

## TÜRKİYE’ DE TOPLAM TALEP VE ARZ ŞOKLARININ ÇIKTI VE ENFLASYON ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ, 1987-2009

Arş. Grv. Zekeriya YILDIRIM\*

### ÖZ

*Bu çalışmada Türkiye’ de toplam talep ve arz şoklarının çıktı ve enflasyon üzerindeki etkileri, 1987:1-2009:3 döneminde, yapısal VAR (SVAR) tekniği kullanılarak incelenmiştir. Bu çalışmanın sonuçları Türkiye’de arz şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin nispeten daha baskın olmasına rağmen talep şoklarının da çıktı üzerinde dikkate değer bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca çalışmanın en önemli bulgularından birisi de arz ve talep şokları arasındaki yüksek korelasyondur. Bu bulgular politika uygulamaları açısından önem taşımaktadır.*

**Anahtar Kelimeler:** Yapısal VAR, Talep ve Arz Şokları

## THE EFFECTS OF AGGREGATE DEMAND AND SUPPLY SHOCKS ON OUTPUT AND INFLATION IN TURKEY, 1987-2009

### ABSTRACT

*In this study the effects of aggregate demand and supply shocks on output and inflation in Turkey is investigated by structural VAR (SVAR) technique for 1987:1-2009:3 period. The results show that aggregate demand shocks have a considerable effect on output in Turkey although aggregate supply shocks have a relatively dominant effect on output. Furthermore one of the most important findings of this study is that aggregate demand and supply shocks are highly correlated in Turkey. These findings have important policy implications for Turkey.*

**Keywords:** SVAR, Demand and Supply Shocks

\* Anadolu Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, e-posta: zekeriayildirim@anadolu.edu.tr.



## 1. GİRİŞ

Türkiye ekonomisinin 1987-2002 dönemi incelendiğinde, yüksek enflasyon ve çıktıdaki yüksek dalgalanma dikkat çekmektedir. Bu dönemde yüksek bütçe açıkları, bütçe açıklarının borçlanma ile finanse edilmesi, ekonomik birimlerin enflasyonist beklentileri, ithal edilen ara mallarının fiyatlarındaki artışlar ve döviz kurundan enflasyona geçişkenliğin yüksek olması enflasyona yol açan temel faktörler olarak ön plana çıkmaktadır (Diboğlu ve Kibritçioğlu, 2004, s.1). Ayrıca 1990-1991 Körfez krizi, 1994 Türkiye finansal krizi, 1998 Rusya krizi, 2000/2001 Türkiye krizi çıktıdaki dalgalanmanın artmasına neden olan faktörlerdir. Diğer taraftan 2003 sonrası döneme baktığımızda, çıktıdaki dalgalanmanın nispeten azaldığını ve enflasyonun düşme eğiliminde olduğunu görmekteyiz. Bu dönemde uygulanan mali disiplinle birlikte bütçe açığının azalması, ekonomiye yönelik güvenin artması, yoğun dış kaynak girişi ve buna bağlı olarak TL' nin değerlendirilmesi enflasyonun azalmasına ve yüksek düzeylerde ekonomik büyümeye ulaşılmasına katkı sağlayan faktörlerdir. Türkiye ekonomisinin 2002 yılı öncesine göre nispeten daha istikrarlı olduğu bu dönemde, yakın tarihlerde ortaya çıkan küresel krizle birlikte çıktıdaki dalgalanma artmış, ancak enflasyon düşük düzeyini korumuştur.

Bu çalışmada çıktıdaki ve enflasyondaki dalgalanmaların nedenleri toplam talep ve toplam arz modeli (AD-AS modeli) çerçevesinde ele alınacaktır. Bu doğrultuda toplam talep şoklarının çıktıyı ve enflasyonu etkileyen talep yönlü faktörleri ve toplam arz şoklarının ise arz yönlü faktörleri içerdiği varsayılmaktadır. Böylece çıktı ve enflasyonu etkileyen unsular yalnızca iki faktöre indirgenmiştir. Bu faktörler toplam talep şokları ve toplam arz şoklarıdır. Bu çalışmanın temel amacı Türkiye ekonomisinde toplam talep ve arz şoklarının çıktı ve enflasyon üzerindeki etkilerinin incelenmesidir. Bu amaca ulaşmak için çalışmada Yapısal Vektör OtoRegresyon (SVAR) yöntemi kullanılacaktır. Ayrıca toplam talep ve arz şokları iki farklı yaklaşım kullanılarak ayırt edilecek ve her iki yaklaşım kullanılarak ulaşılan bulgular karşılaştırılacaktır. Bu yaklaşımlardan ilki Blanchard ve Quah(1989) ayrıştırmasıdır. Blanchard ve Quah(1989) toplam talep ve arz şoklarını ayırt etmek için toplam talep şoklarının çıktı üzerinde uzun dönem etkiye sahip olmadığı yönündeki uzun dönem kısıtını koymuştur. Ayrıca Blanchard ve Quah(1989) yapısal şokların ilişkisiz olduğunu ve yapısal şokların varyans-kovaryans matrisinin birim matris olduğunu varsaymıştır.

Yapısal şokların ayırt edilmesi için bu çalışmada kullanılacak olan ikinci ayrıştırma yöntemi Cover ve diğerleri (2006) tarafından geliştirilmiştir. Cover ve diğerleri (2006) yapısal şoklar arasında korelasyon olduğu yönünde güçlü kanıtlar olduğunu belirterek Blanchard ve Quah(1989)' un yapısal şokların ilişkisiz olduğu yönündeki varsayımını eleştirmişler ve yapısal şoklar için alternatif ayırt edilme kısıtlarına ihtiyaç olduğunu ileri sürmüşlerdir. Cover ve diğerleri (2006) tarafından geliştirilen alternatif ayrıştırma yöntemi Blanchard ve Quah(1989)' un uzun dönem kısıtını aynen içermesine rağmen Blanchard ve Quah(1989)' dan farklı olarak toplam talep ve arz şoklarının ilişkisiz olduğu yönünde bir varsayımda bulunmamıştır. Bu alternatif yöntem AS eğrisinin eğiminin, yapısal arz ve talep şoklarının varyansının ve yapısal şokların kovaryansının tahminlerinin elde edilmesini sağlaması bakımından ön plana çıkmaktadır.

Çalışmanın ikinci ve üçüncü kısımlarında sırasıyla Blanchard ve Quah(1989) yöntemi ve Cover ve diğerleri (2006)'nin alternatif ayrıştırması özetlenmekte, dördüncü kısımda kullanılan veriler tanıtılmakta ve VAR analizi sonuçları değerlendirilmektedir. Çalışma sonuç kısmı ile tamamlanmaktadır.

## 2. BLANCHARD-QUAH (1989) METODOLOJİSİ

Blanchard ve Quah(1989) yapısal VAR modelinin kısa dönem kısıtlarla ayırt edilmesine alternatif olarak uzun dönem kısıtlarını geliştirmiştir. Blanchard ve Quah(1989)' in yapısal VAR modelinde uzun dönem kısıtlamaları geliştirirken temel amaçları Beveridge ve Nelson(1981)' un reel GSMH' nin geçici ve kalıcı şoklara ayrıştırmasını yeniden ele almaktır. Bu amaç doğrultusunda Blanchard ve Quah(1989)

reel GSMH toplam talep ve arz şoklarından etkilenecek şekilde bir makroekonomik model geliştirmişlerdir. Blanchard ve Quah(1989) doğal oran hipotezine bağlı olarak toplam talep şoklarının reel GSMH üzerinde uzun dönem etkiye sahip olmadığını; fakat arz yönünden bakıldığında verimlilik şoklarının reel GSMH üzerinde uzun dönem etkiye sahip olduğunu varsaymıştır (Enders, 2009,s.380). Ayrıca Blanchard ve Quah(1989) yapısal şokların varyans-kovaryans matrisinin birim matris olduğunu, başka bir deyişle yapısal şokların varyanslarının 1'e eşit olduğunu ve yapısal şokların ilişkisiz olduğunu varsaymıştır. Buraya kadar varsayımları ve gelişimi hakkında kısaca bilgi verdiğimiz Blanchard ve Quah(1989) yaklaşımı ampirik literatürde oldukça yaygın kullanılmıştır<sup>1</sup>.

Blanchard ve Quah(1989) metodolojisinin detaylarını aşağıda denklem 2.1' de verilen sabit terimsiz iki değişkenli VAR modelinden hareketle açıklayabiliriz. Bu basit VAR modelinde  $y_t$  ve  $p_t$ ' nin sırasıyla GSYH' nin ve enflasyonun logaritmasını temsil ettiğini ve her iki serinin de fark durağan olduğunu varsayalım.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} \quad (2.1)$$

Denklem 2.1' de  $A_{ij}(L)$  gecikme işlemcisi çok terimlisini,  $e_{yt}$  ve  $e_{pt}$  ortalaması sıfır, gecikmeli değerleri ile olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit normal dağılıma sahip rassal hata terimlerini göstermektedir. Yukarıdaki indirgenmiş form modelin artıklarının iki tane yapısal şokun birleşiminden oluştuğu varsayılmaktadır. Bunlardan ilki toplam arz şoku ( $\varepsilon_t^s$ ) ve ikincisi toplam talep şokudur ( $\varepsilon_t^d$ ). İndirgenmiş form VAR modeli artıkları ile yapısal şoklar arasındaki ilişkiyi aşağıdaki gibi ifade edebiliriz.

$$\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (2.2)$$

Yukarıdaki ifadeyi artıkların ve yapısal şokların varyans-kovaryans matrisini içerecek şekilde şu şekilde yazabiliriz.

$$\begin{bmatrix} \text{var}(e_{yt}) & \text{cov}(e_{yt}, e_{pt}) \\ \text{cov}(e_{pt}, e_{yt}) & \text{var}(e_{pt}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_t^s) & \text{cov}(\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d) \\ \text{cov}(\varepsilon_t^d, \varepsilon_t^s) & \text{var}(\varepsilon_t^d) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} g_{11} & g_{21} \\ g_{12} & g_{22} \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

Blanchard ve Quah(1989) yapısal şokların varyansının 1'e eşit olduğunu ve yapısal şokların ilişkisiz olduğunu varsaydığı için 2.3'de  $\text{var}(\varepsilon_t^s)=1$ ,  $\text{var}(\varepsilon_t^d)=1$  ve  $\text{cov}(\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d)=0$  dir. 2.3'deki denklem sisteminin çözülebilmesi için 1 tane kısıta ihtiyaç vardır. Çünkü indirgenmiş VAR artıklarının varyans-kovaryans matrisinde 3 tane bilinen olmasına rağmen  $G_0$  matrisinde 4 tane bilinmeyen eleman vardır. Bu nedenle  $G_0$  matrisinin elemanları üzerine bir tane kısıt konulmalıdır. Blanchard ve Quah(1989) bu kısıtı şu şekilde belirlemiştir.

$$g_{12} [1 - a_{22}(1)] + g_{22} a_{12}(1) = 0 \quad (2.4)$$

2.4 toplam talep şoklarının çıktı üzerinde uzun dönem etkiye sahip olmadığını ifade etmektedir. Yukarıda ifade edilen uzun dönem kısıtı ile birlikte  $g_{ij}$ 'nin değerleri ve yapısal şokların ( $\varepsilon_t^s$ ) ve ( $\varepsilon_t^d$ ) zaman patikaları VAR tahmininden elde edilebilir.

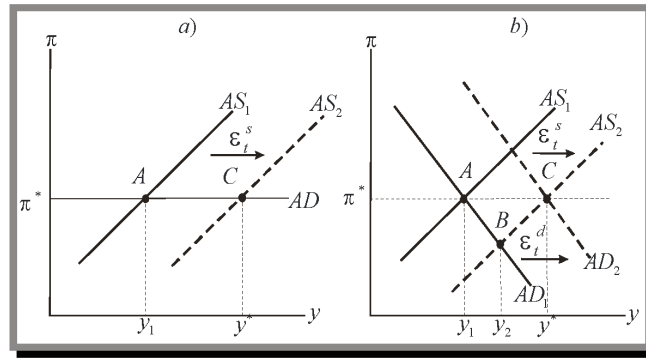
1 Bakınız: Bayoumi ve Eichengreen(1993), Quah ve Vahey(1995), Nason ve Cogey(1994), Dolado ve Jimeno(1997), Enders ve Lee(1997), Mio(2002).



### 3. ALTERNATİF AYRIŞTIRMA YÖNTEMİ

Cover ve diğerleri (2006) bir önceki kısımda açıklanan Blanchard ve Quah (1989) metodolojisinin özellikle toplam talep ve arz şokları arasında korelasyon olmadığı yönündeki varsayımını eleştirmişler ve bu varsayımın gerçekçi olmadığını belirterek toplam talep ve arz şoklarını ayırt etmek için alternatif bir yöntem geliştirmişlerdir. Bu alternatif yöntem basit bir AD-AS modeline dayanmaktadır. Cover ve diğerleri (2006) tarafından geliştirilen bu alternatif yöntemin detaylarına geçmeden önce, standart bir AD-AS modeli grafiğinden hareketle iki yöntem arasındaki temel farklılığı gösterelim.

Şekil 1' in a panelinde bir arz şoku sonucunda dengenin A noktasından C noktasına hareket ettiği gösterilmektedir. Dengedeki değişim sonucunda çıktı artmış, fakat enflasyonda herhangi bir değişiklik olmamıştır. Başka bir ifadeyle toplam arz şoku yalnızca AS eğrisini konumunu değiştirmiş, ancak AD eğrisinin konumunda değişime yol açacak herhangi bir etki yaratmamıştır. Bu da toplam talep ve arz şoklarının bir birleriyle ilişkisiz olduğunu göstermektedir. Bu yüzden Şekil 1'in a paneli Blanchard ve Quah (1989) metodolojisinin grafiksel bir açıklamasıdır.



Şekil 1. Toplam Talep ve Arz Şoklarının Etkileri

Arz şokunun etkisinin alternatif bir açıklaması Şekil 1'in b panelinde gösterilmiştir. Şekil 1'in b paneli, arz şokunun ( $\varepsilon_t^s$ ) AS eğrisini sağa kaydırıldığını ve dengenin A noktasından B noktasına geçtiğini göstermektedir. Eğer merkez bankası fiyat istikrarını hedefliyorsa, fiyat istikrarını olumsuz yönde etkileyecek her türlü şoka tepki gösterecektir. Şekil 1'in b panelinde de görüldüğü gibi, merkez bankası pozitif bir toplam arz şokuna fiyat istikrarını olumsuz yönde etkilediği için reaksiyon göstermiştir. Böylece merkez bankası tarafından uyarılan toplam talep şoku AD eğrisinin sağa kaymasına yol açmıştır. Sonuçta denge yine C noktasında sağlanmıştır; ancak a panelinde dengedeki değişim bir aşamada gerçekleşirken, b panelinde bu değişim iki aşamada gerçekleşmiştir.

Toplam talep ve arz şokları arasında korelasyona ilişkin farklı varsayımların etkileri belirtildikten sonra, alternatif yöntemin detaylarına geçebiliriz. Cover ve diğerleri (2006) toplam talep ve arz şoklarını ayırt etmek için aşağıdaki basit AD-AS modelinden ve bu model içerisinde yer alan Lucas (1972) arz eğrisinden yararlanmışlardır.

$$y_t^s = {}_{t-1} y_t + \alpha(p_t - {}_{t-1} p_t) + \varepsilon_t^s \quad (3.1)$$

$$(y_t + p_t)^d = {}_{t-1} (y_t + p_t)^d + \varepsilon_t^d \quad (3.2)$$

$$y_t^d = y_t^s \quad (3.3)$$

Burada  $y_t$  ve  $p_t$  sırasıyla çıktının ve enflasyonun logaritmasıdır.  ${}_{t-1}p_t$  ve  ${}_{t-1}y_t$  t-1 dönemi sonundaki bilgiye bağlı olarak enflasyonun ve çıktının beklenen değerleridir. Ayrıca s ve d arz ve talebi temsil etmektedir.  $\varepsilon_t^s$  ve  $\varepsilon_t^d$  serisel olarak ilişkisiz olan yapısal toplam arz ve talep şoklarını göstermektedir. 3.1 Lucas (1972) toplam arz eğrisini göstermektedir. Çıktı fiyat düzeyindeki beklenmedik değişimlere ve toplam arz şokuna bağlı olarak değişmektedir. 3.2 toplam talep eşitliğidir. Toplam talep kendisinin beklenen değerine ve toplam talep şokuna bağlıdır.

3.1, 3.2 ve 3.3 nolu eşitlikleri  $y_t$  ve  $p_t$  için çözümlersek aşağıdaki sonuca ulaşırız.

$$y_t = {}_{t-1}y_t + \frac{1}{1+\alpha}\varepsilon_t^s + \frac{\alpha}{1+\alpha}\varepsilon_t^d \quad (3.4)$$

$$p_t = {}_{t-1}p_t - \frac{1}{1+\alpha}\varepsilon_t^s + \frac{1}{1+\alpha}\varepsilon_t^d \quad (3.5)$$

3.4 ve 3.5 toplam talep ve arz şoklarının eş anlı etkilerinin  $\alpha$ 'ya bağlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca 3.4 %1'lik arz ve talep şokunun çıktı üzerindeki eş anlı etkisinin sırasıyla  $\frac{1}{1+\alpha}$  ve  $\frac{\alpha}{1+\alpha}$  olduğunu gösterirken, 3.5'te %1'lik arz ve talep şokunun enflasyon üzerindeki eşanlı etkisinin sırasıyla  $-\frac{1}{1+\alpha}$  ve  $\frac{1}{1+\alpha}$  olduğunu göstermektedir.

3.4 ve 3.5'ten hareketle indirgenmiş form artıkları ( $e_{yt}, e_{pt}$ ) ve yapısal şoklar ( $\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d$ ) arasındaki ilişkiyi aşağıdaki gibi yazabiliriz.

$$\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha} & \frac{\alpha}{1+\alpha} \\ -\frac{1}{1+\alpha} & \frac{1}{1+\alpha} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

3.6'yı eşitlik içerisinde yer alan olasılıklı değişkenlerin varyanslarını alarak şu şekilde yazabiliriz.

$$\begin{bmatrix} \text{var}(e_y) & \text{cov}(e_y, e_p) \\ \text{cov}(e_p, e_y) & \text{var}(e_p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha} & \frac{\alpha}{1+\alpha} \\ -\frac{1}{1+\alpha} & \frac{1}{1+\alpha} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon^s) & \text{cov}(\varepsilon^s, \varepsilon^d) \\ \text{cov}(\varepsilon^d, \varepsilon^s) & \text{var}(\varepsilon^d) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha} & -\frac{1}{1+\alpha} \\ \frac{\alpha}{1+\alpha} & \frac{1}{1+\alpha} \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

Cover ve diğerleri (2006) yapısal şokların zaman patikalarını, varyanslarını ve aralarındaki kovaryansı elde etmek için ilk olarak normalizasyon kısıtları belirlemiştirlerdir. Bu kısıtlar:  $\varepsilon_t^s$  şokunun  $y_t^s$  üzerinde bir birim etkiye sahip olması ve  $\varepsilon_t^d$  şokunun  $y_t^d$  üzerinde bir birim etkiye sahip olmasıdır. Bu alternatif yöntemdeki diğer önemli kısıt ya da varsayım toplam talep eğrisinin eğiminin 1'e eşit olmasıdır. Normalizasyon kısıtları ve AD eğrisinin eğimine ilişkin varsayımın birlikte, 3.7'den yapısal şokların varyansını ve aralarındaki kovaryansı ve 3.6'dan da yapısal şokların zaman patikalarını elde etmek için bir tane ilave kısıtla ihtiyaç vardır. Cover ve diğerleri (2006) bir önceki kısımda açıklanan Blanchard ve Quah (1989)'un uzun dönem kısıtını aynen kullanmıştır. 2.4'te verilen uzun dönem kısıtını yukarıdaki AD-AS modeline koyduğumuzda aşağıdaki sonuca ulaşırız.



$$\frac{\alpha}{1+\alpha} [1 - a_{22}(1)] + \frac{1}{1+\alpha} a_{12}(1) = 0$$

$$\alpha = \frac{-a_{12}(1)}{1 - a_{22}(1)} \quad (3.8)$$

3.8'de verilen uzun dönem kısıtı VAR modeli tahmininden  $\alpha$ 'nın elde edilebileceğini göstermektedir. Dolayısıyla VAR modeli tahmininden  $\alpha$  belirlendikten sonra, 3.6'dan hareketle yapısal şokların zaman patikalarını ve 3.7'den hareketle yapısal şokların varyanslarını ve aralarındaki kovaryansı bulabiliriz. Sonuç olarak Cover ve diğerleri (2006) kullandıkları AD-AS modeline koydukları ilave kısıtlarla, yapısal şokların ilişkisiz olduğu yönünde gerçekçi olmayan bir varsayımda bulunmaksızın toplam talep ve arz şoklarını ayırt etmişlerdir.

Cover ve diğerleri (2006) varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonlarını elde etmek için Cholesky ayrıştırmasında geleneksel olarak kullanılan iki olası sıralamayı kullanmışlardır. Bu sıralamalardan ilkinde arz şokunun talep şoku üzerinde eş anlı etkiye sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayım beklenmedik AD'nin pür bir AD şoku ( $v_t$ ) ve AS şoku tarafından uyarılmış AD'deki beklenmedik bir değişimin ( $\rho \varepsilon_t^s$ ) toplamına eşit olduğu varsayılarak uygulanabilir. Yukarıdaki kısa açıklama sonrasında ilk sıralamayı aşağıdaki gibi ifade edebiliriz.

$$\varepsilon_t^d = \rho \varepsilon_t^s + v_t \quad (3.9)$$

İkinci sıralamada ise talep şokunun arz şoku üzerinde eş anlı etkiye sahip olduğu varsayılmaktadır. İlk sıralamadakine benzer şekilde, buradaki varsayım da beklenmedik AS'nin pür bir AS şoku ( $\theta_t$ ) ve AD şoku tarafından uyarılmış AS'deki beklenmedik bir değişimin ( $\gamma \varepsilon_t^d$ ) toplamına eşit olduğu varsayılarak uygulanabilir. Bu varsayımı aşağıdaki gibi ifade edebiliriz.

$$\varepsilon_t^s = \gamma \varepsilon_t^d + \theta_t \quad (3.10)$$

#### 4. VAR ANALİZİ TAHMİN SONUÇLARI

Bu çalışmada 1987:01-2009:03 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik, mevsimsel etkilerden arındırılmış reel GSYH ve GSYH deflatörü serileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan her iki seride Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan serilerin durağanlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Phillips-Perron (PP) testi kullanılarak incelenmiştir. Test sonuçları Tablo 1'de verilmektedir. Tablo 1'de verilen ADF ve PP testlerinin sonuçları reel GSYH'nin logaritmasının fark durağan olduğunu ve GSYH deflatörünün logaritmasının düzey değerinde ve birinci farkında durağan olmadığını, ikinci farkı alındığında durağan olduğunu göstermektedir.

**Tablo 1. ADF ve PP Testlerinin Sonuçları**

Seriler	ADF			PP		
	I	II	III	I	II	III
LNGSYH	-1.18 [1]	-2.60 [1]	2.57 [1]	-2.09 [1]	-3.80 [1]	2.62 [1]
LNGSYHDEF	-2.36 [4]	0.21 [4]	-0.32 [4]	2.14 [5]	-1.64 [5]	3.83 [6]
DLNGSYH	-7.30 [1]	-7.26 [1]	-6.73 [1]	-46.60 [8]	-39.95 [8]	-30.63 [8]
DLNGSYHDEF	-0.82 [3]	-2.50 [3]	-1.05 [3]	-2.57 [5]	-2.26 [5]	-1.82 [5]
DDLNGSYHDEF	-9.33 [2]	-9.34 [2]	-9.33 [2]	-28.09 [7]	-39.97 [7]	-15.90 [4]

**I: SABİT TERİMLİ MODEL, II: SABİTLİ VE TRENDLİ MODEL, III: SABİTSİZ VE TRENDLİ MODEL**  
Tahmin edilen katsayıların yanındaki ayraçlar Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiş gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. ADF ve PP testleri için MacKinnon kritik değerleri %1 ve %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde şöyledir:  
**I) Sabit Terimli Model:** -3.49 , -2.88 , -2.58; **II) Sabitli ve Trendli Model:** -4.04, -3.45, -3.15 **III) Sabitsiz ve Trendsiz Model:** -2.58 , -1.94, -1.61.

Birim kök testleri sonucu ışığında bu çalışmada kullanılan VAR analizinde reel GSYH serisinin logaritmik değerinin birinci farkı ve GSYH deflatorünün logaritmik değerinin ikinci farkı kullanılmıştır. Ayrıca VAR modeli gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri dikkate alınmış ve uygun gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir. Tahmin edilen VAR modelinin uygunluğunun kontrol edilmesi amacıyla otokorelasyon ve değişen varyanslılık sınamaları yapılmış ve modelin istikrarlılığı kontrol edilmiştir.

Tahmin edilen modelin artıklarında otokorelasyon ve değişen varyanslılık sorunlarının olup olmadığını belirlemek için sırasıyla Lagrange Çarpan(LM) ve White testleri kullanılmıştır. İki teste ilişkin sonuçlar Tablo 2 ve Tablo 3'de sunulmaktadır. LM testi sonuçları modelin artıklarında otokorelasyon problemi olmadığına işaret ederken, White testi sonuçları ise artıklarda değişen varyanslılık sorununun olmadığını göstermektedir.

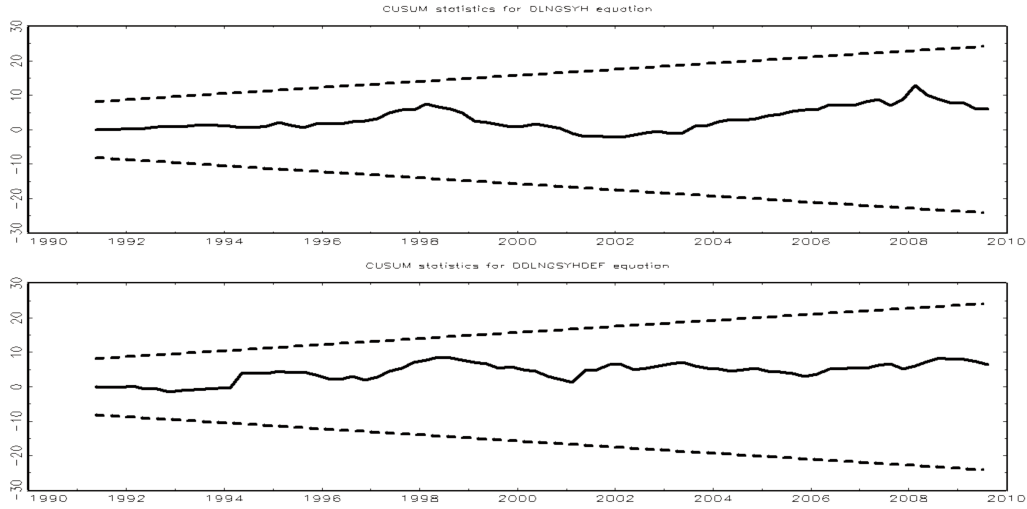
**Tablo 2. White Testi Sonuçları**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Sample: 1987Q3 2009Q3		
Included observations: 85		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
70.98787	60	0.1568

**Tablo 3. LM Testi Sonuçları**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H <sub>0</sub> : no serial correlation at lag order h		
Sample: 1987Q3 2009Q3		
Included observations: 85		
Lags	LM-Stat	Prob
1	8.051647	0.0897
2	9.302135	0.0540
3	6.394821	0.1715
4	10.55063	0.0321
5	8.987218	0.0614
6	2.566423	0.6328
7	7.659798	0.1049
8	1.780465	0.7761

VAR modelinin her bir denkleminin parametrelerinin istikrarlılığı CUSUM testi kullanılarak incelenmiştir. CUSUM testinin sonuçları Şekil 2'de sunulmaktadır. Bu şekil incelendiğinde, CUSUM istatistiğinin bütün dönem boyunca kritik sınırlar içerisinde yer aldığı görülmektedir. Bu doğrultuda modelin parametrelerinin tahmin edilen dönem için istikrarlı olduğunu ifade edebiliriz.



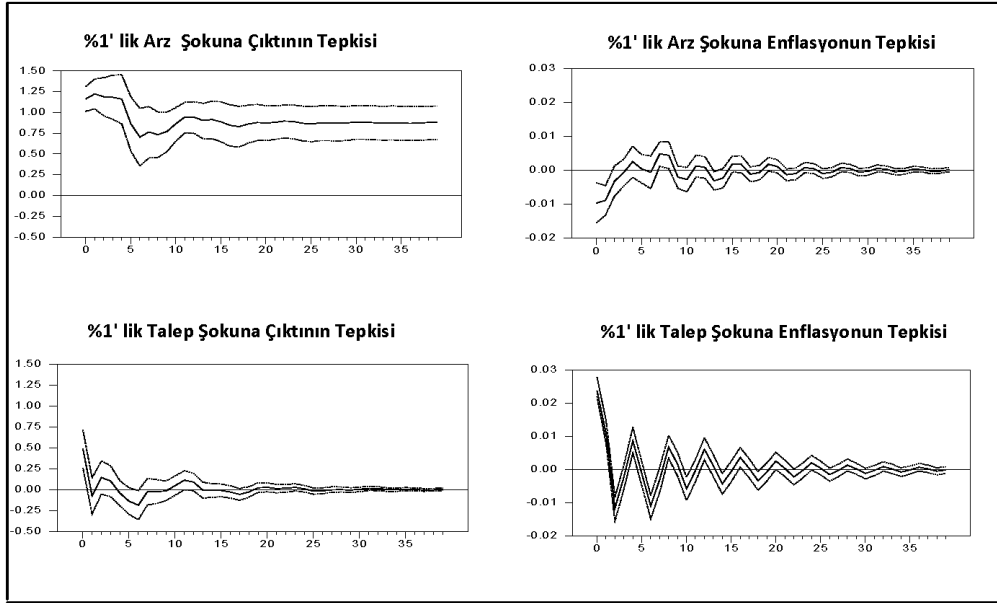
Şekil 2. Tahmin Edilen VAR(5) Modelinin CUSUM Testi ( %5 anlamlılık düzeyinde)

Modelin uygunluğu ve istikrarlılığı için yukarıda yapılan testler VAR(5) modeli tahminine bağlı olarak yapılan etki tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinin tutarlı olacağını ortaya koymaktadır. Dolayısıyla VAR(5) modelini kullanarak iki ve üçüncü bölümlerde anlatılan yaklaşımlar için etki tepki ve varyans ayrıştırması analizi yapabiliriz. Çalışmanın geri kalan kısmında incelenecek olan etki tepki fonksiyonlarının güven aralıkları Sims ve Zha(1999) tarafından geliştirilmiş yöntemle dayanmaktadır.

#### 4.1. Blanchard-Quah(1989) Yöntemi Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye ekonomisinde toplam talep ve arz şoklarının çıktı ve enflasyon üzerindeki etkileri, Blanchard-Quah(1989) ayrıştırma kısıtları ile ayırt edilmiş toplam talep ve arz şokları için etki-tepki fonksiyonlarının Şekil 3' de gösterilen grafikleri kullanılarak incelenecektir. Bu grafikler incelendiğinde pozitif bir arz şokunun çıktı üzerindeki etkisi ilk dönemden itibaren pozitif ve sürekli iken, pozitif bir talep şokunun etkisi ise ilk çeyrekte pozitifdir; fakat bu şokun etkisi üçüncü çeyrekte hızla sönmeğe başlamıştır. Enflasyon açısından baktığımızda, pozitif bir talep şokunun enflasyonu ilk dönemde arttırdığı; ancak bu şokun enflasyon üzerindeki etkisinin ilk dönemden itibaren hızla yok olduğu görülmektedir. Öte yandan pozitif arz şokunun enflasyonu ilk dönemde azalttığı ve bu şokun enflasyon üzerindeki etkisinin üçüncü çeyrekte hızla kaybolduğu görülmektedir. Bu sonuçlar arz ve talep şoklarının çıktı ve enflasyon üzerindeki etkilerinin teorik beklentilerle tutarlı olduğunu işaret etmektedir.





Şekil 3. Çıktı ve Enflasyonun Etki-Tepki Fonksiyonları

Etki tepki fonksiyonlarının yorumuna dayalı olarak belirtilmesi gereken önemli bir nokta da, Türkiye ekonomisinde toplam talep şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin enflasyon üzerindeki etkisinden daha büyük olmasıdır. Talep şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin büyük olması, aslında Türkiye ekonomisinde talepteki artışın büyük bir bölümünün yüksek ithalatla karşılandığını göstermektedir. Bu yüksek ithalatı olanaklı kılan temel faktör ise yüksek reel faizle uyarılan yoğun dış kaynak girişleridir. Bu yoğun dış kaynak girişlerine bağlı olarak TL'nin genellikle değerli olması, talepteki artışın önemli bir kısmının ithalatla karşılanmasını kolaylaştırmaktadır.

Çıktı ve enflasyon üzerinde en çok hangi şokun, toplam talep şokunun mu yoksa toplam arz şokunun mu, etkili olduğunu araştırmak için 5 gecikme ile tahmin edilen VAR modeli kullanılarak oluşturulan çıktı ve enflasyonun varyans ayrıştırmaları Tablo 4' de verilmiştir. Çıktının varyans ayrıştırması incelendiğinde çıktıdaki dalgalanmanın ana kaynağının gerek kısa gerekse de uzun dönemde toplam arz şoku olduğu, buna karşın toplam talep şokunun çıktıdaki dalgalanmanın çok küçük bir kısmını açıkladığı görülmektedir. Öte yandan enflasyonun varyans ayrıştırması ise enflasyonun öngörü hata varyansının büyük bir bölümünün hem kısa hem de uzun dönemde toplam talep şoku tarafından açıklandığını, toplam arz şokunun enflasyonun öngörü hata varyansının oldukça küçük bir kısmını açıkladığını göstermektedir.

Tablo 4. Blanchard-Quah Yaklaşımı Kullanılarak Elde Edilen Varyans Ayrıştırmaları

ÇIKTI'NIN VARYANS AYRIŞTIRMASI			ENFLASYON'UN VARYANS AYRIŞTIRMASI		
DÖNEM	TOPLAM ARZ	TOPLAM TALEP	DÖNEM	TOPLAM ARZ	TOPLAM TALEP
1	85.6	14.4	1	13.3	86.7
2	91.0	9.0	2	19.1	80.9
3	92.9	7.1	3	18.6	81.4
4	94.0	6.0	4	19.4	80.6
8	94.6	5.4	8	21.5	78.5
12	95.3	4.7	12	23.9	76.1
40	98.0	2.0	40	25.5	74.5



Kısaca çıktı ve enflasyonun varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları Türkiye’ de çıktı üzerinde toplam arz şoklarının, enflasyon üzerinde ise toplam talep şoklarının baskın olduğuna işaret etmektedir. Bu bulgular literatürdeki benzer çalışmaların bulgularına oldukça yakındır. Söz konusu çalışmalarda genel olarak Türkiye’ de talep şoklarının çıktı üzerinde önemli bir rol oynamadığı vurgulanmaktadır<sup>2</sup>. Fakat Balcılar ve Tuna(2009) toplam talep şoklarını iki kısma ayırmış ve her iki talep şokunun çıktı üzerinde farklı etkilere sahip olduğunu göstermiştir. Bu şoklardan ilki kamu harcamalarının toplam borca oranındaki değişimlerden kaynaklanan nispi talep şoklarıdır. Diğerisi ise tüketici fiyat endeksindeki değişimlerden kaynaklanan nominal talep şokudur. Nispi talep şokunun çıktı üzerinde kısa dönemde etkili olduğu, buna karşın nominal talep şokunun kısa dönemde dahi çıktıyı etkilemediği söz konusu çalışmada vurgulanmaktadır.

#### 4.2. Alternatif Yöntemin Sonuçları

Bir önceki kısımda Türkiye’ de toplam talep ve arz şoklarının çıktı ve enflasyon üzerindeki etkileri Blanchard ve Quah(1989) ayırt edilme kısıtları kullanılarak elde edilen etki-tepki grafikleri ve varyans ayrıştırmalarından yararlanarak incelenmiş ve Türkiye’ de çıktıda dalgalanmanın temel belirleyicisinin arz şokları, enflasyondaki dalgalanmanın temel kaynağının ise talep şokları olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bölümde ise Cover ve diğerleri(2006)’ nin alternatif ayırt edilme kısıtları kullanılarak ulaşılan sonuçlar değerlendirilecektir. Bu bağlamda ilk olarak AS eğrisinin eğimi, yapısal şokların varyansları ve yapısal şoklar arasındaki kovaryansın Türkiye için ulaşılan değerleri Tablo 5’de verilmektedir.

*Tablo 5. AD-AS Modelinin Yapısal Parametrelerinin Tahmini*

MODEL	$\alpha$	$\sigma_{\varepsilon^s}^2$	$\sigma_{\varepsilon^s\varepsilon^d}$	$\sigma_{\varepsilon^d}^2$	$\rho$	$\gamma$
Basit AD-AS	13.3	1.76	1.56	1.57	-	-
AS $\rightarrow$ AD	13.3	1.76	-	-	0.89	-
AD $\rightarrow$ AS	13.3	-	-	1.57	-	0.99

Tablo 5 Türkiye’ de arz eğrisinin eğiminin ( $\alpha$ ’nın) 13.3 olduğunu, başka bir ifadeyle Türkiye’ nin oldukça yatay bir arz eğrisine sahip olduğunu göstermektedir. Yatık bir kısa dönem arz eğrisi ise Blanchard-Quah(1989) yaklaşımının aksine toplam talep şokunun çıktı üzerinde önemli ölçüde etkiye sahip olacağını ima etmektedir. Nitekim burada ulaştığımız  $\alpha$  değerini 3.4 ve 3.5’te yerine koyduğumuzda, Türkiye’ de %1 lik bir arz şokunun çıktı üzerindeki anlık etkisi 0.06, %1’lik bir talep şokunun ise çıktı üzerindeki anlık etkisinin 0.93 olduğu sonucuna ulaşırız. Bu sonuçlar Türkiye’ de toplam talep şokunun çıktı üzerindeki anlık etkisinin toplam arz şokunun anlık etkisinden daha büyük olduğunu göstermektedir.

Son dönemlerde yapılan benzer çalışmalar arz eğrisinin eğiminin ülkeler arasında büyük farklılıklar gösterdiğini ortaya koymaktadır. Örneğin Souki(2008) ABD talep ve arz şoklarının Kanada ekonomisi üzerindeki etkilerini incelediği çalışmada,  $\alpha$ ’yı ABD için 0.54 ve Kanada için 0.038 bulmuştur. Öte yandan Cover ve diğerleri(2006) ABD için  $\alpha$ ’nın 1.55 olduğu sonucuna ulaşmıştır. Shibamoto ve Miyao(2008) Japonya için iki alt dönemde farklı  $\alpha$  değerlerine ulaşmıştır: 1978-1991 döneminde  $\alpha=2.64$ , 1992-2006 da  $\alpha=3.35$ . Basher(2007) Bangladeş’ te  $\alpha$ ’nın 0.13 olduğu sonucuna ulaşmıştır. Basher (2009) Endonezya’ da  $\alpha$ ’yı 0.099, Malezya’ da 0.029, Filipinler’ de 0.26, Singapur’ da 1.38 ve Tayland’ ta 0.27 olarak bulmuştur.

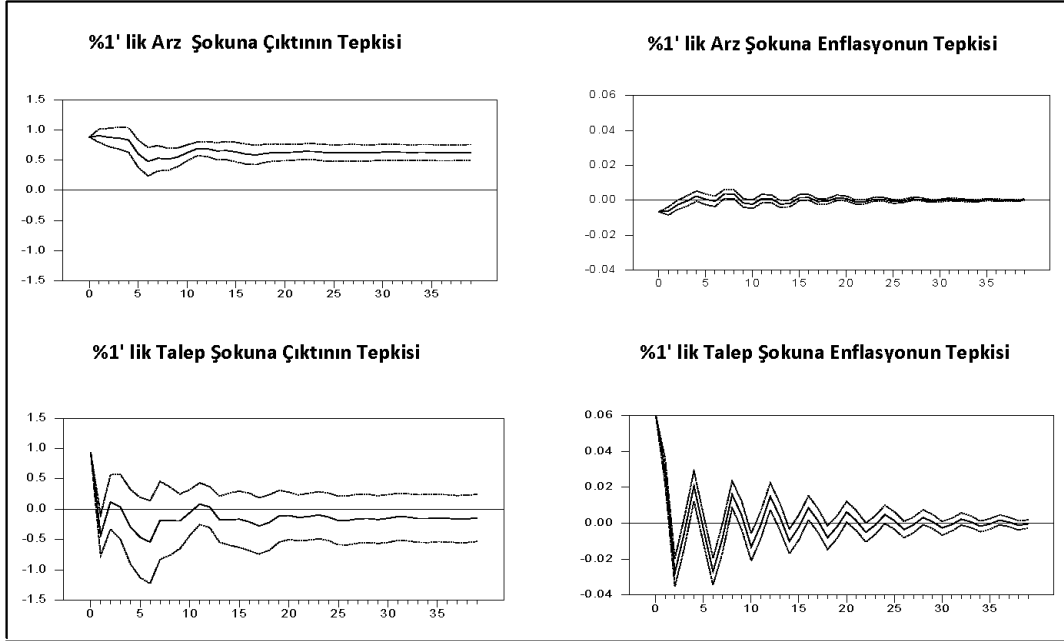
<sup>2</sup> Bakınız: Samsar(2003), Dibooğlu ve Kibritçioğlu(2004), Yılmaz(2010).

Diğer taraftan Tablo 5' de yer alan diğer yapısal parametreler baktığımızda, Türkiye' de toplam talep şokunun varyansının ( $\sigma_{\epsilon^d}^2$ ) 1.57 ve toplam arz şokunun varyansının ( $\sigma_{\epsilon^s}^2$ ) 1.76 olduğu görülmektedir. Daha da önemlisi şoklar arasındaki kovaryans ( $\sigma_{\epsilon^d\epsilon^s}$ ) 1.56 bulunmuştur. Ayrıca toplam talep ve arz şokları arasındaki korelasyon ( $\sigma_{\epsilon^d\epsilon^s}/\sigma_{\epsilon^d}\cdot\sigma_{\epsilon^s}$ ) 0.93 tür. Bu sonuç Türkiye'de AD ve AS eğrilerinin birlikte ve aynı yönde kayma eğiliminde olduğuna işaret etmektedir. Yakın tarihlerde farklı ülkeler için yapılmış olan çalışmalarda, toplam talep ve arz şokları arasında yüksek korelasyon olduğu yönündeki benzer bulguya ulaşılmıştır. Örneğin Enders ve Hurn(2007) Avusturalya' da toplam talep ve arz şokları arasındaki korelasyonun yaklaşık olarak 0.73 olduğunu, Shibamoto ve Miyao(2008) Japonya' da toplam talep ve arz şokları arasındaki korelasyonun 1990 sonrası arttığını ve yaklaşık olarak 0.82 olduğunu, Siklos ve Zhang(2010) Çin' de toplam talep ve arz şokları arasındaki korelasyonun 0.45 olduğunu ve Souki(2008) ABD' de toplam talep ve arz şokları arasındaki korelasyonun 0.70 ve Kanada' da 0.68 olduğunu bulmuşlardır.

Tablo 5 aynı zamanda Cholesky ayrıştırmasında kullanılan 2 geleneksel sıralama, AS şoku öncelikli ve AD şoku öncelikli, kullanılarak elde edilen modellere ilişkin parametreleri içermektedir. İlk sıralama, AS şoku öncelikli, ile ilgili en önemli parametre olan  $\rho$ ' nun 0.89 olarak tahmin edildiği Tablo 5' de görülmektedir. Bu sonuç Türkiye' de %1 lik bir arz şokunun yalnızca AS eğrisini %1 sağa kaydırmakla kalmayacağını aynı zamanda AD eğrisini de %0.89 sağa kaydıracağını ima etmektedir. Diğer taraftan ikinci sıralama, AD şoku öncelikli, ile ilgili en önemli parametre olan  $\gamma$ ' nın 0.99 olarak tahmin edildiği görülmektedir. Benzer şekilde bu tahmin %1 lik talep şokunun hem toplam talep eğrisini hem de toplam arz eğrisini sağa kaydıracağını göstermektedir.

$\rho$  ve  $\gamma$  tahminleri toplam talep ve arz şokları arasında güçlü bir korelasyon olduğu yönündeki bulguyu desteklemektedir. Türkiye' de Merkez Bankası' nın temel görevinin 2001 yılına kadar ekonomik kalkınmayı desteklemek ve 2001 yılı sonrasında fiyat istikrarını sağlamak olduğu düşünüldüğünde, 1987-2001 dönemi için MB' nin ekonomik kalkınmayı olumsuz etkileyecek her türlü arz ve talep şokuna tepki göstereceği ve 2001 sonrasında fiyat istikrarını bozacak şoklara tepki göstereceği açıktır. Yakın tarihteki para politikası uygulamaları Merkez Bankası' nın fiyat istikrarını olumsuz yönde etkileyecek şoklara nasıl tepki gösterdiğini açıkça ortaya koymaktadır. Bu uygulamalar incelendiğinde; Merkez Bankası' nın 2003-2005 dönemindeki pozitif arz şokuna ihtiyatlı faiz indirimiyle, 2006' nın ikinci çeyreğindeki güçlü talep ve olumsuz arz şokuna güçlü parasal sıkılaştırmayla, 2008' in ikinci çeyreğindeki olumsuz arz şokuna ölçülü faiz artırımıyla ve 2008' in son çeyreğindeki düşük talep şokuna faiz indirimiyle tepki gösterdiği görülmektedir<sup>3</sup>.

3 Bakınız TCMB(2009)



Şekil 4. Çıktı ve Enflasyonun Etki-Tepki Fonksiyonları ( AS ↔ AD )

Yapısal parametreleri değerlendirdikten sonra arz şoku öncelikli modelden elde edilen ve Şekil 4' de gösterilen etki-tepki grafiklerini değerlendirebiliriz. Bu grafikler incelendiğinde toplam arz şokunun çıktı üzerinde sürekli bir etkiye sahip olduğu; ancak Blanchard-Quah(1989) yaklaşımı kullanılarak elde edilen etki-tepki grafikleri ile karşılaştırıldığında toplam arz şokunun çıktı üzerindeki etkisinin daha düşük olduğu görülmektedir. Öte yandan toplam talep şokunun çıktı üzerinde Blanchard-Quah(1989) yaklaşımına göre daha büyük bir etkiye sahip olduğu; fakat bu etkinin izleyen dönemlerde yok olduğu görülmektedir. Enflasyonun etki-tepki grafiği incelendiğinde ise arz şokunun enflasyon üzerinde neredeyse etkisinin olmadığı buna karşın talep şokunun enflasyonu ilk dönemde arttırdığı ve etkinin ilerleyen dönemlerde yok olduğu görülmektedir.

Tablo 6. Alternatif Yaklaşım Kullanılarak Ulaşılan Varyans Ayrıştırmaları ( AS ↔ AD )

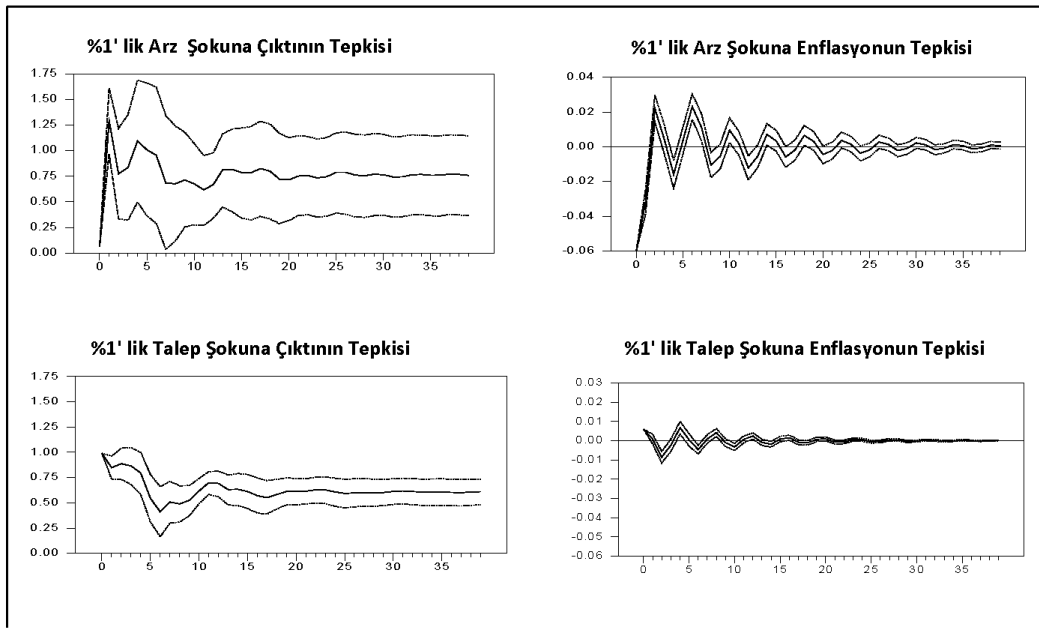
ÇIKTI'NIN VARYANS AYRIŞTIRMASI			ENFLASYON'UN VARYANS AYRIŞTIRMASI		
DÖNEM	TOPLAM ARZ	TOPLAM TALEP	DÖNEM	TOPLAM ARZ	TOPLAM TALEP
1	47.7	52.3	1	1.2	98.8
2	60.0	40.0	2	1.8	98.2
3	64.9	35.1	3	1.8	98.2
4	67.6	32.4	4	1.9	98.1
8	60.7	39.3	8	2.2	97.8
12	62.5	37.5	12	2.5	97.5
40	72.4	27.6	40	2.8	97.2

Arz şoku öncelikli model çerçevesinde çıktıdaki ve enflasyondaki değişimin açıklanmasında hangi şokun önem kazandığını araştırmak için Tablo 6' da arz şoku öncelikli model için değişkenlerin varyans ayrıştırması verilmiştir. Bu tablo çıktıdaki değişimin yaklaşık %53' ünün ilk dönemde toplam talep şoku tarafından açıklandığını ve takip eden dönemlerde bu oranın azalmakla birlikte uzun dönemde yaklaşık %28 gibi çıktıdaki değişimin önemli bir kısmının toplam talep şoku tarafından açıklandığını göstermektedir. Toplam arz şoku ise ilk dönemde çıktıdaki dalgalanmanın %47' sini açıklamakta ve bu

oran izleyen dönemlerde artmakta, uzun dönemde ise çıktıdaki dalgalanmanın yaklaşık %73' ü toplam arz şoku tarafından açıklanmaktadır. Enflasyonun varyans ayrıştırmasına baktığımızda ise toplam talep şokunun enflasyondaki değişimin neredeyse tamamını açıkladığını, enflasyonun öngörü hata varyansı içinde toplam arz şokunun çok küçük bir paya sahip olduğunu görmekteyiz.

Dolayısıyla arz şokunun öncelikli olduğu modele göre, Türkiye' de çıktıdaki dalgalanmanın temel belirleyicisi toplam arz şoku olmakla birlikte toplam talep şoku da çıktıdaki dalgalanmanın önemli bir kısmını açıklamakta; buna karşın enflasyondaki değişimin hemen hemen tamamı toplam talep şoku tarafından açıklanmaktadır.

Talep şoku öncelikli, ikinci sıralama, modelden elde edilen etki-tepki grafikleri Şekil 5' te gösterilmektedir. Şekil 5 incelendiğinde, hem toplam arz şokunun hem de toplam talep şokunun çıktı üzerinde önemli etkiye sahip olduğu görülmektedir. Enflasyon açısından baktığımızda, toplam arz şokunun enflasyonu ilk dönemde azalttığı ve toplam talep şokunun enflasyonu ilk dönemde arttırdığı bununla birlikte her iki şokun etkisinin de ilerleyen dönemlerde kaybolduğu görülmektedir.



Şekil 5. Çıktı ve Enflasyonun Etki-Tepki Fonksiyonları ( AD → AS )

Tablo 7 talep şoku öncelikli modelden elde edilen varyans ayrıştırmalarını göstermektedir. Söz konusu tablo incelendiğinde, kısa dönemde çıktıdaki dalgalanmanın temel belirleyicisinin toplam talep şoku olduğu, uzun dönemde ise toplam arz şoku olduğu görülmektedir. Diğer taraftan enflasyonun öngörü hata varyansına baktığımızda, enflasyondaki değişimin ana kaynağının gerek kısa gerekse de uzun dönemde toplam arz şoku olduğunu; buna karşın toplam talep şokunun da enflasyonun öngörü hata varyansının küçük bir kısmını açıkladığını görmekteyiz.



**Tablo 7. Alternatif Yaklaşım Kullanılarak Ulaşılan Varyans Ayırıştırmaları ( AD → AS )**

ÇIKTI' NIN VARYANS AYRIŞTIRMASI			ENFLASYON' UN VARYANS AYRIŞTIRMASI		
DÖNEM	TOPLAM ARZ	TOPLAM TALEP	DÖNEM	TOPLAM ARZ	TOPLAM TALEP
1	0.4	99.6	1	99.0	1.0
2	49.6	50.4	2	99.2	0.8
3	48.4	51.6	3	97.8	2.2
4	48.9	51.1	4	97.7	2.3
8	60.5	39.5	8	96.7	3.3
12	60.1	39.9	12	96.4	3.6
40	60.6	39.4	40	96.3	3.7

Talep şoku öncelikli ve arz şoku öncelikli modelin sonuçlarını birlikte değerlendirdiğimizde, literatürdeki benzer çalışmalardan oldukça farklı bir bulguya ulaşıldığını görmekteyiz. Her iki modelin sonuçları genel kanının aksine Türkiye' de talep şoklarının çıktı üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda Türkiye' de politika yapıcılar tarafından uygulanacak talep yönlü politikaların ekonominin canlanmasına önemli katkı sağlayacağını belirtebiliriz.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye' de toplam talep ve arz şoklarının çıktı ve enflasyon üzerindeki etkileri AD-AS modeli çerçevesinde yapısal VAR yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Toplam talep ve arz şoklarının ayırt edilmesinde Blanchard-Quah(1989) yöntemi ve Cover ve diğerleri(2006) tarafından geliştirilen alternatif yöntem kullanılmıştır. Blanchard-Quah(1989) ayırt edilme kısıtları kullanarak ulaşılan değişkenlerin etki-tepki grafikleri ve varyans ayırıştırmaları Türkiye' de çıktıda dalgalanmaların büyük bir kısmının toplam arz şokları tarafından açıklandığını, enflasyondaki değişimin büyük bir kısmının ise toplam talep şokları tarafından açıklandığını göstermektedir. Bu bulgular Türkiye' nin oldukça dik bir kısa dönem arz eğrisine sahip olduğunu ima etmektedir.

Literatürde yapılan benzer çalışmalarda ulaşılan sonuçlar bu çalışmanın Blanchard-Quah(1989) yaklaşımı kullanılarak ulaşılan sonuçlarına benzerlik göstermektedir. Bu çalışmalarda (Yılmaz(2010), Diboğlu ve Kibritçioğlu(2004) ve Samsar(2003)) Türkiye' de talep şoklarının çıktı üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığı, arz şoklarının çıktı üzerinde baskın olduğu ortaya konulmaktadır. Bu çalışmaların diğer bir ortak yönü Türkiye' de yapısal şokların ilişkisiz olduğu varsayımından yola çıkmalarıdır.

Diğer taraftan Cover ve diğerleri(2006) tarafından geliştirilen alternatif ayırt edilme kısıtları kullanılarak tahmin edilen yüksek  $\alpha$  değeri ( $\alpha=13.3$ ) Türkiye' nin arz eğrisinin oldukça yatık olduğuna işaret etmektedir. Bu sonuç doğrultusunda Türkiye' de toplam talep şoklarının çıktı üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu ifade edilebilir. Nitekim alternatif ayırt edilme kısıtları kullanılarak ulaşılan etki tepki grafikleri ve varyans ayırıştırmaları da bu görüşü desteklemektedir. Bu analizler Türkiye' de toplam arz şokunun çıktıda dalgalanmaların nispeten büyük bir kısmını açıkladığını buna karşın toplam talep şokunun da çıktı üzerinde göz ardı edilemeyecek bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Türkiye ekonomisinde toplam talep şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin enflasyon üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu yönündeki bulgu, çalışmada kullanılan her iki yöntem için ortaktır. İki yöntemle dayalı olarak yapılan etki tepki analizleri ayrı ayrı incelendiğinde bu ortak bulguya ulaşılmaktadır. Türkiye ekonomisinin genel karakteristiklerinden birisinin yoğun dış kaynak girişi sonucu değerli TL ve yüksek ithalat hacmi olduğu göz önünde bulundurulduğunda, bu sonucun hiçte şaşırtıcı olmadığı açıktır. Dolayısıyla bu dirençli (robust) bulguya bağlı olarak Türkiye ekonomisinde talepteki artışların önemli bir bölümünün yüksek ithalatla karşılandığı ve TL'nin genellikle değerli olmasının bu yüksek ithalat hacminin gerçekleştirilmesini olanaklı kıldığı ifade edilebilir.

Alternatif ayırt edilme kısıtları kullanılarak ulaşılan bir diğer önemli bulgu, Türkiye’de toplam talep ve arz şokları arasında yüksek korelasyon olduğu yönündedir. Önceki çalışmalarda Türkiye’de arz ve talep şokları arasındaki bu yüksek korelasyonun dikkate alınmadığı görülmektedir. Bu çalışma Türkiye’de talep ve arz şokları arasındaki yüksek korelasyonu ve bu yüksek korelasyon dikkate alındığında, talep şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin olmadığı yönündeki genel kanının aksine talep şoklarının çıktıyı önemli ölçüde etkilediğini ortaya koymasıyla önemli bir katkı sağlamaktadır.

TCMB’nin 2001 yılı sonrası para politikasının nasıl şekillendiği üzerine yaptığı değerlendirme bu çalışmanın toplam talep ve arz şoklarının ilişkili olduğu yönündeki bulgusunu destekler niteliktedir. Bu bağlamda Blanchard-Quah(1989)’un toplam talep ve arz şoklarının ilişkisiz olduğu varsayımı Türkiye ekonomisi için gerçekçi bir varsayım değildir. Bu yüzden alternatif ayırt edilme kısıtları kullanılarak ulaşılan bulgular daha anlamlıdır. Bu bulgular ise içinde bulunduğumuz durgunluk döneminden çıkışta politika yapımcılar tarafından toplam talebi uyarıcı politikaların uygulanmasının önemine işaret etmektedir. Dahası Türkiye’de toplam talep şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin enflasyon üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu yönündeki dirençli bulgu göz önünde bulundurulduğunda, bu politikaların enflasyon üzerindeki olumsuz etkilerinin çok fazla olmayacağı da açıktır. Çünkü toplam talep şoklarının çıktı üzerinde daha büyük etkiye sahip olduğu yönündeki bu dirençli bulgu aslında Türkiye ekonomisinde talepteki artışın büyük bir bölümün ithalatla karşılandığını ima etmektedir.

## KAYNAKÇA

- Balcılar, M. ve Tuna, G. (2009).** Source of Macroeconomic Fluctuations in a Volatile Small Open Economy. *Turkish Study* 10(4): 613-629.
- Bashar, Omar H M N. (2009).** The Nature of Aggregate Demand and Supply Shocks in ASEAN Countries. *MPRA Paper 19881*, University Library of Munich, Germany.
- Bashar, Omar H M N, (2007).** *Identifying aggregate demand and supply shock in Bangladesh.* Singapore Economic Review Conference 2007.
- Bayoumi, T. ve Eichengreen, B. (1994).** Monetary and exchange rate arrangements for NAFTA, *Journal of Development Economics* 43(1): 125-165.
- Beveridge, S. ve Nelson, C. R. (1981).** A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the ‘business cycle’. *Journal of Monetary Economics* 7(2): 151-174.
- Blanchard, O. ve Quah, D. (1989).** The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review* 79(4): 655-673.
- Cover, J.P., Enders,W. ve Hueng,C.J. (2006).** Using The Aggregate Demand – Aggregate Supply Model to Identifying Structural Demand-Side and Supply- Side Shocks: Results Using a Bivariate VAR. *Journal of Money, Credit and Banking* 38(3): 777-790.
- Dibooğlu, S. ve Kibritçioğlu A. (2004).** Inflation, output growth, and stabilization in Turkey, 1980–2002. *Journal of Economics and Business* 56(1): 43-61.

- Dolado, Juan J. ve Jimeno, Juan F. (1997).** The causes of Spanish unemployment: A structural VAR approach. *European Economic Review* 41(7): 1281-1307.
- Enders, W.(2009).** *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Third Edition, New York.
- Enders W. ve Hurn, S. (2007).** Identifying Aggregate Demand and Supply Shocks in a Small Open Economy. *Oxford Economic Papers* 59(3): 411-429.
- Enders, W. ve B. Lee (1997).** Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the Post-Bretton Woods Period. *Journal of International Money and Finance* 16(2): 233-254.
- Lucas, Robert E. (1972).** “Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis” in O. Eckstein ed, *The Econometrics of Price Determination*. Washington: Board of Governors, Federal Reserve System: 50-59.
- Mio, H.(2002).** Identifying Aggregate Demand and Aggregate Supply Components of Inflation Rate: A Structural Vector Autoregression Analysis for Japan. *Monetary and Economic Studies*20 (1): 33-56.
- Nason, J.M. ve Cogey, T. (1994).** Testing the Implications of Long-Run Neutrality for Monetary Business Cycle Models, *Journal of Applied Econometrics* 9: 37-70.
- Quah, D. ve Vahey, S.P. (1995).** Measuring Core Inflation. *The Economic Journal* 105: 1130-44.
- Samsar, A. (2003).** Optimal Para Alanı Çerçevesinde Türkiye Analizi. *Uzmanlık Tezi*, TCMB.
- Shibamoto, M. ve Miyao, R. (2008).** Understanding Output and Price Dynamics in Japan: Why Have Japan's Price Movements Been Relatively Stable Since the 1990s?. *Research Institute for Economics & Business Administration*, Discussion Paper, No:219.
- Siklos, Pierre L. ve Zhang, Y. (2010).** Identifying The Shocks Driving Inflation in China. *Pacific Economic Review* 15(2): 204-223.
- Sims, Christopher A. ve Zha, T. (1999).** Error Bands for Impulse Responses. *Econometrica* 67(5): 1113-1156.
- Souki, K. (2008).** Assessing the effects of U.S. shocks on the Canadian economy using alternative identification methods. *North American Journal of Economics and Finance* 19: 193-213.
- TCMB (2009).** Krizi Yönetmede Merkez Bankasının Rolü ve Etkinliği. [http://www.tcmb.gov.tr/yeni/iletisim/basci\\_iktisat.pdf](http://www.tcmb.gov.tr/yeni/iletisim/basci_iktisat.pdf) (Erişim tarihi 14 Mart 2010).
- Yilmaz, E. (2010).** Inflation and output in the long and short run in Turkey, *Empirica* 37(3): 253-269.