

## TÜRKİYE’DE ÇEKİRDEK ENFLASYON: EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM

Özlem Yiğit ve Atilla Gökçe\*

*ABSTRACT* In this paper, core inflation in the Turkish Economy is estimated using the structural vector autoregressive (SVAR) approach proposed by Quah and Vahey (1995). One of the main problems for a monetary authority with an explicit or implicit goal of price stability is to have a proper assessment of the impact of external shocks on final domestic prices. In order to explain this impact, Quah and Vahey’s model were extended to include import prices. Assuming that movements in headline inflation are stemmed from supply, import price, and demand shocks, core inflation is estimated as a component of headline inflation, which has no effect on real output in the long-run or, which is driven by demand shocks.

*CORE INFLATION IN TURKEY: AN ECONOMETRIC APPROACH*

*JEL E31 C32*

*Keywords* Core inflation, SVAR

*ÖZ* Bu çalışmada Quah ve Vahey (1995) tarafından önerilen Yapısal VAR yaklaşımı kullanılarak Türkiye ekonomisi için çekirdek enflasyon tahmini elde edilmiştir. Açık veya örtülü fiyat istikrarı amacı olan para otoritesi için en temel problemlerden bir tanesi dışsal şokların nihai yurt içi fiyatlar üzerindeki etkisinin doğru bir şekilde değerlendirilmesidir. Bu nedenle Quah ve Vahey’in modeli, dışsal şokların ölçülen enflasyon üzerindeki etkilerini açıklamak için ithalat fiyatları dahil edilerek genişletilmiştir. Ölçülen enflasyonda gözlenen hareketlerin arz şokları, ithalat fiyatları şokları ve talep şoklarından kaynaklandığı varsayılan bu çalışmada çekirdek enflasyon, ölçülen enflasyonun uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı olarak veya talep şokları tarafından belirlenen kısmı olarak tahmin edilmiştir.

*JEL E31, C32*

*Anahtar Kelimeler* Çekirdek enflasyon, SVAR

---

\* **YİĞİT:** Türkiye İstatistik Kurumu Ankara Bölge Müdürlüğü, Nakış Sok. 41, 06460 Çankaya, Ankara, Turkey ozlemyigit@tuik.gov.tr • **GÖKÇE:** Gazi Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü, 06500 Beşevler, Ankara, atilla@gazi.edu.tr • Çalışmada sunulan görüşler yazarlara ait olup, Türkiye İstatistik Kurumunu veya çalışanlarını bağlayıcı nitelik taşımaz.

## 1. Giriş

Fiyat istikrarını sağlamakla görevli merkez bankalarının, uyguladıkları para politikaları ile fiyatların gelişimi arasındaki doğrudan ilişkiyi izleyebilmeleri önemlidir. Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE) bu bakımdan değerlendirildiğinde yetersiz kalmaktadır. Bunun en önemli nedeni TÜFE'nin, belirli sektör şokları, kamu tarafından yönlendirilen fiyatlardaki değişimler, uluslararası gelişmeler, tarım ürünlerinin fiyatlarında iklimden kaynaklanan etkiler gibi para politikası dışında gelişen geçici şoklara maruz kalmasıdır. TÜFE'nin para politikası için uygun olmayan bir gösterge olması yeni ölçüm yöntemlerinin araştırılması için dayanak oluşturmuştur. Bu nedenle birçok ülkede uzun dönem fiyat hareketlerini yansıtan ve geçici nitelikteki görece fiyat şoklarını dışlayan “çekirdek” enflasyon oranları hesaplanmaya başlanmıştır. Politika yapıcıların enflasyonun temel eğilimi hakkında karar verebilmesinde veya taşıdığı özellikleri belirlemede çekirdek enflasyonun rolü son derece önemlidir.

Çekirdek enflasyon terimi ilk defa Eckstein (1981) tarafından kullanılmıştır. Eckstein çekirdek enflasyonu, üretim faktörlerinin maliyetindeki artış eğilimi olarak tanımlamıştır. Eckstein'e göre çekirdek enflasyon ekonominin uzun dönem genişleme patikasında oluşur ve durgun duruma ilişkin bir kavramdır (Eckstein, 1981, s.7). Bryan ve Cechetti çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun uzun dönemli, sürekli (persistent) ve bir şekilde parasal büyümeyle ilişkili kısmı olarak tanımlamaktadır (Bryan ve Cechetti,1993b, s.3). Smith ise çekirdek enflasyonu; gelecekteki enflasyonun başlıca göstergesi olarak tanımlamaktadır (Smith, 2004, s.254). Morana'ya göre iki temel özellik çekirdek enflasyonu tanımlamaya yardımcı olur. Birincisi, çekirdek enflasyon uzun dönem kavramıdır; ikincisi, beklentilerle ilişkili bir kavramdır (Morana, 2000, s.7). Quah ve Vahey ise çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmayan kısmı olarak tanımlamıştır (Quah ve Vahey, 1995, s.1135).

Çekirdek enflasyon gözlenebilir olmadığından tahmin edilmek zorundadır. Bu nedenle nasıl tanımlandığı son derece önemlidir. Öte yandan çekirdek enflasyonun tanımıyla ilgili bir görüş birliği sağlanmış değildir. Çekirdek enflasyonla ilgili çok çeşitli tanımlamalar birbirinden farklı tahmin yöntemlerinin geliştirilmesine neden olmuştur.

Literatürde çekirdek enflasyon tahmin yöntemleri en genel olarak istatistiksel uyarılma yöntemleri ve yapısal veya iktisadi model tabanlı

yaklaşımlar olarak iki grup altında ele alınmaktadır. İlk grupta istatistiksel yöntemler kullanılarak iktisadi teoriden bağımsız geliştirilen yöntemler yer alırken ikinci grupta iktisadi teoriden hareketle geliştirilen ekonometrik yöntemler bulunmaktadır (Telatar, 2002, s.123).

İstatistiksel yöntemlerde temel amaç eldeki bilgiden veya ölçülen enflasyondan bir çekirdek enflasyon serisi oluşturabilmektir. Bu grupta dışlama yöntemi (Blinder, 1982), Edgeworth Endeks (Diewert, 1995; Dow, 1994), Medyan TÜFE (Bryan ve Pike, 1991), Budanmış Ortalama (Trimmed Mean) (Bryan ve Cecchetti, 1993b; Bryan ve diğerleri, 1997) gibi yöntemler yer almaktadır. İktisadi model tabanlı yaklaşımlar altında ise Yapısal Vektör Otoregresif (Structural Vector Autoregressive-SVAR) modeller (Quah ve Vahey, 1995; Blix, 1995; Dewatcher ve Lustig, 1997; Gartner ve Wehinger, 1998; Bjornland, 2000), Federal Reserve Board tarafından geliştirilen P-Star (P\*) yaklaşımı (Hallman ve diğerleri, 1991), Dinamik Faktör Endeks (Dynamic Factor Index) modelleri (Bryan and Cecchetti, 1993a; Tekatlı, 2010) yer almaktadır.

Çekirdek enflasyonun tahmin edilmesiyle ilgili çok çeşitli yöntemlerin varlığı ideal bir çekirdek enflasyon göstergesinin sahip olması gereken özellikler nelerdir sorusunu ortaya çıkarmaktadır. Bu sorunun cevabı çekirdek enflasyon ölçümünün ne için kullanılacağına bağlı olarak değişebilmektedir. Örneğin çekirdek enflasyonun politika etkinliğinin değerlendirilmesi için bir hedef olarak seçilmesi durumunda; çekirdek enflasyonun güvenilir ve şeffaf olması, basit ve anlaşılabilir yöntemlerle hesaplanabilir olması, ölçülen enflasyona göre sapmasız olması, ölçülen enflasyonla eş zamanlı elde edilmesi, ölçümün revizyona maruz kalmaması gibi kriterlere sahip olması gerekir. Öte yandan; çekirdek enflasyonun, tahmin veya öngörü amacıyla kullanılması ve bu amaca ulaşmak için politika oluşturulması durumunda serilerin öngörü performansı veya analitik bakış açısı sağlaması önemlidir. Kimi zaman ise bu kriterler birbiriyle çelişebilir. Örneğin dışlama yöntemi (gıda ve enerji dışı TÜFE gibi) basitlik, kamuoyu tarafından anlaşılabilirlik, eş zamanlılık kriterleri açısından uygun olsa bile çoğu zaman sapmasızlık veya öngörü kabiliyeti kriterleri açısından uygun bir yöntem değildir. Diğer taraftan SVAR yaklaşımı öngörü kabiliyeti açısından veya ekonomideki yapısal değişimleri daha iyi kavraması açısından uygun bir yöntemken eş zamanlılık, basitlik, ölçümün revizyona maruz kalmaması gibi kriterler açısından yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle politika yapıcılar kriterler arasındaki ödünleşimi göz önünde bulundurup çekirdek enflasyonun kullanım amacına göre optimal yöneme karar vermelidirler.

Türkiye’de çekirdek enflasyonla ilgili birçok çalışma yapılmış olmasına rağmen bu çalışmalarda çekirdek enflasyon istatistiksel yöntemler kullanılarak tahmin edilmiştir (Cihan ve Malatyalı, 1999; TCMB, 2001;

Berkmen, 2002; Ceylan, 2005; Atuk ve Özmen, 2009). İstatistiksel uyarlama yöntemleri bütün dünyada çok yaygın olarak kullanılmalarına rağmen bu yöntemler herhangi bir iktisat teorisine dayanmadıkları için eleştirilmektedir. Bu çalışmada ise çekirdek enflasyon, para teorisinin uzun dönem yansızlık hipotezi çerçevesinde tanımlanmış ve Quah ve Vahey (1995) tarafından önerilen Yapısal Vektör Otoregresif (SVAR) yaklaşım ile tahmin edilmiştir. Quah ve Vahey'in modeli dışsal şokların ölçülen enflasyon üzerindeki etkilerini açıklamak için ithalat fiyatları dahil edilerek genişletilmiştir. Bu çalışmayla iktisat teorisine dayanan bir yöntem kullanılarak Türkiye'deki literatüre katkı sağlamak amaçlanmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde bu makalede kullanılan çekirdek enflasyonun tanımı yapılmış ve tahminde kullanılan ekonometrik yöntem yer verilmiştir. Buna göre, SVAR yaklaşımının teorik alt yapısı ve kısıtlamaları incelenmiş ve çekirdek enflasyon tahmini ile ilgili bazı önemli çalışmalar değerlendirilmiştir. Üçüncü bölümde 1988:01-2011:01 dönemine ait veriler kullanılarak tahmin edilen çekirdek enflasyon serisine ilişkin bulgular, etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması sonuçları sunulmuştur. Uygulamadan elde edilen bulgular sonuç bölümünde özetlenmektedir.

## 2. Çekirdek Enflasyon Tahmininde Yapısal VAR (SVAR) Yaklaşımı

SVAR modellerinin çekirdek enflasyon tahmininde tek değişkenli istatistiksel yöntemlere göre en önemli üstünlüğü VAR modellerinin istatistiksel metodolojisiyle, geleneksel modellerin iktisadi teoriye dayanan ve büyük ölçüde kabul görmüş kısıtlarını birleştirmesidir.

Yapısal VAR yaklaşımıyla çekirdek enflasyon tahmini ilk olarak Quah ve Vahey'in 1995 yılında İngiltere ekonomisi için yapmış oldukları öncü çalışmayla literatüre girmiştir. 1975-1994 dönemi aylık verileriyle tahmin ettikleri VAR modelinde reel üretimde büyüme ve enflasyondaki değişim değişkenlerini kullanan yazarlar, enflasyonda gözlenen değişimlerin iki tip şok tarafından etkilendiğini ve bu şokların tüm gecikme ve sürelerde birbiriyle ilişkisiz olduğunu varsaymaktadırlar. Şoklar birbirlerinden üretim üzerindeki etkileri itibarıyla ayrılır. Birinci tipteki şok (çekirdek şok), reel üretim üzerinde orta ve uzun dönemde hiç bir etkide bulunmazken ikinci tipteki şokun (çekirdek dışı şok) reel üretim üzerindeki etkisine bir kısıt getirilmemiştir (Quah ve Vahey, 1995, s.1131). Çekirdek enflasyon ise ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı diğer bir deyişle çekirdek şoklar tarafından belirlenen kısmı olarak tanımlanmaktadır.

Quah ve Vahey'in çekirdek enflasyon tanımı, beklentilerle genişletilmiş uzun dönem dikey Phillips eğrisi analiziyle uyumludur. Buna göre Phillips eğrisinde gözlenen işsizlikle enflasyon arasındaki ödünleşim, ancak kısa dönemde geçerlidir. Uzun dönemde ise bu ödünleşim ortadan kalkar ve

Phillips eğrisi, potansiyel üretim seviyesinde olan ve enflasyon beklentilerinin gerçekleşen enflasyona eşit olduğu doğal işsizlik oranında yatay eksene dik bir hal alır.

Uzun dönemde çekirdek enflasyonun reel üretim üzerindeki etkisine kısıt getiren Quah ve Vahey; çekirdek enflasyon şoklarının üretim üzerinde ne kadar hızlı nötr olacağı konusunda bir kısıtlama getirmemektedir. Ekonominin çekirdek enflasyon şoklarına ne kadar sürede uyarlanacağı konusu ise tartışmalı bir konudur. Geleneksel Keynesyen yaklaşım ekonomideki nominal katılıklar nedeniyle uyum sürecinin yavaş olacağını bu nedenle kısa dönemde enflasyon ile işsizlik arasında bir ödünleşim olduğunu öne sürmektedir. Monetarist teoriye göre bireyler, genel fiyat seviyesindeki değişimleri önceden tahmin etmede “Uyarlanmış Beklentilere” sahiptirler. Beklentilerin yönünün geçmişte yapılan hatalara göre düzenleneceğini öngören bu yaklaşıma göre beklentiler zaman içinde yavaş yavaş düzelir. Bu yaklaşıma göre, kısa dönemde ödünleşim ancak bireylerin beklentilerinde hata yapmalarından kaynaklanabilir. Ancak, iktisadi birimlerin beklentilerindeki hatanın farkına vardıkları uzun dönemde söz konusu ödünleşim ortadan kalkar ve beklentilerin etkisiyle Phillips eğrisi yatay eksene dik bir hal alır. Rasyonel beklentiler hipotezine göre ise bireyler, iktisat politikası uygulamaları ve bu uygulamaların yaratacağı etkiler konusunda tam bilgiye sahiptirler. Dolayısıyla beklentilerinde sistematik bir hata yapmaları söz konusu olamaz. Bu nedenle enflasyon ve işsizlik arasında ne kısa dönemde ne de uzun dönemde bir ödünleşim ortaya çıkar. Dolayısıyla ekonominin çekirdek enflasyona uyum süreci beklenti sürecinin nasıl işlediğiyle ilgili bir konudur (Hahn, 2002, s.6).

Gartner ve Wehinger (1998), Quah ve Vahey’in iki değişkenli SVAR modelinin potansiyel olarak spesifikasyon hatalarına yol açabileceğine dikkat çekmiş ve SVAR’ı genişletmiştir. Quah ve Vahey’den farklı olarak modellerine kısa dönem nominal faiz oranlarındaki değişimi para politikası değişkeni olarak ilave etmişlerdir. Benzer şekilde parasal şokları temsil etmek üzere Blix (1995) para stokunu; Dewatcher ve Lustig (1997) kısa dönem faiz oranlarını; dışsal şokları temsil etmek üzere Bjornland (2000), Claus (1997) ve Martel (2008) petrol fiyatlarını; Bjornland (2000), Di Dio ve Felici (2009) yabancı fiyatları modellerine dahil etmişlerdir.

Bu çalışmada ise üç değişkenli bir VAR modeli oluşturulmuştur. Açık veya örtülü fiyat istikrarı amacı olan para otoritesi için en temel problemlerden bir tanesi dışsal şokların nihai yurt içi fiyatlar üzerindeki etkisinin doğru bir şekilde değerlendirilmesidir. Belirtilen problem Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomiler açısından daha da önemlidir. Bu tip ekonomiler gelişme süreci içinde tüketim malı, ham mal, ara malı ve yatırım malı gibi pek çok madde grubu ithal etmek zorunda olduğundan hem üretim düzeyi hem de genel fiyat düzeyi ekonominin ithalata bağımlılığı nispetinde

uluslararası ticareti yapılan mal fiyatlarından etkilenmektedir. Bu nedenle Quah ve Vahey'in modeli dışsal şokların ölçülen enflasyon üzerindeki etkilerini açıklamak için reel ithalat fiyatları dahil edilerek genişletilmiştir.

VAR modelinde  $\log IMP_t$ ,  $\log Y_t$  ve  $\log P_t$  değişkenleri yer almıştır ve bunlar sırasıyla ithalat fiyatları, reel üretim ve fiyatlar genel düzeyi değişkenlerinin logaritmalarını temsil etmektedir. Bu değişkenler birinci sıra fark durağandır ve aralarında bir eştümleşme ilişkisi yoktur. Bu nedenle VAR modelindeki makroekonomik değişkenler vektörü;  $X_t = (\Delta \log IMP_t, \Delta \log Y_t, \Delta \log P_t)'$  şeklinde değişkenlerin birinci farkları alınarak oluşturulmuştur. Bu çalışmada VAR modelinde Quah ve Vahey'den farklı olarak enflasyondaki değişim ( $\Delta \pi_t$ ) yerine fiyatlardaki değişim ( $\Delta \log P_t$ ) kullanılmıştır. Böylece şokların fiyat seviyesi ve üretim seviyesi üzerinde etkileri ayrıştırılabilmektedir. Dolayısıyla model teorik açıdan değerlendirildiğinde Gartner ve Wehinger'in (1998) çalışmasına paralel standart Toplam Talep–Toplam Arz (AD–AS) modeliyle uyumludur. Ekonominin birbiriyle ilişkisiz üç tip şoktan etkilendiği varsayılmaktadır. Bu şoklar  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{IMP}, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D)'$  olup;  $\varepsilon_t^{IMP}$  ithalat fiyatları şokunu (negatif arz şoku),  $\varepsilon_t^S$  arz şokunu (teknolojideki, verimlilikteki değişimler gibi),  $\varepsilon_t^D$  ise talep şokunu temsil etmektedir. Şoklardan ilk ikisi görece fiyat değişikliklerine yol açan arz şokları olup çekirdek dışı şoklardır. Ekonomide uzun dönemde fiyat hareketleri toplam talep eğrisindeki kaymalarla belirlendiğinden talep şokları ise çekirdek şokları temsil etmektedir. Uzun dönem dikey arz eğrisi varsayımı altında talep şoklarının reel üretim üzerindeki etkisi uzun dönemde nötrdür. Çekirdek enflasyon ise ölçülen enflasyonun, reel üretim üzerinde sürekli etkisi olmayan talep şokları tarafından belirlenen kısmıdır.

Çekirdek enflasyon VAR modelinin hareketli ortalama gösteriminden elde edilir. Yapısal modelin hareketli ortalama gösterimi;

$$\begin{aligned} X_t &= v + D_0 \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1} + \dots \\ &= v + \sum_{j=0}^{\infty} D_j \varepsilon_{t-j} \end{aligned} \quad (1)$$

Bu gösterimde  $D_j$ 'ler (3x3) boyutlu katsayı matrisleridir. 1 numaralı eşitlikte  $\Delta \log IMP_t$ ,  $\Delta \log Y_t$  ve  $\Delta \log P_t$  üç şokun,  $\varepsilon_t^{IMP}$ ,  $\varepsilon_t^S$  ve  $\varepsilon_t^D$ 'nin dağıtılmış gecikmeleriyle ifade edilmektedir. Bu şokların ortogonal olduğu ve normalize edilmiş diyagonal varyans-kovaryans matrisinin birim matrise eşit olduğu varsayılmaktadır. Diğer bir ifadeyle,

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I \quad (2)$$

1 numaralı gösterim daha açık olarak;

$$\begin{bmatrix} \Delta \log IMP \\ \Delta \log Y \\ \Delta \log P \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{IMP} \\ \varepsilon^S \\ \varepsilon^D \end{bmatrix}_t \quad (3)$$

Bu gösterimde  $d_{mn,j}$ 'ler  $D_j$  matrislerinin elemanları olup  $\sum_{j=0}^k d_{33,j} \rightarrow k$  dönem sonra talep şoklarının enflasyon üzerindeki birikimli etkisini gösterir.  $k \rightarrow \infty$  ise uzun dönem çarpanıdır ve yapısal şokların içsel değişkenler üzerindeki uzun dönem etkisini gösterir.

Yapısal şoklar, reel üretim ve ithalat fiyatları üzerindeki etkileri itibarıyla birbirinden ayrılmıştır. Türkiye göreceli küçük ölçekli ve dışa açık bir ülke olduğundan arz şoku ve talep şoku uzun dönemde ithalat fiyatları üzerinde etkisizdir;  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0$  ve  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$ . Diğer taraftan, ithalat fiyatları şokunun reel üretim ve fiyatlar üzerindeki etkisine bir kısıt getirilmemiştir. Uzun dönem dikey arz eğrisi varsayımı altında talep şoku  $\varepsilon_t^D$  uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisizdir;  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} = 0$ . Kısa dönemde ise talep şokları reel üretimi etkileyebilir.

$$\begin{bmatrix} \Delta \log IMP \\ \Delta \log Y \\ \Delta \log P \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & 0 & 0 \\ d_{21,j} & d_{22,j} & 0 \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{IMP} \\ \varepsilon^S \\ \varepsilon^D \end{bmatrix}_t \quad (4)$$

Bu gösterim enflasyonun aşağıdaki gibi ayrıştırılabileceğine işaret eder;

$$\Delta \log P_t = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{31,j} \varepsilon_t^{IMP} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{32,j} \varepsilon_t^S + \sum_{j=0}^{\infty} d_{33,j} \varepsilon_t^D \quad (5)$$

Çekirdek enflasyon, ölçülen enflasyonun uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmayan kısmı olarak diğer bir ifadeyle enflasyonun talep şoklarından etkilenen kısmı olarak tahmin edilmiştir. Buna göre 6 numaralı eşitlik çekirdek enflasyonu göstermektedir:

$$\pi_t^C = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{33,j} \varepsilon_t^D \quad (6)$$

Yapısal katsayıları ( $D_j$ ) ve yapısal şokları ( $\varepsilon_t$ ) tahmin edebilmek için öncelikle indirgenmiş VAR modeli tahmin edilir. İkinci aşamada 7 numaralı Wold hareketli ortalama gösterimini elde etmek için indirgenmiş modelin tersi alınır:

$$\begin{aligned}
X_t &= v + e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} \dots \\
&= v + \sum_{j=0}^{\infty} C_j e_{t-j}
\end{aligned} \tag{7}$$

7 numaralı eşitlik indirgenmiş VAR modelinin hareketli ortalama gösterimi olup bu gösterimde 8 numaralı tanımlamalar yapılır.

$$C_0 = I \text{ ve } \text{var}(e_t) = \Sigma \tag{8}$$

1 ve 7 numaralı eşitlikler yardımıyla  $e_t = D_0 \varepsilon_t$  ve  $D_j = C_j D_0$  olduğu görülebilir. Buradan,

$$\text{var}(e_t) = \Sigma = D_0 I D_0' \tag{9}$$

eşitliği elde edilecektir.

VAR sisteminin belirlenme tekniği Blanchard ve Quah (1989) ve Shapiro ve Watson'un (1988) tekniğiyle benzerdir.  $3 \times 3$  matrise getirilen kısıtlardan altısı simetrik  $\Sigma = D_0 I D_0'$  matrisi tarafından getirilirken diğer üç kısıt ise uzun dönem yansızlık ( $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0$ ,  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$  ve  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} = 0$ ) koşullarıdır.

### 3. Bulgular

Çalışmada 1988:01-2011:01 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak çekirdek enflasyon tahmin edilmiştir. Fiyatlar genel düzeyi değişkeni için TÜFE (1987=100), reel üretim değişkeni için sabit fiyatlarla 1987 bazlı ve 1998 bazlı GSYİH<sup>1</sup> serileri, ithalat fiyatları için ise ABD doları olarak İthalat Birim Değer Endeksi (2003=100) kullanılmıştır. Grafik 1'de İBDE değişim oranı ile GSYİH büyüme oranının zaman içindeki hareketi sunulmuştur.

VAR modelinin hareketli ortalama biçiminin elde edilebilmesi için durağanlık şartının gerçekleşmesi gerekir. Bu amaçla Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller-ADF) testiyle çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadığı araştırılmış ve Tablo 1'de sunulmuştur. ADF testi sonuçlarına göre tüm değişkenler seviyelerinde birim kök içerirken değişkenlerin birinci farkları durağandır. Bu nedenle tüm değişkenler analizde farkları alınarak kullanılmıştır.

VAR modelinde normalliğin sağlanabilmesi için TÜFE ve GSYİH verileri öncelikle TRAMO-SEATS yöntemiyle uç değerlerden arındırılmış daha sonra doğrusallaştırılan seriler mevsimsellikten arındırılmıştır<sup>2</sup>. Ayrıca analizde örtük enflasyon hedeflemesine geçilen 2002:01'den 2011:01

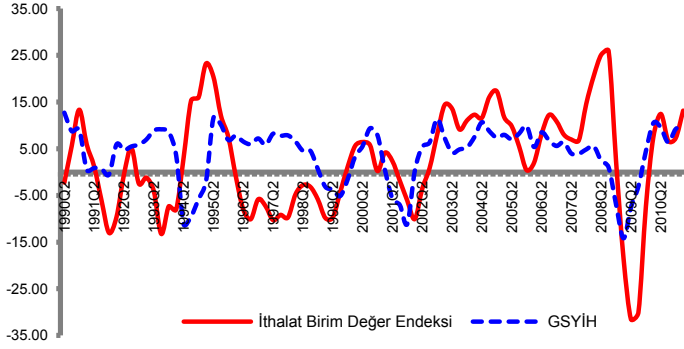
<sup>1</sup> Bu çalışmada kullanılan 1998 bazlı GSYİH serisi Buono ve Koçak'ın (2010) çalışmalarında ortaya atılan ARIMA modeline dayalı yöntemle 1987 yılına kadar üç aylık frekansta geriye doğru uzatılmıştır. Bu yöntemde ARIMA modeline dayalı testler kullanıldığı için güvenilir bir yöntem olduğu söylenebilir.

<sup>2</sup> Serilerde seviye değişimine izin verilmemiş yalnızca geçici değişim (TC-Transitory Change) ve nokta uç değer (Additive Outlier-AO) tanımlanmıştır.



dönemine kadar 1 diğer dönemler için 0 değerini alan kukla değişken tanımlanmıştır<sup>3</sup>. VAR modellerinde gecikme sayısı otokorelasyona yol açmayacak şekilde 4 olarak seçilmiştir.

**Grafik 1. İthalat Birim Değer Endeksi (ABD doları) ve GSYİH Yıllık Büyüme Oranları (1990:02-2011:01)**



**Tablo 1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Testi sonuçları**

| Değişkenler         | k | ADF Test İstatistiği ( $\tau$ ) |         |                      |
|---------------------|---|---------------------------------|---------|----------------------|
|                     |   | Trendsiz                        | Trendli |                      |
| $\log P_t$          | 3 | -2,506 [-2,894]                 | 2       | 0,576567 [-3,460]    |
| $\log Y_t$          | 0 | -0,112 [-2,893]                 | 0       | -2,759811 [-3,459]   |
| $\log IMP_t$        | 2 | -0,162 [-2,893]                 | 2       | -1,418122 [-3,460]   |
| $\Delta \log P_t$   | 2 | -1,008 [-2,894]                 | 1       | -3,516474 [-3,460]** |
| $\Delta \log Y_t$   | 0 | -8,434 [-2,893]*                | 0       | -8,387714 [-3,459]*  |
| $\Delta \log IMP_t$ | 1 | -7,134 [-2,893]*                | 1       | -7,225225 [-3,460]*  |

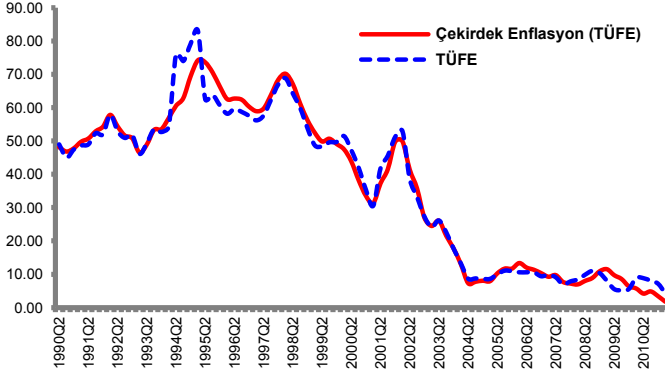
Parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki  $t$  istatistikleridir.  $k$ , Schwartz bilgi kriterine göre uygun gecikme sayısıdır. (\*) %1 anlamlılık düzeyinde, (\*\*) %5 anlamlılık düzeyinde durmaktadır.

Grafik 2'de tahmin edilen çekirdek enflasyon ile ölçülen enflasyonun grafikleri sunulmuştur. Buna göre, Türkiye ekonomisinin önemli krizlerle karşı karşıya olduğu 1994:02-1995:02, 1999:04-2002:02 ve 2007:04-2008:04 dönemlerinde ölçülen enflasyonun, çekirdek enflasyon tahmininden daha yüksek olduğu dikkat çekmektedir. Belirtilen dönemlerde negatif arz şokları ölçülen enflasyonun çekirdek enflasyondan yüksek olmasına yol açmıştır. 1995:02 döneminden 1999 sonuna kadar bir yandan Türkiye ekonomisinde yaşanan yüksek büyüme oranları ve bir yandan ithalat

<sup>3</sup> 2002-2005 yılları arasında örtük enflasyon hedeflemesi stratejisi uygulayan Türkiye, 2006 yılından itibaren açık (resmi) enflasyon hedeflemesi stratejisi uygulamaya başlamıştır.

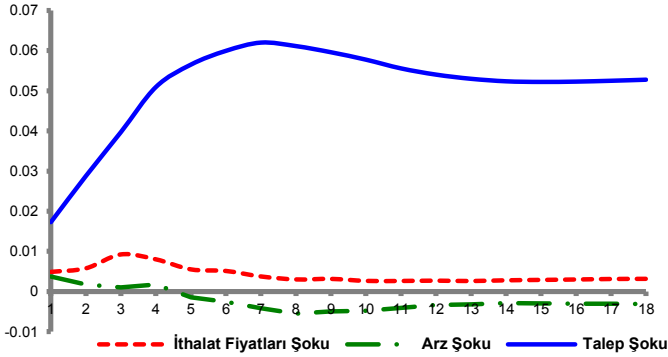
fiyatlarındaki gerilemeler ölçülen enflasyonun çekirdek enflasyondan yüksek olmasına yol açmıştır. 2008:04-2009:04 döneminde ise ekonomide yaşanan önemli daralmaya rağmen ithalat fiyatlarındaki yüksek oranlı gerileme TÜFE'nin çekirdek enflasyondan yüksek olmasına yol açmıştır.

**Grafik 2. Çekirdek Enflasyon (TÜFE), Enflasyon (TÜFE) : 1990:02-2011:01 (Yıllık Değişim Oranı)**



### 3.1. Etki Tepki Analizi Sonuçları

Etki-tepki fonksiyonlarıyla, VAR modelinde yer alan değişkenlerden birine bir birimlik şok uygulandığında diğer değişkenlerin bu değişime gösterdikleri tepkiler belirlenebilmektedir. Standart Toplam Arz ve Toplam Talep (AS-AD) modelinde pozitif bir arz şoku (örneğin verimlilik şoku, teknolojik değişim gibi) AS eğrisini sağa kaydırarak fiyatlar genel düzeyinin düşmesine yol açarken negatif bir arz şoku (ithalat fiyatları veya enerji fiyatlarındaki artışlar gibi) AS eğrisini sola kaydırarak fiyatlar genel düzeyinin yükselmesine yol açar. Pozitif bir talep şoku ise talep eğrisini sağa kaydırarak fiyatlar genel düzeyinde bir artışa neden olur. Grafik 3'te TÜFE'nin şoklara karşı birikimli tepkileri sunulmuştur. Buna göre pozitif bir talep şoku beklendiği gibi fiyatlar genel düzeyini artırmış ve yaklaşık 12 dönem sonra uzun dönem dengesine kavuşmuştur. İthalat fiyatları şoku ise ilk 3 dönem fiyatlar genel düzeyini artırıcı bir etkide bulunmuş daha sonra bu etki azalarak yaklaşık 8 dönem sonunda uzun dönem dengesine kavuşmuştur. Diğer taraftan pozitif bir arz şokunun fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisi başlangıçta pozitif olmuş izleyen dönemlerde bu etki giderek azalmış ve yaklaşık bir yıl geçtikten sonra fiyatlar üzerindeki birikimli etkisi beklentilere uygun olarak negatif yönde gerçekleşmiştir. Dolayısıyla Türkiye'de pozitif arz şoklarının fiyatlar üzerindeki düşürücü etkisinin ekonomideki aşağı yönde yapışkanlıklar nedeniyle gecikmeli olarak gerçekleştiği söylenebilir.

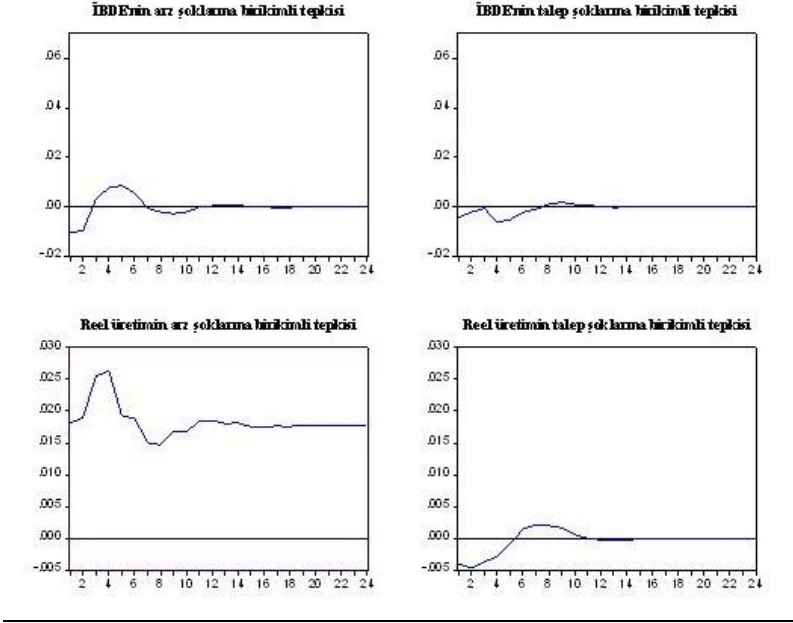
**Grafik 3. TÜFE'nin Şoklara Tepkisi (Birikimli)**

Reel üretim ve ithalat fiyatlarının arz ve talep şoklarına tepkisi Grafik 4'te sunulmuştur. Buna göre değişkenler üzerine getirilen uzun dönem kısıtların tamamı sağlanmıştır. İthalat fiyatlarının talep şoklarına tepkisi 12 dönem sonunda nötr olurken arz şoklarına tepkisi 14 dönem içinde nötr olmuştur. Reel üretimin ise talep şoklarına birikimli tepkisi yaklaşık 14 dönem sonunda nötr olmuştur. Bu sonuç talep şoklarının reel üretim üzerinde uzun dönemde nötr olduğu varsayımını desteklemektedir. Grafik 5'te ise değişkenlerin şoklara karşı bireysel tepkileri güven aralıklarıyla birlikte topluca verilmiştir.

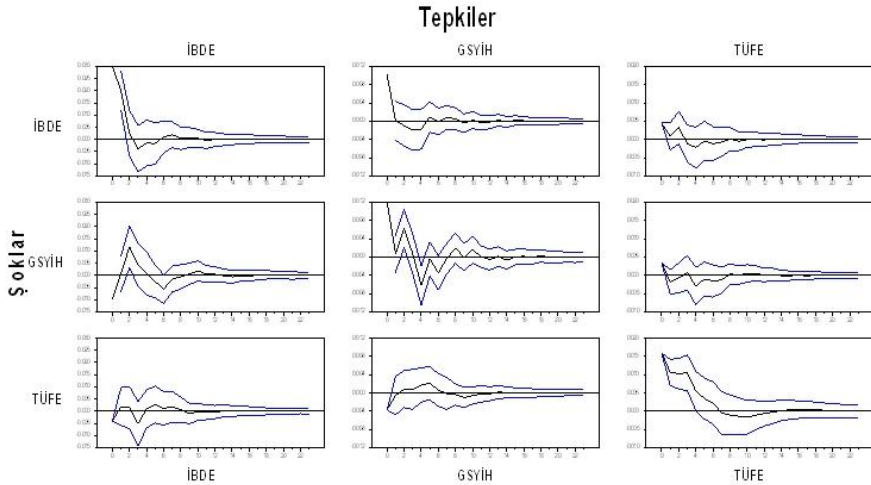
### 3.2. Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Varyans ayrıştırmasıyla VAR modelinde yer alan her bir değişkendeki değişimin ne kadarının kendisi, ne kadarının diğer değişkenlerde meydana gelen değişimlerden kaynaklandığını yüzde olarak ifade edilebilmektedir. Varyans ayrıştırması sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Buna göre talep şokları fiyatlardaki değişimlerin temel kaynağı olarak görünmektedir. İthalat fiyatları şoklarının TÜFE'nin öngörü hata varyansı içindeki katkısı 24 dönem sonunda yaklaşık %5,8 iken arz şoklarının katkısı %4,5 olarak gerçekleşmiştir. GSYİH'nın varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde talep şoklarının reel üretim üzerindeki etkisinin önemli olmadığı görülmektedir. Diğer taraftan ithalat fiyatları şokunun uzun dönemde bile etkisinin önemli olduğu tespit edilmiştir. İthalat fiyatları şokları 24 dönem sonunda GSYİH'daki değişimin yaklaşık %22'sini açıklarken arz şokları %73'ünü açıklamaktadır.

**Grafik 4. İthalat Fiyatları ve Reel Üretim Arz ve Talep Şoklarına Birikimli Tepkisi**



**Grafik 5. Şoklara Karşı Bireysel Tepkiler**



**Tablo 2. Varyans Ayrıştırması Sonuçları (%)**

| Dönemler | TÜFE                   |          |            | GSYİH                  |          |            |
|----------|------------------------|----------|------------|------------------------|----------|------------|
|          | İthalat Fiyatları Şoku | Arz Şoku | Talep Şoku | İthalat Fiyatları Şoku | Arz Şoku | Talep Şoku |
| 1        | 7.1                    | 4.2      | 88.7       | 26.1                   | 70.4     | 3.4        |
| 3        | 6.0                    | 3.1      | 90.9       | 24.0                   | 72.6     | 3.4        |
| 6        | 5.6                    | 3.9      | 90.5       | 22.8                   | 72.4     | 4.7        |
| 12       | 5.8                    | 4.5      | 89.8       | 22.1                   | 73.0     | 4.9        |
| 18       | 5.8                    | 4.5      | 89.8       | 22.1                   | 73.0     | 4.9        |
| 24       | 5.8                    | 4.5      | 89.8       | 22.1                   | 73.0     | 4.9        |

#### 4. Sonuç ve Değerlendirmeler

Enflasyon para politikasının oluşturulmasında anahtar değişken rolü oynamaktadır. Diğer taraftan TÜFE, para politikası dışında geçici nitelikte olan başka faktörlerden de etkilendiğinden merkez bankaları için enflasyonun genel eğilimi konusunda sağlıklı bilgi vermeyebilmektedir. Bu nedenle birçok ülkede geçici nitelikteki görelî fiyat şoklarını dışlayan ve ekonomideki enflasyonist baskıyı daha iyi yansıttığına inanılan çekirdek enflasyon ölçümleri hesaplanmaktadır. Türkiye’de de, TÜİK tarafından Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri adı altında 9 adet çekirdek enflasyon göstergesi yayımlanmaktadır. Bu göstergeler dışlama yöntemiyle hesaplanmaktadır. Dışlama yöntemi; hesaplanması kolay ve kamuoyu tarafından kolaylıkla anlaşılabilir olduğu için birçok istatistik ofisi tarafından tercih edilmektedir. Öte yandan bu yöntemin arkasında herhangi bir iktisat teorisinin olmaması en önemli eleştiri noktasıdır. Dışlama yöntemi enflasyonun dinamiği hakkında para otoritelerine önemli bilgiler sağlasa da bu tür istatistiksel yöntemlerin öngörü kabiliyeti son derece sınırlıdır. Merkez bankaları tarafından uygulanan para politikası enflasyonu gecikmeli olarak etkilediğinden çekirdek enflasyonun, enflasyonun geleceğine ilişkin tahmin gücünün yüksek olması önemlidir. Bu nedenle bu çalışmada ekonominin yapısal özelliklerini daha iyi ortaya koyan, enflasyon konusunda öngörülebilir bulunma imkanı veren ve iktisadi teorik bir temeli olan Yapısal VAR yaklaşımı tercih edilmiştir. Ölçülen enflasyonda gözlenen hareketlerin arz şokları, ithalat fiyatları şokları ve talep şoklarından kaynaklandığı varsayılan bu çalışmada çekirdek enflasyon, ölçülen enflasyonun uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı olarak veya talep şokları tarafından belirlenen kısmı olarak tahmin edilmiştir.

Analiz sonuçlarına göre Türkiye’de enflasyonun temelde talep çekişli olduğu söylenebilir. Etki tepki analizi sonuçlarına göre, pozitif talep şokları ve ithalat fiyatları şokları fiyatlar genel düzeyini artırmıştır. Pozitif arz şokları fiyatlar genel düzeyini düşürücü bir etkide bulunmakla beraber bu

etki gecikmeli olarak gerçekleşmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre ise talep şokları TÜFE'deki değişimlerin temel kaynağı olup TÜFE'deki değişimin 12 dönem sonunda %89,8'ini açıklamaktadır. İthalat fiyatları şoklarının TÜFE'nin öngörü hata varyansına katkısı ise 24 dönem sonunda yaklaşık %5,8 iken arz şoklarının katkısı %4,5 olarak ölçülmüştür.

## Kaynakça

- Atuk, O. ve Özmen, M. U., 2009, “Çekirdek Enflasyon Ölçümünde Yeni Bir Yaklaşım: SATRIM” *İktisat İşletme ve Finans* 24(285):73-88.
- Balke, N. S. ve Wynne, M. A., 1996, “Supply Shocks and the Distribution of Price Changes” *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review* First Quarter:10–18.
- Berkmen, P., 2002, “Measuring Core Inflation in Turkey: Trimmed Means Approach” *Central Bank Review* Vol.2, No.2, July.
- Bjornland, H. C., 2000, “Identifying Domestic and Imported Core Inflation” *IMF Working Paper* WP/00/4.
- Blanchard, O. J. ve Quah, D., 1989, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances” *American Economic Review* 79(4): 655-673.
- Blinder, A.S., 1982, “The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s” in R.E.Hall (ed.) *Inflation: Causes and Effects*, University of Chicago Press for NBER, pp.261-282.
- Blix, M., 1995, “Underlying inflation – A Common Trends Approach” *Sveriges Riksbank Arbetsrapport* 23.
- Bryan, M. ve Pike, C., 1991, “Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation” *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary* Dec 1.
- Bryan, M. F. ve S. G. Cecchetti, 1993a, “The Consumer Price Index as a Measure of Inflation” *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 29(4):15–24.
- Bryan, M. F. ve Cecchetti, S. G., 1993b, “Measuring Core Inflation” *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper* 9304.
- Bryan, M. F., Cecchetti, S. G. ve Wiggins, R. L., 1997, “Efficient Inflation Estimation” *National Bureau of Economic Research Working Paper* 6183.
- Buono, D. ve Koçak, N. A., 2010, “Backward Recalculation of Seasonal Series Affected by Economic Crisis: a Model-Based-Link Method for the Case of Turkish GDP” Eurostat 6<sup>th</sup> Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis.
- Ceylan, S., 2005, “Çekirdek Enflasyon Kavram, Literatür ve Uygulama” *KTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD*, yayımlanmamış doktora tezi.
- Cihan, C. ve Malatyalı, K., 1999, “Measuring Core Inflation in Turkey” *DPT Working Papers* 1999-02.
- Claus, I., 1997, “A Measure of Underlying Inflation for the United States” *Bank of Canada Working Paper* 97-20.
- Dewatcher, H. ve Lustig, H., 1997, “A Cross-Country Comparison of CPI as a Measure of Inflation” *Catholic University of Leuven, CES Discussion Paper Series* 97/06.
- Diewert, W. E., 1995, “On the Stochastic Approach to Index Numbers” *University of British Columbia, Department of Economics. Discussion Paper* 95-31.
- Di Dio, F. ve Felici F., 2009, “Estimating Core Inflation In Norway” *Journal of Applied Economic Sciences Spiru Haret University, Faculty of Financial Management and Accounting Craiova* IV(3) ( Fall): 355-371.

- Dow, James P., Jr., 1994, “Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes” *University of California-Riverside*.
- Eckstein, O., 1981, *Core Inflation*, NJ: Prentice Hall.
- Folkertsma, C. K. ve Hubrich, K., 2000, “Performance of Core Inflation Measures”, *De Nederlandsche Bank NV Research Memorandum WO&E*. 639/0034.
- Gartner, C. ve Wehinger, G.D., 1998, “Core Inflation in Selected European Union Countries” in *Topics in Monetary Policy Modelling*, BIS Conference Papers 6: 1-44.
- Hahn, E., 2002, “Core Inflation in the Euro Area: Evidence from the Structural VAR Approach” *CFS Working Paper* 2001/09
- Hallman, J. J., Porter, R. D. ve Small, D. H., 1991, “Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run” *American Economic Review* 81(4): 41-58.
- Hogan, S., Johnson, M. ve Therese, L., 2001, “Core Inflation” *Bank of Canada, Technical Report*. 89(January)
- Keating, J. W., 1992, “Structural Approached to Vector Autoregression” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 74(5):37-57.
- Martel, S., 2008, “A Structural VAR Approach to Core Inflation in Canada” *Bank of Canada Discussion Paper* 2008-10.
- Morana, C., 2000, “Measuring Core Inflation in the Euro Area” *European Central Bank Working Paper Series* 36.
- Quah, D. ve Vahey, S. P., 1995, “Measuring Core Inflation” *Economic Journal* 105 (September):1130–1144.
- Rich, R. ve Steindel, C., 2007, “A Comparison of Measures of Core Inflation” *Federal Reserve Bank of New York manuscript*.
- Shapiro, M. ve Watson, M., 1988, “Sources of Business Cycle Fluctuations”, in S. Fisher (Ed.), *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge, MA, pp.111 – 148.
- Silver, M., 2007, “Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in choosing Among Alternative Measures” *IMF Staff Papers* 54(1):163–190.
- Smith, J. K., 2004, “Weighted Median Inflation: Is this Core Inflation?” *Journal of Money, Credit, and Banking* 36(2) (April): 253-263.
- TCMB, 2001, “Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu”.
- Tekathı, N., 2010, “A New Core Inflation Indicator for Turkey” *Central Bank Review* 10:9-1.
- Telatar, E., 2002, “Çekirdek Enflasyon: Tanım ve Ölçüm Yöntemleri” *Ekonomik Yaklaşım* 13(42-43): 105-124
- Vega, J. L. ve Wynne, M.A., 2003, “A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area” *German Economic Review* 4(3): 269–306.