and Monetary Policy in Russia: Transition Experience and Future Recommendations, *CASE Network Studies and Analyses*, No.241.
- DEME, D. ve FAYISSA, B. (1995) Inflation, Money, Interest Rate, Exchange Rate, and Casuality: The Case of Egypt, Morocco, and Tunisia, *Applied Economics*, 27(12), 1219-1224.
- ENGLE, R.F. ve GRANGER, C.W.J. (1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-76.
- GRIGORIAN, D., KHACHATRYAN, A. ve SARGSYAN, G. (2004) Exchange Rate, Money, And Wages: What Is Driving Prices In Armenia?, *IMF Working Paper*, WP/04/229.
- HASAN, M. ve TAGHAVI, M. (1996) Money, Output, Price and Causality in Mainland China, *Applied Economics Letters*, 3(2), 101-105.
- HERNANDEZ-CATA, E. (1999) Price Liberalization, Money Growth, and Inflation during the Transition to a Market Economy, *IMF Working Paper*, WP/99/76.
- HSIAO, C. (1982) Autoregressive Modelling and Causal Ordering of Economic Variables, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4, 243-259.
- HUSAIN, F. VE MAHMOOD, T. (1998) Causality between Money and Prices: Evidence from Pakistan, *The Pakistan Development Review*, Part II 37(4), 1155-1161.
- INOUE, T. (2005) The Determinants of Inflation Rate in Transition Countries - A Panel Data Analysis, *Bulletin of the Japan Association for Comparative Economic Studies*, 42(1), 15-23.
- LISSOVOLIK, B. (2003) Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine, *IMF Working Paper*, WP/03/126.
- LUCAS, R.E. (1980) Two Illustrations of the Quantity Theory of Money, *The American Economic Review*, 70(5), 1005-1014.
- JOHANSEN, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- 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, 169-210.

- JONES, J.D. ve URI, N. (1987) Money, Inflation and Casuality (Another Look at the Empirical Evidence for the USA, 1953–84), *Applied Economics*, 19(5), 619-634.
- JONES, J.D. (1989) A Comparison of Lag-length Selection Techniques in Tests of Granger Causality between Money Growth and Inflation: Evidence for The US, 1959–86, *Applied Economics*, 21(6), 809-822.
- KORAP, L. (2009) Parasal Büyüme ve Tüketici Enflasyonu Değişim Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir Deneme: Türkiye Örneği, *İ.Ü. İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 9, 56-74.
- MALISZEWSKI, W. (2003) Modeling Inflation in Georgia, *IMF Working Paper*, WP/03/212.
- MISHKIN, F.S. (2011) *Para, Bankacılık ve Finansal Piyasalar İktisadı*, (8. baskıdan çeviri), Akademi Yayıncılık, Ankara.
- MASIH, A.M.M. ve MASIH, R. (1997) Bivariate and Multivariate Tests of Money-Price Causality: Robust Evidence from a Small Developing Country, *Journal of International Development*, 9(6), 803-825.
- MISHRA, P.K., MISHRA, U.K. ve MISHRA, U.K. (2010) Money, Price and Output: A Causality Test for India, *International Research Journal of Finance and Economics*, 53, 26-36.
- MOMEN, A. (1992) Money, Structuralism, and the International Monetary Fund: An Auto-Regression Assessment of the Controversy, *The Bangladesh Development Studies* 20(4), 47-68.
- PAYA, M. (2001) *Makro İktisat*, 2. Baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul.
- PHILLIPS, P. ve PERRON, P. (1988) Testing for a unit Roots Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- PINGA, V.E.B. ve NELSON, G.C. (2001) Money, Prices and Causality: Monetarist versus Structuralist Explanations Using Pooled Country Evidence, *Applied Economics*, 33(10), 1271-1281.
- SILIVERSTOV, B. ve BİLAN, O. (2005) Modelling Inflation Dynamics in Transition Economies: The Case of Ukraine, *DIW Berlin Discussion Papers*, 476.
- TAN, K.G. ve CHENG, C.S. (1995) The Causal Nexus of Money, Output and Prices in Malaysia, *Applied Economics*, 27(12), 1245-1251.
- TANG, C.F. (2010) The Money-prices Nexus for Malaysia: New Empirical Evidence from the Time-varying Cointegration and Causality Tests, *Global Economic Review*, 39(4), 383-403.

- ÜLENGİN, B. (1995) Bütçe Açığı, Parasal Büyüme, Enflasyon, Döviz Kuru ve Üretim Arasındaki Nedensellik İlişkileri: Türkiye Üzerine Bir Uygulama, *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 22(1), 101-116.
- VYMYATNINA, Y. (2006) How Much Control Does Bank of Russia Have Over Money Supply?, *Research in International Business and Finance*, 20(2), 131-144.
- YANG, Y.H. (1990) Causality between Money, Interest Rates and Prices in Taiwan: A Multivariate Time-series Analysis, *Applied Economics*, 22(12), 1739-1749.
- WILLIAMS, W., GOODHART, C.A.E. ve GOWLAND, D.H. (1976) Money, Income, and Causality: The U.K. Experience, *American Economic Review*, 417-423.