

PAPER DETAILS

TITLE: VAR YAKLASIMI ILE VERIMLILIK SOKLARININ ETKILERININ BELIRLENMESI

AUTHORS: Levent ERDOGAN

PAGES: 0-0

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/55307>

VAR YAKLAŞIMI İLE VERİMLİLİK ŞOKLARININ ETKİLERİNİN BELİRLENMESİ

Levent ERDOĞAN*

ÖZET. - Bu çalışmada verimliliğin devrevi hareketi, ekonomik faaliyetlerle ilişkisi ve verimliliği nelerin belirlediği açıklanmaya çalışılmıştır. Verimlilik ve konjonktürel dalgalanmalar arasındaki ilişki, ekonomik dalgalanmaların tek nedeni olarak teknoloji şoklarını ele alan Reel Konjonktür Teorisi çerçevesinde incelenmiştir. Çalışmada eşbütünleşik VAR (VECM) yaklaşımı kullanılarak teknoloji şoklarının konjonktürel dalgalanmalarla uyumlu hareket ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen ekonometrik sonuçlar çıktıdaki bir şokun, konjonktürel dalgalanmaların en baskın unsuru olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Sözcükler: Verimlilik, Verimlilik Şokları, Konjonktürel dalgalanma, Eşbütünleşik VAR.

THE DETERMINATION OF PRODUCTIVITY SHOCKS BY USING VAR APPROACH

ABSTRACT. - This paper examines to provides cyclical behavior of productivity, its determinants and its relationship with economic activity. In order to find out the relationship between productivity and business cycle, it is examined the hypothesis of Real Business Cycle (RBC) that assumes productivity shocks is the only basic source of economic fluctuations. In this paper, the effect of technology shocks on business cycles are examined employing Cointegrated VAR (VECM) methodology. Econometric results supports that a shock to output is the dominant source of business cycle fluctuations.

Keywords: Productivity, Productivity shocks, Business cycles, Cointegrated VAR.

GİRİŞ

1970'li yıllarda yaşanan OPEC petrol krizi sonrasında konjonktürel dalgalanmalar ve nedenleri, günümüzde farklı düşünce ekolleri arasında halen tartışılan önemli konular arasında yer almaktadır. Bu tartışmanın nedenlerinden birisi, özellikle 1970 ve 1980'li yıllarda ortaya çıkan durgunluk ve yüksek enflasyon sorunlarına Keynesyen iktisadın çözüm üretmekte yetersiz kalması gösterilebilir. Bu yıllara kadar Keynesyenler konjonktürel dalgalanmaların nominal şoklara bağlı olarak ortaya çıktığını ve geçici olduğunu savunuyorlardı. Ayrıca makroekonomik değişkenlerin deterministik bir yapıya sahip olduğu görüşü hakimdi. Ancak, 1974 yılında yaşanan OPEC petrol krizini Keynesyen araçların yeterince açıklayamaması, konjonktürel dalgalanmalar ve nedenlerini açıklamaya yönelik yeni yaklaşımların ortaya çıkmasına neden oldu. Bu dönemde özellikle

* Yrd.Doç.Dr. Anadolu Üniversitesi

makroekonomik deęiřkenlerin konjonktür üzerine etkileri ve bu etkilerden hangisinin daha baskın olduęunu açıklamaya yönelik ampirik alıřmalar önem kazanmaya başladı. Bu konuda yapılan ilk alıřmalardan birisi S.Beveridge ve C.Nelson (1981) tarafından yapılmıřtır. Yapılan alıřmada makroekonomik deęiřkenlerin konjonktür üzerindeki etkilerini ayırıtırmaya alıřmıřlardır. Bu alıřmayı izleyen dönemlerde bu ayırıtırma yöntemini kullanarak, ekonomide ortaya ıkan řokların uzun dönem etkilerine kısıtlar uygulayarak hangi etkinin daha baskın olduęunu belirlemeye yönelik alıřmalar ön plana ıkırmıřtır. Bunlardan bazıları, O.Blanchard ve D.Quah (1989), A.Alexius ve M.Carlsson (2002), R. King, C.I.Plosser, J.H. Stock ve M.W. Watson (KPSW) (1991), J.Gali (1999), N.R.Francis , M.T. Owyang ve A.T. Theodorou (2003) yaptıkları alıřmalardır. Bu makalelerde yapısal VAR modelleri aracılıęıyla gözlemlenemeyen yapısal řokların uzun dönem etkilerine kısıtlar uygulayarak teknoloji ya da verimlilik deęiřiklerinin etkilerini belirlemeye alıřmıřlardır.

Bu alıřma teknoloji řoklarının ıktı üzerindeki etkisi R. King, C.I.Plosser, J.H. Stock ve M.W. Watson (1991) tarafından yapılan alıřma temel alınarak belirlenmeye alıřılmıřtır. Sözkonusu alıřmada konjonktürel dalgalanmaların kaynakları, ekonomide reel ıktı üzerindeki řokların etkilerine uzun dönem kısıtlar kullanarak yapısal VAR (VECM) yöntemiyle analiz edilmiřtir. alıřmada uyguladıkları tahmin modelinde uzun dönemde reel ıktı üzerinde sadece teknoloji řoklarının bir etkisinin olduęunu, tüketim, yatırım ve ıktı arasında ortak bir eğilim (trend) olduęunu ve aralarında eşbütünleşme ilişkisi olduęu sonucuna ulařmıřtır. Ayrıca, enflasyon düzeyindeki deęiřmelerin yatırımlardaki deęiřimi %20 oranında açıkladıęını, ıktıdaki deęiřimin ise % 4 ünü açıkladıęı sonucuna ulařmıřlardır. Ekonomide reel ıktıda ortaya ıkan dalgalanmaların büyük bir kısmının (%50 ye yakın) verimlilik řoklarına baęlı olduęunu ortaya koymuřlardır. Son olarak, reel faiz oranlarının kısa dönemde ıktıdaki ve yatırımdaki deęiřmeleri verimlilik řoklarından daha iyi açıkladıęı sonucuna ulařmıřlardır. Bu alıřmada ise ekonomide reel ıktıyı etkileyen řokların etkisi (teknoloji) uzun dönem kointegrasyon kısıtları konularak eşbütünleşik VAR (VECM) yöntemiyle belirlenmeye alıřılmıřtır. Sonuç olarak konjonktürel dalgalanmaların uzun dönemde ıktıdaki dalgalanmalar tarafından büyük bir oranda açıkladıęı sonucuna ulařılmıřtır.

MODELİN VARSAYIMLARI

R. King, C.I.Plosser, J.H. Stock ve M.W. Watson (KPSW), (1991) modelde kalıcı (permanent) verimlilik řoklarını reel konjonktür teorisi çerçevesinde ele almıřlardır. Kullanılan modelde ıktı, tüketim ve yatırım ortak stokastik eğilime (trend) sahip olduęu varsayılmaktadır. Buna göre, ıktı

ölçeğe göre sabit getiriye sahip olan Cobb-Douglas üretim fonksiyonu ile ifade edilmiştir:

$$Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} L_t^\alpha \quad (1)$$

Toplam faktör verimliliğinin (A_t), logaritmik tesadüfi yürüyüşle (random walk) ifade edilebilecek stokastik bir yapıya sahip olduğu varsayılmaktadır.

$$\log(A_t) = \mu_A + \log(A_{t-1}) + \kappa_t \quad (2)$$

(2) nolu eşitlikte κ_t yenilikleri, diğer bir deyişle teknolojiye rasal şokları göstermektedir. κ_t , ortalaması (0), varyansı (σ^2) olan bir dağılıma sahiptir. (2) nolu eşitlikte μ_A parametresi verimlilikteki ortalama artış oranı, κ_t ise bu ortalama gerçekleşen artışlardaki sapmalar şeklinde ifade edilmiştir.

Deterministik eğilime (trend) sahip olan Neoklasik modelde kişi başına çıktı, tüketim ve yatırımın durağan durumda (steady-state), μ_A/ϕ oranında artmaktadır. Ortak deterministik eğilim (trend), durağan durumda ortalama tüketim (C_t/Y_t) ve ortalama yatırım (I_t/Y_t) sabit bir oranda artması olarak ifade edilebilir. (2) nolu eşitlikte beklenmeyen teknoloji şoklarını ifade eden κ_t deki değişimler verimlilik trendini kalıcı bir şekilde etkileyecektir. Yani:

$$E_t \log(A_{t+s}) = E_{t-1}(A_{t+s}) + \kappa_t \quad (3)$$

olacaktır. (3) nolu eşitlikte olumlu bir verimlilik şoku beklenen uzun dönem büyüme yolunu arttıracaktır. Bu durumda, çıktı, tüketim ve yatırımın logaritmik değerlerinde ortak stokastik trende sahiptir. Yani, bu değişkenler arasında bir kointegrasyon ilişkisi olduğu söylenebilir.

Tahmin edilen modelin diğer bir varsayımı da, ekonomide ortaya çıkan konjonktürel dalgalanmaların verimlilikte ortaya çıkan şoklardan kaynaklandığıdır. Son olarak, modelde, paranın nötr olduğu, yani uzun dönemde reel değişkenler üzerinde etkisi olmadığı varsayılmaktadır

KULLANILAN DEĞİŞKENLER

Bu uygulamada kullanılan verilerin tamamı 1987:Q1-2003:Q3 dönemini kapsayan üç aylık verilerdir. Kullanılan tüm değişkenlere ilişkin veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası ve IMF'nin Uluslararası Finansal

İstatistikler veri tabanından elde edilmiştir. Değişkenler logaritmik değerlerinde elde edilmiştir.

y = Kişi Başına Reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla

c= Kişi Başına Reel Tüketim

in= Kişi Başına Reel Yatırım

r= Gecelik (Overnight) Faiz Oranı

m= Kişi Başına Reel Para Arzı

p= Enflasyon Oranı (Toptan Eşya Fiyat İndeksi)

TAHMİN YÖNTEMİ

Reel çıktıda ortaya çıkan dalgalanmaların teknolojik değişmeden kaynaklandığı hipotezini test etmek amacıyla VAR metodolojisi kullanılmıştır. p inci dereceden durağan VAR sisteminin genel formu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

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

(1) nolu eşitlikte y_t , $I(0)$ (durağan) içsel değişkenler vektörü, ε_t ise $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sum$ olarak belirlenen beyaz gürültü (white noise) sürecidir. Burada $\sum$, $n \times n$ boyutlarında pozitif tanımlı bir matrisidir¹.

Yukarıdaki (1) nolu eşitlik daha kısa biçimde aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$A(L)y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$A(L) = I_n - A_1 L - \dots - A_p L \quad (3)$$

denklemden gecikme işlemcisi (L) de polinom şeklinde yazılmıştır. Buna göre durağan olma koşulu şu şekilde ifade edilebilir:

¹ Pozitif tanımlı matris, bütün asal minörlerin sıfırdan büyük olması anlamına gelir. Diğer bir ifadeyle, özdeğerlerinin pozitif olmasıdır.

$$\left| I_n - A_1 z - \dots - A_p z^p \right| \neq 0 \quad \forall |z| \leq 1 \quad (4)$$

y_t vektöründe yer alan bazı veya tüm değişkenlerin $I(1)$ olduğu (durağan olmadığı) varsayılmalıdır². Diğer bir ifadeyle, y_t vektöründe yer alan değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu varsayımı yapılmıştır. Ayrıca, $I(1)$ değişkenleri arasında bir kointegrasyon ilişkisi olduğunu varsayalım. Yukarıdaki eşitliklerden gelen tüm bilgiler VAR modeline dahil edilirse, modele kointegrasyon vektörünün ilave edilmesi gerekir. Engle ve Granger (1987) tarafından yapılan belirlemeye göre VAR modelini VECM şeklinde ifade edebiliriz. Bu durumda

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_n \quad \Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p A_i \quad (6)$$

Eğer $\text{rank}(\Pi) < n$ ise, (6) nolu denklemdeki VAR modelinde kointegrasyon ilişkisi olduğu söylenebilir. Eğer Π indirgenmiş ranka sahipse, $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde yazılabilir. Sonuç olarak, $\Pi y_{t-1} = \alpha\beta' y_{t-1}$ denklemi durağan hale gelir. Burada β , rxn boyutunda kointegrasyon matrisidir ve her satırı y_t nin doğrusal kombinasyonlarını tanımlayan kointegrasyon vektörleridir. Buna göre Δy_t nin hareketli ortalama (MA) gösterimini aşağıdaki şekilde yazılır (Eviews4.0, Users Guide, 1998).

$$\Delta y_t = \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

$$\Delta y_t = C(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

TAHMİN SONUÇLARI VE DEĞERLENDİRME

$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ kısıtsız VAR modeli tahmin etmeden önce, y_t vektöründeki değişkenler arasında muhtemel bir kointegrasyon ilişkisini araştırmak için değişkenlerin durağanlığı test edilmiştir. Bunun için Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. Genel olarak durağanlığı test edilecek y_t gibi bir zaman serisinin

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \gamma = \rho - 1 \quad (1)$$

şeklinde yazılabilir. Yukarıdaki eşitlikte γ katsayısının anlamlılığı test edilir. Buna göre;

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ (Birim kök var, durağan değil)}$$

$$H_1 : \gamma < 0 \text{ (Birim kök yok, durağan)}$$

hipotezleri öne sürülür. γ katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olması birim kökün varlığını gösterir. Burada dikkat edilmesi gereken husus şudur: γ nun anlamlılığını test ederken, t istatistiğini kullanamayız. ADF testi için Monte Carlo simülasyonları ile oluşturulmuş özel test istatistikleri kullanması gerekir. Buna göre yapılan ADF test sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 1: Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Test Sonuçları

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Test Sonuçları			
Değişken	ADF test istatistiği	Kritik değerler*	Gecikme
Y	-0.9895	-1.95	0
C	-2.3292	-2.9118	8
İn	-1.4153	-2.9118	8
M	-0.7285	-2.9062	1
P	-1.2129	-2.9055	0
R	-4.6072	-2.9055	0

* H_0 (Birim kök vardır) Hipotezini reddetmek için MacKinnon kritik değerleri (%5 anlamlılık düzeyinde)

Tablo 1'deki ADF testi sonuçlarına göre kullanılan serilerden Kişi Başına Reel Gayri Safı Yurtiçi Hasıla, Kişi Başına Reel Tüketim, Kişi Başına Reel Yatırım, Kişi Başına Reel Para Arzı ve Enflasyon Oranı serilerinin durağan olmadığı, Nominal Faiz Oranı serisinin durağan olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle, durağan serilerin $I(0)$ sürecine sahip olduğu, durağan olmayan serilerin ise $I(1)$ sürecine sahip olduğu söylenir. Burada belirtilmesi gereken nokta şudur; genellikle Vektör Otoregresyon (VAR) analizlerinde serilerin durağan olması ve tahmin edilmesi gerekir. Ancak Sims (1980a) modelde serilerin farklarının alınarak durağan hale getirilmesinin değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisine dair bilgi kaybına yol açacağını öne

sürmüştür. Ayrıca, Sims (1980b) yaptığı çalışmada faiz oranlarının paranın tahmin etme gücünü ortadan kaldıracağı için aynı modelde kullanılmaması gerektiğini öne sürmüştür. Bu çalışmalara dayanarak faiz oranı değişkeni modelden çıkarılmıştır.

Değişkenleri mevsimlik dalgalanmaların etkisinden arındırmak için 3 tane kukla değişken kullanılmıştır. Kukla değişkenlerin geçerli olup olmadığı LR (Likelihood Ratio) testi ve çok sık kullanılan kriterlerle sınanmıştır. Daha sonra, VAR sisteminin derecesini (gecikme uzunluğunu) belirlemek için AIC, SC ve HQ kriterleri kullanılmıştır.

Tablo 2: Gecikme Uzunluğunun Test Sonuçları

Gecikme Uzunluğunun Test Sonuçları			
Gecikme	AIC	HQ	SC
1	-15.983	-15.508	-14.772*
2	-16.971	-16.009	-14.515
3	-17.261	-15.810	-13.559
4	-18.540	-16.601	-13.592
5	-19.575	-17.148*	-13.381
6	-19.816*	-16.901	-12.377

- Test sonuçları %5 güven aralığında göre elde edilmiştir.

- Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) bilgi kriterlerini ifade etmektedir.

Tablo 2'ye göre Schwarz (SC) bilgi kriteri 1 gecikmeyi önermekte, Akaike (AIC) 5 gecikmeyi ve Hannan-Quinn (HQ) kriterleri ise 6 gecikmeyi önermektedir. Ancak, veri sayısı yetersiz olduğu ve buna bağlı olarak serbestlik derecesinden kaybetmemek amacıyla gecikme uzunluğu 4 olarak seçilmiştir.

Yukarıda yapılan belirlemelere göre modeli tahmin ettikten sonra, durağan olmayan zaman serileri arasında istikrarlı bir uzun dönem ilişkisi olup olmadığına yönelik test yapılmıştır. Çünkü, durağan olmayan seriler arasında en az bir adet durağan doğrusal bir bileşim ortaya çıkması durumunda, bu serilerin eşbütünleşme ilişkisi olduğu ya da ortak bir trende sahip olduğu anlamına gelir. Bu amaçla, değişkenler arasında bir ortak trend ya da

eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığına yönelik Johansen Eşbütünleşme (Kointegrasyon) testi yapılmıştır.

Tablo 3: Trace Testi

TRACE TESTİ KOİTEGRASYON RANKI (r)						
R	Sabit (Const.)	Trend	İstatistik Değeri	%95	%97.50	%99
0	m0	0	127.2	94.15	98.33	103.18
1	m0	0	58.06	68.52	71.8	76.07
2	m0	0	35.3	47.21	50.35	54.46
3	m0	0	18.72	29.68	32.56	35.65
4	m0	0	7.03	15.41	17.52	20.04
5	m0	0	2.2	3.76	4.95	6.65

- Test sonuçları %5 güven aralığında göre elde edilmiştir.

Tablo 3, kointegrasyon ilişkisi olup olmadığının sonuçlarını göstermektedir. Yukarıdaki tabloya göre kointegrasyon ilişkisi olup olmadığına karar vermek aşağıdaki hipotezler yapılmıştır:

$H_0 : r = 0$ (Kointegrasyon İlişkisi Yok)

$H_1 : r > 0$ (Kointegrasyon İlişkisi Var)

Yukarıdaki tabloya göre $\lambda_{trace} = 127.2$, kritik değerlerden (%5 güven aralığında) büyük olduğu için, H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda alternatif hipotez kabul edilir. Yukarıdaki tablodan kolaylıkla görüleceği üzere, modelde en çok bir tane kointegrasyon vektörü olduğu test sonuçlarına göre elde edilmiştir. Modeldeki değişkenler arasındaki kointegrasyon ilişkisi aşağıdaki sıraya göre belirlenmiştir.

$$\beta_t = [y \quad c \quad in \quad p \quad m] \quad (2)$$

Uzun dönemde nominal değişkenlerin reel değişkenleri etkilemediği varsayımı altında kointegrasyon vektörlerine aşağıdaki kısıtlar uygulanmıştır. Bu varsayıma dayanarak modele kointegrasyon vektörlerinden gelen $\beta_{14} = 0$ ve $\beta_{16} = 0$ kısıtlarını koyarsak,

$$\beta_t = [\beta_{11} \quad \beta_{12} \quad \beta_{13} \quad 0 \quad 0] \quad (3)$$

$$\beta_t = [1.0000 \quad 141.5640 \quad -66.8438 \quad 0 \quad 0] \quad (4)$$

elde edilir. Son olarak, kısıtlı kointegrasyon vektörleri (1 adet) VECM ile tahmin edilmiştir.

Bu kısıtlar altında, tahmin edilen VECM modelini sonuçları aşağıda verilmiştir. Eşbütünleşik VAR (VECM) tahmin sonucu varyans ayrıştırma (variance decomposition) sonuçları aşağıdaki gibi elde edilmiştir. Değişkenler y, c, in, p ve m şeklinde sıralanmıştır. Bu sıralamanın belirlenmesinde Choleski ayrıştırma yöntemi kullanılmıştır. Bu ayrıştırmaya bağlı olarak bir standart sapmalık bir şokun çıktı üzerindeki etkileri aşağıda verilmiştir.

SONUÇ

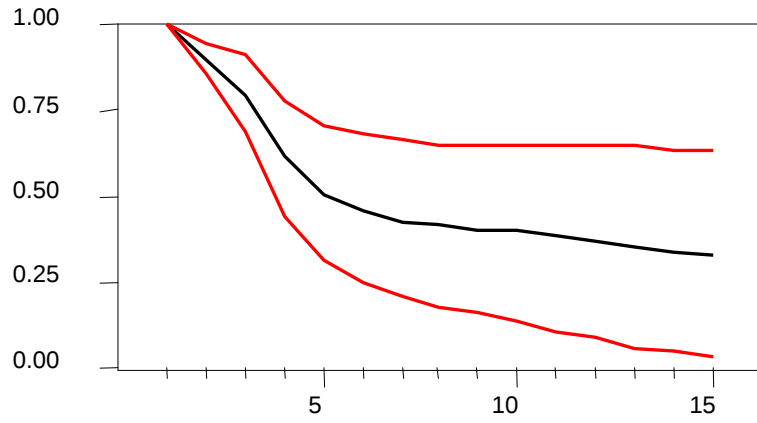
Dünyada son yıllarda yaşanan durgunluk ve bunalımlar sonucu ortaya çıkan büyüme trendindeki düşüşler, konjonktürel dalgalanmalar ve nedenleri üzerinde yoğun tartışmaların ortaya çıkmasına yol açmıştır. Özellikle 1970'lerde gelişmiş ekonomilerde gözlenen verimlilik artışındaki ve ekonomik büyümedeki yavaşlama Keynesyen düşünceye karşı görüşlerin yaygın olarak ele alınması sonucunu doğurmuştur. Son dönemlerde bu tartışmalara ekonomik dalgalanmaların verimlilikte ortaya çıkan tesadüfi dalgalanmalar kaynaklandığını ve ekonomideki dalgalanmaların bunlarla açıklanabileceği görüşünü ortaya atan Reel Konjonktür teorisyenleri bu tartışmalara dahil olmuştur (K. Yıldırım ve D. Karaman, 2003).

Reel konjonktür teorisyenleri ekonomide ortaya çıkan verimlilik artışını teknolojik değişmeye bağlı olarak açıklamaktadır. Bu görüşlerini Solow tarafından geliştirilen Neoklasik büyüme modelleri çerçevesinde açıklamaya çalışmaktadır. Bu çalışmada Türkiye'de 1987 ve 2003 dönemini kapsayan yıllar için verimlilik ya da teknoloji şokları Reel Konjonktür yaklaşımı çerçevesinde geçerli olup olmadığı tahmin edilmeye çalışılmıştır. Çalışmada gayri safi yurtiçi hasıla, tüketim, yatırım, enflasyon ve para arzı serileri kullanılarak öne sürülen bu hipotez eşbütünleşik VAR (VECM) modeli yardımıyla tahmin edilmiştir.

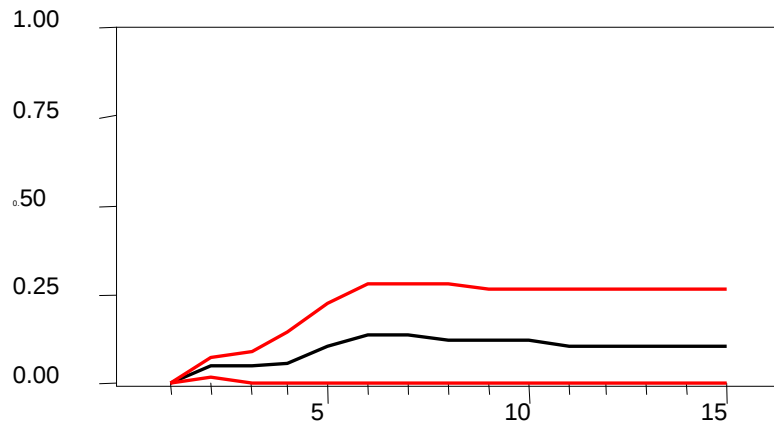
Şekil 1 ve şekil 2'ye bağlı olarak 1987-2003 dönemini kapsayan yıllarda reel gayrisafi milli hasıladaki yüzdesel bir değişim, reel gayrisafi milli hasıladaki değişimleri çok yüksek bir oranda açıklamaktadır. Reel para arzı ve enflasyon oranlarındaki değişim ise reel gayri safi milli hasıladaki

değişimlerin çok az bir kısmını açıkladığı görülmektedir. Kullanılan veriler çerçevesinde üretim düzeyinde ortaya çıkan dalgalanmaların üretim düzeyinde ortaya çıkan şokların diğer değişkenlere nazaran büyük bir oranda kendi şoklarından kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca ekte etki-tepki (Impulse) fonksiyonları ve dönemsel (historical) ayrıştırma grafikleri verilmiştir. Zamana göre (historical) ayrıştırma çıktısındaki şokların kendisi tarafından daha iyi açıklandığı sonucunu desteklemektedir.

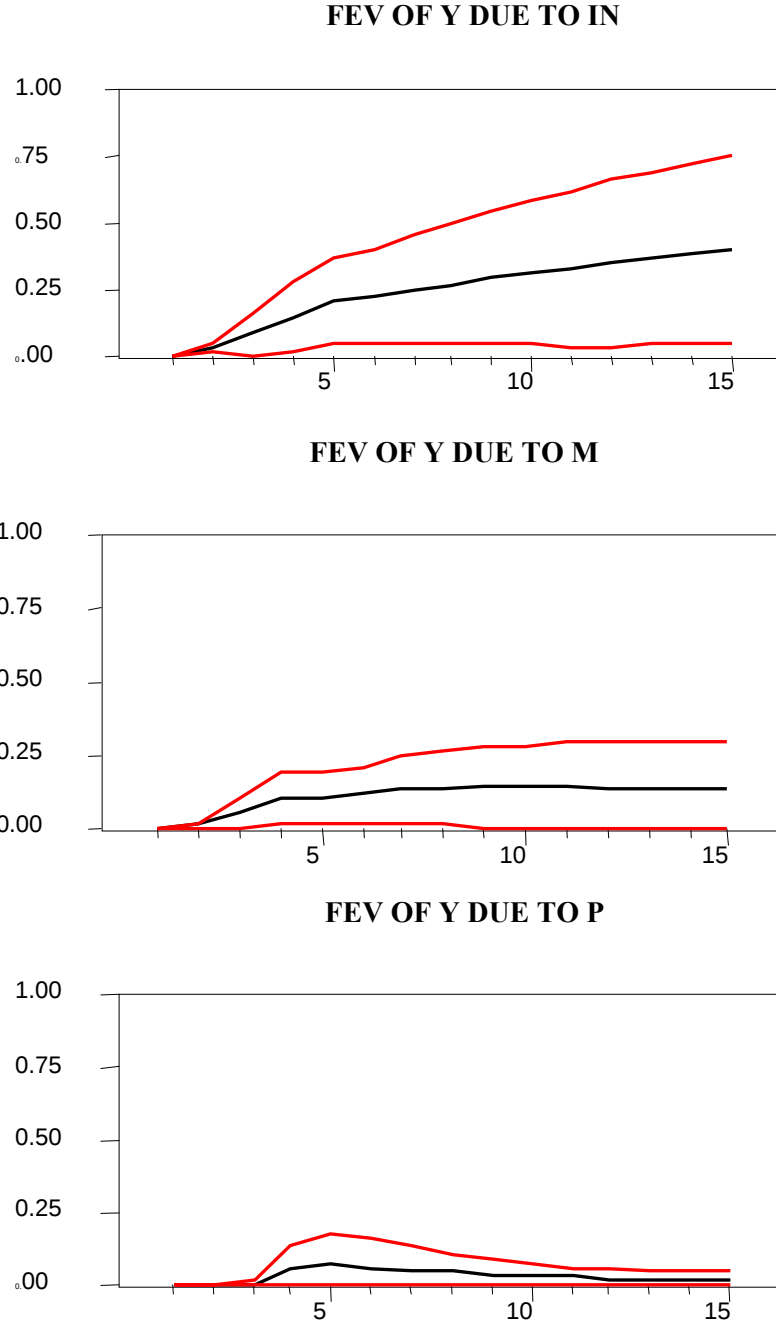
FEV OF Y DUE TO Y



FEV OF Y DUE TO C



Şekil 1: y ve c Değişkeni için Varyans Ayrıştırması



Şekil 2: in,m ve p Değişkenleri için Varyans Ayrıştırması

KAYNAKÇA

Alexius Annika ve Carlsson Mikael (2002), *Measures of Technology and the Business Cycle*, National Bureau of Economic Research, Newyork, Working Paper:5856, Mayıs .

Beveridge Stephen ve Nelson Charles(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, Mart.

Blanchard Oliver Jean ve Quah Danny (1989). *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, American Economic Review, Vol. 79 No.4, Eylül.

Engle Robert F. ve Granger C.W.J. (1987). *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, Testing*, Econometrica, Vol. 55.

Francis N. R., Owyang M.T. ve Theodorou A.T. (2003), *The Use of Long-Run Restrictions for the Identification of Technology Shocks*, Federal Reserve Bank of St.Louis Review, Volume 85, Number 6.

Gali Jordi (1999), *Technology, Employment and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?* American Economic Review, Vol. 89 No.1, Mart.

King Robert G., Plosser Charles I., Stock James H. ve Watson Mark W. (1991), *Stochastic Trends and Economic Fluctuations*, American Economic Review, Vol. 81 No.4, Eylül

Sims, Christopher A. (1980a). *Macroeconomics and Reality*. Econometrica, 48(1).

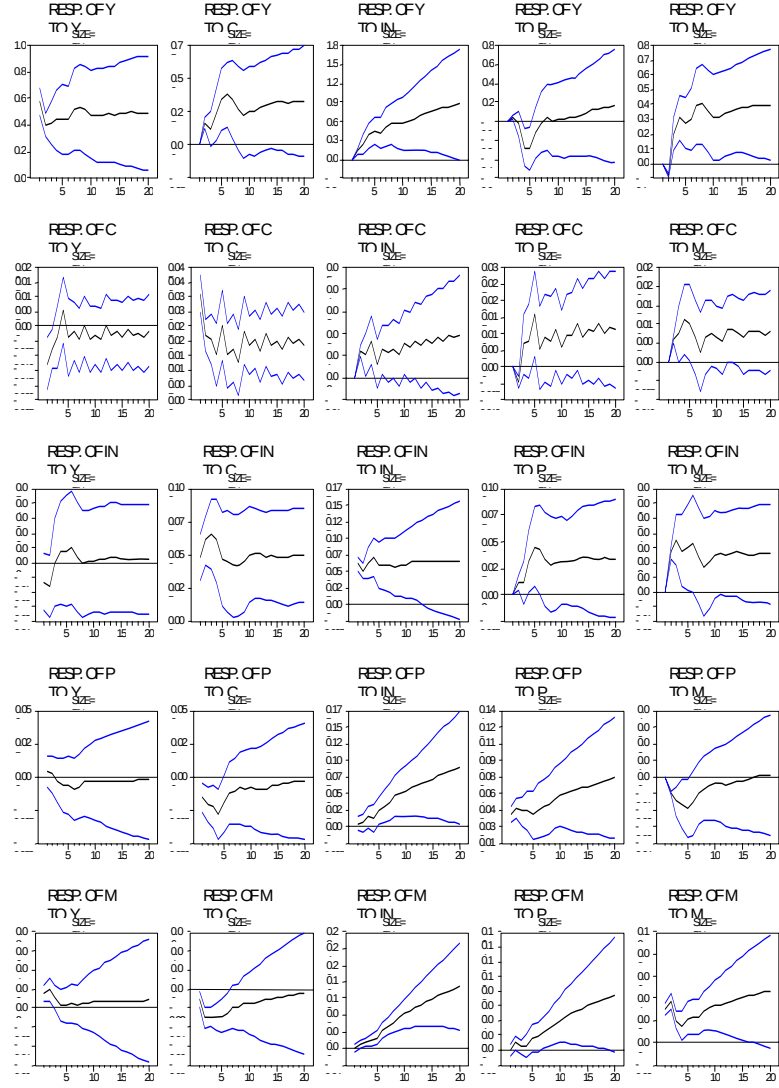
Sims Christopher A. (1980b), *Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered*, American Economic Association, Vol. 70 No.2.

Yıldırım Kemal ve Karaman Doğan, *Makroekonomi*, Eğitim, Sağlık ve Bilimsel Araştırma Çalışmaları Vakfı, Yayın No: 145, Eskişehir.

----- EvIEWS4.0 Users Guide (1998), Quantitative Micro Software, Second Edition.

EKLER

ETKİ-TEPKİ (IMPULSE RESPONSE) FONKSİYONLARI



Y DEĞİŞKENİ İÇİN ZAMANA GÖRE (HISTORICAL) AYRIŞTIRMA

Historical Decomposition for variable Y

Remanent Component

