

TÜRKİYE'DE İKTİSADİ DALGALANMALARIN ANALİZİ: BİR YAPISAL VAR MODELİ UYGULAMASI

M. Sinan TEMURLENK*

Özet: İktisadi dalgalanmaların geleneksel yorumlamasına göre toplam talep şokları üretimi ve fiyatları aynı yönde, toplam arz şokları ise ters yönde etkilemektedir. Ayrıca talep şokları kısa dönemli etkilere sahipken, arz şokları ekonomi üzerinde uzun dönemli etkiler yapar. Enflasyon uzun dönemde parasal bir olgudur. Çalışmada, Türkiye'nin hasıla, işsizlik, fiyatlar, parasal ücretler ve nominal para arzı değişkenleri arasındaki ortak davranışlar bir yapısal VAR modeli kapsamında incelenerek, yukarıda belirtilen hipotezlerin geçerliliği araştırılmıştır. Bu amaçla, modelden alınan varyans ayrıştırması sonuçları ile etki-tepki grafikleri yorumlanmıştır. Sonuçlar bu hipotezlerin geçerliliği konusunda zayıf deliller sağlamıştır. Özellikle, fiyatların parasal bir olgu olduğu tezi doğrulanamamıştır. Diğer yandan, söz konusu hipotezlerin reddedilmesi için yeterli bulgular da elde edilememiştir.

I. Giriş

Son yıllarda iktisat teorisinde ortaya çıkan önemli bir tartışma, temel makro ekonomik değişkenlerden hasıla ve fiyat düzeyindeki iktisadi dalgalanmaların nedenlerini açıklamaya yönelmiştir. Reel iktisadi dalgalanmalar (real business cycle) olarak adlandırılan görüşe göre, iktisadi dalgalanmalar para politikasının dışındaki faktörlerle belirlenmektedir. Reel iktisadi dalgalanmalar teorisi taraftarları, toplam talebi etkilemeye yönelik para ve maliye politikalarıyla yönlendirilen istikrar politikası önlemlerine karşı çıkmaktadır. Bu görüş taraftarlarına göre toplam talep şoklarının iktisadi dalgalanmalar üzerindeki rolü önemsizdir. Reel iktisadi dalgalanmalar teorisi modellerinde dalgalanmaların açıklaması, fiyat değişimleri ya da teknik ilerleme gibi nedenlerden kaynaklanan arz şoklarına dayandırılmaktadır. Talep şokları üretimi ve fiyatları aynı yönde, arz şokları ise ters yönde etkilemektedir. Talep şokları reel ekonomik değişkenler üzerinde kısa dönemli, arz şokları daha uzun dönemli etkilere sahiptir.

Bu çalışmada, reel iktisadi görüş taraftarlarının belirttiği ilişkiler, Blanchard (1989) tarafından düzenlenen ve Giannini (1992) tarafından İtalya

*Yrd. Doç. Dr., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü

verileri için de uygulanan yapısal VAR (vektör autoregresif) modeli yardımıyla Türkiye Ekonomisi için araştırılmaktadır.

Çalışmanın bundan sonraki kısımları şöyle düzenlenmiştir: ikinci kısımda VAR modeli ve bu modelden alınan varyans ayırmaştırması ve etki-tepkiler tanımlanmış, üçüncü kısımda yapısal VAR modeli açıklanmış, dördüncü kısımda Türkiye'de iktisadi dalgalanmaların analizi için kullanılan model ve veriler tanımlanarak modelden alınan varyans ayırmaştırması ve etki-tepkiler yorumlanmış ve beşinci kısımda ise kısa bir tartışmaya yer verilmiştir.

II. Vektör Otoregresif Model

Vektör otoregresif ya da kısaca VAR modeli sistemdeki her bir değişkenin kendi ve diğer tüm değişkenlerin gecikmeli değerleri üzerine tanımlandığı çok boyutlu doğrusal modellerdir. Bu modeller Sims'in (1980) öncü çalışmasının ardından uygulamalı ekonometri araştırmalarında ve özellikle öngörü yapmada yaygın olarak kullanılmaktadır. K boyutlu bir VAR modeli,

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1a)$$

ya da kısaca,

$$A(L)y_t = \varepsilon_t \quad (1b)$$

olarak yazılır. Burada, $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ ($K \times 1$) boyutlu değişken vektörü, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ ($K \times 1$) boyutlu tesadüfi hatalar vektörü, $A(L) = (I_k - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)$ olup L gecikme işlemcisindeki matris polinom ve A_i ($K \times K$) boyutlu katsayı matrisidir. Tesadüfi hatalar vektörü hakkında normal dağılım ve beyaz gürültü varsayımı yapılır. Bunun sonucu, $s \neq t$ olmak üzere ε_t ve ε_s bağımsız olup, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$ olarak yazılır, burada Σ_ε hataların kovaryans matrisidir.¹ (1) nolu VAR modelden elde edilen,

¹ Bu varsayımlar sonucu hata terimlerinin her birinin beklenen değeri sıfır, varyansları sabit ve kovaryansları sıfırdır.

$$\det(I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p) \quad (2)$$

determinantının kökleri birim çemberin dışındaysa, süreç durağandır.

Bir VAR modelinden elde edilen etki-tepki (impulse-response) ve varyans ayrıştırmaları (variance decomposition) sonuçları, değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde yararlı birer araç sağlar. Bu araçlar özellikle makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Etki-tepkiler sistemdeki her bir değişkenin kalıntıları aracılığıyla $t=0$ döneminde meydana gelen bir şokun değişkenler üzerindeki n dönem sonraki etkilerini ölçer. Etki-tepkiler modelin hareketli ortalama sunumundan elde edilir ve (1) nolu model için şöyle tanımlanır:

$$\Phi_n = (\varphi_{ik,n}) = \sum_{j=1}^n \Phi_{n-j} A_j, \quad n=1,2,\dots, \quad (3)$$

burada, $\Phi_0 = I_K$, $j > p$ için $A_j = 0$ ve $\varphi_{ik,n}$ değerleri Φ_n matrisinin ik 'inci elemanı olup k değişkenin n dönem önceki bir birimlik şokuna karşılık y değişkeninin tepkisini temsil eder. Bununla beraber, VAR modelinden elde edilen kalıntılar genellikle birbirleriyle ilişkilidir. Bunun sonucu (3) nolu işlemde elde edilen tepkiler herhangi bir kalıntıdaki şokun net etkilerini göstermez. Bu nedenle genellikle tepkilerin dikeyleştirilmesi yoluna gidilir. Sims (1980) dikeyleştirilmiş tepkileri kovaryans matrisi Σ_ε 'nin Choleski ayrıştırmadan elde etmiştir. Buna göre dikeyleştirilmiş tepkiler $\Theta_n = \Phi_n P$ işlemiyle elde edilir; burada P , $\Sigma_\varepsilon = PP'$ olacak biçimde Σ_ε 'nin Choleski ayrıştırmadan elde edilen alt üçgen matristir. Bu dikeyleştirme yolu, VAR modeline geri dönüşlü (recursive) bir eşanlı yapısalığı öngörmekte olup, t döneminde ilk değişken hiç bir değişkenlerden etkilenmezken diğer tüm değişkenleri etkilemekte, ikinci değişken sadece ilk değişkenden etkilenip kalan değişkenleri etkilemekte, üçüncü değişken ilk iki değişkenden etkilenip diğerlerini etkilemekte ve benzeri şekilde sürüp gitmektedir. Bu nedenle Choleski ayrıştırmadan elde edilen tepkiler değişkenlerin sıralanmasına karşı duyarlıdır. Etki-tepkilerin bu eksikliğini gidermek için Bernanke (1986) ve Sims (1986) tarafından yapısal VAR modelleri geliştirilmiştir.

Varyans ayırma işlemi, herhangi bir değişkenin (i) belli bir dönem (h) sonrası için değişkenlerin her birine (k) yüklenebilecek öngörü hata varyansının oranını ifade eder. Bu sonuç ($\omega_{ik,h}$) şöyle gösterilir (Lütkepohl; 1993, s. 57):

$$\omega_{ik,h} = \sum_{t=0}^{h-1} (e'_i \Theta_t e'_k)^2 / \text{MSE}(h) \quad (4)$$

burada, e_k birim matris I_k 'nin k 'inci elemanı, $\text{MSE}(h)$ y_t 'nin h adımlık öngörülerinin ortalama hata kareleri matrisi olup aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\text{MSE}(h) = \sum_{t=0}^{h-1} \Theta_t \Theta_t' = \sum_{t=0}^{h-1} \Phi_t \Sigma_e \Phi_t'$$

Gerek VAR modeli gerekse etki-tepki ve varyans ayırma işlemi sonuçları örnek dönemden yararlanılarak tahmin edilir. VAR modelinin sınırlamasız olarak belli gecikme uzunluğu için en çok olabilirlik tahmini her denklemin ayrı ayrı en küçük karelerle tahminine eşdeğerdir. Gecikmeli değerlere ait parametreler üzerine sınırlamalar konulması durumunda 'görünürde ilişkisiz regresyon tahmini (SURE)' uygun tahmin yöntemidir. (1) nolu modele sabit, trend ve mevsimsel gölge değişkenler gibi ilave deterministik değişkenlerin modele dahil edilmesi durumu değiştirmez. Ayrıca, bu durumlarda aynı etki-tepki ve varyans ayırma işlemi formülleri kullanılır.

III. Yapısal VAR Modeli

Genel eşanlı dinamik doğrusal model, yapısal formda şöyle yazılır:

$$G(L)y_t + H(L)x_t = J e_t, \quad (5)$$

Burada, y_t ve x_t sırasıyla içsel ve dışsal değişkenler vektörleri, $G(L) = G_0 - G_1 L - G_2 L^2 - \dots - G_p L^p$ ve $H(L) = H_0 - H_1 L - H_2 L^2 - \dots - H_q L^q$ biçiminde düzenlenen gecikme işlemcisindeki katsayı matrisleri, G_0 ve J sırasıyla içsel değişken ve hata terimleri arasındaki karşılıklı ilişkileri düzenleyen katsayı matrisleri ve e_t tesadüfi hatalar vektörü olup $E(e_t e_t') = I_k$ varsayımı yapılır.

(5) nolu eşitlikteki yapısal modelin indirgenmiş kalıp denklemi,

$$(I - G_0^{-1}G_p(L)L)y_t = G_0^{-1}J\varepsilon_t \quad (6)$$

veya daha kısa terimlerle,

$$A_p^*(L)y_t = G_0^{-1}J\varepsilon_t \quad (7)$$

olarak elde edilir. Bu son ifade, (1)'deki VAR modeliyle hata terimleri vektöründeki $G_0^{-1}J$ terimi hariç aynıdır. Bu nedenle, bir VAR modeli tüm değişkenlerin içsel olarak kabul edildiği eşanlı dinamik yapısal modelin indirgenmiş kalıbı olarak düşünülebilir. VAR modelinin katsayıları ile yapısal modelin katsayıları arasında şu ilişkiler geçerlidir:

$$A(L) = (I - G_0^{-1}G(L)L) \quad (8)$$

ve

$$\varepsilon_t = G_0^{-1}J\varepsilon_t \quad (9)$$

VAR modelinin kovaryans matrisi Σ_ε ise yapısal parametreler cinsinden şu gösterime sahiptir:

$$\Sigma_\varepsilon = G_0^{-1}J\varepsilon_t\varepsilon_t'J'G_0'^{-1} = G_0^{-1}J\Sigma_\varepsilon J'G_0'^{-1} \quad (10)$$

burada, Σ_ε yapısal kalıntıların kovaryans matrisidir. Böylece, VAR modelinden elde edilen Σ_ε tahmininden yararlanılarak yapısal parametrelerin tahmini yoluna gidilir. Σ_ε ($K \times K$) boyutlu simetrik matris olup $K(K+1)/2$ sayıda biricik elemana, G_0 ve J ise birlikte $2K^2$ elemana sahiptir. Bu nedenle yapısal parametrelerin kovaryans matrisinden tahmini ancak $K(K+1)/2$ sayıda parametre için mümkündür. Kalan parametreler için belirleyici sınırlamalar konulmalıdır. Uygulamada değişkenler üzerine normleştirme nedeniyle G_0 'ın köşegen elemanlarına genellikle bir sınırlaması konulmakta ve J 'nin köşegen üzerindeki elemanları serbest bırakılmaktadır. Diğer parametreler üzerine genellikle sıfır sınırlamaları düzenlenmektedir. Kalan $K(K-1)/2$ sayıdaki serbest parametre her iki katsayı matrisinin elemanları arasında paylaştırılmaktadır.

Bununla beraber G_0 veya J matrislerinden herhangi birini birim matris olarak kabul edip tüm serbest parametreleri tek bir katsayı matrisi üzerine koymak da mümkündür. Bu çalışmada serbest parametreler her iki katsayı matrisi arasında paylaştırılmıştır. Ayrıca, katsayılar matrisi üzerine daha fazla sınırlama konularak, parametreler aşırı belirlenmiş bir modelden de tahmin edilebilir.

IV. Türkiye’de İktisadi Dalgalanmalar Üzerine Bir Uygulama

Türkiye verileri kullanılarak Giriş bölümünde ortaya atılan önermelerin geçerliliğini test etmek için 1988.I-1997.III dönemi üç aylık verileri kullanılarak beş değişkenli bir VAR modeli kullanılmıştır. Modelde reel hasıla, işsizlik, fiyatlar, nominal ücretler ve nominal para arzı değişkenleri kullanılmıştır. Hipotezleri test etmek için kullanılan model Blanchard (1989) tarafından ABD için düzenlenen ve daha sonra Giannini (1992) tarafından İtalya verileri için de kullanılan modelin aynısıdır. Bununla beraber, konan sınırlamalar bakımından bazı farklılıklar mevcuttur.

Modelde kullanılan reel hasıla değişkeni (y) için TCMB Sanayi Üretim Endeksi, işsizlik (u) için DİE tarafından düzenlenen İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı’nın birden çıkarılmasıyla elde edilen atıl kapasite oranı, fiyatlar (p) için DİE Toptan Eşya Fiyatları Endeksi, ücretler (w) için DİE tarafından düzenlenen İmalat Sanayinde Ödenen Ücretler ve para (m) için TCMB M1 para arzı kullanılmıştır. İşsizlik oranı dışında tüm değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Aynı modelde Blanchard (1979) ve Giannini (1992) de işsizlik oranı dışındaki değişkenlerin logaritmalarını kullanmışlardır. Değişkenler, Sims (1974) tarafından önerilen yöntemle mevsimsellikten arındırılmış ve ADF birim kök sınamasıyla durağanlıkları araştırılmıştır. Birim kök sınamaları sonucu hasıla değişkeninin durağan, diğer değişkenlerin ‘ilk fark durağan’ olduğu görülmüştür. Birim kök sınama sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. Bunun sonucu, tahminlerde hasıla değişkeninin seviye değerleri ve diğer değişkenlerin birinci farkları kullanılmıştır.

Yapısal model iki aşamada tahmin edilmiştir. Birinci aşamada (1) nolu eşitlikte gösterilen VAR modeli sınırlamasız olarak tahmin edilmiş ve buradan hataların kovaryans matrisi Σ_ϵ elde edilmiştir. İkinci aşamada Σ_ϵ yardımıyla (9) nolu eşitlikteki yapısal modelin tahmini yoluna gidilmiştir. Birinci aşama VAR modelinin tahmininde gecikme uzunluğu üç olarak alınmıştır. Gecikme uzunluğu, veri sınırlamasına bağlı olarak, serbestlik derecesinden tasarruf etmek amacıyla keyfi olarak belirlenmiştir. Modelin, iki ve dört gecikme uzunluklarıyla da benzer sonuçlar verdiği görülmüştür. Blanchard (1989) ve Giannini (1992) de aynı gecikme uzunluğunu kullanmıştır.

Tablo 1: Değişkenlerin ADF Birim Kök Sınama Sonuçları*

| DEĞİŞKEN | ADF(τ_r) | DEĞİŞKEN | ADF(τ_μ) |
|----------|-----------------|--------------|-------------------|
| y_t | -4.45(0) | Δy_t | - |
| u_t | -3.42(0) | Δu_t | -4.64(1) |
| p_t | -2.22(0) | Δp_t | -6.20(0) |
| w_t | -2.55(0) | Δw_t | -6.60(0) |
| m_t | -1.52(0) | Δm_t | -4.78(0) |

* τ_r trend durağanlığı, τ_μ ise yığılmalı durağanlığı sınamaktadır.

Parantez içindeki sayılar ADF gecikme uzunluklarıdır. Kritik değerler, %5 için -3.561 ve %1 için -4.283'tür.

A. Yapısal Model

Değişkenlerin cari değerleri arasındaki ilişkilerle şoklar arasındaki ilişkileri tesis eden yapısal model aşağıdaki gibidir:

i) Toplam Talep Eşitliği

$$\varepsilon_{yt} = \varphi_{12}e_{2t} + \varphi_{11}e_{1t} \quad (11)$$

bu eşitlikte reel hasıla (ε_{yt}), arz (e_{2t}) ve talep (e_{1t}) şoklarına bağlanmıştır

ii) Okun Yasası Eşitliği

$$\varepsilon_{ut} + \gamma_{21}\varepsilon_{yt} = \varphi_{22}e_{2t} \quad (12)$$

burada, belli bir hasıla (ε_{yt}) düzeyindeki işsizlik oranı (ε_{ut}) arz şoklarına (e_{2t}) bağlanmıştır.

iii) Fiyat Eşitliği

$$\varepsilon_{pt} + \gamma_{34}\varepsilon_{wt} + \gamma_{31}\varepsilon_{yt} = \varphi_{32}e_{2t} + \varphi_{33}e_{3t} \quad (13)$$

Fiyat eşitliği, fiyatları (ε_{pt}) belli bir ücret (ε_{wt}) ve hasıla (ε_{yt}) düzeyinde arz (e_{2t}) ve fiyat (e_{3t}) şoklarına dayandırmaktadır.

iv) Ücret Eşitliği

$$\varepsilon_{wt} + \gamma_{43}\varepsilon_{pt} + \gamma_{42}\varepsilon_{ut} = \varphi_{42}e_{2t} + \varphi_{44}e_{4t} \quad (14)$$

Ücret eşitliğinde, ücretler (ε_{wt}) belli bir işsizlik (ε_{pt}) ve fiyat (ε_{ut}) düzeyinde arz (e_{2t}) ve ücret (e_{4t}) şoklarıyla ilişkilendirilmiştir.

v) Parasal Kural Eşitliği

$$\varepsilon_{mt} - \gamma_{51}\varepsilon_{yt} + \gamma_{52}\varepsilon_{wt} + \gamma_{53}\varepsilon_{pt} + \gamma_{54}\varepsilon_{wt} = \varphi_{55}e_{5t} \quad (15)$$

Bu son eşitlikte nominal para (ε_{mt}), belli bir reel hasıla (ε_{yt}), işsizlik (ε_{wt}), fiyatlar (ε_{pt}) ve ücret düzeyinde (ε_{wt}) parasal şoklara (e_{5t}) bağlanmıştır.

Model, toplam 17 parametre içermekte olup, bu model için toplam tahmin edilebilecek yapısal parametre sayısı 15'tir. Bu durumda tam belirlenmeye ulaşmak için iki parametreye ilave sınırlamalar yapılmalıdır. Blanchard (1989) γ_{34} ile φ_{12} katsayılarına sabit değerler atayarak tam belirlenmiş bir model tahmin etme yoluna gitmiştir. Giannini (1992) ise γ_{43} katsayısını sıfıra eşitleyerek, γ_{21} katsayısını kullandığı hata düzeltme modelindeki eşbütünleme vektörünün ağırlıkları üzerine sıfır sınırlaması koyarak elde etmiştir. Böylece Giannini de tam belirlenmiş bir modele ulaşmıştır. Ancak modelin tahmini sonucu anlamsız katsayıları dışlayarak aşırı belirlenmiş bir modele dönmüştür. Bu çalışmada tam belirlenmeye ulaşmak için Giannini (1992) çalışmasındakine benzer şekilde γ_{43} katsayısı üzerine sıfır ve γ_{21} katsayısına üzerine ise bir sınırlaması konulmuştur. Bu sınırlamalardan ilki Türkiye'de fiyatların cari dönemde ücretleri etkilemediği ve ikincisi reel hasıladaki %1 artışın işsizliği %1 oranında azalttığı anlamına gelmektedir. Bu varsayımlar yapıldığında tam belirlenmiş bir modele ulaşılmaktadır.

Böylece, aşağıdaki yapısal model oluşmuştur:

$$G_0 e_t = J e_t \quad (16a)$$

veya daha açık olarak,

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{31} & 0 & 1 & \gamma_{34} & 0 \\ 0 & \gamma_{42} & \gamma_{43} & 1 & 0 \\ \gamma_{51} & \gamma_{52} & \gamma_{53} & \gamma_{54} & 1 \end{bmatrix} \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \varphi_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \varphi_{32} & \varphi_{33} & 0 & 0 \\ 0 & \varphi_{42} & 0 & \varphi_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \varphi_{55} \end{bmatrix} e_t \quad (16b)$$

Model, Doan (1992)'nin RATS programı için Giannini (1992) tarafından oluşturulmuş SVAR.SRC ve VMA.SRC süreçleri kullanılarak tahmin edilmiştir. Bu süreçler tahminde en çok olabilirlik yöntemi kullanılmış olup, maksimizasyon probleminin çözümünde 'değer atama (scoring)' algoritmasını kullanmaktadır.

B. Tahmin Sonuçları

Üç gecikmeli birinci aşama VAR modeline dayalı olarak tam belirlenmiş yapısal modelin tahmini sonucunda, γ_{43} ve φ_{32} hariç tüm parametre tahminleri istatistiki bakımdan en az %8 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bunun sonucu bu iki parametre üzerine sıfır sınırlaması konularak aşırı belirlenmiş bir modele dönülmüştür. Hipotezler modelden alınan varyans ayırma ve etki-tepki grafikleri yardımıyla araştırılmıştır. Her bir değişken için varyans ayırma sonuçları Tablo 2-6 ve etki-tepki grafikleri %95 güven aralıklarıyla Şekil 1-3 boyunca verilmiştir.

Tablo 2'de hasılanın varyans ayırma sonuçlarında, hasılayı en çok kendi (talep) şokları yanında ücret ve parasal şoklar belirlemektedir. Diğer şokların etkisi nispeten önemsizdir. Hasılanın kendi şokları kısa dönemde daha belirleyici iken, ücret ve parasal şoklar uzun dönemde hasılayı belirlemede giderek daha fazla öneme sahip olmaktadır. Bu durumda, reel iktisadi dalgalanmalar görüşü Türkiye Ekonomisi'ndeki dalgalanmaları açıklamada anlamlı görünmektedir. Şekil 1'de hasılanın şoklara karşı tepkileri incelendiğinde tüm şoklara karşı pozitif tepkiler vermektedir. Arz şoklarına karşı tepkiler sifira yakın değerler almıştır.

Tablo 3'de işsizlik en çok talep şokları yanında kendi (arz) şokları, fiyat şokları ve parasal şoklar tarafından belirlenmektedir. İşsizlik ücret şoklarından düşük düzeyde etkilenmektedir. Dönem uzadıkça talep şoklarının önemi azalırken, parasal şokların önemi az da olsa artmaktadır. Talep şoklarının öneminin başlangıçta fazla olmasına rağmen dönem uzadıkça azalması reel iktisadi dalgalanmalar görüşü lehinde delil sağlarken, parasal şokların öneminin az da olsa artması bu görüşe ters düşmektedir. Şekil 1'de bu değişkenin şoklara

karşı tepkilerinin incelenmesinden arz şokları dışında tüm değişkenlerin şoklarına karşı negatif tepkiler verdiği görülmektedir.

Tablo 4'de fiyat değişmelerinin sırasıyla en fazla kendi şokları ve daha sonra talep ve ücret şoklarından kaynaklandığı görülmektedir. Dönem uzadıkça fiyatlar üzerinde ücret ve parasal şokların etkisi artarken talep ve kendi şoklarının etkisi azalmaktadır. Fiyatlar üzerinde parasal şokların etkisi kısa dönemde az iken dönem uzadıkça bu etki artmaktadır. Ayrıca Şekil 2'den etki-tepkiler fiyatların talep ve parasal şoklara ters tepkiler verdiği de gözlenmektedir. Bu durum reel iktisadi dalgalanmalar görüşüne önemli bir tezat oluşturmaktadır.

Tablo 5'de Türkiye'de ücretlerin en çok kendi şoklarıyla arz şoklarından etkilendiği görülmektedir. Ücretler üzerinde talep şoklarının etkisi üçüncü derecede bir öneme sahiptir. Etki-tepki grafiklerinde ücretlerin kendi şoklarına karşı pozitif ama azalan, arz şoklarına karşı ise negatif tepkilere sahiptir.

Tablo 6'da para düzeyinin belirlenmesinde kendi şoklarının yanında fiyat şoklarından büyük bir paya sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca, etki-tepki grafiklerinde her iki şoka karşı tepkilerin pozitif olduğu da gözlenmektedir. Bu durumda, modelden elde edilen bulgular, parasal şokların fiyat değişmeleri üzerinde fazla etkisi olmasa da fiyatların para arzı üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğunu fikrini ortaya koymaktadır. Bu sonuç tartışmaya çok açık bir sonuçtur. Bununla birlikte modelin tahmini aşamasında para arzı değişkeni için parasal taban, M2 ve M2Y büyüklüklerinin de durumu değiştirmedeği not edilmelidir.

V. Tartışma

Varyans ayırma sonuçları ve etki-tepki grafikleri, talep şoklarının hasıla üzerinde reel iktisadi dalgalanmalar görüşüne uygun olarak kısa dönemde önemli ve pozitif etkileri olduğunu göstermiştir. İşsizlik ve fiyatlar gibi önemli arz şoklarının uzun dönemde hasıla ve fiyatlar üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu görüşüne gerekli ölçüde büyük destek sağlanamamıştır. Ayrıca fiyatların parasal bir olgu olduğu fikri de güçlü bir şekilde desteklenememiştir. Bunlara karşılık, reel iktisadi dalgalanmalar görüşünü desteklemeyen sonuçların da güçlü olduğu söylenemez

Tablo 2: *Hasılanın Varyans Bileşenlerinin Oranı*

| ADIM | HASILA | İŞSİZLİK | FİYATLAR | ÜCRETLER | PARA |
|------|--------|----------|----------|----------|-------|
| 1 | 90.76 | 9.24 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 2 | 74.16 | 4.65 | 1.68 | 14.90 | 4.61 |
| 3 | 67.38 | 3.14 | 5.30 | 13.42 | 10.76 |
| 5 | 50.05 | 2.09 | 6.54 | 23.05 | 18.27 |
| 10 | 42.82 | 1.60 | 5.34 | 30.37 | 19.87 |
| 20 | 37.82 | 1.08 | 4.79 | 34.28 | 22.02 |
| 30 | 35.99 | 0.88 | 4.58 | 35.78 | 22.77 |

Tablo 3: *İşsizliğin Varyans Bileşenlerinin Oranı*

| ADIM | HASILA | İŞSİZLİK | FİYATLAR | ÜCRETLER | PARA |
|------|--------|----------|----------|----------|-------|
| 1 | 80.56 | 19.44 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 2 | 55.79 | 13.84 | 16.54 | 3.74 | 10.09 |
| 3 | 57.62 | 12.93 | 15.34 | 4.04 | 10.07 |
| 5 | 57.50 | 14.37 | 14.44 | 4.04 | 9.41 |
| 10 | 52.92 | 14.08 | 14.31 | 5.31 | 9.65 |
| 20 | 52.30 | 14.09 | 14.16 | 5.52 | 13.94 |
| 30 | 52.28 | 14.09 | 14.16 | 5.53 | 13.94 |

Tablo 4: *Fiyatların Varyans Bileşenlerinin Oranı*

| ADIM | HASILA | İŞSİZLİK | FİYATLAR | ÜCRETLER | PARA |
|------|--------|----------|----------|----------|-------|
| 1 | 23.11 | 1.54 | 63.53 | 11.82 | 0.00 |
| 2 | 31.34 | 1.67 | 50.33 | 7.15 | 9.49 |
| 3 | 30.71 | 1.94 | 49.31 | 8.40 | 9.65 |
| 5 | 27.80 | 1.80 | 45.65 | 12.11 | 12.64 |
| 10 | 26.26 | 2.38 | 42.00 | 13.66 | 15.70 |
| 20 | 26.06 | 2.53 | 41.16 | 14.40 | 15.86 |
| 30 | 26.06 | 2.52 | 40.98 | 14.52 | 15.91 |

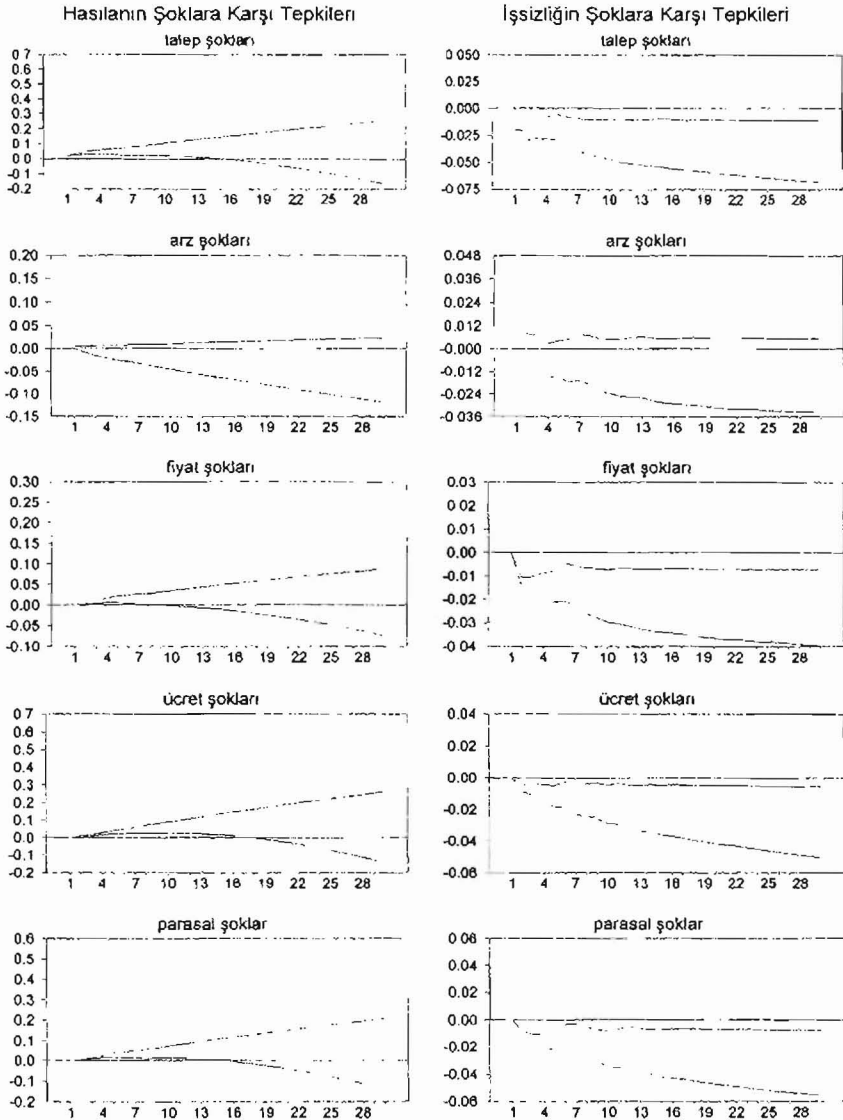
Tablo 5: Ücretlerin Varyans Bileşenlerinin Oranı

| ADIM | HASIL | İŞSİZLİK | FİYATLAR | ÜCRETLER | PARA |
|------|-------|----------|----------|----------|------|
| 1 | 7.82 | 42.97 | 0.00 | 49.20 | 0.00 |
| 2 | 12.72 | 39.53 | 0.38 | 47.37 | 0.00 |
| 3 | 17.06 | 38.71 | 0.65 | 43.13 | 0.44 |
| 5 | 17.92 | 35.54 | 1.21 | 40.04 | 5.29 |
| 10 | 20.69 | 33.79 | 1.50 | 37.16 | 6.87 |
| 20 | 20.40 | 33.27 | 1.65 | 36.25 | 8.43 |
| 30 | 20.40 | 33.20 | 1.66 | 36.22 | 8.53 |

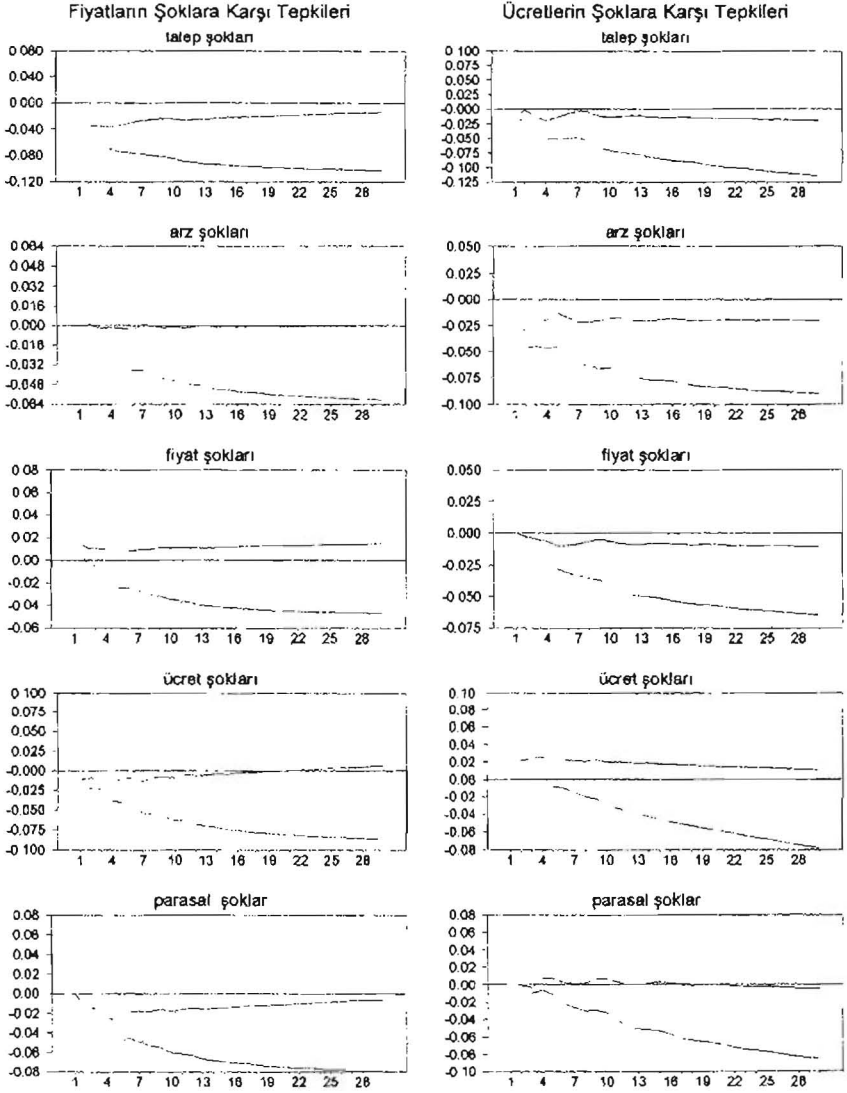
Tablo 6: Para Arzının Varyans Bileşenlerinin Oranı

| ADIM | HASIL | İŞSİZLİK | FİYATLAR | ÜCRETLER | PARA |
|------|-------|----------|----------|----------|-------|
| 1 | 4.45 | 0.19 | 25.01 | 1.88 | 68.47 |
| 2 | 6.67 | 6.23 | 22.19 | 2.06 | 62.84 |
| 3 | 6.18 | 5.57 | 20.84 | 2.77 | 64.64 |
| 5 | 6.44 | 6.74 | 19.24 | 3.03 | 64.56 |
| 10 | 7.83 | 7.36 | 17.74 | 3.43 | 63.63 |
| 20 | 8.13 | 7.47 | 17.48 | 3.55 | 63.37 |
| 30 | 8.16 | 7.47 | 17.45 | 3.61 | 63.31 |

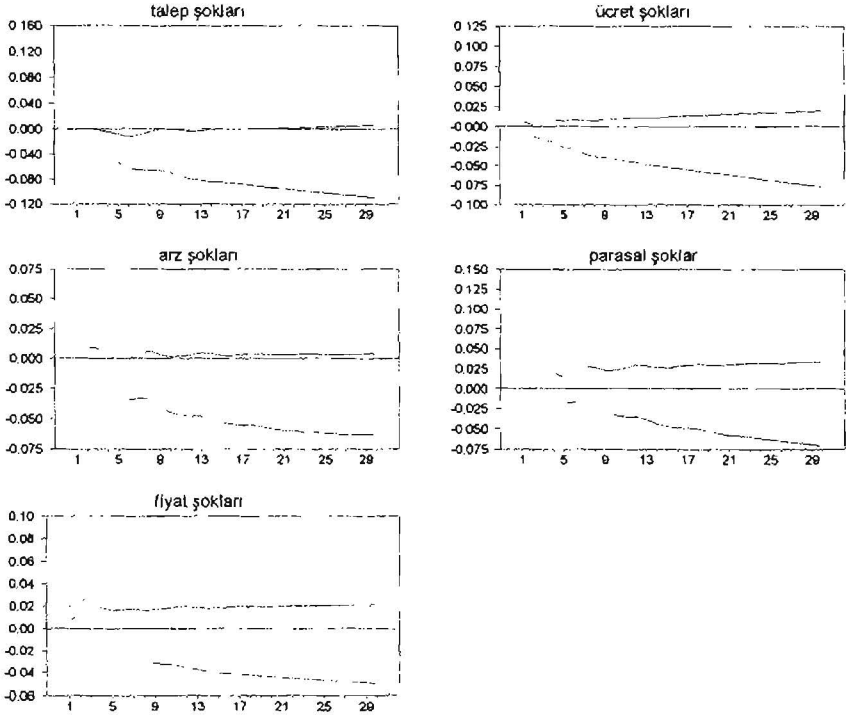
Şekil 1: *Hasıla ve İşsizliğin Şoklara Karşı Tepkileri*



Şekil 2: Fiyatlar ve Ücretlerin Şoklara Karşı Tepkileri



Şekil 3: Para Arzının Şoklara Karşı Tepkileri



Summary: According to the traditional interpretation of business cycles, demand shocks effect prices and output positively while supply shocks have a negative impact on these variables. Demand shocks have a short run but supply shocks have a negative impact on economy. Inflation is a monetary phenomenon. In this study, it has been investigated the relationships among the output, unemployment, prices, money wages and nominal money supply by examining common behaviors of these variables. Impulse-response and variance decomposition results from a structural VAR model are interpreted for the above hypotheses. Results from this study provide a weak evidence for the validity of the hypotheses. Especially, it has not been found that inflation is a monetary phenomenon. On the other hand, it has not been obtained sufficient evidence to reject the hypotheses mentioned above.

Kaynaklar

- Bernanke, B. S. (1986) 'Alternatif Explanations of Money Income Correlation' *Carnegie-Rochester Conference Series on Publicity*, ss.49-100.
- Blanchard, O. J. (1989) 'A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations' *American Economic Review*, 79, ss.1146-1174
- _____ ve D. Quah (1989) 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand Aggregate Supply Disturbanses' *American Economic Review*, 79, ss. 655-673.
- Doan, T. (1992) **RATS User Manual**: Version 4, Estima, Evanston, Illinois.
- Giannini, (1992) **Topics in Structural VAR Econometrics** Springer-Verlag.
- Hamilton J. D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Johansen, S. (1988) 'Statistical Analysis of Cointegration Vectors' *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, ss.. 231-254.
- Keating, J. W. (1992) 'Structural Approaches to Vector Autoregressions' *Federal Reserve Bank of Saint Louis Rewiev*, 74, ss. 37-57. nd
- Lütkepohl, H. (1993) **Introduction of Multiple Time Series Analysis 2** Edition Springer-Verlag
- Oğuz, H. (1996) 'Devresel Dalgalanma Teorileri, Yapısal Vektör Otoregresyon Yöntemi ve Türk Ekonomisinin Çeşitli Şoklara Tepkisi' *Hacettepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 14, ss. 55-80
- Quah (1989) 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand Aggregate Supply Disturbanses' *American Economic Review*, 79, ss. 655-673.
- Sims, C. A. (1980) 'Macroeconomics and Reality' *Econometrica*, 48, ss. 1-48.
- _____ (1986) 'Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?' *Federal Reserve Bank of Minnepolis Quarterly Review*, Winter, ss. 2-16.
- Shapiro, M. D. ve Watson M. W. (1988) 'Source of Business Cycle Fluctuations' *NBER Macroeconomics Annual*, ss. 111-148.
- Temurlenk, M. S. (1997) 'Türkiye'de İktisadi Dalgalanmaların Analizinde Bir Yapısal VAR Modeli Uygulaması' **III. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri**, Bursa (basımda).

TÜRKİYE'DE TİCARET SEKTÖRÜ İLE DİĞER SEKTÖRLER ARASINDAKİ İLİŞKİLER

Abdullah ÖÇER*
Nebahat AYAN**

Özet: Bu çalışmada, ticaret sektörünün diğer sektörler ile olan kısa ve uzun dönem dinamikleri, zaman serisi yöntemleriyle incelenmiştir. Türkiye'de ticaret sektörünün, uzun dönemde sadece sanayi sektörü ile ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise ticaret sektörü, tarım ve ulaştırma sektörleri ile ilişki içerisinde. Tespit edilen kısa dönem ilişkilerinin tek yönlü olduğu ve tarım ve ulaştırma sektöründen ticaret sektörüne doğru yönsediği bulunmuştur. Ticaret ve sanayi sektörleri arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

I. Giriş

Ticaret sektörünün en önemli fonksiyonlarından biri, üretim ile tüketim arasında bir köprü vazifesi görmesidir. Diğer taraftan ticaret sektörünün kullandığı araçlar, aynı zamanda, toplum refahının artmasına yol açan araçlar da olduğu için, bu sektör, ekonominin en önemli sektörlerinden birisi olarak kabul edilmektedir. Ticaret faaliyetlerinin birbirlerinden bağımsız düşünülmemeyecek olan mikro ve makro yönlerinin de bulunması, sektörün önemini bireysel ekonomik birimler düzeyinden makroekonomik düzeye taşımaktadır. Nitekim Bowerbox (1980), ticareti; davranışsal, sosyal, ekonomik, ekolojik ve kanal dizaynı ile sonuçlanan stratejik yönetim güçlerinin ve operasyon birimlerinin yer aldığı bir sistem olarak tanımlarken, sektörün önemini de dolaylı yollardan vurgulamaktadır. Stern (1992) ise ticareti, bir ürün ve hizmetin kullanımına ve tüketimine hazırlanması süreciyle bağlantılı örgütler seti olarak tanımlamış, yapılan bu tanım ise söz konusu örgütler setinin makro düzeydeki öneminin altınun çizilmesi gerekliliğini ortaya koymuştur.

Ticaret sektörü, bir ekonomi için mutlak suretle gerekli olan ve ekonomik kalkınmaya olumlu etkide bulunan bir sektördür. Bu yüzden ticaret sektörünün etkin çalışması büyük önem taşımaktadır. Ticaret sektörünün ekonomi içindeki etkinliğini artırmak, bu sektörün, ekonominin diğer alt

* Yrd. Doç. Dr. Karadeniz Teknik Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü

** Arş. Gör. Karadeniz Teknik Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü