



PARASAL BÜYÜME VE TÜKETİCİ ENFLASYONU DEĞİŞİM ORANI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ ÜZERİNE BİR DENEME: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Levent KORAP*

Abstract

In this paper the causality relationships between the inflationary process, experienced by the Turkish economy, and some main money supply measures have been tried to be investigated, and the direction of these relationships has also been aimed to be determined through the vector autoregression impulse-response function estimates. Our findings in general indicate that the course of inflationary framework seems to be exogenous as to the course of the monetary aggregates, and that the course of the monetary aggregates seems to be endogenous as to the course of the inflation. Moreover, impulse-response function estimates have been found supportive to these results. All in all, it is concluded that the monetary policy tends to be adaptive to the inflationary framework under the investigation period considered.

Keywords: Inflation; Money Supply; Causality; Unit Root; Stationarity; Vector Autoregression; Generalized Impulse-Response Shocks; Turkish Economy

Jel Classification: C32; E31; E51

Özet

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinin yaşamış olduğu enflasyonist süreç ile başlıca bazı para arzı göstergeleri arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmeye çalışılmış, ayrıca vektör otoregresif etki-tepki işlevi tahminleri ile bu ilişkilerin doğrultusunun belirlenmesi amaçlanmıştır. Bulgularımız genel olarak enflasyonist ortamdaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime göre dışsal bir yapıda, buna karşılık parasal büyüklüklerdeki değişimin enflasyonist değişimlere göre içsel bir yapıda olduğunu göstermiştir. Ayrıca etki-tepki işlevi tahmin bulguları bu sonuçları destekleyici nitelikte bulunmuştur. Sonuç olarak, para politikasının inceleme döneminde enflasyonist yapıya göre uyumlaştırıcı bir yapıda gerçekleştirildiği şeklinde bir yargıya ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon; Para Arzı; Nedensellik; Birim Kök; Durağanlık; Vektör Otoregresyon; Genelleştirilmiş Etki-Tepki Şokları; Türkiye Ekonomisi

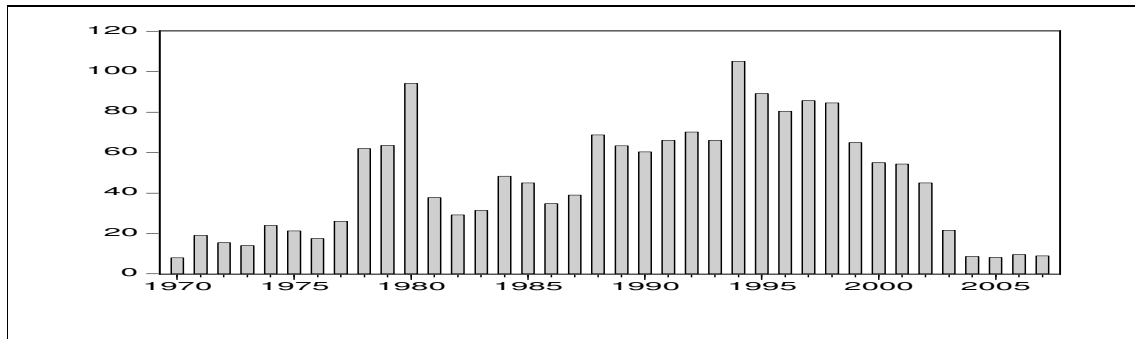
Jel Sınıflaması: C32; E31; E51

* **Adres:** İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Ana Bilim Dalı

E-Mail: korap@e-kolay.net

I. GİRİŞ

Türkiye ekonomisi 30 yılı aşkın bir süre çift basamaklı kronik bir enflasyonist süreç yaşamıştır. Böyle bir yapı alt dönemler itibariyle hem aşağı hem de yukarı doğru bir değişim eğilimi göstermiş ve sürekli olarak dalgalanmış, fakat 2004 yılına kadar tek basamaklı düzeylere geri çekilememiş ve aynı zamanda 1994 ekonomik kriz dönemi dışında hiperenflasyonist bir şekilde üç ya da dört basamaklı düzeylere doğru sürüklenmemiştir. Bu tür bir yapının ekonomideki varlığı bir yandan temel makroekonomik göstergelerin gelişim çizgisi üzerinde belirleyici bir işlev üstlenmiş, diğer yandan fiyatlar genel düzeyindeki değişimlerin belirleyicilerinin yakından izlenmesi aracılığıyla ekonomik birimlerin geleceğe yönelik beklentilerinin oluşumunda büyük bir önem taşımıştır. Bu nedenle, beklentiler temelli enflasyonist yapının uzun dönemler içerisinde süregelmesini açıklamaya yönelik olası nedenlerin ve bu nedenler arasındaki ilişkilerin açık bir şekilde ortaya konulması gerekmekte ve ancak böyle bir koşul yerine getirilebilirse para politikası enflasyonu denetim altına alabilmek için duruma bağlı (discretionary) fiyat istikrarı amaçları doğrultusunda yönlendirilebilmektedir. Aksi takdirde, politika yapıcılar tarafından belirlenmiş ve enflasyon hedeflerine ulaşmayı amaçlayan politikalar başarılı olamamakta, gerçek veriler tarafından desteklenmeyen nedenler üzerine koşullandırılmış tahminlerin içsel tutarlılığı da sağlanamamaktadır. Türkiye ekonomisinde enflasyonun gelişimi yıllık gözlem aralığını dikkate alan zaman serisi grafiği şeklinde aşağıda Şek. 1’de sunulmaktadır. Şekilde 2000: 100 temelli tüketici fiyat endeksi verileri kullanılmış ve bütün veriler Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) elektronik istatistik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir:



Kaynak: OECD elektronik istatistik veri dağıtım sistemi (<http://stats.oecd.org>). Veri, fiyat sepeti içerisindeki bütün alt başlıkları içeren tüketici fiyat endeksine dayalı yıllık enflasyon oranı rakamlarını içermektedir.

Şek. 1 Yıllık Tüketici Fiyat Enflasyonu (%)



Enflasyon oranlarının 1970-2007 dönemi boyunca oldukça düzensiz bir nitelik taşıdığı gözlenmektedir. 1978-öncesi dönemlerde enflasyon oranları %15-%25 aralığında değerlere sahipken daha sonra yükselen bir enflasyonist eğilim 1980'lere kadar Türkiye ekonomisine egemen olmuştur. 1981 yılından başlayarak enflasyonun gelişimi enflasyon oranlarının alt dönemler itibarıyla göreceli olarak istikrar kazandığı, fakat bir kere aşıldığı zaman farklı bir yola doğru gelişim gösterdiği eşik değerler tarafından nitelendirilebilmektedir. 1981-1988 yılları için enflasyon oranları %30-%50 eşik değerleri arasında bulunmakta ve 1988-1993 dönemi için %60-%80 düzeyinde dalgalanmaktadır. 1994 ekonomik / finansal kriz koşulları yıllık enflasyon oranlarında üç-basamaklı düzeylerin üzerinde bir kerelik yukarı doğru bir sıçramaya tanıklık etmekte ve enflasyon 1995-1998 dönemi için %80-%100 düzeyinde bulunmaktadır. 1998 sonrası dönem için yıllık enflasyon oranları aşağı doğru bir eğilim izlemekte, bununla birlikte enflasyon Türkiye ekonomisinin enflasyonla mücadele için sürünen sabit parite / bant (crawling peg / band) sistemine dayalı IMF-destekli bir istikrar programı uyguladığı 2000 yılına kadar önceki dönemlerin %55-%60'lık en düşük eşik değerlerine geri çekilememektedir. Enflasyon oranları parasal döviz kuru temelli istikrar programının uygulanması sırasında %35-%40 bandı içerisine geri çekilebilmişse de reel gayri safi yurt içi hasılda büyük bir gerilemeye yol açan programın başarısızlığa uğramasıyla enflasyon bir kere daha %60 eşik değerini aşmıştır. 2002-sonrası dönemde politika yapıcılar, 2006-öncesi dönem için parasal istikrar politikalarının uygulanmasında parasal yetkililerin bağımsızlığının kabulü altında örtük bir şekilde ve 2006-sonrası dönem için merkezi hükümetle uyumlu bir şekilde belirlenen yıllık hedeflerin kamuya duyurulduğu açık enflasyon hedeflemesi sisteminin oluşturulmasını kararlaştırmıştır.¹ Bu dönemde, yıllık enflasyon düzenli bir şekilde %8-%10 eşik değerlerine kadar azaltılabılmış, fakat daha fazla düşürülmesini engelleyen güçlü bir süredurum (inertia) göstermiştir.

Türk iktisat yazınında hazırlanmış pek çok çalışma Türkiye ekonomisinin yaşamış olduğu enflasyon deneyimini çeşitli açılardan incelemeye çalışmıştır. Bunlar içerisinde Alper ve Üçer (1998), Akyürek (1999) ve Metin-Özcan ve diğ. (2004) gibi çalışmalar enflasyon oranlarının barındırdığı güçlü süredurum üzerine vurguda bulunurken, Us (2004) yüksek enflasyon oranlarının sahip olduğu süredurumu başlıca olarak kamu kesimi fiyatlarındaki

¹ Kara (2006) örtük enflasyon hedeflemesi döneminin başlıca özelliklerini ve politika tercihlerini anlatmakta ve açık enflasyon hedeflemesi sistemine geçiş ve de Türkiye ekonomisinde böyle bir ekonomik yapının uygulanması nedeniyle karşılaşılan zorlukları değerlendirmektedir.

artışlara ve yerli paranın yabancı paralar karşısındaki değer kayıplarına atfetmekte ve yüksek fiyat düzeyinin genişletici bir para politikasının sonucu olmadığını vurgulayarak enflasyon oranlarındaki süredurumun parasal bir olguyu yansıtmadığını belirtmektedir. Özmen (1998) ve Kuru ve Özmen (2003), uzun dönemli bir yaklaşım içerisinde, enflasyonun senyoraj gelirlerini ençoklaştıracak şekildeki bir para politikasının sonucu ortaya çıkmadığını ve enflasyon oranlarının gelişim çizgisinin parasal büyüme oranlarının gelişim çizgisini belirleme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Akçay ve diğ. (2002) konsolide bütçe açıklarından ziyade kamu kesimi borçlanma gereksiniminin uzun dönem dahilinde enflasyonist yapı üzerinde kalıcı etkiler meydana getirdiğini tahmin etmektedir. Erlat (2002) enflasyon oranlarının durağan yapısına karşılık uzun dönemli kalıcılığına işaret etmekte ve enflasyonla mücadele istikrar programlarının öncelikle bu kalıcılık unsurunu dikkate alması gerektiğini belirtmektedir. Diboğlu ve Kibritçioğlu (2004) enflasyonla mücadele programlarının güçlü yapısal reformlarla desteklenmesi ve duruma bağlı toplam (aggregate) talep politika uygulamalarını sınırlandırıcı şekilde güvenilirlik (credibility) koşuluna dayanması gerektiğini vurgulamaktadır. Baydur ve Süslü (2004) Sargent ve Wallace (1981) ile özdeşleştirilebilecek *hoş olmayan parasalcı aritmetik* (unpleasant monetarist arithmetic) doğrultusunda gerçekleştirdikleri çözümlemeyle, 1987-1997 yılları arasında kamu kesimi borçlanma gereksiniminin sürekli artış gösterdiği bir ortamda, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının (TCMB) uyguladığı sıkı para politikalarıyla enflasyon oranlarının yükselişine ve 1997 sonrasında ise göreceli olarak daha gevşek bir para politikası uygulayarak enflasyon oranlarındaki düşüğe katkıda bulunduğunu tahmin etmekte ve sıkı para - genişletici maliye politikası bileşiminin Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini incelemeye çalışmaktadır.

Çalışmamızda Türkiye ekonomisinin yaşamış olduğu enflasyonist süreç ile başlıca para arzı göstergeleri arasındaki ilişki araştırılmaya çalışılmıştır. Bu doğrultuda, Friedman (1963) tarafından veciz bir şekilde belirtildiği gibi, 'enflasyonun her zaman ve her yerde parasal bir olgu olduğu' ve enflasyon ile çeşitli parasal gösterge büyüme oranları arasında yakın ve istikrarlı bir pozitif etkileşimin bulunduğu şeklindeki yaklaşımın Türkiye ekonomisi için nedensellik çözümlenmeleriyle sınanması amaçlanmıştır.² Bu amaçla kullanılan yöntem ve veriler ikinci bölümde açıklanmış, gerçekleştirilen nedensellik çözümlenmeleriyle ilgili bulgular üçüncü bölümde verilmiştir. Dördüncü bölüm, araştırılan nedensellik ilişkisinin

² Friedman ve Schwartz (1963) bu yaklaşımın geçerliliğini Amerika Birleşik Devletleri ekonomisi üzerine tarihsel verileri kullanan oldukça kapsamlı bir çalışma içerisinde göstermeye çalışmıştır. Bu tür bir yaklaşımın Miktar Kuramsal çerçevede yatay kesit ülke verileri kullanılarak ve panel veri tahmin yöntemlerindeki gelişmeler doğrultusunda sınanması için bkz. Graue ve Polan (2005) ve Herwartz ve Reimers (2006).



doğrultusunu belirlemeye yönelik olarak bazı vektör otoregresif etki-tepki işlevlerinin tahminine adanmıştır. Beşinci bölüm, bulguları özetlemekte ve çalışmayı sonlandırmaktadır.

II. KULLANILAN YÖNTEM VE VERİ

Enflasyonun parasal bir olgu olduğu şeklindeki iktisat yazınında genel kabul gören yaklaşım parasal büyüklüklerin artış hızı ile enflasyon arasında pozitif bir bağıntı bulunması gerekliliğini savunmaktadır. Bu tür bir bulgu en azından Miktar Kuramsal bir yaklaşım dahilinde reddedilemese bile değişkenler arasındaki ilgili nedensellik ilişkisinin doğrultusu ve derecesi uygulamalı çalışmalarla saptanması gereken bir araştırma konusunu oluşturmaktadır. Çalışmamızın bu aşamasında bu tür bir ilişki Türkiye ekonomisi verileri kullanılarak sınanmakta ve çeşitli parasal büyüklüklerin değişim oranıyla yurt içi enflasyon oranı arasındaki nedensellik ilişkisi, kullanılan değişkenlerin zaman serisi özellikleri de dikkate alınarak araştırılmaktadır. Granger (1969) incelenen değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünün ortaya çıkarılabilmesi için iktisat yazınında yaygın kullanılan bir nedensellik çözümlemesi önermektedir. $[X \ Y]'$ gibi iki içsel değişkenli bir vektör dikkate alınsın. Granger nedensellik çözümlemesi aşağıda açıklandığı şekilde her bir içsel değişkenin kendisinin ve diğer değişkenin gecikmeli değerlerinin üzerine kurulu regresyonunun tahminini gerektirmektedir (Gujarati, 2003):

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

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (2)$$

Yukarıda u_{1t} ve u_{2t} sıfır ortalamalı ve normal dağılıma sahip olduğu varsayılan beyaz gürültü hata terimleridir. i ve j , X ve Y değişkenleri için dikkate alınan gecikme sayılarını ifade etmektedir. Granger nedensellik çözümlemesinin (1) ve (2) no'lu eşitlikler kullanılarak uygulanması sonucunda dört olası durum ortaya çıkmaktadır. (1) no'lu eşitlikte β_j katsayılarının bir bütün olarak sıfırdan farklı olması ve (2) no'lu eşitlikte λ_i katsayılarının bir bütün olarak sıfıra eşit olması durumunda Y 'den X 'e doğru bir nedensellikten söz edilebilecektir. Tersine (1) no'lu denklemde gecikmeli Y katsayıları bir bütün olarak sıfırdan

farklı değilse ve (2) no'lu denklemde gecikmeli X katsayıları bir bütün olarak sıfırdan farklı ise X 'ten Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi bulunacaktır. Eğer her iki eşitlikteki X ve Y katsayı kümeleri istatistiksel olarak sıfırdan farklıysa değişkenler arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi bulunacak, sıfıra eşitse değişkenler arasında nedensellik ilişkisi bulunmayacaktır.³ Burada dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta, aralarında nedensellik ilişkisi araştırılan değişkenlerin durağan bir yapıya sahip olması gerekliliğidir.

Bu açıklamalar ışığında aşağıda üçer aylık veri sıklığını kullanan ve 1987Q1 – 2008Q3 inceleme dönemi için elde edilebilen çeşitli parasal göstergelerdeki değişim ile yurt içi tüketici fiyatları enflasyonu arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmektedir. Parasal gösterge büyüklükleri olarak TCMB analitik bilanço kaleminde yer alan ve öncelikli olarak parasal yetkililerin denetiminde olması gerektiği yani ekonomiye dışsal bir şekilde sokulduğu varsayılan emisyon, bankalar zorunlu karşılıkları ve serbest imkanı şeklindeki bankalar mevduatı, fon hesapları ve banka dışı kesimimin mevduatından oluşan rezerve para tanımı yıllık büyüme oranının (*DRES*) yanı sıra, dolaşımdaki para yıllık büyüme oranı (*DCIR*), dolaşımdaki para ve bankacılık sistemindeki vadesiz mevduat toplamından oluşan M1 dar para arzı tanımı yıllık büyüme oranı (*DMI*) ve M1 para arzına bankacılık sistemindeki vadeli mevduatlar toplamının eklenmesiyle elde edilen M2 geniş para arzı tanımı yıllık büyüme oranı (*DM2*) dikkate alınmıştır. Bu şekilde farklı parasal göstergeler kullanılarak elde edilen sonuçların kullanılan parasal büyüklük tanımına göre farklılık gösterip göstermediği incelenmeye çalışılmıştır. Bu parasal büyüklüklerin karşısında ise tüketici fiyatları enflasyonunu simgeleyebilmek amacıyla OECD elektronik istatistik veri dağıtım sisteminden elde edilen 2000: 100 temelli tüketici fiyat endeksine dayalı olarak hesaplanmış yıllık enflasyon verileri (*DP*) kullanılmıştır.⁴

Çalışmamızda nedensellik çözümlemesi tahminleri gerçekleştirilmeden önce kullanılan zaman serilerinin durağanlık özelliği iki farklı yaklaşım kullanılarak incelenmektedir. Granger ve Newbold (1974) uzun dönem ortalamasından sürekli sapma gösteren durağan-olmayan zaman serilerinin sapmalı standart hatalar ürettiğini ve sonlu

³ Buradaki Granger nedensellik ilişkisi, değişkenler arasında iktisadi anlamdaki kesin bir nedenselliğin bulunmasından ziyade değişkenlerden birinde meydana gelen değişimlerin diğerindeki değişimleri açıklama gücüne sahip olması anlamında ilişkinin yönüyle ilgili olarak dikkate alınmalıdır. Bu ilişkinin doğrultusunun -pozitif ya da negatif bir şekilde- ve derecesinin belirlenmesi ise, kendi çalışmamızda da sonraki bölümlerde kısaca değinilmeye çalışılacağı gibi, çağdaş ekonometri kuramı içerisinde zaman serisi çözümlemesindeki gelişmelere uygun tahmin yöntemleri aracılığı ile saptanmaya çalışılmalıdır.

⁴ Herhangi bir X_t değişkeni için yıllık büyüme oranı, \ln doğal logaritma işlemcisini göstermek üzere, $\ln X_t - \ln X_{t-4}$ şeklinde hesaplanmıştır. Çalışmamızda uygulama amaçlı olarak bütün değişkenler üçer aylık veri sıklığı altında yıllık büyüme oranı şeklinde dikkate alınmıştır.



olmayan bir varyansa sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum kullanılan modelin değişkenlerinin ortak varyans-durağan bir süreç elde edebilmek için (d) sefer farkının alınması gerektiğini ifade etmektedir. Gujarati (2003), ortalamasıyla varyansı zaman içerisinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı bulunan bir olasılıklı sürecin birim kök içermeyen durağan bir zaman serisi göstereceğini belirtmektedir. Diğer yandan, incelenen zaman serileri $I(d)$ şeklinde bütünleşik bir sürece sahipse düzey değerlerle gerçekleştirilen geleneksel en küçük kareler regresyon çözümlenmeleri istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde değişkenler arasında gerçekte bulunmayan iktisadi bir ilişkinin varlığını gösterebilmektedir (Mahadeva ve Robinson, 2004). Bu durumsa değişkenler arasındaki ortak varyansın durağan bir sürece yakınsayabilmesi için değişkenler üzerinde (d) dereceden fark alma işleminin uygulanması gerektiğini ifade etmektedir. Dickey ve Fuller (1981) zaman serilerinin durağanlık yapısını ortaya koyabilmek için genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) sınaması olarak bilinen ve yaygın kullanıma sahip bir sınamanın kullanımını önermektedir. Herhangi bir y_t değişkeni için sınama denklemi kısaca aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıda y_t herhangi bir zaman serisini, t zamana göre trend bileşenini ve Δ fark işlemcisini göstermek üzere, herhangi bir y_t zaman serisi için ($\rho = 1$) birim kök sıfır varsayımına karşılık alternatif durağanlık varsayımı sınanmaktadır.⁵ y_t serisinin durağan olabilmesi için ($\rho - 1$) ifadesinin istatistiksel olarak sıfır değerinden farklı olması ve negatif bir değer taşıması gerekmektedir. Said ve Dickey (1984) ADF sınamasının yeterli sayıdaki otoregresif bir dereceye sahip olması koşuluyla hareketli ortalama süreci altında da kavuşmazda (asymptotically) etkin tahmin ediciler üreteceğini göstermektedir. ADF sınamasının uygulanabilmesi için tahmin edilen ADF istatistikleri MacKinnon (1996) çalışmasında gösterilen ve farklı örneklem büyüklükleri için benzetimler yoluyla kavuşmazda elde edilen eşik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Tahmin edilen ADF istatistiklerinin mutlak değer olarak

⁵ (3) no'lu denklemde hata terimleri arasındaki bağımlılık olasılığına karşılık Δy_t 'nin p kadar gecikme sayısı ADF çözümlemesine eklenmektedir.



eşik değerlerden büyük ve negatif işaretli olarak bulunması incelenen değişkenlerin durağan olduğu anlamına gelecektir.⁶

ADF sınaması şeklindeki geleneksel birim kök yaklaşımlarının dikkate alınan değişkenlerin zaman serisi özellikleriyle ilgili alternatif durağanlık varsayımı karşısındaki zayıf açıklama güçlerine işaret eden Kwiatkowski ve dev. (1992) bu amaçla iktisat yazınında yaygın olarak KPSS olarak bilinen farklı bir yaklaşımın kullanımını önermektedir. KPSS sınaması ADF sınamasından farklı olarak (trend-)durağanlık sıfır varsayımını birim kök alternatif varsayımına karşı dikkate almaktadır. KPSS sınaması istatistiği herhangi bir Y_t değişkeninin rassal yürüyüş süreci izleyen ζ_t dışsal değişkeni üzerine kurulan regresyonundan elde edilen hata terimleri kullanılarak hesaplanmaktadır:⁷

$$Y_t = \zeta_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\zeta_t = \zeta_{t-1} + v_t \quad (5)$$

(4) no'lu denklemde ε_t durağan bir süreci temsil etmekte, (5) no'lu denklemde v_t hata teriminin $E[v_t] = 0$ ve $E[v_t^2] = \sigma^2$ şeklinde sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı beklenen bir değere ve normal bir dağılıma sahip olması beklenmektedir. KPSS sınaması için durağanlık H_0 ve birim kök H_1 varsayımları aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$H_0 : \sigma_v^2 = 0 \quad \text{ve} \quad H_1 : \sigma_v^2 > 0 \quad (6)$$

Kwiatkowski ve dev. (1992) birim kök sınaması için aşağıdaki istatistiğin kullanımını önermektedir:

$$KPSS = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \sigma^2 \quad (7)$$

Yukarıda:

⁶ Bu konuda daha ayrıntılı bilgi için bkz. Göktaş (2005).

⁷ (4) no'lu denkleme trend durağan bir süreci sınamak için deterministik trend bileşeni eklenebilir.



*Parasal Büyüme ve Tüketici Enflasyonu Değişim Oranı Arasındaki
Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir Deneme: Türkiye Örneği*

$$S_t = \sum_{i=1}^t \hat{u}_i, \hat{u}_t = Y_t - \square_t \quad (8)$$

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \text{Var} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad (9)$$

şeklinde yazılabilir.⁸ Bu açıklamalar ışığında birim kök tahmin sonuçları Tab. 1'de gösterilmektedir. ADF ve KPSS birim kök sonuçları bütün değişkenlerin düzey değerlerinin hem yalnız sabit hem de sabit ve kesim noktası içeren modellerde birim kök içerdiğini göstermektedir. Buna karşılık değişkenlerin birinci farkları durağanlık koşulunu yerine getirmektedir. Dolayısıyla aşağıda çeşitli para arzı göstergeleri ve tüketici enflasyonu arasındaki Granger nedensellik çözümlenmeleri değişkenlerin birinci farkları dikkate alınarak gerçekleştirilmektedir.⁹

⁸ Yavuz (2004) KPSS sınavasının ve sınama içerisinde Lagrange çarpanı (LM) istatistiği kullanılarak elde edilen KPSS istatistiğinin özelliklerini daha aydınlatıcı bir şekilde incelemektedir.

⁹ Aynı dereceden bütünleşik değişkenler arasında eş-bütünleşik bir ilişkinin incelenmesi gerektiği düşünülebilir. Bu doğrultuda gerçekleştirilen çözümlenmeler eş-bütünleşik ilişkiler açısından değişken tanımına göre oldukça çelişkili ve iktisadi yorumu karmaşık bazı bulgular üretmiştir. Yer tasarrufu sağlamak amacıyla çalışmamızda yer verilmeyen bu bulgular yazara başvurulması durumunda ilgililere sunulacaktır.

Tab. 1 Birim Kök Sınamaları

Değişkenler	τ_c^{ADF}	τ_t^{ADF}	τ_c^{KPSS}	τ_t^{KPSS}
(DRES _t)	-0.61 (4)	-1.51 (4)	0.74 (6)	0.27 (6)
$\Delta(DRES_t)$	-7.10 (3)*	-7.12 (3)*	0.11 (2)*	0.03 (1)*
(DCIR _t)	-1.82 (0)	-3.22 (2)	0.79 (6)	0.25 (6)
$\Delta(DCIR_t)$	-6.04 (3)*	-6.17 (3)*	0.12 (3)*	0.03 (3)*
(DMI _t)	-0.49 (4)	-1.97 (4)	0.70 (6)	0.27 (6)
$\Delta(DMI_t)$	-7.97 (3)*	-8.17 (3)*	0.16 (6)*	0.05 (6)*
(DM2 _t)	-1.96 (0)	-1.63 (0)	0.50 (6)	0.27 (6)
$\Delta(DM2_t)$	-7.11 (0)*	-7.21 (1)*	0.21(0)*	0.05 (2)*
DP _t	-0.22 (4)	-1.79 (4)	0.86 (6)	0.27 (6)
$\Delta(DP_t)$	-6.92 (3)*	-7.08 (3)*	0.13(2)*	0.05 (2)*

Notlar: τ_c ve τ_t sırasıyla sınaama eşitliği içerisindeki sabit ve sabit&trend bileşenlerini temsil etmektedir. %5 kritik değerleri ADF sınaması için $\tau_c = -2.90$ ve $\tau_t = -3.47$, KPSS sınaması için de $\tau_c = 0.46$ ve $\tau_t = 0.15$ şeklindedir. * simgesi birim kök varsayımının reddedildiğini göstermektedir. Δ simgesi fark işlemcisi yerine kullanılmıştır. Parantez içerisindeki sayılar en yüksek 10 gecikme uzunluğuna kadar izin verilen ADF sınaması için kullanılan gecikme uzunlukları ve KPSS sınaması için de otomatik bant genişlikleridir. ADF sınaması için uygun gecikme seçimi Schwarz bilgi ölçütünü en küçük yapan değer doğrultusunda belirlenmiştir.

III. NEDENSELLİK ÇÖZÜMLEMESİ TAHMİN BULGULARI

Yukarıdaki açıklanan yöntemsel nedensellik ve gerçekleştirilen veri değerlendirme özellikleri dikkate alınarak çalışmamızda kullanılan çeşitli parasal büyüklüklerin durağan bir yapıdaki yıllık büyüme oranları ile yıllık enflasyon değişim oranı arasındaki Granger nedensellik tahmin bulguları Tab. 2'de aktarılmıştır. Bu amaçla Granger nedensellik sınamaları değişkenlerin önsel olarak içsel bir şekilde tanımlandığı bir vektör otoregresif (VAR) modeli kapsamında gerçekleştirilmiş, seçilen VAR modelleri için uygun gecikme sayısı ise, en yüksek gecikme sayısı 5 olarak dikkate alınmak üzere, iktisat yazınında yaygın bir kullanıma sahip Akaike model seçimi bilgi ölçütü (AIC) kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Tahmin bulgularımız dikkate alınan bütün nedensellik sınamaları için 4 gecikme



uzunluğunun AIC istatistikleri tarafından önerildiğini göstermiştir.¹⁰ “→” simgesi nedenselliğin yönünü belirtmek amacıyla kullanılmıştır:

**Tab. 2 VAR Modeli Çift Taraflı Granger Nedensellik / Blok Dışsallık Çözümlenmeleri
(olasılık değerleri parantez içerisinde verilmektedir)**

Örnekleme Dönemi: 1987Q1 2008Q4

Sıfır varsayımı	Gözlem	χ^2 – istat.	LM-AR(1)	LM-AR(4)
<u>Model:</u> VAR(4)				
$\Delta(DP_t) \rightarrow \Delta(DRES_t)$	78	12.45 (0.01)	0.67 (0.95)	3.88 (0.42)
$\Delta(DRES_t) \rightarrow \Delta(DP_t)$		0.622 (0.96)		
<u>Model :</u> VAR(4)				
$\Delta(DP_t) \rightarrow \Delta(DCIR_t)$	78	11.76 (0.02)	1.73 (0.78)	2.83 (0.59)
$\Delta(DCIR_t) \rightarrow \Delta(DP_t)$		1.230 (0.87)		
<u>Model:</u> VAR(4)				
$\Delta(DP_t) \rightarrow \Delta(DMI_t)$	78	14.91 (0.00)	0.78 (0.94)	4.57 (0.33)
$\Delta(DMI_t) \rightarrow \Delta(DP_t)$		2.086 (0.72)		
<u>Model:</u> VAR(4)				
$\Delta(DP_t) \rightarrow \Delta(DM2_t)$	78	15.25 (0.00)	2.95 (0.57)	10.32 (0.04)
$\Delta(DM2_t) \rightarrow \Delta(DP_t)$		1.817 (0.77)		

Elde edilen sonuçların incelenmesi yurt içi enflasyon oranındaki değişimden parasal büyüklüklerin büyüme oranındaki değişime doğru güçlü bir nedensellik ilişkisi ortaya koymaktadır. Bu sonuç ise, Granger nedensellik çözümlemesi ile ilgili olarak yukarıda verilen kısa açıklamalar doğrultusunda, enflasyonist yapıdaki değişimlerin parasal göstergelerdeki değişimi açıklama gücüne sahip olduğunu, ya da diğer bir deyişle, parasal göstergelerdeki değişimin enflasyonist yapıdaki değişimleri izlediğini göstermektedir. Çalışmada izlenen nedensellik çözümlemesinin sınırları içerisinde kalmak kaydıyla, bulgularımız dışsal bir

¹⁰ Çalışmamızda öncelikle nedensellik çözümlemesi amacıyla pek çok farklı gecikme sayısı her bir model için ayrı ayrı denenmiş, ancak anonim bir hakem önerisi doğrultusunda model seçimi bilgi ölçütleri doğrultusunda gecikme sayısının belirlenmesine karar verilmiştir.



parasal büyümenin enflasyon oranındaki değişimlere yansımından ziyade, enflasyon oranındaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime neden olduğunu göstermektedir. Kısacası enflasyonist ortamdaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime göre dışsal bir yapıda, buna karşılık parasal büyüklüklerdeki değişimin enflasyon oranındaki değişimlere göre içsel bir yapıda olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.¹¹ Çalışmamızda son olarak gerçekleştirdiğimiz nedensellik çözümleneleri doğrultusunda elde ettiğimiz sonuçlar için VAR modellemesi etki-tepki işlevleri tahmin edilmeye çalışılacaktır.

IV. ETKİ-TEPKİ ÇÖZÜMLEMESİ

Çeşitli parasal gösterge büyüme oranları ile enflasyon değişim oranı arasındaki ilişkinin yönünü daha açık bir şekilde ortaya koyabilmek için VAR modeli etki-tepki işlevleri gerçekleştirilmiştir. Bu amaçla öncelikle doğrusal olmayan dinamik sistemler için Koop ve dev. (1996) tarafından önerilen ve daha sonra Pesaran ve Shin (1998) tarafından doğrusal çok değişkenli modeller için kullanımı yaygınlaştırılan genelleştirilmiş etki-tepki çözümlenmesi uygulanmaya çalışılmaktadır. Kısaca belirtmek gerekirse etki-tepki işlevi değişkenlerin kendi denge gelişim değerlerine döndükleri yol olarak tanımlanabilmektedir (Green, 2000). Bu durumun gerçekleşmesi ise aynı zamanda değişkenlerin durağan yapısını ortaya koyacaktır.¹² Etki-tepki işlevi ile VAR modeli içerisinde herhangi bir içsel değişkende meydana gelen bir standart sapmalık değişime sistemi oluşturan her bir içsel değişkenin vermesi beklenen tepki ölçülmeye çalışılmaktadır. Genelleştirilmiş etki-tepki çözümlenmesi, yaygın kullanıma sahip ve içsel değişkenlerin model içerisindeki sıralamasına son derece duyarlı dikeyleştirme (orthogonalization) yönteminden farklı olarak şokların dikeyleştirilmesini gerektirmemekte ve model içerisindeki içsel değişken sıralamasından etkilenmemektedir. Bu amaçla öncelikle çalışmamızda kullanılan durağan bir yapıdaki parasal büyüme oranlarıyla enflasyon değişim oranı arasında ayrı ayrı VAR modelleri oluşturulmuş ve daha sonra ± 2 standart sapma bantlarını dikkate alan ve 2000 Monte Carlo tekrarı sonucu elde edilen genelleştirilmiş etki-

¹¹ Bulgularımızın yalnızca iki değişkenli Granger nedensellik çözümlenelerinin sınırları içerisinde kalması gerektiği hatırlatılmalıdır. Bu şekildeki çıkarımların bir politika önerisine yol açabilmesi için parasal büyüklükler ve enflasyon arasındaki ilişkiler üzerine çok daha ayrıntılı ve para piyasası denge koşullarını ve bu dengeden sapmaların enflasyon oranı üzerindeki olası etkilerini incelemeyi amaçlayan çalışmaların gerçekleştirilmesi gerektiği düşünülmektedir. Bununla birlikte Özmen (1998) ve Kuru ve Özmen (2003) gibi çalışmalar elde ettiğimiz tahmin sonuçlarını çeşitli açılardan destekleyen bulgular üretmektedir.

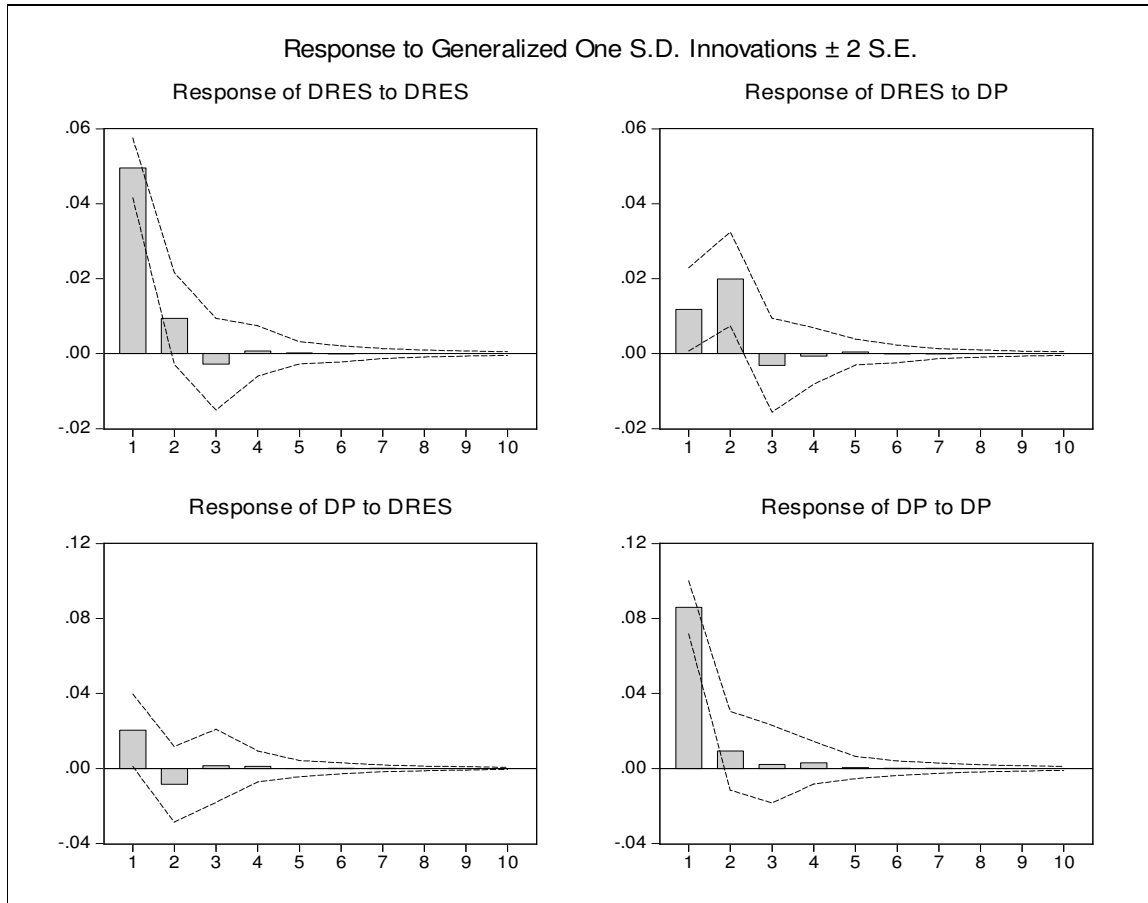
¹² Bir etki-tepki işlevi tahmini için kullanılan değişkenlerin durağan bir yapıya sahip olup olmaması gerektiği iktisat yazınında tartışmalı bir konu oluşturmaktadır. Bu konuda karşılaştırmalı bir değerlendirme için bkz., Sims ve dev. (1990) ve Maddala (1992).



*Parasal Büyüme ve Tüketici Enflasyonu Değişim Oranı Arasındaki
Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir Deneme: Türkiye Örneği*

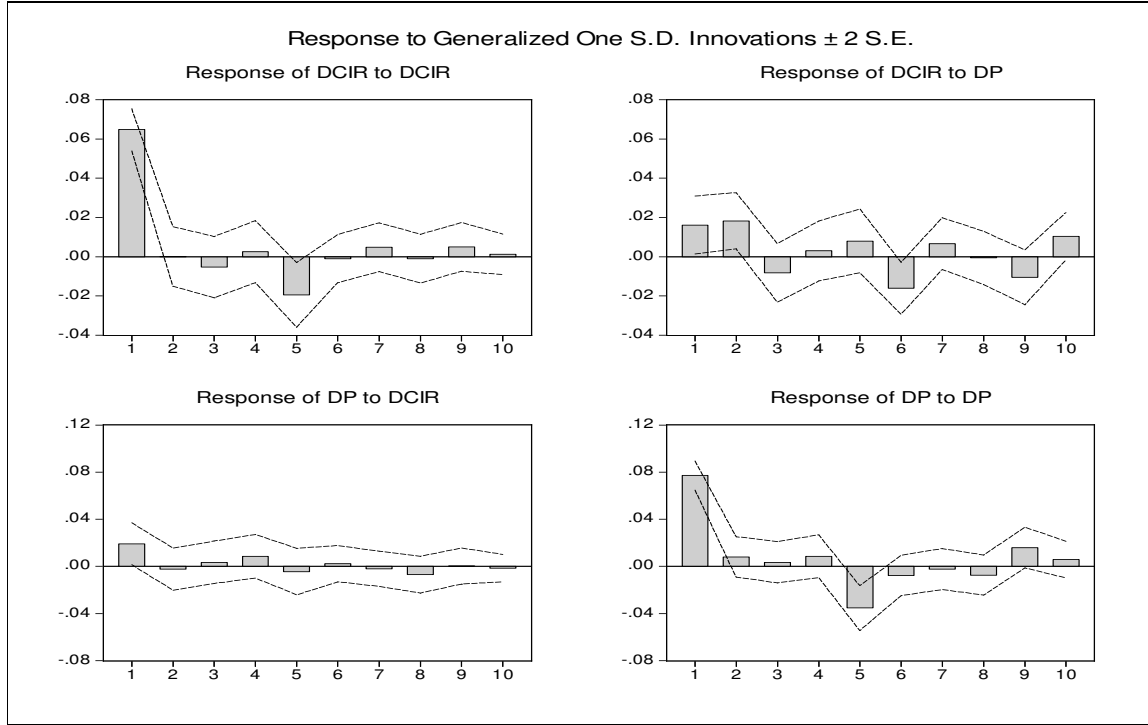
tepki işlevi tahminleri gerçekleştirilmiştir. Etki-tepki işlevlerinin istatistiksel olarak anlamlı bulunması durumunda üst ve alt güven bantları etki-tepki şoklarının yönünü ve derecesini gösteren çubukları kesecek, diğer durumda bu çubuklar güven bantları arasında yer alacaktır. Şek . 2' de rezerv para büyüme oranı üzerinde meydana gelen bir standart sapmalık pozitif bir şokun izleyen iki dönem içerisinde kendisi üzerinde anlamlı pozitif bir etkisi bulunmakta, yine enflasyon değişim oranı üzerindeki şokların enflasyon içerisindeki süredurumu yansıtacak şekilde kendisi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisine rastlanmaktadır. Enflasyon değişim oranı üzerindeki bir standart sapmalık pozitif bir şok rezerv para büyüme oranı üzerinde şoku izleyen iki dönem içerisinde anlamlı bir etki meydana getirmekte, *DRES* değişkeninde şoku izleyen ilk dönem %1.7 ve ikinci dönem %2.1 oranında bir artış meydana gelmektedir. Diğer yandan, rezerv para büyüme oranındaki şokların enflasyon değişim oranı üzerinde şoku izleyen ilk dönem %1.9'luk bir artış meydana getirdiği gözlenmektedir. Ancak bu durumda rezerv para büyüme oranı üzerindeki şokun güven bantlarını istatistiksel anlamlılık düzeyindeki azalmayı ifade edecek şekilde marjinal bir şekilde kestiği gözlenmelidir. Parasal gösterge olarak dolaşımdaki para büyüme oranının dikkate alınması durumunda da *DCIR* ve *DP* değişkenleri üzerindeki pozitif şokların kendilerinde şoku izleyen dönemde bir artış meydana getirdiği gözlenmektedir. Daha önemlisi, enflasyon değişim oranı üzerinde gerçekleşen bir standart sapmalık pozitif bir şok dolaşımdaki para büyüme oranını şoku izleyen ilk dönem %1.9 ve ikinci dönem %2.0 oranında arttırmaktadır. Şoku izleyen altıncı dönemde parasal yetkililerin açık piyasa işlemi müdahalelerini yansıtacak şekilde dolaşımdaki para büyüme oranı üzerinde negatif bir etki gözlenirse bile, genelleştirilebilecek bir çıkarsama şeklinde, hem rezerv para büyüklüğü hem de dolaşımdaki para büyüklüğü için elde edilen bulgular ekonomideki enflasyonist yapı doğrultusunda işlem hacminde meydana gelen artışa karşılık parasal yetkililerin doğrudan denetleyebileceği dar kapsamlı parasal göstergelerde de bir artış meydana geldiğini göstermektedir. Dolaşımdaki para miktarı büyüme oranı üzerinde gerçekleşen şokların enflasyon değişim oranı üzerindeki etkisi de rezerv para üzerinde gerçekleşen şokların etkisine benzemekte ve şoku izleyen ilk dönem enflasyon değişim oranı üzerinde pozitif bir etkinin gerçekleştiği gözlenirse bile bu etkinin istatistiksel anlamlılık düzeyi itibari ile ters yönlü bir etkileşime göre oldukça zayıf kaldığı anlaşılmaktadır. Bu doğrultuda daha geniş kapsamlı M1 ve M2 parasal büyüklüklerinin çözümleme amacıyla seçilen parasal gösterge olarak dikkate alınması durumunda elde ettiğimiz bulgular önceki sonuçlarımızın güvenilirliğini arttırmakta, enflasyon değişim oranı üzerinde gerçekleşen bir

standart sapmalı pozitif bir şok M1 parasal göstergesi büyüme oranını şoku izleyen ikinci dönem istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde yaklaşık %2 oranında arttırmakta, yine M2 parasal göstergesi büyüme oranı üzerinde de şoku izleyen ikinci dönem yaklaşık %2.9'luk kuvvetli bir pozitif etki meydana getirmektedir. Buna karşılık M1 ve M2 parasal göstergeleri büyüme oranları üzerinde gerçekleşen şokların enflasyon oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkisine rastlanamamaktadır:¹³

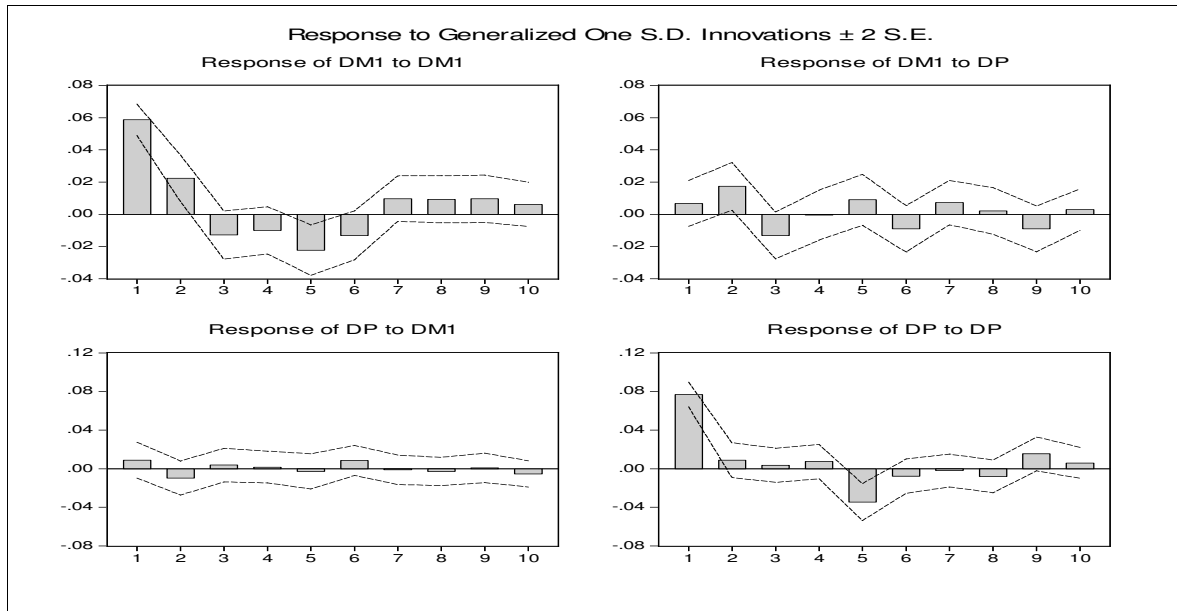


Şek. 2 $DRES_t$ ve DP_t Arasındaki Etki-Tepkiler

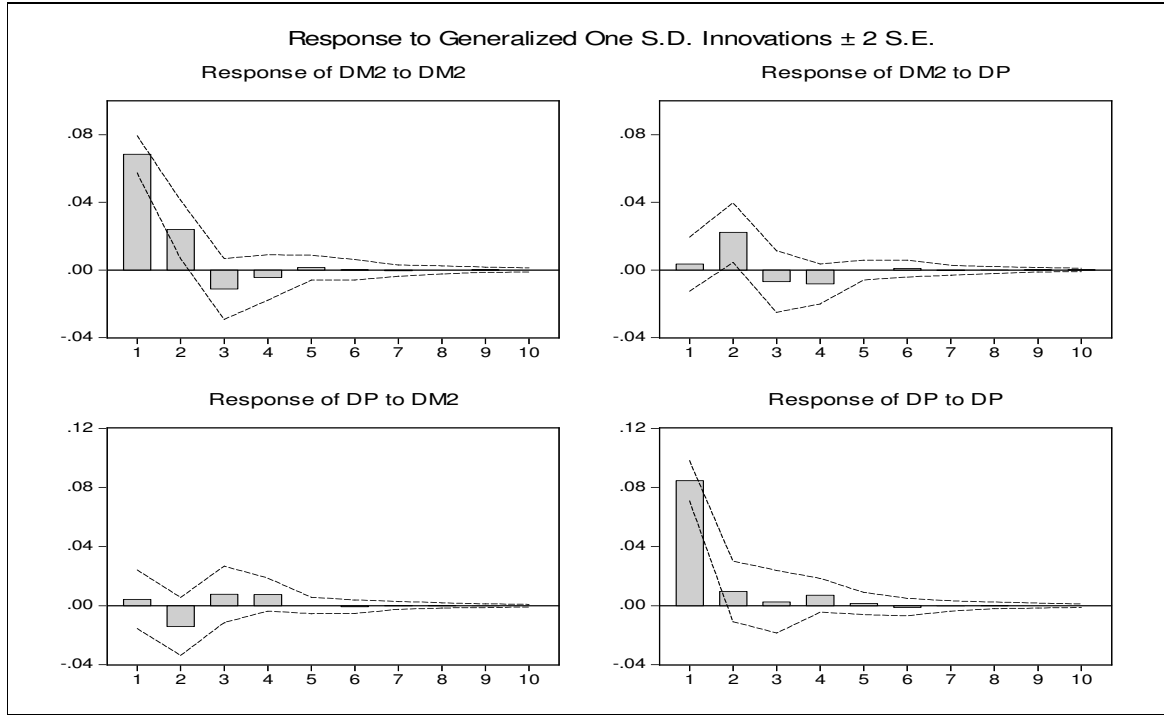
¹³ Tahmin edilen modellerin VAR modeli durağanlık koşulunu yerine getirdiği belirtilmelidir. Bu doğrultuda elde edilen sonuçlar ile ilgili çalışmamızda yer verilmeyen daha ayrıntılı çıktılar yazardan talep edilmesi durumunda ilgililere sunulacaktır.



Şek. 3 $DCIR_t$ ve DP_t Arasındaki Etki-Tepkiler



Şek. 4 $DM1_t$ ve DP_t Arasındaki Etki-Tepkiler



Şek. 5 $DM2_t$ ve DP_t Arasındaki Etki-Tepkiler

Etki-tepki tahminlerinin incelenmesi enflasyon değişim oranları üzerine gerçekleşen bir standart sapmalı pozitif şokların güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde bütün para arzı göstergeleri üzerinde pozitif bir etki meydana getirdiğini göstermektedir. Buna karşılık, para arzı göstergeleri üzerindeki bir standart sapmalı pozitif şokların enflasyon üzerinde genelleştirilebilecek kesin ve anlamlı bir etkisine rastlanamamaktadır. Dolaşımdaki para ve rezerv para büyüklükleri üzerindeki pozitif şoklar enflasyon değişim oranını artırır bir şekilde gözükürken, M1 ve M2 para arzı büyüme oranları üzerinde meydana gelen pozitif şokların enflasyon değişim oranı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmamaktadır. Dolayısıyla etki-tepki işlevleri doğrultusunda elde edilen bulgular durağan bir yapıdaki enflasyon değişim oranıyla çeşitli para arzı büyüme oranları arasındaki nedenselliğin genel olarak birinciden ikinciye doğru ve güçlü bir şekilde gerçekleştiğini göstermektedir. Çalışmamızda ele alınan yöntemsel çerçevenin sınırları ve ortaya konan amacın kapsamı içerisinde kalmak koşuluyla, bu bulguların parasal büyüklüklerin ekonomi içerisinde enflasyonist yapıya göre taşıdığı içsel niteliği gösterdiği ve de daha genel olarak para politikasının enflasyonist yapıya ve bu doğrultuda ekonomik işlem hacmindeki değişimlere



göre uyumlaştırıcı bir yapıda gerçekleştirildiği şeklinde bir sonuca ulaşılabileceği düşünülmektedir.

V. SONUÇ

Türkiye ekonomisi 30 yılı aşkın bir süre çift basamaklı kronik bir enflasyonist süreç yaşamıştır. Bu tür bir yapının ekonomideki varlığı bir yandan temel makroekonomik göstergelerin gelişim çizgisi üzerinde belirleyici bir işlev üstlenmiş, diğer yandan fiyatlar genel düzeyindeki değişimlerin belirleyicilerinin yakından izlenmesi aracılığıyla ekonomik birimlerin geleceğe yönelik beklentilerinin oluşumunda büyük bir önem taşımıştır. Çalışmamızda Türkiye ekonomisinin yaşamış olduğu bu enflasyonist süreç ile başlıca para arzı göstergeleri arasındaki ilişki iktisat yazınında yaygınlıkla kullanılan bazı nedensellik sınamaları kullanılarak araştırılmış ve bu ilişkinin doğrultusu ise vektör otoregresif etki-tepki işlevlerinin tahmini ile belirlenmeye çalışılmıştır. Bulgularımız dışsal bir parasal büyümenin enflasyon oranındaki değişimlere yansımından ziyade, enflasyon oranındaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime neden olduğunu göstermiştir. Kısacası enflasyonist ortamdaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime göre dışsal bir yapıda, buna karşılık parasal büyüklüklerdeki değişimin enflasyon oranındaki değişimlere göre içsel bir yapıda olduğu tahmin edilmiştir. Ayrıca elde edilen etki-tepki işlevi tahminleri enflasyon değişim oranları üzerine gerçekleşen pozitif şokların güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde bütün para arzı göstergeleri üzerinde pozitif bir etki meydana getirdiğini ortaya koymuş, buna karşılık para arzı göstergeleri üzerindeki pozitif şokların enflasyon üzerinde genelleştirilebilecek kesin ve anlamlı bir etkisine rastlanamamıştır. Bu anlamda parasal yetkililerin doğrudan denetimindeki rezerv para büyüklüğü ile ekonomide dolaşımda bulunan para miktarının büyüme oranının enflasyonist süreci pozitif ve anlamlı bir şekilde etkileyebileceği gözlenmiş, ama daha geniş parasal tanımlar için benzer bir sonuç elde edilememiştir. Sonuç olarak, çalışmamızda ele alınan yönetsel çerçevenin sınırları ve ortaya konan amacın kapsamı içerisinde kalmak koşuluyla, para politikasının inceleme döneminde enflasyonist yapıya göre uyumlaştırıcı bir yapıda gerçekleştirildiği şeklinde bir yargıya ulaşılmıştır. Ancak bu tür bir sonucun daha kapsamlı araştırmalar dahilinde ve daha gelişmiş tahmin yöntemlerini kullanan tamamlayıcı nitelikli çalışmalarla desteklenmesi gerektiği düşünülmektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Akçay, O.C., Alper, C.E. ve Özmucur, S. (2002), “Budget Deficits, Inflation and Debt Sustainability: Evidence from Turkey, 1970-2000”, A. Kibritçioğlu, L. Rittenberg ve F. Selçuk (der.), **Inflation and Disinflation in Turkey**, Ashgate Publishing Limited, England, ss. 77- 96.
- Akyürek, C. (1999) “An Empirical Analysis of post-Liberalization Inflation in Turkey”, *Yapı Kredi Economic Review*, 10(2), December, ss. 31-53.
- Alper, C.E. ve Uçer, M. (1998). “Some Observations on Turkish Inflation: A “Random Walk” down the Past Decade, *Bogazici Journal*, 12(1), ss. 7-38.
- Baydur, C.M. ve Süslü, B. (2004) “The View of Sargent and Wallace on Monetary Policy: Tight Monetary Policy Does Not Stop Inflation: An Evaluation of CBRT’s Monetary Policyfor 1987-2002”, *Journal of Policy Modeling*, 26, ss. 191-208.
- Diboğlu, S. ve Kibritçioğlu, A. (2004) “Inflation, Output Growth and Stabilization in Turkey, 1980-2002”, *Journal of Economics and Business*, 56, ss. 43-61.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981) “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Roots”, *Econometrica*, 49, ss. 1057-072.
- Erlat, H. (2002), “Long Memory in Turkish Inflation Rates”, A. Kibritçioğlu, L. Rittenberg ve F. Selçuk (der.), **Inflation and Disinflation in Turkey**, Ashgate Publishing Limited, England, ss. 77-122.
- Friedman, M. (1963), **Inflation: Causes and Consequences**, Asia Publishing House, New York.
- Friedman, M. ve Schwartz, A. (1963), **A Monetary History of the United States, 1867-1960**, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Göktaş, Ö. (2005), **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, Beşir Kitabevi, İstanbul.
- Granger, C.W.J. (1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37, ss. 424–38.
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974) “Spurious Regressions in Economics”, *Journal of Econometrics*, 2(2), ss. 111-20.
- Grauwe, P.D. ve M. Polan (2005) “Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?”, *Scand. J. of Economics*, 107(2), ss. 239-59.
- Green, W.H. (2000), **Econometric Analysis**, Prentice-Hall, Inc.
- Gujarati, D.N. (2003), **Basic Econometrics**, 4th ed., McGraw Hill.
- Herwartz, H. and H.-E. Reimers (2006) “Long-Run Links among Money, Prices and Output: Worldwide Evidence”, *German Economic Review*, 7, ss. 65-86.
- Kara, O. (2006) “Turkish Experience with Implicit Inflation Targeting”, *The Central Bank of the Republic of Turkey Research and Monetary Policy Department Working Paper*, No: 06/03.
- Koop, G., Pesaran, M.H. ve Potter, S.M. (1996) “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics*, 74, ss. 119-47.
- Koru, A.T., ve Ozmen, E. (2003) “Budget Deficits, Money Growth and Inflation: The Turkish Evidence”, *Applied Economics*, 35(5), ss. 591-96.



*Parasal Büyüme ve Tüketici Enflasyonu Değişim Oranı Arasındaki
Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir Deneme: Türkiye Örneği*

- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., ve Shin, Y. (1992) “Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.
- MacKinnon, J.G. (1996) “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, ss. 601-18.
- Maddala, G.S. (1992), **Introduction to Econometrics**, 2nded., Mc Hill Publishing Company.
- Mahadeva, L. ve Robinson, P. (2004), “Unit Root Testing to Help Model Building”, A. Blake ve G. Hammond (der.), **Handbooks in Central Banking**, Centre for Central Banking Studies, Bank of England, No. 22, July.
- Metin-Ozcan, K., Berument, H. ve Neyaptı, B. (2004) “Dynamics of Inflation and Inflation Inertia in Turkey”, *Journal of Economic Cooperation*, 25(3), ss. 63-86.
- Ozmen, E. (1998) “Is Currency Seigniorage Exogenous for Inflation Tax in Turkey”, *Applied Economics*, 30(4), 545-52.
- Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (1998) “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters*, 58, ss. 17-29.
- Sims, C.A., Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1990) “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots”, *Econometrica*, 58(1), ss. 113-44.
- Us, V. (2004) “Inflation Dynamics and Monetary Policy Strategy: Some Prospects for the Turkish Economy”, *Journal of Policy Modeling*, 26, ss. 1003-013.
- Yavuz, N.C. (2004) “Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İMKB Ulusal-100 Endeksi ile bir Uygulama”, *İ.Ü. İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(1), ss. 239-47.