

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**ÇEKİRDEK ENFLASYON TAHMİNİNDE
YAPISAL VAR YAKLAŞIMI VE TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN
BİR UYGULAMA**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**Hazırlayan
Özlem YİĞİT**

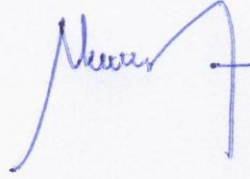
**Tez Danışmanı
Yrd. Doç. Dr. Atilla GÖKÇE**

Ankara-2010

ONAY

Özlem YİĞİT tarafından hazırlanan "Çekirdek enflasyon tahmininde yapısal VAR yaklaşımı ve Türkiye ekonomisi için bir uygulama" başlıklı bu çalışma, 28/04/2010 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliği ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

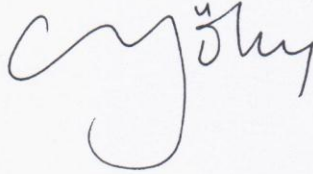
Doç.Dr. Nezir KÖSE (Başkan)



Yrd. Doç .Dr. Filiz ELMAS



Yrd. Doç. Dr. Atilla GÖKÇE



ÖNSÖZ

Enflasyon para politikasının oluşturulmasında anahtar değişken rolü oynamaktadır. Öte yandan enflasyon para politikası dışında geçici nitelikte şoklardan etkilenmektedir. Çekirdek enflasyon ise enflasyondaki bu geçici şokları dışlayarak enflasyonun gözlenemeyen fakat para politikasıyla ilişkili sürekli bileşenini ortaya çıkarma amacı taşır. Türkiye’de çekirdek enflasyonla ilgili bir çok çalışma yapılmış olmasına rağmen bilebildiğimiz kadarıyla bunların tamamında çekirdek enflasyon istatistiksel yöntemler kullanılarak tahmin edilmiştir. İstatistiksel yöntemler bütün dünyada çok yaygın olarak kullanılmalarına rağmen bu yöntemler herhangi bir iktisat teorisine dayanmadıkları için eleştirilmektedir. Bu çalışmada ise çekirdek enflasyonu para teorisinin uzun dönem yansızlık hipotezi çerçevesinde tanımlayan Yapısal Vektör Otoregresif (SVAR) yaklaşımı kullanılmıştır. İktisat teorisine dayanan bir yöntem kullanılarak Türkiye’deki literatüre katkı sağlamak amaçlanmıştır.

Çalışmanın her aşamasında yol gösterici danışmanlığıyla beni yönlendiren sayın Yrd. Doç. Dr. Atilla Gökçe hocama teşekkür etmeyi bir görev saymaktayım. Ayrıca şimdiye kadar sevgi ve sabırla sürekli yanımda olan eşim Ö. Kenan Yiğit’e, sevgili kızım Aslı ve sevgili oğlum Ahmet’e anlayışları için teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	i
İÇİNDEKİLER	ii
KISALTMALAR	v
ŞEKİLLER	vii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ÇEKİRDEK ENFLASYON KAVRAMI VE TAHMİN YÖNTEMLERİ

1.1. ÇEKİRDEK ENFLASYON KAVRAMI	4
1.2. ÇEKİRDEK ENFLASYON TAHMİN YÖNTEMLERİ	6
1.2.1. İstatistiksel Uyarlama Yöntemleri	7
1.2.1.1. Dışlama Yöntemi (Excluding Methods)	7
1.2.1.2. Yeniden Ağırlıklandırma :Neo-Edgeworthian Yaklaşım	9
1.2.1.3. Sınırlı Etkili Tahmin Ediciler (Limited Influence Estimators)	9
1.2.1.3.1. Teorik temeller.....	10
1.2.1.3.2. Budanmış Ortalama (Trimmed Mean)	15
1.2.1.3.2. Ağırlıklandırılmış Medyan	17
1.2.2. İktisadi Model Tabanlı Yöntemler	18
1.2.2.1. P-Star Yaklaşımı	18
1.2.2.2. SVAR Yaklaşımı	21
1.2.2.2.1. Literatür Araştırması.....	26
1.3. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN SAHİP OLMASI GEREKEN ÖZELLİKLER .	34
1.3.1. Güvenilirlik	35
1.3.2. Kabul Edilebilirlik ve Anlaşılabilirlik	35
1.3.3. Kontrol Edilebilirlik	35
1.3.4. Zamanlılık.....	36
1.3.5. Teorik Temel	36

1.3.6. Öngörü Kabiliyeti	36
1.3.7. Sapmasızlık (Unbiasedness).....	37
1.3.8. Değişkenlik	37
1.3.9. Uzun Dönemli İlişki ve Nedensellik.....	37
1.3.10. Parasal Göstergelerle İlişki	38
1.4. TÜRKİYE VERİSİYLE YAPILAN ÇALIŞMALAR	38
1.5. TÜRKİYE ve DİĞER ÜLKE UYGULAMALARI	40

İKİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK KAVRAMI ve VEKTÖR OTOREGRESİF (VAR) MODELLER

2.1. DURAĞANLIK.....	44
2.2. VEKTÖR OTOREGRESİF (VAR) MODELLER.....	47
2.2.1. Yapısal VAR Modelleri.....	52
2.2.2. Etki Tepki Fonksiyonları	55
2.2.3. Varyans Ayırıştırması	58

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN YAPISAL VAR YAKLAŞIMIYLA ÇEKİRDEK ENFLASYONUN TAHMİN EDİLMESİ ve PERFORMANSININ DEĞERLENDİRİLMESİ

3.1. VERİ SETİ	61
3.2. TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN YAPISAL VAR YAKLAŞIMIYLA ÇEKİRDEK ENFLASYONUN TAHMİN EDİLMESİ.....	63
3.2.1. Ön Testler.....	63
3.2.2. VAR Sonuçları.....	66
3.2.2.1. Çekirdek Enflasyon Tahmin Sonuçları	70
3.2.2.2. Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayırıştırması Sonuçları	72
3.3. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN PERFORMANSININ DEĞERLENDİRİLMESİ	75

3.3.1. Uzun Dönemli İlişki ve Nedensellik Kriteri Açısından Değerlendirme ..	75
3.3.2. Sapmasızlık ve Değişkenlik Kriterleri Açısından Değerlendirme	77
SONUÇ	79
KAYNAKÇA	82
EKLER	89
ÖZET	96
ABSTRACT	98

KISALTMALAR

AB	Avrupa Birliđi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria)
ADF	Geniřletilmiř Dickey-Fuller Testi (Augmented Dickey-Fuller Test)
DİE	Devlet İstatistik Enstitüsü
DF	Dickey Fuller Testi
EKK	En Küçük Kareler
FPE	Son Öngörü Hatası (Final Prediction Error)
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
HQ	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (Hannan-Quinn Information Criteria)
İİD	Bağımsız Özdeş Dağılan
LR	Olabilirlik Oran Testi (Likelihood Ratio Test)
MA	Hareketli Ortalama (Moving Average)
MAD	Ortalama Mutlak Sapmalar (Mean Absolute Deviations)
MLE	Ençok Olabilirlik Tahmini (Maximum Likelihood Estimation)
MSE	Ortalama Hata Kareleri (Mean Squared Error)
RMSE	Ortalama Hata Kareleri Kökü (Root Mean Squared Error)
PP	Phillips Perron Testi
SC	Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criteria)
SVAR	Yapısal Vektör Otoregresif (Structural Vector Auto-Regressive)
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TEFE	Toptan Eřya Fiyatları Endeksi
TRAMO/SEATS	Time Series Regression with Arima Noise, Missing Observations and Outliers /Signal Extraction in ARIMA Time Series
TÜFE	Tüketici Fiyatları Endeksi
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
VAR	Vektör Otoregresif (Vector Auto-Regressive)

TABLolar

Tablo 1.1: Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri	41
Tablo 1.2: Çeşitli Ülkelerde Kullanılan Çekirdek Enflasyon Ölçüm Yöntemleri .	43
Tablo 3.1: ADF Testi Sonuçları	64
Tablo 3.2: InY ve InP Değişkenleri Arasındaki Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	66
Tablo 3.3: Tahmin Edilen Kısıtsız VAR Modeli Sonuçları	69
Tablo 3.4: Varyans Ayrıştırması sonuçları	75
Tablo 3.5: Çekirdek Endeks ve TÜFE Arasındaki Johansen Eşbütünleşme Testi sonuçları	76
Tablo 3.6: VECM Kullanılarak Yapılan Çekirdek Endeks ve TÜFE Arasındaki Nedensellik Testi Sonuçları	76
Tablo 3.7: Çekirdek Endeks ve TÜFE'ye Ait Temel İstatistiksel Özellikler	77

ŞEKİLLER

Şekil 1.1: Fiyat Şoklarının Dağılımındaki Çarpıklık ve Genel Fiyat Düzeyi Arasındaki İlişki.....	12
Şekil 1.2: Fiyat Şoklarının Dağılımındaki Basıklık ve Genel Fiyat Düzeyi Arasındaki İlişki.....	13
Şekil 1.3: P STAR Grafiği.....	21
Şekil 3.1: TÜFE ve Mevsimsel Düzeltilmiş TÜFE Grafiği (Seviye).....	62
Şekil 3.2: SÜE ve Mevsimsel Düzeltilmiş SÜE Grafiği.....	63
Şekil 3.3: Çekirdek Enflasyon ve Ölçülen Enflasyon (Bir önceki yılın aynı ayına göre % değişim).....	71
Şekil 3.4: Çekirdek Enflasyon ve Ölçülen Enflasyon (Bir önceki aya göre % değişim).....	71
Şekil 3.5: TÜFE'nin Arz ve Talep Şoklarına Kümülatif Tepkisi.....	73
Şekil 3.6: Üretimin Arz ve Talep Şoklarına Kümülatif Tepkisi.....	73
Şekil 3.7: Üretimin Öngörü Hata Varyansında Arz ve Talep Şoklarının Payları	74
Şekil 3.8: Fiyatın Öngörü Hata Varyansında Arz ve Talep Şoklarının Payları...	74

GİRİŞ

1970'lerde yaşanan petrol şokunun ve Bretton Woods sisteminin çöküşünün ardından dünya genelinde yaşanan yüksek enflasyon olgusu fiyat istikrarının sağlanmasını para politikasının birincil amacı haline getirmiştir. 1990'ların başından itibaren birçok ülke (Yeni Zelanda, Kanada, İngiltere, Finlandiya ve İsveç gibi) para politikası için açık enflasyon hedefleri ilan etmişlerdir¹ (Bjornland, 2000:2). Eğer bir merkez bankası enflasyon oranını belirli bir hedefte tutmak istiyorsa, ekonomideki enflasyonist baskıyı doğru bir biçimde yansıtan ve kontrol edebileceği bir enflasyon ölçümüne ihtiyaç duyar. Tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) bu bakımdan değerlendirildiğinde uzun dönemde fiyat istikrarı politikası için yetersiz kalmaktadır. Bunun en önemli nedeni; endekste içerilen geçici nitelikteki, parasal olmayan kaynaklar tarafından yaratılan sapmalardır. Spesifik sektör şokları, mevsimsel etkiler, dolaylı vergilerde bir defaya mahsus yapılan değişiklikler, kamu tarafından yönlendirilen fiyatlarda yapılan değişiklikler bu sapmalara örnek olarak verilebilir. Literatürde buna benzer etkiler gürültü (noise) terimi olarak adlandırılmaktadır. Enflasyonda oluşabilecek uzun dönem trendden sapmalara yol açan ve yanlış yönlendiren geçici nitelikteki sinyallere para politikasının müdahale etmesi uygulanan fiyat istikrarı politikasının başarı şansını azaltacaktır.

TÜFE'nin para politikası için uygun olmayan bir gösterge olması yeni ölçüm yöntemlerinin araştırılması için dayanak oluşturmuştur. Bu nedenle birçok ülkede ekonomideki enflasyon dinamiği hakkında daha çok bilgi verdiğine inanılan çekirdek enflasyon ölçümleri hesaplanmaya başlanmıştır. Politika yapımcıların enflasyonun temel trendi hakkında karar verebilmesinde ya da

¹ Türkiye'de 2006 yılından itibaren TC Merkez Bankası açık (resmi) enflasyon hedeflemesi stratejisi uygulamaya başlamıştır.

taşıdığı özellikleri belirlemede çekirdek enflasyonun rolü son derece önemlidir.

Literatürde çekirdek enflasyon tahmin yöntemleri en genel olarak, istatistiksel uyarlama yöntemleri ve 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, 2002:123). Bu çalışmanın amacı; iktisadi model tabanlı yaklaşımlar başlığı altında ele alınan “Yapısal Vektör Otoregresif” (Structural Vector Auto-Regressive -SVAR) model yaklaşımının Türkiye’de çekirdek enflasyon tahmini için bir temel olup olamayacağına araştırılmasıdır. Yöntemin iktisadi bir teoriye dayanması, seçilmesindeki temel gerekçe olmuştur.

Yapısal VAR yaklaşımıyla çekirdek enflasyon tahmini ilk olarak Quah ve Vahey’in 1995 yılında İngiltere ekonomisi için yapmış oldukları çalışmayla literatüre girmiştir. Yazarlar; çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı olarak tanımlamıştır. Çekirdek enflasyonu hesaplamak için VAR sistemini kullanan Quah ve Vahey; enflasyonda gözlenen değişikliklerin birbiriyle ilişkisiz iki tip şok tarafından oluştuğunu varsaymaktadır. Bu şoklar üretim üzerindeki etkileri itibarıyla birbirinden ayrılır. Şokların ilki çekirdek şok olup orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili değildir. İkincisi ise çekirdek dışı şok olup ölçülen enflasyon ve reel üretim üzerinde kısıtsız etkiye sahiptir. Fakat kısa dönemde çekirdek şoklar reel üretimi etkileyebilmektedir (Quah ve Vahey, 1995:1131).

Çalışmanın ilk bölümünde çekirdek enflasyon kavramı, literatürde yer alan çekirdek enflasyon tahmin yöntemleri ve ideal bir çekirdek enflasyonun sahip olması gereken özellikler anlatılmıştır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem olan VAR yöntemi açıklanmıştır. Üçüncü bölümde 2003:01-2009:07 dönemine ait Sanayi Üretim Endeksi ve Tüketici Fiyatları Endeksi verileri kullanılarak Türkiye ekonomisi için yapısal VAR yaklaşımıyla çekirdek enflasyon tahmin edilmiş ve elde edilen ölçümün performansı

değerlendirilmiştir. Sonuç ve değerlendirme bölümünde ise uygulamadan elde edilen bulgular yorumlanmış ve önerilere yer verilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ÇEKİRDEK ENFLASYON KAVRAMI VE TAHMİN YÖNTEMLERİ

Bu bölümde öncelikle literatürde yer alan çekirdek enflasyon tanımlamaları çerçevesinde çekirdek enflasyon kavramı açıklanmaya çalışılmıştır. İkinci alt bölümde çekirdek enflasyon ölçüm yöntemleri, istatistiksel uyarılama yöntemleri ve iktisadi model tabanlı yaklaşımlar başlıkları altında sınıflandırılarak gözden geçirilmiştir. Üçüncü alt bölümde ise ideal bir çekirdek enflasyon ölçümünün sahip olması gereken özellikler anlatılmıştır. Son olarak Türkiye ve diğer ülke uygulamalarına yer verilmiştir.

1.1. ÇEKİRDEK ENFLASYON KAVRAMI

Çekirdek enflasyon terimi ilk defa Eckstein (1981) tarafından kullanılmıştır. Eckstein çekirdek enflasyonu, “üretim faktörlerinin maliyetindeki artış trendi” olarak tanımlamıştır. Eckstein’e göre çekirdek enflasyon ekonominin uzun dönem genişleme patikasında oluşur ve durgun duruma ilişkin bir kavramdır (Eckstein, 1981:7).

Monetarist anlamda enflasyon, bir ekonomide bir dönemden diğerine fiyatlar genel seviyesinin hissedilir derecede ve sürekli olarak artmasıdır (DİE, 2005:8). Tanımdan da anlaşılacağı gibi enflasyon sadece belirli bir malın ya da hizmetin fiyatının tek başına artması değil, fiyatlar genel düzeyinin sürekli artış göstermesidir. Yani bir defalığına oluşan tekrarlanmayan fiyat artışı enflasyon değildir. Glejser (1965), enflasyonu “tüm fiyatları aralarında önemli farklılıklar olmadan yukarı doğru iten dalgadır” şeklinde tanımlamıştır (Enç, 1993:2). “Enflasyon” kavramı tüm mal ve hizmetlerin fiyatlarına gönderme yapsa da TÜFE gibi yaşam maliyetini ölçen endeksler genel fiyat değişikliğinin yanı sıra görece fiyatlardaki değişikliği de ölçmektedir. Görece fiyatlardaki değişiklikler ise

genellikle görelî arz ve talep deęişmelerine baęlı olarak ortaya çıkmaktadır. Ölçülen enflasyonun bu tip görelî fiyat deęişimlerinden arındırıldıktan sonra tüm bileşenler açısından ortak deęişimi yakalayan kısmı ise çekirdek enflasyon olarak tanımlanmaktadır. Çekirdek enflasyonun tahmini için görelî fiyat deęişimlerinin ölçülen enflasyondan dışlanması gerektięi iddiası ise enflasyonun uzun dönemde parasal bir olgu olduęu varsayımına dayalı olarak ortaya konmaktadır (Telatar, 2002:108). Çünkü görelî fiyatlardaki bu deęişimlerin esas kaynaęı para politikası deęil görelî mal ve hizmet talebindeki ve arzındaki kaymalardır.

Bryan ve Cechetti çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun uzun dönemli, sürekli (persistent) ve bir şekilde parasal büyümeyle ilişkili kısmı olarak tanımlamaktadır (Bryan ve Cechetti,1993b:3). Bu şekilde tanımlandığında çekirdek enflasyon parasal bir olaydır. Uzagalieva, çekirdek enflasyonu parasal faktörlerin etkisiyle fiyatlarda gözlenen sürekli deęişim olarak tanımlamaktadır (Uzagalieva, 2005:2). Bu tanımlar çekirdek enflasyon kavramını para politikasının üzerinde en fazla etkiye sahip olduęu enflasyon ölçümü olarak ele almaktadır. Enflasyonun sürekli kısmı parasal deęişmeler tarafından yaratılıyorsa geçici olan kısmı parasal olmayan kaynaklar tarafından yaratılıyor demektir.

Morana'ya göre iki temel özellik çekirdek enflasyonu tanımlamaya yardımcı olur. Birincisi, çekirdek enflasyon uzun dönem kavramıdır; ikincisi, beklentilerle ilişkili bir kavramdır (Morana, 2000:1). Smith ise çekirdek enflasyonu gelecekteki enflasyonun başlıca göstergesi olarak tanımlamaktadır (Smith, 2004:2). Bu bağlamda doğru ölçülen çekirdek enflasyonun temel enflasyon trendi hakkında yeterince bilgi sağlayacağı öne sürülmektedir (Telatar, 2002:108).

Quah ve Vahey ise çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmayan kısmı olarak tanımlamıştır (Quah ve Vahey,1995:1135). Bjornland (2000); Bryan ve Cechetti'nin enflasyonun sürekli kısmının sadece parasal olaylar tarafından yaratıldığı görüşünü eleştirmiş, örneğin enerji fiyatlarındaki deęişmelerin enflasyon

üzerinde kalıcı etkileri olabileceğini belirtmiştir. 1970'lerde yaşanan OPEC krizi sonrası petrol fiyatlarındaki değişimin bütün dünyada enflasyon oranları üzerinde kalıcı etkiler bıraktığını belirten Bjornland, parasal şokların da enflasyon üzerinde etkilerinin mutlaka kalıcı olmayabileceğini yani enflasyonun geçici kısmının parasal şoklar tarafından yaratılabileceğini belirtmiştir (Bjornland, 2000:2). Buna göre Bjornland, çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun reel üretim üzerinde uzun dönemde nötr olan kısmı olarak tanımlamakla beraber uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi nötr olmak koşuluyla her türlü şokun (Parasal olanlar da dahil) dikkate alınması gerektiğini vurgulamıştır (Bjornland, 2000:3).

Tanımlardan anlaşıldığı üzere literatürde çekirdek enflasyonun tanımıyla ilgili bir fikir birliği yoktur. Buna rağmen çekirdek enflasyonun genel olarak uzun dönem kavramı olduğu konusunda görüş birliği vardır. Çekirdek enflasyon konusunda ekonomistlerin çoğunun görüş birliğine vardığı diğer bir konu ise çekirdek enflasyonun monetarist enflasyon kavramı olduğudur. Buna göre çekirdek enflasyon TÜFE gibi tüketicinin yaşam maliyetini ölçen enflasyon kavramından önemli derecede farklıdır.

1.2. ÇEKİRDEK ENFLASYON TAHMİN YÖNTEMLERİ

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

Literatürde çekirdek enflasyon tahmin yöntemleri en genel olarak, istatistiksel uyarlama yöntemleri ve iktisadi model tabanlı yöntemler olarak iki başlık altında sınıflandırılmaktadır.

1.2.1. İstatistiksel Uyarılama Yöntemleri

İstatistiksel yöntemlerde temel amaç eldeki bilgiden ya da ölçülen enflasyondan bir çekirdek enflasyon serisi oluşturabilmektir. İstatistiksel yöntemlerin başlıcaları; dışlama yöntemi, yeniden ağırlıklandırma yöntemi ve sınırlı etkili tahmin ediciler yöntemleridir.

1.2.1.1. Dışlama Yöntemi (Excluding Methods)

Dışlama yöntemi önceden belirlenmiş bazı istenmeyen nitelikteki değişken kısımların sistematik olarak endeksten dışlanmasına dayanmaktadır. Gıda ve enerji gruplarının endeksten dışlanması en yaygın kullanılan yöntemlerden biridir. Gıda ve enerji dışı TÜFE ilk defa Blinder (1982) tarafından ABD’de 1970-1980 yılları arasında çekirdek enflasyonu tahmin etmek için kullanılmıştır. Bu yöntemde endekste yer alan gıda ve enerji gruplarına sıfır ağırlık verilir ve geriye kalan gruplar normalleştirilerek yani ağırlıkları bir olacak şekilde yeniden ağırlıklandırılarak çekirdek endeks hesaplanır. Tüketici fiyatları endeksinden gıda ve enerji fiyatlarının dışlanmasının nedeni; elbette bu maddelerin tüketicinin yaşam maliyetiyle ilgisiz olması değil, daha çok bu gruplarda görece fiyatlardaki dalgalanmaların geçici nitelikte olması ve para politikasıyla ilgili olmayan kaynaklar tarafından yaratılıyor olmalarıdır. Gıda ürünlerinin endeksten dışlanması yoluyla, tarımsal üretimdeki performansa ve iklim koşullarına bağlı olarak gelişen fiyat şoklarının, enerjinin dışlanmasıyla da uluslararası piyasalardan kaynaklanan fiyat şoklarının etkisi giderilmektedir (TCMB, 2005:14).

Uygulamada aynı gerekçelerle endeksten başka gruplar da dışlanabilmektedir. Faiz oranları, kamu tarafından yönlendirilen fiyatlar, dolaylı vergiler gibi kalemler de bir çok ülke tarafından TÜFE’den dışlanmaktadır. Bu fiyatlar da genel olarak para politikasından ve talep dengesinden bağımsız olarak hareket etmektedir (TCMB, 2005:15).

Hogan, Johnson ve Lafleche, gıda ve enerji gruplarının tümüyle endeksten dışlanması genel enflasyon trendi hakkında yararlı olabilecek bilgiden mahrum kalınmasına yol açacağını bunun yerine zaman serilerinin geçmiş dönem bilgisinden faydalanılarak endeksten bazı grupların dışlanması daha doğru olacağını belirtmişlerdir (Hogan vd, 2001:15-16). Örneğin gıda grubunda restoran yemekleri, fırın, pastane ürünleri gibi bazı bileşenlerin aslında yüksek değişkenlik göstermediğini bu gibi kalemlerin sistematik olarak endeksten dışlanması doğru olmayacağını savunmuştur. Buna göre geçmişte yüksek değişkenlik gösteren ortalamasına göre yüksek varyansa sahip bileşenler endeksten dışlanmaktadır.

Endeksten dışlanacak kısımların seçiminde kullanılan diğer bir yöntemde ise geçmiş dönem bilgisi yerine cari bilgi kullanılmaktadır. Yani ölçülen enflasyon içinde, ölçülen zamanda en fazla değişkenlik gösteren kısımlar dışlanmaktadır. Bu yöntemde dışlama kriteri için bir eşik değer belirlenir. Örneğin fiyat değişikliklerinin yatay kesit dağılımından ortalamadan sapması 1.5 standart sapmadan daha yüksek olan değerler dışlanmaktadır. Bu yöntemde, 1.5 standart sapmanın dışında kalan değerlerin uç değer olduğu varsayımının keyfi olduğu yönünde eleştirilmektedir (Hogan vd, 2001:15).

Kamuoyu tarafından kolaylıkla anlaşılabilir olması, uygulanmasının son derece basit olması, TÜFE'yle eş zamanlı elde edilebilmesi, serinin geçmiş dönem değerleri için revizyon gerektirmemesi dışlama yönteminin avantajlarından sayılabilir. Öte yandan dışlama yöntemi, dışlanan grupların seçiminin subjektif kriterlere göre yapıldığı konusunda eleştirilmektedir. Ayrıca özellikle gelişmekte olan ülkelerde gıda ve enerji grupları tüketicinin toplam harcaması içinde büyük oranda yer tuttuğundan bunların dışlanması enflasyon konusunda yararlı olabilecek bilginin de dışlanması anlamına gelebilir. Bu durum kamuoyu önünde inandırıcılık yönünden sıkıntı yaratabilir.

1.2.1.2. Yeniden Ağırlıklandırma :Neo-Edgeworthian Yaklaşım

Diewert (1995) tarafından geleneksel anlamda dışlama yöntemine alternatif olarak önerilen, Neo-Edgeworthian yaklaşıma göre şekillendirilmiş yeniden ağırlıklandırma yönteminde ise temel mantık; sürekli nitelikte bir dışlama söz konusu olduğunda endekste yararlı olabilecek bilgiden yoksun kalınacağıdır. Bu nedenle istenmeyen nitelikte olan bileşenlerin tümüyle endeksten dışlanması yerine daha değişken bileşenlerin daha az ağırlık alması önerilmektedir. Yöntemde değişkenlikle ters orantılı bir ağırlıklandırma harcama temelli ağırlıklandırma yerine tercih edilmekte ve yeni ağırlıklarla çekirdek endeks hesaplanmaktadır (Hogan vd, 2001:17; Silver, 2006:25).

1.2.1.3. Sınırlı Etkili Tahmin Ediciler (Limited Influence Estimators)

Sınırlı etkili tahmin edicilerin ağırlıklandırılmış medyan ve budamış ortalama (trimmed means) şeklinde iki temel uygulaması mevcuttur. Ball ve Mankiw'in fiyat belirleme modeli bu yöntemin teorik temelini oluşturmaktadır.

Eğer veri seti normal dağılıma sahipse örneklem ortalaması anakütle ortalamasının minimum varyansa sahip sapmasız tahmin edicisi olur. Fiyat değişimlerinin dağılımı normal değilse örneklem ortalaması sapmasızlık özelliğini sürdürebilir fakat artık örneklem ortalamasının, ana kütle ortalamasının etkin ve sağlam (robust) bir tahmin edicisi olduğu söylenemez (Roger, 1997:5).

Fiyatlardaki değişim ise genellikle normal dağılım göstermez (Ball and Mankiw (1995), Bryan and Cechetti (1993b), Balke and Wynne (1996)). Fiyat değişimlerinin yatay kesit dağılımlarının oldukça çarpık olduğu söylenebilir. Bryan ve Pike, ekonomideki enflasyonist baskıyı doğru bir şekilde ölçebilmek için bir şekilde genel enflasyonist sinyallerle TÜFE'de yer alan görelî fiyatların yarattığı gürültü terimlerini birbirinden ayırmanın gerekliliğine değinmiştir (Bryan ve Pike, 1991:1). Bunu gerçekleştirebilmek için fiyatların yatay kesit dağılımından elde edilecek medyan ölçümünün çekirdek enflasyon olarak kullanılmasını önermiştir. Yazarlara göre medyan, ortalamanın tersine yatay kesit dağılımının şeklinden bağımsız olarak merkezi eğilimi daha iyi

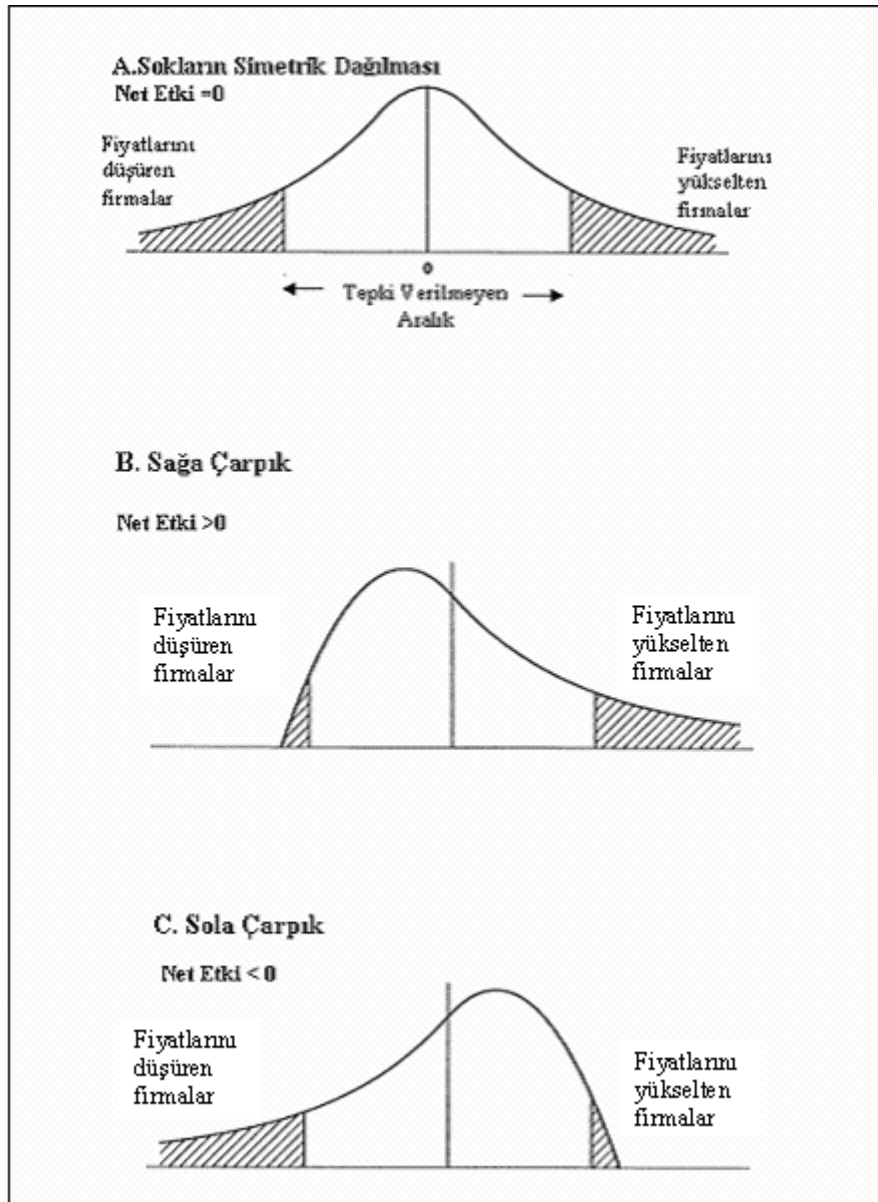
ölçebilmektedir. Bryan ve Cechetti aynı istatistiki nedenlerle ağırlıklı medyan ve budanmış ortalama (Trimmed Mean) yöntemlerini önermişlerdir (Bryan ve Cechetti, 1993b:2). Budanmış ortalama yönteminde her ay en yüksek ve en düşük fiyat artışları belirli bir oranda endeksten çıkartılıp geriye kalan alt grupların ortalaması alınmaktadır. Sınırlı etkili tahmin ediciler olarak adlandırılan medyan ve budanmış ortalama yöntemlerinin basit dışlama yöntemine göre en büyük üstünlüğü dışlanacak kısımların seçiminde subjektif olmayan bir yöntem benimsenmiş olmasından ileri gelir.

1.2.1.3.1. Teorik temeller

Bir çok makro iktisatçı enflasyonun temel belirleyicisinin uzun dönemde para stokundaki artış olduğu konusunda görüş birliği içindedir. Fakat kısa dönemde görelî arz ve talep değişmelerine bağılı olarak mallar arasında genel enflasyon trendinden farklı olarak görelî fiyat farklılıkları ortaya çıkmaktadır. Mallar arasındaki görelî fiyat farklılıkları ise genel fiyat düzeyini etkilemektedir. Yani reel faktörler genel fiyat düzeyi üzerinde etkili olmaktadır. Fiyatların tam esnek olduğu, para arzının değişmediği bir ekonomide firmalar bir arz şokuyla karşı karşıya kaldığında nominal fiyatların bazıları artacak diğerleri ise azalacaktır. Görelî fiyatlardaki artışlar ve azalışlar birbirini dengeleyecek ve genel fiyat düzeyi etkilenmeden kalacaktır. Örneğin gıda fiyatlarındaki bir artış tüketicinin gıda için daha çok harcama yaparken geriye kalan mal ve hizmetler için daha az harcama yapmasına neden olacaktır. Gıda fiyatları görelî olarak artarken geriye kalan mal ve hizmetlerin fiyatları düşecektir. Genel fiyat düzeyi ise bu gelişmelerden etkilenmeyecektir.

Ball ve Mankiw'e göre fiyatlar klasik teorinin varsaydığı gibi tam esnek değildir çünkü firmaların katlanmak zorunda oldukları menü maliyetleri vardır. Ball ve Mankiw'e göre tipik bir firma ekonomideki her değişiklik durumunda hemen fiyatını ayarlama yoluna gitmeyecektir. Firmanın arzuladığı fiyat değişikliği, fiyat ayarlaması sonucunda katlanacağı menü maliyetlerinden yeterince büyükse firma fiyatlarını ayarlama yoluna gidecektir. Bu nedenle her

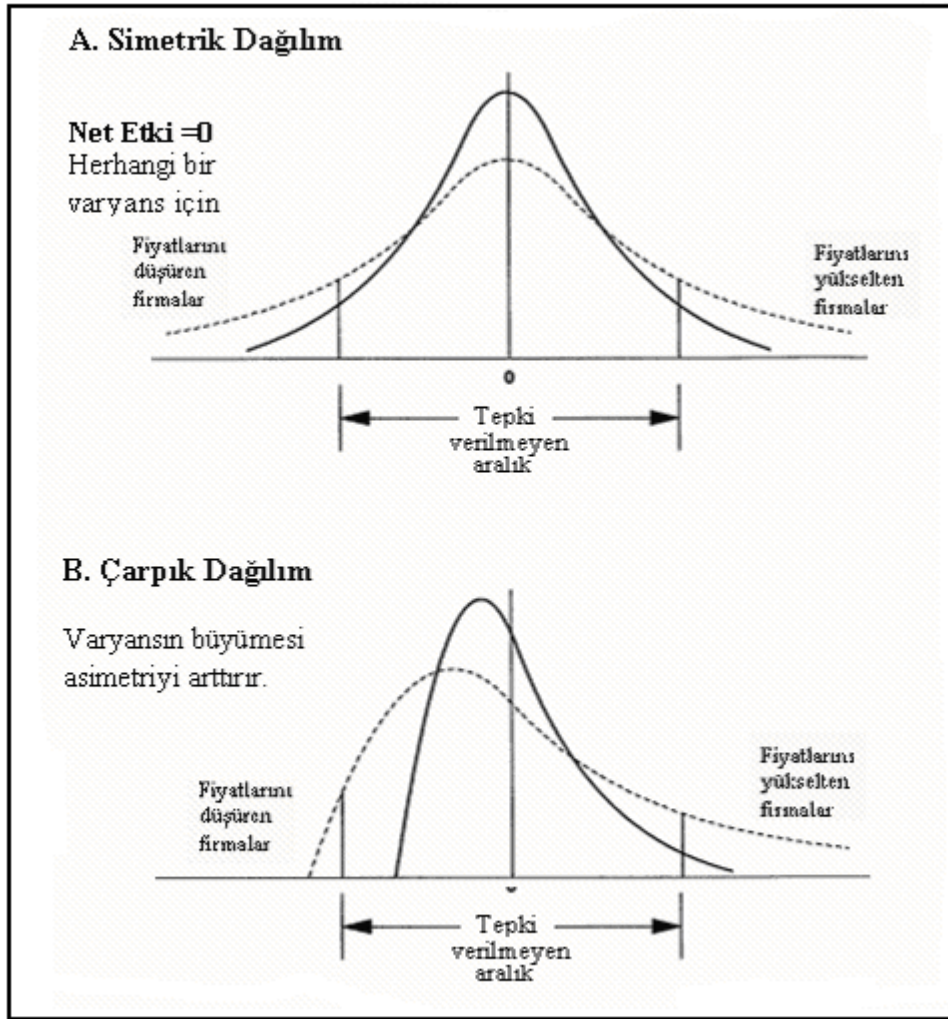
firma için şoklar karşısında tepki vermediği bir aralık (range of inaction) mevcuttur (Ball and Mankiw, 1995:162). Ball ve Mankiw'e göre görece fiyatları etkileyen şokların dağılımı genel fiyat düzeyini etkilemektedir. Şoklar simetrik bir dağılım gösteriyorsa artan bazı fiyatlar düşen diğer fiyatlar tarafından dengelenecek net etki sıfır olacaktır (Şekil 1.1:A). Tersine şokların dağılımı asimetric ise çarpıklığın yönüne bağlı olarak fiyatlar genel düzeyi değişecektir. Şokların dağılımının sağa doğru çarpık olduğunu varsayalım. Firmalar menü maliyetlerinden ötürü büyük şoklara küçük şoklardan daha hızlı tepki vereceklerinden arzulan fiyat artışları arzulan fiyat düşüşlerinden fazla olacaktır. Net etki pozitif olacak ve genel fiyat düzeyi kısa dönemde artacaktır (Şekil 1.1:B). Şokların dağılımının sola doğru çarpık olması durumunda arzulan fiyat düşüşleri artışlara göre daha çabuk oluşacak, net etki negatif olacak ve genel fiyat düzeyi düşecektir (Ball and Mankiw, 1995: 164).



Şekil 1.1: Fiyat Şoklarının Dağılımındaki Çarpıklık ve Genel Fiyat Düzeyi Arasındaki İlişki

Ball ve Mankiw enflasyon ve şokların varyansı arasında da bir ilişki olduğunu öne sürmektedirler. Şokların dağılımı simetrik bir yapı gösteriyorsa şokların varyansındaki bir artış dağılımın her iki kuyruğunu aynı oranda uzatacaktır. Fakat genel fiyat düzeyi bu durumdan etkilenmeyecektir (Şekil.1.2:A). Dağılım çarpık bir yapıdaysa varyanstaki artış kuyruklardaki asimetriyi arttıran bir etki yaratacaktır. Sonuçta sağa çarpık bir dağılımda fiyatlar genel düzeyindeki artışın boyutu daha büyük olacaktır (Şekil.1.2). Ters durumda

varyanstaki artış deflasyonist etkiyi arttıracaktır. Yani varyanstaki artış, çarpıklığın genel fiyat düzeyi üzerindeki etkisini arttıran bir etki yaratmaktadır (Ball and Mankiw, 1995:165).



Şekil 1.2: Fiyat Şoklarının Dağılımındaki Basıklık ve Genel Fiyat Düzeyi Arasındaki İlişki

Bryan ve Cecchetti (1993b) çekirdek enflasyon ölçümü ile ilgili çalışmalarında Ball ve Mankiw'in modelini teorik temel olarak kullanmışlardır. Ekonomide belirli bir zaman diliminde çok sayıda firma olduğunu ve her bir firmanın fiyatlarını ayarlarken aynı menü maliyetlerine katlandıkları varsayılır. Bunun yanısıra para stokundaki büyümenin (\dot{m}) sabit ve dışsal olarak belirlendiği, paranın dolaşım hızının sabit olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımlar altında başlangıçta her bir firma, para stokundaki büyümenin

ardından fiyatlarını \dot{m} kadar artıracaktır. Bu gelişmenin sonucunda genel enflasyon oranı parasal enflasyona eşit olacaktır. Bu durumda çekirdek enflasyon (π^c) şöyle tanımlanabilir (Bryan ve Cechetti, 1993b:6):

$$\pi^c = \dot{m} \quad (1.1)$$

Sonraki aşamada her bir firmanın ürünün talebinden ya da maliyetinden kaynaklanan bir şoka (ε_i) maruz kaldığını varsayalım. Firmalar şokun farkına vardıklarında ε_i mutlak değer olarak menü maliyetini aşıyorsa, fiyatlarını bu değişiklik karşısında ayarlama yoluna gidecektir. Bu durumdaki firmalar için fiyatlardaki değişim oranı π_i aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\pi_i = \dot{m} + \varepsilon_i \quad (1.2)$$

Varsayıma göre firmaların tamamı aynı menü maliyetine katlanmak zorunda olduklarından büyük şoklara maruz kalan firmalar fiyatlarını ayarlama yoluna gidecek diğerleri ise beklemeyi tercih edecektir. Şokların simetrik dağılması halinde şokların toplam etkisi sıfır olacak enflasyon oranı ise para arzı artış oranına bağlı olan π^c 'a eşit olacaktır. Asimetrik dağılım durumunda genel fiyat düzeyi görece fiyatlardan etkilenecektir. Fakat bu durum uzun dönem için geçerli değildir. Çünkü uzun dönemde tüm firmalar fiyatlarını ayarlayacaklardır ve enflasyon oranı parasal kaynaklar tarafından belirlenen π^c 'a eşit olacaktır.

Telatar, bu analizin menü maliyetlerinin firmalar arasında farklılaştığı durumlara da uyarlanabileceğini öne sürmektedir (Telatar, 2002:118-119). Buna göre ekonomide bazı firma gruplarında fiyatlar oldukça esnektir. Örneğin sebze ve meyve üreticileri menü maliyetleri çok yüksek olmadığından ekonomideki bir değişikliğe hemen yanıt verebilmekte fiyat ayarlamaları için bir dönem sonrasını beklememektedir. Tersine bazı firma grupları ise yüksek menü maliyetlerinden ötürü fiyatlarını nadiren değiştirmektedir. Bu gruba örnek olarak ev sahipliği, restoran yemekleri verilebilir. Telatar'a göre çekirdek enflasyon ölçümünde endekste yer alması gereken gruplar; ikinci grupta yer alan fiyatları yapışkan olan sektörler olmalıdır. Çünkü bu grupta yer alan firmalar, menü maliyetleri

yüksek olduğundan hatalarını kolayca düzeltemezler ve bu nedenle fiyat patikaları daha düzgündür.

1.2.1.3.2. Budanmış Ortalama (Trimmed Mean)

Budanmış ortalama yönteminde her ay en yüksek ve en düşük fiyat artışları belirli bir oranda endeksten çıkartılıp geriye kalan alt grupların ortalaması alınmaktadır (TCMB, 2001:13). Çıkarılan uç değerlerin enflasyonun genel kısmını yansıtmayan görelî fiyat farklılıkları olduğu varsayılmaktadır.

Fiyatların yatay kesit dağılımından budanmış ortalama hesaplamak için t döneminde örneklemin alt gruplarındaki fiyat değişiklikleri en yüksekten en düşüğe sıralanmaktadır. Sonraki aşamada kümülatif ağırlıklar 1'den i'ye kadar belirlenmektedir. t döneminde $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n$; her bir alt gruptaki fiyat değişiklikleri olmak üzere, $\pi_j \leq \pi_{j+1}$ olacak şekilde sıralanır. Her gruba ilişkili ağırlıklar w_1, w_2, \dots, w_n ise i. alt gruba denk gelen kümülatif ağırlık $W_{i,t} = \sum_{j=1}^i w_{(j),t}$ olacaktır. Burada $w_{(j),t}$ j. sıradaki ağırlığı temsil etmektedir. Ortalaması alınacak gözlem grubu $I_\alpha = \{i : \alpha/100 < W_{i,t} < 1 - \alpha/100\}$ olarak belirlenir. Nihai olarak uç değerlerin $\alpha\%$ oranında çıkartıldığı ortalama şöyle hesaplanır (Bryan, Cecchetti, Wiggins, 1997:9):

$$\bar{\Pi}_t(\alpha) = \frac{2}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_{(i),t} \pi_{(i),t} \quad (1.3)$$

$\pi_{(i),t}$ j. sıradaki fiyat değişikliğini göstermektedir. $\alpha=0$ ise ağırlıklı örneklem ortalamasına yani TÜFE'ye ulaşırız. Burada W_i , i'inci mal grubuna kadar olan kümülatif ağırlığı temsil ederken, w_j , j'inci mal grubunun ağırlığını temsil etmektedir.

Budanmış ortalama yönteminde temel sorun optimal kesinti yüzdesinin belirlenmesidir. Bryan, Cecchetti ve Wiggins (1997), 36 aylık hareketli

ortalamadan hareketle hesapladıkları uzun dönem trend enflasyon değerini referans değeri (“benchmark”) olarak kullanmıştır. Yazarlar uzun dönem enflasyon oranıyla çekirdek enflasyon arasında hesaplanan hata kareler ortalamasını (Root Mean Square Error, RMSE) ya da ortalama mutlak sapmaları (Mean Absolute Deviations, MAD) minimum yapacak kesinti yüzdelerini optimal olarak değerlendirmiştir.

Roger anakütle ortalamasının alternatif tahmin edicilerinin, dağılımın basıklığına (kurtosis) son derece duyarlı olduğunu, fiyat değişimlerinin dağılımı yüksek basıklık gösteriyorsa ana kütlede çekilen örneklem dağılımının normal dağılımdan daha yüksek oranda uç değer içerdiğini belirtmektedir (Roger, 1995:6). Normal dağılımda örneklem ortalaması için en etkin tahmin edici bütün gözlemlere eşit ağırlık verirken, basıklık derecesi 3’ten küçük olan bir dağılımda görece olarak dağılımın kuyruklarında yer alan gözlemlere daha yüksek ağırlık verir. Basıklık derecesi 3’ten büyükse bu durumda uç değerlere (kuyruklarda yer alan gözlemlere) daha düşük ağırlık verir. Roger’a göre örneklem ortalaması çok güçlü bir tahmin edici değildir. Roger, Hogg’un (1967) çalışmasından yola çıkarak ;

Basıklık 2 ile 4 arasındaysa örneklem ortalamasının tavsiye edilen tahmin edici olması gerektiğini

Basıklık 4 ile 5.5 arasındaysa % 25 budanmış ortalamanın daha iyi performansa sahip olduğunu

Basıklık 5.5’tan yüksekse medyanın daha iyi bir tahmin edici olacağını belirtmektedir (Roger, 1995:7).

Budanmış ortalama yöntemin en önemli avantajı, belirli bir alt grubun sistematik olarak dışlanması yerine, her ay seriden dışlanacak kısımlar seçilirken bu kısımların istatistiksel özelliklerine göre karar verilmesidir. Ayrıca bu şekilde dağılım normale yaklaşmakta ve elde edilen çekirdek enflasyon geçici arz şoklarını içermemektedir. Öte yandan optimal kesinti yüzdesinin seçiminin subjektif olduğu yönünde eleştirilen yöntem; uygulandığı alt bileşen düzeyine göre farklı sonuçlar verebilmektedir (Taillion, 1997:8).

1.2.1.3.2. Ağırlıklandırılmış Medyan

Ağırlıklandırılmış medyan yönteminde fiyat değişiklikleri endeksteki ağırlıklarıyla birlikte en yüksekte en düşüğe doğru sıralanmakta ve bu sıralamanın ortanca değeri olan (kümülatif olarak % 50.ağırlığa isabet eden değer) fiyat artışı ağırlıklandırılmış medyan değerini göstermektedir (Bryan, Cecchetti, Wiggins,1997:9):

$$\bar{P}_t(\alpha) = \frac{2}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_{(i),t} \pi_{(i),t} \quad (1.4)$$

(1.4) numaralı gösterimde $\alpha = 50$ ise ağırlıklandırılmış medyan elde edilir.

Fiyatların yatay kesit dağılımı çarpıksa ve normallikten uzaksa medyan anakütlenin daha güçlü bir tahmin edicisidir. Ayrıca bu yöntem, dışlama yönteminin tersine görece fiyat şoklarının kaynağının önceden açıkça belirtilmesine ihtiyaç duymayan bir metottur. Hesaplaması oldukça kolaydır. Fakat endekste enflasyon konusunda yararlı olabilecek bazı bilgilerden yoksun kalınabilir (Clark, 2001:14). Ayrıca merkez bankaları medyanı, halk tarafından yeterince anlaşılacak için bir çekirdek enflasyon ölçüsü olarak kullanmak istemeyebilirler (Rogers, 1998:23; Taillion, 1997:9).

Roger (1997) Yeni Zelanda verileriyle yaptığı çalışmada fiyat değişikliklerinin dağılımının yüksek basıklık ve kronik sağ yönlü bir çarpıklık gösterdiğini tespit etmiştir. Roger, her iki kuyruktan simetrik bir şekilde gözlemlerin dışlanması durumunda çekirdek enflasyon ölçümünün genel enflasyon trendini isabetli bir şekilde ölçemeyeceğini ve negatif bir sapmanın sistematik bir şekilde oluşacağını belirtmiştir. Bu ikileme başa çıkabilmek için 57. persantili çekirdek enflasyon ölçümü olarak kullanmayı önermiştir. Yeni Zelanda verileri üzerinde yaptığı çalışmada bu ölçümün hem sapsız olduğunu hem de genel enflasyon eğilimini ölçmede daha etkin olduğunu tespit etmiştir (Roger, 1997:17-19)

1.2.2. İktisadi Model Tabanlı Yöntemler

İktisadi model tabanlı yöntemlerde daha çok çekirdek enflasyonun nasıl tanımlanacağı sorunsalı ilgi odağıdır. İktisadi bir meseleyi iktisadi bir teoriye dayanarak açıklaması bu yöntemlerin en kuvvetli yönü olarak nitelendirilmektedir. İktisadi model tabanlı yöntemlerin başlıcaları; P-Star yaklaşımı ve Yapısal VAR yaklaşımıdır.

1.2.2.1. P-Star Yaklaşımı

P-Star modeli miktar teorisinin uzun dönem versiyonunu temel alır ve fiyat seviyesinin uzun dönem belirleyicileri ile enflasyondaki kısa dönemli değişimler arasında bir ilişki kurar. İlk olarak Hallman, Porter ve Small tarafından 1991’de geliştirilen P-Star (P^*), mal ve para piyasalarının dengede olduğu bir ekonomide cari para arzıyla uyumlu fiyat düzeyi olarak tanımlanmaktadır (Hoeller ve Poret, 1991:5). P-Star modelinin temel önermesi fiyat düzeyinin; büyük ölçüde para stoku tarafından belirlenen denge düzeyine doğru hareket eğilimi olduğudur. Dengeye gerçek fiyat seviyesi P ile P^* arasındaki açık (gap) sıfır olacağından “fiyat açığı”; yani cari fiyat düzeyi ile denge fiyat düzeyi arasındaki fark; henüz gerçekleşmemiş fiyat uyarlamalarını gösterecektir. Para otoriteleri bu bilgiden hareketle gelecekteki fiyat hareketlerinin yönünü tahmin edebilecektir

Denge fiyat düzeyi, P^* ölçümü, başlangıç noktasını paranın miktar teorisinden almaktadır. Basit miktar denkliği;

$$PY \equiv MV \quad (1.5)$$

(1.5) numaralı denklikte Y reel üretim düzeyini, P fiyatlar genel düzeyini, M para stokunu ve V ise paranın dolaşım hızını göstermektedir. V ve Y ’nin birbirinden ve para stokundan bağımsız olduğu varsayılmaktadır. P^* ise uzun dönem denge fiyat düzeyi olarak ve (1.6) nolu denklik esas alınarak para stokunun cari değeri M , paranın dolaşım hızının uzun dönem denge değeri

(V^*) ve potansiyel reel üretimin (Y^*) uzun dönem denge değeriyle uyumlu fiyat seviyesi olarak tanımlanmaktadır.

$$P^* = MV^* / Y^* \quad (1.6)$$

V^* ve Y^* 'nin miktar teorisindeki gibi birbirinden ve para stokundan bağımsız olduğu varsayılmaktadır. (1.6) numaralı eşitlik denge fiyat seviyesi para stoku arasında oransal bir ilişki olduğunu göstermektedir. Hallman, Porter ve Small'un orijinal modelinde fiyat seviyesi her bir birim çıktıya tekabül eden para stoku tarafından belirlenmektedir. P-Star modelini ABD ekonomisi için uygulayan yazarlar, para arzı için M2 değişkenini kullanmışlardır ve M2'nin dolaşım hızının sabit olduğunu varsaymışlardır. (1.6) numaralı eşitlik logaritmik olarak ;

$$p^* = m - y^* + v^* \quad (1.7)$$

şeklinde gösterilebilir.

Yapılan bu hesaplamanın ardından fiyatlar için enerji ve ithalat fiyatları gibi geçici etkilerin de içerildiği dinamik bir hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir.

$$\pi_t = \sum_{i=1}^N \alpha_i \pi_{t-i} + \beta \Delta X_t + \gamma (p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

Burada π_t enflasyon oranı, X_t vektörü de fiyat hareketlerini kısa dönemde etkileyen, petrol fiyatlarındaki ya da dolaylı vergilerdeki değişiklikler gibi faktörleri temsil etmektedir.

P-Star yaklaşımında çekirdek enflasyonu tahmin edebilmek için (1.8) numaralı eşitlikte kısa dönem faktörler sıfıra eşitlenmektedir (Landau, 2000:13).

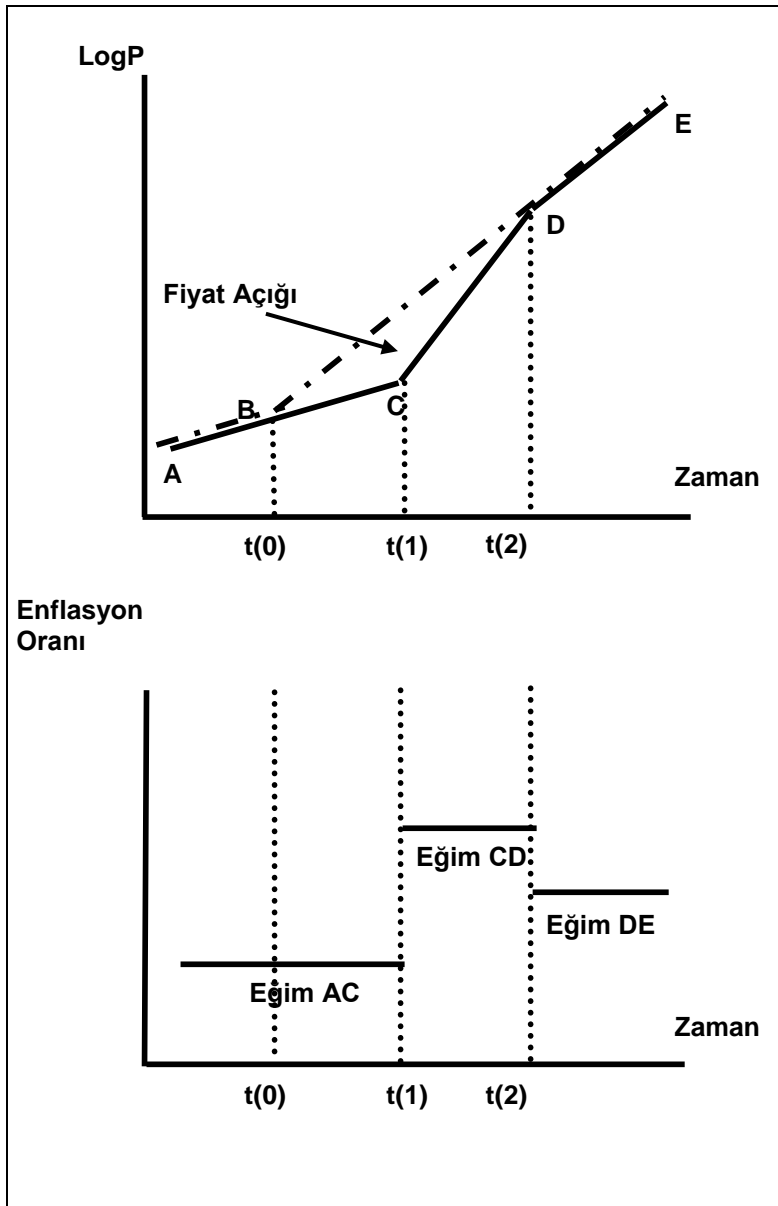
$$\pi_t = \sum_{i=1}^N \alpha_i \pi_{t-i} + \gamma (p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

(1.9) numaralı eşitlikten çekirdek enflasyon π_t^c , (1.10)'daki gibi tahmin edilebilecektir.

$$\pi_t^c = \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_i \pi_{t-i} + \hat{\gamma}(p_{t-1}^* - p_{t-1}) \quad (1.10)$$

(1.10) numaralı eşitlik uzun dönem denge düzeyine olan uyarlamalara odaklandığından kısa dönemde fiyatları etkileyen faktörlerin etkisini göstermez. P-Star yaklaşımının çekirdek enflasyon ölçümü için temel olabileceği düşüncesinin ardındaki gerekçe de budur. P-Star yaklaşımı bu özelliğiyle ekonomide fiyatlar üzerindeki geçici şokları dışarıda bırakan bir ölçüm sağlamaktadır. (1.10) numaralı eşitliğin geçerli bir gösterim olabilmesi için P ve P^* arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi olmalıdır. Diğer bir deyişle uzun dönemde P , P^* 'a yaklaşma eğilimi göstermelidir.

Şekil 1.3; denge fiyat açığıyla enflasyon oranının nasıl hareket ettiklerini göstermektedir (Humprey, 1989:4). Kesikli çizgiler denge fiyat patikasını yani P-Star'ı (P^*) gösterirken düz çizgiler gerçek fiyat patikasını göstermektedir. Bu doğruların eğimi ise enflasyon oranını temsil etmektedir. Başlangıçta $t(0)$ döneminde gerçek fiyat seviyesi denge fiyat seviyesine eşittir (A noktası ile B noktası arasında). Parasal bir genişleme sonucu denge enflasyon oranının yükseldiğini ve buna bağlı olarak denge fiyat açığı oluştuğunu varsayalım. Gerçek fiyat seviyesi denge fiyat seviyesinin altına düşeceğinden belirli bir gecikmeden sonra $t(1)$ 'den sonra gerçek fiyat seviyesi denge düzeyine ulaşabilmek için yükselmeye başlayacaktır. Gerçek fiyat seviyesinin, uyarlanma sürecinde artış oranı, $t(2)$ dönemine kadar denge enflasyon oranının üstünde olacaktır (Eğim $CD >$ Eğim BE). Dolayısıyla modelin uyarlanma sürecinde fiyat açığı, enflasyonda geçici bir süre yükselme yaratmaktadır. Fakat uzun dönemde gerçek fiyat seviyesi ile denge fiyat seviyesi başlangıçtaki gibi birbirine eşit olacaktır.



Şekil 1.3: P STAR Grafiği

Not: Düz çizgiler gerçek fiyat düzeyini (P), kesikli çizgiler denge fiyat düzeyini (P^*) göstermektedir.

1.2.2.2. SVAR Yaklaşımı

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 üretim ve yıllık enflasyon değişkenlerinin büyüme oranlarını

kullanan yazarlar, enflasyonda gözlenen değişimlerin iki tip şok tarafından etkilendiğini ve bu şokların tüm gecikme ve sürelerde birbirleriyle ilişkisiz olduğunu varsaymaktadırlar. Şoklar birbirlerinden üretim üzerindeki etkileri itibariyle ayrılır. Birinci tipteki şok (çekirdek şok), reel üretim üzerinde orta ve uzun dönemde hiç bir etkide bulunmazken ikinci tipteki (çekirdek dışı şok) şok orta ve uzun vadede reel üretimi etkileyebilir. Çekirdek enflasyon ise ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı olarak tanımlanmaktadır.

Yazarlar çekirdek enflasyonu parasal genişlemeyle ilişkili enflasyon olarak tanımlayan görüşlerle kendi tanımlarının çelişmediğini, fakat kendilerinin enflasyonun belirleyicileri konusunda agnostik (bilinmezci) olmayı tercih ettiklerini belirtmektedirler (Quah, Vahey, 1995:1131).

Quah ve Vahey'in çekirdek enflasyon tanımı, 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 yatay eksene dik bir hal alır. Bunun en önemli nedeni ekonomideki fiili fiyat artışlarına işçi ve işverenlerin farklı sürelerde tepki vermeleridir (Çevik, 2005). Ekonomide para arzındaki bir genişleme sonucu fiyatlar genel düzeyinin yükselmesi reel ücretlerde bir azalma meydana getirecektir. İşverenler için önemli olan husus ürettikleri malların nispi fiyatlarındaki değişimdir. İşverenler işçi maliyetlerindeki nispi düşüşü derhal farkedeceklerdir. Bu durum işverenleri üretimlerini arttırmaya teşvik edecek ve istihdam hacmi genişleyecektir. Yani kısa dönemde üretim artacak işsizlik azalacaktır. Buna karşılık işçiler için önemli olan husus satın alma gücündeki değişimdir. Daha yüksek fiyat düzeyinin kendi reel ücretlerini azalttığını fark eden işçiler satın alma güçlerini dengelemek için daha yüksek reel ücret talep edeceklerdir. Reel ücretlerin başlangıçtaki seviyesine dönmesiyle işverenlerin istihdam seviyesini ve üretimlerini genişletmelerini teşvik eden etkenler ortadan kalkacaktır. Yeni denge daha yüksek fiyat seviyesinde oluşacak reel üretimde eskisine göre bir değişiklik oluşmayacaktır, istihdam ise eski seviyesine dönecektir (Parasız, 1999:253-256).

Ekonominin çekirdek enflasyon şoklarına ne kadar sürede uyarlanacağı konusu 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 fertler, 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 iktisadi birimlerin beklentilerinde hata yapmalarından kaynaklanabilir. Ancak, işçilerin 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 çıkmaz. Dolayısıyla ekonominin çekirdek enflasyona uyum süreci beklenti sürecinin nasıl işlediğiyle ilgili bir konudur (Hahn, 2002:6).

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. Oluşturdukları VAR modelinde çekirdek enflasyonun kısa dönemde üretim üzerindeki etkileri belirsizdir. Ekonomik birimlerin ne kadar hızlı çekirdek enflasyona intibak edeceğini görebilmek için kısa dönemde veri serbest bırakılır. Bu özellik kısıtlamanın geçerliliğini test edebilmeye de olanak tanır. Ekonomi orta ve uzun dönemde çekirdek şoklar karşısında uyum konusunda başarısız olursa, çekirdek enflasyonun uzun dönemde reel üretim üzerinde nötr olduğu görüşü şüpheli olacaktır.

Quah and Vahey’in bulgularına göre çekirdek şoklar kısa dönemde bile reel ekonomi üzerinde çok az etkiye sahiptir. Çekirdek şokların genel enflasyon üzerindeki etkisi yazarların beklentilerine uygun olarak sürekli olmuş ve 24 aylık dönem sonunda uzun dönem dengesine kavuşmuştur. Çekirdek dışı şokların

ise enflasyon üzerindeki etkisi oldukça düşük düzeyde kalmış ve 17 aylık dönem sonunda kaybolmuştur.

Quah ve Vahey'in oluşturduğu VAR modelindeki makroekonomik değişkenler vektörü; $X_t = (\Delta \ln Y_t, \Delta \pi_t)'$ şeklindedir. $\ln Y_t$ ve π_t sırasıyla reel üretimin logaritmasını ve ölçülen enflasyonu göstermektedir. Reel üretim için aylık sanayi üretim endeksini kullanan yazarlar, enflasyon değişkeni için perakende fiyat endeksini kullanmışlardır. π_t ve $\ln Y_t$, I(1) dir fakat aralarında bir eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Bu nedenle bu değişkenler modele birinci farkları alınarak dahil edilmiştir. η_1 ve η_2 sırasıyla çekirdek dışı şok ve çekirdek şoktur (Quah and Vahey, 1995:1133).

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

$$\begin{aligned} X_t &= v + D_0 \eta_t + D_1 \eta_{t-1} + \dots \\ &= v + \sum_{j=0}^{\infty} D_j \eta_{t-j} \end{aligned} \quad \text{şeklindedir} \quad (1.11)$$

Bu eşitlikte $\Delta \ln Y$ ve $\Delta \pi$ iki şokun, η_1 ve η_2 'nin dağıtılmış gecikmeleriyle ifade edilmektedir. Bu şokların ortogonal olduğu ve diagonal varyans kovaryans matrisinin normalleştirilerek birim matrise eşit olduğu varsayılmaktadır. Yani;

$$E[\eta_t \eta_t'] = I_n, \quad (1.12)$$

$$E[\eta_t] = 0 \quad (1.13)$$

(1.11) numaralı gösterim daha açık olarak;

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-j} \\ \eta_{2,t-j} \end{bmatrix} \quad (1.14)$$

şeklinde gösterilebilir.

Bu gösterim enflasyonun aşağıdaki gibi ayrıştırılabileceğine işaret eder;

$$\Delta \pi_t = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{21,j} \eta_{1,t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta_{2,t-j} \quad (1.15)$$

Burada $\Delta\pi_t^c = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta_{2,t-j}$ çekirdek enflasyondaki değişimi gösteren kısımdır. Bu gösterimde;

$d_{22,j} \rightarrow j$ dönem sonra çekirdek şokun enflasyon üzerindeki etkisini gösterir.

$\sum_{j=0}^k d_{22,j} \rightarrow k$ dönem sonra çekirdek şokun enflasyon üzerindeki kümülatif etkisini gösterir.

Uzun dönem nötralite koşulu ise; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j) = 0$ 'dır.

İndirgenmiş VAR modelinin hareketli ortalama gösterimi;

$$\begin{aligned} X_t &= v + e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} \dots \\ &= v + \sum_{j=0}^{\infty} C_j e_{t-j} \end{aligned} \quad (1.16)$$

(1.16) numaralı gösterimde;

$$C_0 = I \text{ ve } \text{var}(e_t) = \Sigma \quad (1.17)$$

(1.11) numaralı ve (1.16) numaralı eşitlikler yardımıyla $e_t = D_0 \eta_t$ ve $D_j = C_j D_0$ olduğu görülebilir. Buradan

$$\text{var}(e_t) = \Sigma = D_0 I_n D_0' \quad (1.18)$$

eşitliği elde edilebilir.

VAR sisteminin belirlenme tekniği Blanchard ve Quah (1989) ve Saphiro ve Watson'un (1988) tekniğiyle benzerdir. 2×2 matrise getirilen kısıtlardan üçü simetrik $\Sigma = D_0 I_n D_0'$ tarafından getirilirken dördüncüsü nötralite $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j) = 0$ koşuludur.

Quah ve Vahey yaklaşımıyla ilgili yapılan eleştirilerden bir tanesi; belirlenme durumuyla fiyat seviyesi yerine çekirdek enflasyondaki değişimin tanımlanmasıdır. Enflasyonun $I(1)$ olması halinde çekirdek enflasyon şoku,

çekirdek enflasyon üzerinde sürekli etkilere sahiptir. Bu durum ise uzun dönemde reel ekonomi üzerinde enflasyonun yansız, fiyat seviyesinin ise süper yansız olması anlamına gelmektedir. Örneğin çekirdek enflasyondaki değişim %2'den %50'ye çıktığında üretim seviyesi üzerinde uzun dönemde hiç bir etki olmayacağı varsayılmaktadır² (Folkertsma ve Hubrich, 2000:29).

1.2.2.2.1. Literatür Araştırması

Literatürde Quah ve Vahey'den sonra yapısal VAR yaklaşımıyla yapılan çalışmalarda değişken sayıları ve değişkenler üzerinde etkili olan şokların sayıları artmış, şoklar üzerine getirilen kısıtlar da farklılaşmıştır. Fakat tüm SVAR modelleri en azından üretimde büyüme ve enflasyon oranı değişkenlerini içermektedir.

Uygun bir VAR modelinin belirlenmesi büyük ölçüde verinin stokastik özellikleriyle ilgilidir. Paranın süper yansızlığı varsayımını yapan Quah ve Vahey'in çalışmasında enflasyon I(1) olarak belirlenmektedir. Enflasyonun I(0) olması VAR modelinin değişmesine yol açmaktadır. İlk durumda VAR modelindeki fiyat eşitliği enflasyonun birinci farkı alınarak oluşturulurken, ikinci durumda fiyat seviyesinin birinci farkı alınarak oluşturulmaktadır. Her iki model de uzun dönem dikey Phillips eğrisiyle uyumludur. Enflasyonun I(1) olması halinde çekirdek enflasyon şoku, çekirdek enflasyon üzerinde sürekli etkilere sahiptir. Enflasyonun I(0) olması halinde çekirdek enflasyon şoku fiyatlar üzerinde sürekli etkilere sahipken, enflasyon üzerinde geçici etkilere sahiptir (Hahn, 2002:7).

Alvarez ve Matea (1999) tahmin ettikleri SVAR modelinde Quah ve Vahey gibi reel üretimde büyüme ve enflasyondaki değişim değişkenlerini kullanmışlardır. İki yapısal şokun enflasyondaki hareketleri açıkladığını öne

² Paranın süper yansızlığı (Super-neutrality of money); para stokunun büyüme oranındaki bir değişimin reel ekonomi üzerinde en azından uzun dönemde etkisiz olması anlamına gelmektedir. Öte yandan paranın yansızlığı (Neutrality of money); para stoku seviyesindeki devamlı değişikliğin reel ekonomi üzerinde uzun dönemde etkisiz olması anlamına gelmektedir.

süren yazarlar Quah ve Vahey'den farklı olarak bu şokları üretim üzerindeki etkileri itibariyle değil enflasyon üzerindeki etkileri itibariyle birbirinden ayırmışlardır. Alvarez ve Matea'nın iki değişkenli SVAR modeli;

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-j} \\ \eta_{2,t-j} \end{bmatrix} \quad (1.19)$$

Modelde birinci tip şok η_1 , çekirdek dışı şok olup enflasyon seviyesi üzerinde geçici etkilere sahiptir yani enflasyon üzerinde uzun dönemde nötrdür; diğer taraftan ikinci tip şok η_2 , çekirdek şok olup enflasyon üzerinde sürekli etkiye sahiptir. Dolayısıyla yapısal model çekirdek dışı şokun enflasyon üzerinde kümülatif etkisinin sıfır olduğu yönünde kısıt içerir; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{21,j} = 0$.

Çekirdek enflasyon ise (1.20) numaralı eşitlikteki gibi tahmin edilir.

$$\Delta \pi_t^c = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta_{2,t-j} \quad (1.20)$$

Bu durumda çekirdek enflasyon ölçülen enflasyonun uzun dönemde üretim üzerinde nötr kısmı olarak tanımlanamaz ancak ölçülen enflasyonun sürekli (permanent) bileşeni olarak tanımlanabilir. Yani Alvarez ve Matea paranın yansızlığı ya da süper yansızlığı konusunda bir varsayım yapmamaktadır. Fakat onlar da Quah ve Vahey gibi çekirdek enflasyondaki seviyeyi değil değişimi belirlemektedir.

Gartner ve Wehinger, 1998'de yapmış oldukları çalışmada seçilmiş bazı Avrupa ülkeleri için Quah ve Vahey'in iki değişkenli SVAR sisteminin yanısıra sistemi genişleterek üç değişkenli bir SVAR sistemiyle çekirdek enflasyonu tahmin etmişlerdir. Gartner ve Wehinger enflasyonun trend etrafında durağan olduğunu ve birim kök içermediğini tespit etmişlerdir. Bu nedenle onların modeli enflasyondaki değişim yerine enflasyon seviyesini içermektedir. İki değişkenli sistemde makro ekonomik değişkenler vektörü;

$$x_t = (\Delta \ln P_t, \Delta \ln Y_t)' \quad (1.21)$$

şeklinde dir.

Burada Y_t , GSYİH'yı, P_t , Tüketici Fiyatları Endeksini temsil etmektedir. Gartner ve Wehinger'in iki değişkenli SVAR modeli;

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-j} \\ \eta_{2,t-j} \end{bmatrix} \quad (1.22)$$

şeklindedir.

Ekonominin arz şoku (η_1) ve talep şoku (η_2) olmak üzere iki tip şoktan etkilendiğini varsayan yazarlar, arz şoklarının hem fiyatlar hem de üretim üzerinde sürekli etkilerinin olabileceğini talep şoklarının ise uzun dönemde üretim üzerindeki etkisinin nötr olacağını belirtmektedirler. Çekirdek enflasyon ise enflasyonun üretim üzerinde uzun dönemde etkisiz olan kısmı, yani yalnızca toplam talep eğrisindeki kaymalarla oluşan fiyat hareketleri ("Talep çekişli" enflasyon) olarak tanımlanmıştır. İki değişkenli SVAR modelinde çekirdek enflasyon;

$$\pi_t^c = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta_{2,t-j} \quad (1.23)$$

şeklinde tahmin edilir.

Quah ve Vahey ekonominin yalnızca iki tip şoktan etkilendiğini varsaymaktaydı. Oysa gerçekte ekonomi enflasyon ve üretim üzerinde birbirinden farklı etkilere sahip birçok değişik şoktan etkilenmektedir. Gartner ve Wehinger, Quah ve Vahey'in iki değişkenli SVAR modelinin potansiyel olarak spesifikasyon hatalarına yol açabileceğine dikkat çekmiş ve SVAR'ı genişletmiştir. Yazarlar parasal ve reel toplam talep kaymalarını, bunların üretim ve enflasyon üzerinde değişik etkilere sahip olmaları gerekçesiyle birbirinden ayırmıştır. Gartner ve Wehinger, Quah ve Vahey'den farklı olarak modellerine üretimdeki büyüme ve enflasyon değişkenlerinin yanısıra kısa dönem nominal faiz oranlarındaki değişimi para politikası değişkeni olarak ilave etmişlerdir. Oluşturdukları üç değişkenli makro ekonomik değişkenler vektörü ise;

$$x_t = (\Delta \ln P_t, \Delta \ln Y_t, \Delta R_t)' \quad (1.24)$$

şeklindedir.

Burada Y_t , GSYİH'yi, P_t , Tüketici fiyatları endeksini ve R_t , nominal faiz oranlarını temsil etmektedir. ADF ve PP birim kök testlerine göre üretim ve faiz oranının I(1) olduğu yönündeki önsav reddedilememiştir. Gartner ve Wehinger'in üç değişkenli SVAR modeli ;

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta R_t \\ \Delta \ln P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-j} \\ \eta_{2,t-j} \\ \eta_{3,t-j} \end{bmatrix} \quad (1.25)$$

Gartner ve Wehinger'in varsayımlarına göre küçük ve dışa açık bir ekonimde enflasyon üç tip yapısal şok tarafından belirlenir. Bu şoklar η_1 , η_2 ve η_3 olup sırasıyla arz şoku, para politikası şoku, reel talep şokudur. Bunlardan son ikisi çekirdek şoklardır. Çekirdek dışı şoklar ise görece fiyat değişikliklerine yol açan arz şokları olarak yorumlanmaktadır (Gartner ve Wehinger 1998:12). Bu şoklar uzun dönemde faiz oranı ve üretim üzerindeki etkileri itibariyle birbirinde ayrılır. Enflasyonun talep çekişli olduğunu belirten yazarlara göre fiyat hareketleri toplam talep eğrisindeki kaymalarla belirlenmektedir. Yazarların varsayımlarına göre; reel talep şoku ne üretim seviyesi üzerinde ne de faiz oranı üzerinde uzun dönemde etkili değildir. Para politikası şoku da üretim seviyesini uzun dönemde değiştiremez. Bu şokların ilgili değişkenler üzerinde kümülatif etkisi sıfırdır. Yani;

$$\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0, \quad \sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0, \quad \sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} = 0 \quad (1.26)$$

Çekirdek enflasyon ise ölçülen enflasyonun, reel üretim üzerinde sürekli etkisi olmayan şoklar –para politikası ve reel talep şoku gibi, tarafından belirlenen kısmıdır ve (1.27)'deki gibi gösterilir.

$$\pi_t^c = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{32,j} \eta_{2,t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{33,j} \eta_{3,t-j} \quad (1.27)$$

Gartner ve Wehinger modellerinde süper yansızlık varsayımı yapmamaktadır. Çalışmadaki bulgularına göre; enflasyonist süreç temel olarak talep çekişli olup tamamiyle parasal bir olgu değildir.

Dewachter ve Lustig; 1997’de yapmış oldukları çalışmada VAR modeline para politikası göstergesi olarak kısa dönem faiz oranı değişkenini ilave ederek Quah ve Vahey’in modelini genişletmişlerdir. Belçika, Fransa ve Hollanda için yaptıkları çalışmada 1973:2-1994:12 dönemi verilerini kullanmışlardır. Onlar da Gartner ve Wehinger’in nominal faiz oranının I(1) olduğu yönündeki bulgusunu onaylamakla beraber enflasyonun durağan olmadığı yönündeki hipotezi reddedememişlerdir. Enflasyonla nominal faiz oranının eşbütünleşik olduğunu belirten yazarlar reel faiz oranının durağan olduğunu varsaymışlardır. Bu bulgularının sonucu oluşturmuş oldukları yapısal modele reel üretimdeki büyüme ve nominal faiz oranındaki değişimin yanısıra doğrudan reel faiz oranı değişkenini ilave etmişlerdir.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ R_t - \pi_t \\ \Delta R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-j} \\ \eta_{2,t-j} \\ \eta_{3,t-j} \end{bmatrix} \quad (1.28)$$

(ΔR_t) ve $(R_t - \pi_t)$ sırasıyla nominal faiz oranındaki değişimi ve reel faiz oranı değişkenini temsil etmektedir. Oluşturdukları VAR sisteminde değişkenleri etkileyen üç tip şok vardır; arz şoku (η_1), reel talep şoku (η_2) ve para politikası şoku (η_3). Reel talep şoku ve para politikası şokunun uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmadığını ($\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0, \sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$) varsayan yazarlar para politikası şokunun reel üretim üzerinde eşanlı bir etkisi olmadığını ($d_{13,0} = 0$) varsaymaktadır. Dolayısıyla VAR modeli hem uzun dönemli hem de eşanlı kısıtlarla belirlenmiştir.

Yazarlar çekirdek enflasyonu; ölçülen enflasyonun, para politikası şokunun ve reel talep şokunun üretim üzerinde etki yaratmayan kısmı olarak tanımlamaktadır. Buna göre çekirdek enflasyon (1.29) numaralı eşitlikten tahmin edilir:

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t^c = & v_3 + (d_{32,0} - d_{22,0})\eta_{2,t} + (d_{33,0} - d_{23,0})\eta_{3,t} + \sum_{j=0}^{\infty} (d_{32,j} + d_{22,j-1} - d_{22,j})\eta_{2,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{\infty} (d_{33,j} + d_{23,j-1} - d_{23,j})\eta_{3,t-j} \end{aligned} \quad (1.29)$$

Dewachter ve Lustig de çekirdek enflasyonun düzeyi yerine çekirdek enflasyondaki değişimi belirlemektedir. Dewachter ve Lustig'in bulgularına göre ölçülen enflasyondaki beklenmeyen dalgalanmalar büyük oranda parasal şoklar tarafından açıklanmaktadır. Bu nedenle enflasyonun tamamiyle parasal bir olay olduğunu belirten yazarlar, modellerinde süper yansızlık varsayımı yapmaktadır.

Blix (1995), Quah ve Vahey'in modelini iki yönde genişletmiştir. Öncelikle modele para stoku değişkenini ilave etmişlerdir. Bu nedenle model bir politika değişkeni olarak para stoku ile çekirdek enflasyon arasında doğrudan bir ilişki kurmaktadır. İkinci olarak Blix; üretim, fiyatlar ve para stoku arasındaki eşbütünleşme ilişkisine işaret ederek paranın dolaşım hızının durağan olduğunu varsaymaktadır. Çekirdek enflasyon aşağıdaki; üretimdeki büyüme, enflasyon ve paranın dolaşım hızını içeren yapısal model vasıtasıyla belirlenir (Hubrich ve Folkertsma, 2000:31).

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln(Y_t) \\ \Delta \ln(P_t) \\ (\Delta \ln(Y_t) + \Delta \ln(P_t) - \Delta(M_t)) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-j} \\ \eta_{2,t-j} \\ \eta_{3,t-j} \end{bmatrix} \quad (1.30)$$

Sistem teknoloji şoku (η_1), parasal şok (η_2) ve tümüyle geçici etkilere sahip olan fiyat şokundan (η_3) etkilenir. Para şoku uzun dönemde üretim üzerinde etkili değilken; teknoloji şoku üretim üzerinde sürekli etkiye sahip olabilir.

Parasal şokun üretim düzeyi üzerindeki uzun dönem etkisini gösteren varsayıma göre $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0$ 'dir. Fiyat şoku, üretim düzeyi ve fiyatlar üzerinde geçici etkilere sahip olduğundan fiyat şokunun bu değişkenler üzerindeki kümülatif etkisi sıfırdır, $\sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$ ve $\sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} = 0$. Blix'in çekirdek enflasyonu ;

$$\Delta\pi_t^c = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta_{2,t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} \eta_{3,t-j} \quad (1.31)$$

şeklindedir.

Bjornland (2000), Bryan ve Cechetti'nin enflasyonun sürekli kısmının sadece parasal olaylar tarafından yaratıldığı görüşünü eleştirmiş, örneğin enerji fiyatlarındaki değişmelerin enflasyon üzerinde kalıcı etkileri olabileceğini belirtmiştir. Ayrıca parasal şokların da enflasyon üzerinde etkilerinin mutlaka kalıcı olmayabileceğini yani enflasyonun geçici kısmının parasal şoklar tarafından da yaratılabileceğini belirtmiştir. Buna göre Bjornland çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı olarak tanımlamıştır. Uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi nötr olmak koşuluyla her türlü şokun (parasal olanlar da dahil) dikkate alınması gerekir (Bjornland, 2000:2-3).

Bjornland Norveç ekonomisi için 1971:01-1994:04 dönemi üçer aylık verilerini kullanarak çekirdek enflasyonu tahmin etmiştir. VAR sisteminde yer alan durağan makroekonomik değişkenler vektörü $x_t = (\Delta \ln O_t, \Delta \ln Y_t, \Delta \ln P_t)'$ 'dir. Burada $\Delta \ln O_t$ petrol fiyatlarının büyüme oranını, $\Delta \ln Y_t$; reel GSYİH'nin büyüme oranını ve $\Delta \ln P_t$ enflasyon oranını temsil etmektedir. VAR sistemindeki değişkenlerden; reel GSYİH ve reel petrol fiyatları I(1)'dir, enflasyon ise I(0)'dir.

Üç tane serisel olarak korelasyonsuz ortogonal şoklar; $(\eta_t = (\eta_t^{OP}, \eta_t^{NC}, \eta_t^C)'$, sırasıyla petrol fiyatı şoku, çekirdek dışı şok ve çekirdek şok olarak tanımlanmıştır.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln O_t \\ \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln P_t \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta^{OP} \\ \eta^{NC} \\ \eta^C \end{bmatrix}_t \quad (1.32)$$

Yazara göre petrol fiyatlarıyla ilgili bir şok ekonomide reel etkiler meydana getirir. Yüksek enerji fiyatları üretimde kullanılan net enerji miktarını düşürerek toplam üretim fonksiyonu vasıtasıyla toplam çıktıyı etkileyebilir. Ekonomik birimlerin yüksek enerji fiyatlarıyla ilgili gözlemleri fiyat beklentilerini

revize etmelerine ve daha yüksek ücret talep etmelerine yol açar. Bütün bu gelişmeler enflasyon üzerinde sürekli bir etki oluşturur (Bjornland, 2000:5).

VAR modelinde, çekirdek şok uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisizdir; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} = 0$. Norveç petrol ihraç eden küçük bir ülke olduğundan petrol fiyatları şoku yalnızca uzun dönemde reel petrol fiyatlarını etkiler; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = \sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$. Kısa dönemde ise çekirdek ve çekirdek dışı şoklar reel petrol fiyatlarını etkileyebilir (Bjornland, 2000:7). Çekirdek enflasyon (1.33) numaralı eşitlikten elde edilir:

$$\pi_t^c = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{33,j} \eta^c \quad (1.33)$$

Bjornland'a göre küçük ve dışa açık bir ekonomide enflasyonun büyük bir kısmı ithal edilmektedir. Merkez bankaları gözlenen fiyat sinyallerine doğru şekilde müdahale edebilmek için enflasyonun yurt içinde yaratılan kısmıyla ithal edilen kısmı arasında bir ayırım yapmalıdır (Bjornland, 2000:3). Çekirdek enflasyonu yerli ve ithal edilen çekirdek enflasyon şeklinde ikiye ayıran Bjornland, bu ikisini birbirinden ayırabilmek için Norveç'in ticaret partnerlerinin fiyatlarını dahil ettiği bir VAR sistemi oluşturmuştur. VAR modelinde kullanılan değişkenler;

$x_t = (\Delta \ln F_t, \Delta \ln Y_t, \Delta \ln P_t)'$ şeklindedir. Burada $\Delta \ln F_t$ ticaret partnerlerinin fiyatlarını temsil etmektedir. Üç tip şok tanımladığı VAR modelinde $(\eta_t = (\eta_t^{IC}, \eta_t^{NC}, \eta_t^{DC})'$; η_t^{IC} ithal çekirdek şoku, η_t^{NC} çekirdek dışı şoku, η_t^{DC} yerli çekirdek şoku temsil etmektedir.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln F_t \\ \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln P_t \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta^{IC} \\ \eta^{NC} \\ \eta^{DC} \end{bmatrix}_t \quad (1.34)$$

Yerli çekirdek şok ve ithal çekirdek şok uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisizdir; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} = 0$, $\sum_{j=0}^{\infty} d_{21,j} = 0$. Norveç küçük bir ülke olduğundan

yerli çekirdek şok yabancı fiyatlar üzerinde uzun dönemde etkili değildir;

$\sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$. Öte yandan ithal çekirdek şok ve çekirdek dışı şok uzun dönemde

yabancı fiyatları etkileyebilir. Buna göre yerli çekirdek enflasyon (π_t^{DC}), (1.34) numaralı eşitlik vasıtasıyla tahmin edilir;

$$\pi_t^{DC} = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{33,j} \eta^{DC} \quad (1.35)$$

Toplam çekirdek enflasyon (π_t^{TC}) ise (1.36) numaralı eşitlik vasıtasıyla tahmin edilir;

$$\pi_t^{TC} = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{33,j} \eta^{DC} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{31,j} \eta^{IC} \quad (1.36)$$

1.3. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN SAHİP OLMASI GEREKEN ÖZELLİKLER

Çekirdek enflasyonun tahmin edilmesiyle ilgili çok çeşitli yöntemlerin varlığı ideal bir çekirdek enflasyonun sahip olması gereken özellikler nelerdir sorusunu ortaya çıkarmaktadır. Silver, bu sorunun cevabının çekirdek enflasyon ölçümünün ne için kullanılacağına bağlı olarak değişebileceğini belirtmiştir (Silver, 2007:177-178). 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, TÜFE'yle eşzamanlı elde edilmesi, ölçümün revizyona maruz kalmaması gibi kriterlere sahip olması gerekir. Öte yandan; çekirdek enflasyonun, tahmin ya da öngörü amacıyla kullanılması ve bu amaca ulaşmak için politika oluşturulması durumunda serilerin öngörü performansı ya da analitik bakış açısı sağlaması önemlidir. Kimi zaman ise bu kriterler birbiriyle çelişebilir. Örneğin gıda ve enerji dışı TÜFE yöntemi basitlik ve kamuoyu tarafından anlaşılabilirlik kriterleri açısından uygun olsa bile çoğu zaman sapmasızlık kriteri açısından uygun bir yöntem değildir. Bu nedenle politika yapıcılar kriterler arasındaki ödünleşimi

gözönünde bulundurup çekirdek enflasyonun kullanım amacına göre optimal yönteme karar vermelidirler.

1.3.1. Güvenilirlik

Çekirdek enflasyonun sahip olması gereken en önemli özelliklerden bir tanesi güvenilir olmasıdır. Yani merkez bankasından bağımsız kuruluşlarca doğrulanmalıdır. Şeffaflık, merkez bankası tarafından izlenecek politikaların başarı şansını arttıracaktır (Roger,1998:10).

1.3.2. Kabul Edilebilirlik ve Anlaşılabilirlik

Çekirdek enflasyonun hesaplanma yöntemi hem görel olarak basit olmalı hem de halk tarafından kabul edilebilir olmalıdır. Kamuoyu tarafından kolaylıkla anlaşılabilirdir. Bu kriter güvenilirlik kriteriyle doğrudan ilişkilidir. Teknik karmaşıklıktan uzak, kolay ve anlaşılır yöntemlerle hesaplanabilen çekirdek enflasyon göstergesi zor ve karmaşık yöntemlerle hesaplanana göre daha güvenilir olacaktır (Ceylan, 2005:45).

1.3.3. Kontrol Edilebilirlik

Çekirdek enflasyonun sahip olması diğer önemli bir kriter kontrol edilebilir olmasıdır. Para otoritesinin kontrol edebileceği bir enflasyon ölçümüne sahip olmasının hesap verebilirlik açısından daha mantıklı olacağı çok açıktır.

Enflasyon hedeflemesinin başarısı büyük ölçüde enflasyon beklentilerinin belirli bir düzeyde tutulmasına bağlıdır. Çekirdek enflasyon halkın dikkatini enflasyondaki sürekli trende çekerek para otoritesiyle halkın aynı yere odaklanmasına yardımcı olur. Böylece geçici şokların enflasyon beklentileri üzerinde etkisi daha çabuk yok olur ve enflasyondaki değişkenlik zamanla azalır (Hogan, Johnson ve Lafleche, 2001:3).

Eğer ölçülen enflasyondan parasal olmayan dalgalanmalar dışlanabilirse geride kalan çekirdek enflasyon uygulanan politikanın bir “sonucu” olarak görülebilir (Hogan, Johnson ve Lafleche, 2001:2-3). Kontrol edilebilir bir çekirdek enflasyon; hem halk için sorumluluk sürecinde iyi bir ölçü olur hem de politikaların şeffaflığını değerlendirmekte iyi bir araç haline gelir.

Blinder de kontrol edilebilirlik kriteri üzerinde durmuştur. Ona göre “endeksten gıda ve enerji fiyatlarının dışlanması sadece bu grupların oldukça değişken olması değil aynı zamanda bir merkez bankacı olarak asıl ve daha önemli gerekçe bu grupların merkez bankasının kontrolünün dışında olmasıdır” (Blinder,1997:160). Bu nedenle merkez bankaları kontrol edemedikleri parçaları dışlama eğilimindedirler.

1.3.4. Zamanlılık

Çekirdek enflasyon ekonomideki fiyatlar genel düzeyi hakkında gecikmesiz bilgi sunmalıdır. Diğer bir deyişle ölçülen enflasyonla eş zamanlı olarak hesaplanabilmelidir(Roger,1998:9–10, Öztürk, 2004:42).

1.3.5. Teorik Temel

Çekirdek enflasyonun teorik bir temeli olmalıdır. Bu konuda ideal olanı parasal bir teoriye dayanmasıdır (Wynne 1999:20-21).

1.3.6. Öngörü Kabiliyeti

Fiyat istikrarını sağlamak için uygulanan para politikası enflasyonu gecikmeli olarak etkilediğinden merkez bankaları, gelecekteki enflasyonu doğru bir şekilde öngörebilmelidirler. Bu nedenle çekirdek enflasyon potansiyel olarak gelecekteki enflasyon hakkında kullanışlı bilgi içermelidir, enflasyon dinamiği

hakkında bir şeyler söylemelidir (Clark, 2001:6). Yani çekirdek enflasyonun öngörü kabiliyeti olmalıdır.

1.3.7. Sapmasızlık (Unbiasedness)

Çekirdek enflasyon uzun dönemde ölçülen enflasyonla aynı ortalamaya sahip olmalıdır (Roger,1998:9). Çekirdek enflasyonun uzun dönemde ortalamasının ölçülen enflasyondan belirgin şekilde sapması, ölçülen enflasyondan sadece geçici bileşenlerin değil aynı zamanda trend bileşeninin bir kısmının dışlandığı anlamına gelir. Böyle bir durum, çekirdek enflasyonun para politikası için yanlış sinyaller vermesi anlamına gelir.

1.3.8. Değişkenlik

Geçici etkilerden arındırılmış bir çekirdek enflasyon ölçülen enflasyondan daha az değişkenlik göstermelidir. Diğer bir deyişle, çekirdek enflasyon ölçülen enflasyondan daha küçük bir varyansa sahip olmalıdır (Cotter ve Dowd, 2006:23).

1.3.9. Uzun Dönemli İlişki ve Nedensellik

Çekirdek enflasyon göstergesi genel enflasyon oranı ile uzun dönemli ilişki içinde (eşbütünleşik) olmalıdır (Freeman,1998; Morana, 2000; Marques ve diğerleri, 2000).

Kısa dönemde ise çekirdek enflasyon, genel enflasyon oranına Granger anlamda neden fakat sonuç olmamalıdır. Yani çekirdek enflasyon TÜFE'yi TÜFE'nin kendisinden daha iyi tahmin edebilmelidir.

Eğer TÜFE'den dışlanan göreceli fiyatlar gerçekten tümüyle gürültü terimiye, çekirdek enflasyon TÜFE'nin Granger nedeni olma eğilimi gösterir. İyi bir çekirdek enflasyon ölçümünde dışlanan grupların tümüyle gürültü terimi

olması beklendiğinden çekirdek enflasyonun (π^c) geçmiş değerleri, TÜFE'nin geçmiş değerlerinden bağımsız olarak TÜFE'yi tahmin edebilmelidir, yani nedenselliğin yönü çekirdek enflasyondan TÜFE'ye doğru olmalıdır. Ters yönde bir nedensellik gözlenmemelidir. Aksi takdirde bu ilişki; TÜFE'yi etkileyen arıza şokların çekirdek enflasyonu dolaylı olarak etkilediği anlamına gelir.

$$\pi_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \pi_{t-j}^c + \varepsilon_{1t} \quad (1.40)$$

$$\pi_t^c = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \pi_{t-j}^c + \varepsilon_{2t} \quad (1.41)$$

İlk eşitlikte β_{1j} 'ler bütün olarak sıfırdan farklı ise ve ikinci eşitlikte α_{2j} 'ler bütün olarak sıfırdan farklı değilse çekirdek enflasyondan ölçülen enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellikten söz edilebilir (Silver, 2006: 44).

1.3.10. Parasal Göstergelerle İlişki

Çekirdek enflasyon; enflasyonun parasal göstergelerle ilişkili kısmı olarak tanımlandığında çekirdek enflasyonla parasal büyüklükler arasında uzun ve kısa dönem ilişkilerin oluşması gerekir. Bu kriter çekirdek enflasyonun merkez bankası tarafından kontrol edilebilir olma kriteriyle de yakından ilişkilidir.

1.4. TÜRKİYE VERİSİYLE YAPILAN ÇALIŞMALAR

Berkmen (2002), TÜFE için 1988:01-1998:12 dönemi verileri, TEFE için ise 1987:01-2000:02 dönemi verileriyle budanmış ortalama yöntemini kullanarak çekirdek enflasyonu tahmin etmiştir. Yazar 36 aylık merkezi hareketli ortalama yöntemiyle hesapladığı trend enflasyon değerini referans alıp MAD (Mean Absolute Deviations) ve RMSE kriterlerine göre optimal kesinti yüzdelerini belirlemiştir. Buna göre optimal kesinti yüzdelerini TÜFE için %19, TEFE için %12 olarak bulmuştur. Elde ettiği çekirdek enflasyon tahminleriyle ölçülen enflasyon arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırmış ve çekirdek enflasyon

göstergelerinin uzun dönemde ölçülen enflasyonla birlikte hareket ettiği sonucuna varmıştır.

Cihan ve Malatyalı (1999), 1994:01-1999:10 dönemi TÜFE verileriyle dışlama yöntemi, %15 simetrik budanmış ortalama ve ağırlıklı medyan yöntemlerini kullanarak hesapladıkları çekirdek enflasyon göstergelerini istatistiksel olarak karşılaştırmış ve en iyi performansı medyan TÜFE'nin gösterdiği sonucuna varmışlardır.

Sakarya, Yurtoğlu ve Divan (1999), Cihan ve Malatyalı'nın (1999) çalışmalarında dışlama yöntemi, budanmış ortalama ve ağırlıklı medyan yöntemleriyle elde ettikleri çekirdek enflasyon tahminleriyle genel enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Johansen yöntemiyle araştırmışlar ve bu göstergelerle genel enflasyon arasında uzun dönemli ilişki olmadığı sonucuna varmışlardır. Uygulamanın ikinci aşamasında sözü geçen çekirdek enflasyon göstergeleri ve özel imalat sanayi fiyat endeksiyle para arzı (M2Y) arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemişler ve sadece özel imalat sanayi fiyat endeksiyle para arzı arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna varmışlardır.

Çekirdek enflasyon konusunda yapılan diğer bir çalışma ise T.C. Merkez Bankası koordinasyonunda Devlet Planlama Teşkilatı, Hazine Müsteşarlığı ve Devlet İstatistik Enstitüsü temsilcilerinden 2001 yılında oluşturulan teknik çalışma komitesinin hazırladığı "Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu" dur. Bu çalışma kapsamında 15 adet alternatif çekirdek enflasyon serisi hesaplanmıştır. Bu serilerden 8 adedi TEFE kaynaklı, 7 adedi ise TÜFE kaynaklıdır. Çalışmada alternatif çekirdek enflasyon serilerine iki tutarlılık yaklaşımı oluşturulmuş ve çekirdek enflasyon serilerinin genel fiyatlarla olan tutarlılığı "içsel tutarlılık", çekirdek enflasyon serilerinin parasal büyüklüklerle olan tutarlılığı da "dışsal tutarlılık" olarak adlandırılmıştır. Hesaplanan 8 adet TEFE kaynaklı çekirdek enflasyon serisinin TEFE ile yapılan içsel tutarlılık testleri sonucunda Özel İmalat Sanayi Fiyatları, Petrol Fiyatları Hariç Özel İmalat Sanayi Fiyatları, Enerji Fiyatları Hariç TEFE ve Budanmış Ortalama (%12) TEFE yaklaşımları tutarlı bulunmuştur. Ayrıca, bu çalışmada 7 adet TÜFE kaynaklı çekirdek enflasyon serisi hesaplanmıştır. Bu serilerden Budanmış Ortalama (%19) ve Budanmış Ortalama (%45) TÜFE ve Medyan

TÜFE yaklaşımları ile hesaplanan serilerde içsel tutarlılık sağlanmıştır. Bir sonraki aşamada ise “içsel tutarlılığa” sahip çekirdek enflasyon serilerine, bu serilerin para politikası göstergeleri ile olan uzun dönemli ilişkilerinin sınanması amacıyla “dışsal tutarlık” testleri yapılmıştır. Bu çerçevede dışsal tutarlık testlerinde ilgili çekirdek enflasyon serilerinin M2Y, M2YR ve kur sepeti (1\$+1,5DM) ile bir eşbütünleşik vektöre sahip olup olmadığı incelenmiştir. Bu testler sonucunda yalnızca Budanmış Ortalama (%12) TEFE ile SEPET arasında bir uzun dönem vektör tespit edilememiştir.

Cihan (2002), 1994 ile 2000 yılları arasındaki TÜFE verileriyle dışlama yöntemi, budanmış ortalama ve ağırlıklı medyan yöntemlerini kullanarak 3 ayrı çekirdek enflasyon göstergesi tahmin etmiştir. Dışlama yönteminde gıda ve enerji grupları endeksten dışlanmıştır. Budanmış ortalamayı ise her iki kuyruktan %7.5 dışlayarak tahmin etmiştir. Çalışmadaki bulgularına göre budanmış ortalama ve ağırlıklı medyan ölçümünün dışlama yöntemine göre daha iyi performans gösterdiğini tespit eden Cihan, budanmış ortalama ve ağırlıklı medyanla para arzı arasındaki eşbütünleşme ilişkisini de araştırmış; her iki göstergenin de M2Y ile ilişkisinin M2'ye göre daha güçlü olduğu sonucuna varmıştır.

Ceylan (2005), 1994:02-2004:10 dönemine ait TÜFE verileriyle dışlama yöntemi, Edgworth endeksi ve sınırlı etkili tahmin ediciler yöntemiyle toplam 13 adet çekirdek enflasyon göstergesi tahmin etmiştir. Daha sonra elde ettiği göstergeleri sapmasızlık, değişkenlik, nedensellik ve öngörü kabiliyeti kriterleri açısından karşılaştırmıştır. Tüm kriterler açısından en iyi performansı gıda ve enerji fiyatlarının dışlandığı çekirdek enflasyon ölçümü göstermiştir.

1.5. TÜRKİYE ve DİĞER ÜLKE UYGULAMALARI

Türkiye’de çekirdek enflasyon ilk olarak Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından 2005 Ocak ayından itibaren yayımlanmaya başlamıştır. TÜİK tarafından “Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri” adı altında 8 adet çekirdek enflasyon göstergesi hesaplanmaktadır. Enflasyonla mücadele programı çerçevesinde TCMB tarafından izlenebilmesi amacıyla oluşturulan “Özel

Kapsamlı TÜFE Göstergeleri”, dışlama yöntemiyle hesaplanmaktadır. Bu göstergeler; enerji, mevsimsel ürünler, fiyatının devlet tarafından yönlendirildiği ürünler ve dolaylı vergilerin aşama aşama TÜFE'den dışlanması ile hesaplanmaktadır. Hesaplanan bu göstergeler, gerçekleşen enflasyonun kaynağının açıklanmasında önemli bir araç olarak kullanılmaktadır (DİE, 2005:11). Tablo 1.1’de Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri kademeli olarak gösterilmiştir. Örneğin (B1) kodlu tanım (C) kodlu tanımdan enerji grubunun çıkarılması ile elde edilmektedir.

Tablo 1.1: Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri

ÖZEL KAPSAMLI TÜFE GÖSTERGELERİ
<p>Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE)</p> <ul style="list-style-type: none"> ➤ Mevsimlik ürünler hariç [A] ➤ İşlenmemiş gıda ürünleri hariç [B] <ul style="list-style-type: none"> ✓ Enerji, işlenmemiş gıda ürünleri hariç [B1] ✓ Enerji, işlenmemiş gıda ürünleri, alkollü içkiler, tütün ürünleri ve altın hariç [B2] ➤ Enerji hariç [C] <ul style="list-style-type: none"> ✓ Enerji, alkollü içkiler ve tütün ürünleri hariç [C1] ✓ Enerji, alkollü içkiler, tütün ürünleri, fiyatları yönetilen/yönlendirilen diğer ürünler ve dolaylı vergiler hariç [C2] ✓ Enerji, alkollü içkiler, tütün ürünleri, fiyatları yönetilen/yönlendirilen diğer ürünler, dolaylı vergiler ve işlenmemiş gıda ürünleri hariç [C3]

Dışlanan gruplar 3 temel başlık altında incelenebilir. İlk grup güçlü mevsimsel yapı gösteren maddeleri kapsamaktadır. Giyim, taze sebze/meyve fiyatları gibi. İkinci grup; uluslararası piyasalardaki fiyat hareketlerine bağlı olarak fiyat oynaklığının yüksek olduğu enerji fiyatlarıdır. Üçüncü grup ise kamu tarafından yönlendirilen fiyatlardır. Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri, enflasyona gelebilecek risk unsurlarının daha iyi anlaşılabilmesi için belirli bir hiyerarşi içinde oluşturulmuştur. Bu nedenle göstergeler bir arada kullanıldığında anlamsal bütünlük kazanmaktadır (DİE, 2005:12).

Genellikle tüm dünyada resmi olarak yayımlanan çekirdek enflasyon göstergeleri Türkiye'de olduğu gibi dışlama yöntemiyle hesaplanmaktadır. Bunun en önemli nedeni bu yöntemin kamuoyu tarafında kolaylıkla anlaşılabilir olması ve hesaplanmasının oldukça basit olmasıdır. Tablo 1.2'de seçilmiş bazı ülkelerde kullanılan çekirdek enflasyon ölçümleri sunulmuştur. Öte yandan merkez bankaları para politikasının oluşturulması için farklı çekirdek enflasyon göstergelerini resmi göstergelerin yanında izleyebilmektedirler. Örneğin Singapur merkez bankası resmi göstergenin yanında SVAR yaklaşımı, ağırlıklı medyan ve budanmış ortalama yöntemleriyle tahmin edilen çekirdek enflasyon göstergelerini kullanmaktadır.

Tablo 1.2: Çeşitli Ülkelerde Kullanılan Çekirdek Enflasyon Ölçüm Yöntemleri

ÜLKE	Resmi Çekirdek Enflasyon Ölçümleri	Merkez Bankaları Tarafından Kullanılan Diğer Ölçüm Yöntemleri
Kanada	TÜFE eksi gıda, enerji ve dolaylı vergiler	TÜFE eksi en değişken 8 madde (%16) Ağırlıklı Medyan Budanmış Ortalama (%15)
Tayland	TÜFE eksi taze gıda ve enerji (%23)	Budanmış Ortalama (%10)
Avustralya	TÜFE eksi devlet tahvili	Budanmış Ortalama Ağırlıklı Medyan
Yeni Zelanda	TÜFE eksi faiz oranları	
Singapur	TÜFE eksi özel karayolları ulaşım fiyatları ve konaklama	TÜFE eksi en değişken maddeler (%30) Ağırlıklı Medyan Budanmış Ortalama (%15) Yapısal Vektör Otoregresif Model Tahmini (SVAR)
Japonya	TÜFE eksi taze gıda	
Peru	TÜFE eksi 9 değişken grup (Gıda, sebze ve meyve, ulaşım yaklaşık %21.2)	
ABD	TÜFE eksi gıda ve enerji	
İngiltere	Perakende Fiyatları Endeksi eksi mortgage faiz oranları	
Kolombiya	TÜFE eksi tarımsal gıdalar, kamu hizmetleri ve ulaşım	
Almanya	TÜFE eksi dolaylı vergiler	
İspanya	TÜFE eksi işlenmemiş gıda ve enerji	
Hollanda	TÜFE eksi sebze, meyve ve enerji	
İrlanda	TÜFE eksi mortgage faiz oranları (1), TÜFE eksi mortgage faiz oranları, gıda ve enerji (2)	
Portekiz	TÜFE eksi işlenmemiş gıda ve enerji	
Malezya	TÜFE eksi gıda ve enerji	
Pakistan	TÜFE eksi gıda ve enerji	
Sri Lanka	TÜFE eksi gıda ve enerji	
Norveç	TÜFE eksi elektrik fiyatları ve dolaylı vergiler	
Hindistan	Toptan Eşya Fiyatları Endeksi (WPI) eksi gıda ve petrol fiyatları	
Filipinler	TÜFE eksi seçilmiş gıda ve enerji	

Kaynak: Sri Lanka Merkez Bankası Yıllık Raporu (2006)

İKİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK KAVRAMI ve VEKTÖR OTOREGRESİF (VAR) MODELLER

Zaman serileri kullanılarak yapılan ekonometrik analizlerde değişkenlerin durağan olması serilere ilişkin öngörülerde ve değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde önem kazanmaktadır. Bu nedenle bu bölümün ilk alt bölümünde durağanlık kavramı açıklanmıştır. İkinci alt bölümde ise bu çalışmada Türkiye ekonomisi için yapısal VAR yaklaşımı kullanılarak çekirdek enflasyon tahmin edileceği için VAR yöntemi incelenmiştir.

2.1. DURAĞANLIK

Zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman boyunca sabit, otokovaryansı ise zamandan bağımsız ve yalnızca aradaki zaman mesafesine (k) bağlı ise zaman serisinin zayıf durağan süreç izlediği söylenir. y_t 'nin marjinal dağılımı $f(y_t) = f(y_{t+k})$ ve herhangi bir (y_t, y_{t+k}) çifti için birleşik dağılımı zamandan (t'den) bağımsız ise yani; $f(y_t, y_{t+k}) = f(y_{t+l}, y_{t+l+k})$ ise ve aşağıdaki koşullar sağlanıyorsa zayıf durağanlık var denir (Planas, 1997:23).

$$\text{Ortalama: } E(y_t) = \mu \quad (2.1)$$

$$\text{Varyans: } E[(y_t - \mu)^2] = \text{var}(y_t) = \gamma(0) \quad (2.2)$$

$$\text{Kovaryans: } E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma(k) \quad (2.3)$$

Zayıf durağan bir süreç normal dağılıma sahipse güçlü durağanlıktan söz edilebilir. Birçok ekonomik zaman serisi durağanlık koşulunu sağlamasa da çoğu zaman basit dönüşümlerle durağanlık sağlanabilmektedir. Uygulamada durağanlık koşullarından sabit varyans koşulu; logaritmik dönüşüm veya uç değer düzeltmesiyle elde edilebilmektedir. Durağanlığın diğer bir koşulu olan

sabit ortalama koşulunun sağlanamamasının önemli iki nedeni ise; seride trend ve mevsim etkisinin varlığıdır. Serilerin farkını almak trend ve mevsim etkisini dışlayarak durağanlığın sağlanmasına yardımcı olur.

Zaman serilerinin durağanlığı birim kök testleriyle araştırılmaktadır. Birim kökü olan zaman serisi ise durağan olmayan zaman serisi örneğidir. Birim kökün varlığını tespit etmek için kullanılan Dickey-Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testleri en tanınmış olanlarıdır.

y_t değişkeninin bir dönem önceki değeriyle ilişkisi aşağıdaki şekilde formüle edilir.

$$y_t = \beta y_{t-1} + u_t \quad (2.4)$$

Hipotezler ise modele bağlı kalınarak;

$$H_0 = \beta = 1 \quad (\text{seri birim kök içerir, seri durağan değildir})$$

$$H_1 = \beta < 1 \quad (\text{seride birim kök yoktur, seri durağandır})$$

şeklinde oluşturulur.

Burada, u_t 'nin bağımsız özdeş dağılan (iid) sabit varyans ve sıfır ortalamaya sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu özelliklere sahip olan hata terimi beyaz gürültü olarak adlandırılır ve (2.5)'deki gibi gösterilir.

$$u_t \approx iid(0, \sigma^2) \quad (2.5)$$

$\beta = 1$ ise bu durumda seri bir dönem önceki değerinin ve tesadüfi şokların etkisi altındadır. O takdirde seri birim kök içeriyor denir. $\beta < 1$ ise y_{t-1} 'in y_t üzerindeki etkisi β 'nin değerine bağlı olarak giderek azalacaktır.

Burada Dickey-Fuller'in Monte Carlo uygulamasında ortaya çıkan ' τ ' (tau) istatistiği kullanılır. Eğer τ istatistiğinin mutlak değeri Dickey-Fuller veya McKinnon Dickey-Fuller kritik değerinin mutlak değerini aşıyorsa, zaman serisinin durağan olduğu hipotezi reddedilemez.

Yukarıdaki eşitliğin her iki tarafından y_{t-1} 'i çıkartılırsa (2.6) numaralı eşitliğe ulaşılır:

$$\Delta y_t = (\beta - 1)y_{t-1} + u_t \quad (2.6)$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (2.7)$$

Burada $\delta = (\beta - 1)$ 'dir. $\delta = 0$ ise (2.7) numaralı eşitlik şöyle yazılabilir:

$$\Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = u_t \quad (2.8)$$

(2.7) numaralı eşitlikte u_t beyaz gürültü süreci izlediğinden bütünüyle rassaldır. Bu durumda oluşturulan hipotezler ise;

$$H_0 = \delta = 0 \quad (\text{seri durağan değildir, seri birim kök içerir})$$

$$H_1 = \delta < 0 \quad (\text{seride birim kök yoktur, seri durağandır}) \text{ şeklindedir.}$$

Genel olarak Dickey-Fuller testi aşağıdaki regresyon kalıplarına uygulanmaktadır:

1) Sabit terimsiz, trend içermeyen Dickey-Fuller denklemi:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (2.9)$$

2) Sabit terimli ve trend içermeyen Dickey-Fuller denklemi :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + u_t \quad (2.10)$$

3) Sabit terimli ve trend içeren Dickey-Fuller denklemi:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta y_{t-1} + u_t \quad (2.11)$$

Yapılan Dickey-Fuller testi sonucu seri durağan değilse bağımlı değişkenin farkını alarak tekrar test yapılır. Birinci fark alma işlemi sonucunda seri durağan çıkarsa seri için I(1) yani birinci sıra fark durağan denir. Aynı şekilde ilk fark alma işlemi sonucunda durağan çıkmayan serinin ikinci farkı alınarak işleme devam edilir. Bu aşamada durağan hale gelen seri için I(2) yani ikinci sıra fark durağan denir. Daha yüksek mertebeye fark alma işlemleri için de bu geçerlidir fakat hem katsayıların yorumu güçleşeceğinden hem de serbestlik derecesi azalacağından uygulamada genellikle ikinci farktan sonra fark alma işlemleri durdurulur.

Tahmin edilen regresyonlarda otokorelasyon olması durumunda DF sonuçları geçersiz olacaktır. Bu sorunu gidermek için genişletilmiş DF testi yani ADF (Augmented Dickey Fuller) testi uygulanır. Basitçe bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağında yer alır. ADF testinde tahmin edilecek denklemler şu şekildedir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (\text{sabit terimsiz}) \quad (2.12)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (\text{sabit terimli}) \quad (2.13)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha \Delta Y_{t-j} + \alpha t + u_t \quad (\text{sabit terimli ve trend değişkeni ilave edilmiş})$$

edilmiş)

$H_0 = \delta = 0$ ise seri birim kök içermektedir, durağan değildir.

$H_1 = \delta < 0$ ise seride birim kök yoktur, durağandır.

2.2. VEKTÖR OTOREGRESİF (VAR) MODELLER

VAR modelleri birden çok içsel değişkenin bir arada yer aldığı eşanlı denklem modellerine dayanmaktadır. Eşanlı denklem modelleri birçok iktisadi olayı bütün olarak ele alarak bunlara kaynaklık eden ilişkileri birden fazla denklemden oluşan bir sistem içinde inceleyen modellerdir (Saraçoğlu,1997). Eşanlı denklem modellerinde sistemde yer alan tüm denklemler aynı anda analiz edilerek sistem katsayılarının tahmini yapılmaktadır. Eşanlı denklem modelleri ile işlem yapabilmek için öncelikle modelin belirlenmesi gerekir. Bu genellikle, önceden belirlenmiş değişkenlerin bazılarının yalnız bazı denklemlerde bulunduğunu varsaymakla yapılır. Ancak bazı durumlarda yalnızca modellerin belirlenmesini sağlamak için çok fazla ekonomik bir gerekçe olmaksızın kimi değişkenlerin denklemlerden çıkarılması eleştirilere yol açmıştır (Sims, 1980:2-4). Ayrıca eşanlı denklem sistemlerinde değişkenlerin hangisinin içsel hangisinin dışsal olduğunun belirlenmesinde sıkıntılar yaşanmaktadır.

Geleneksel modellerin Sims (1980) tarafından eleştirilmesiyle uygulamalı ekonometride VAR modelleri önemli bir araç haline gelmiştir .

VAR modellerinde eşanlı denklem modellerinde olduğu biçimde içsel ve dışsal değişken ayrımı söz konusu değildir. VAR modelleri kurulurken iktisadi teorinin öne sürdüğü kısıtlamalara ya da varsayımlara başvurulmaz. Kısıtsız VAR modellerinde iktisadi teoriden sadece hangi değişkenlerin modele dahil edileceği konusunda faydalanılır. Bunun anlamı, VAR modelinin tamamen kullanılan verilerin özelliklerine göre oluşturulduğudur. Her bir içsel değişken hem kendi gecikmeli değerleri hem de diğer tüm içsel değişkenlerin şimdiki ve gecikmeli değerleriyle açıklanır (Gujarati, 1995: 735-736).

İki değişkenli bir gecikmeli eşanlı bir denklem sisteminin VAR gösterimi;

$$a_{21}y_t + a_{22}z_t = \beta_{10} + \beta_{11}y_{t-1} + \beta_{12}z_{t-1} + b_{11}\eta_{yt} + b_{12}\eta_{zt}$$

$$a_{21}y_t + a_{22}z_t = \beta_{20} + \beta_{21}y_{t-1} + \beta_{22}z_{t-1} + b_{21}\eta_{yt} + b_{22}\eta_{zt} \quad (2.14)$$

şeklinde dir.

Burada y_t ve z_t içsel değişkenleri, η_{yt} ve η_{zt} , yapısal şokları temsil etmektedir. Modelde yer alan β_{10} ve β_{20} sabit terimler, β_{11} , β_{12} , β_{21} ve β_{22} gecikmeli değişkenlere ait parametreler ve b_{11} , b_{12} , b_{21} ve b_{22} yapısal şoklara ait parametrelerdir.

(2.14) numaralı eşitlik matris formunda ifade edilirse;

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{yt} \\ \eta_{zt} \end{bmatrix} \quad (2.15)$$

(2.15) numaralı eşitlikte;

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \phi_0 = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix}, \quad \phi_1 = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \text{ ve}$$

$$\eta_t = \begin{bmatrix} \eta_{yt} \\ \eta_{zt} \end{bmatrix}$$

(2.15) numaralı eşitlik kapalı matris notasyonu ile;

$$AX_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + B\eta_t \quad (2.16)$$

şeklinde gösterilebilir.

(2.16) numaralı eşitlik iki değişkenli birinci mertebeden VAR(1) modelinin yapısal biçimde gösterimidir.

Genel olarak p gecikmeli (p. dereceden) n değişkenli bir VAR(p) modelinin yapısal gösterimi;

$$AX_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + B\eta_t \quad (2.17)$$

şeklinde dir.

(2.17) numaralı eşitlikte A matrisi cari dönemde içsel değişkenler arasındaki etkileşimi göstermekte olup nxn boyutlu bir kare matristir. B matrisi cari dönemde yapısal şoklar arasındaki etkileşimi göstermektedir ve nxn boyutlu bir kare matristir. X_t , nx1 boyutlu içsel değişkenler matrisi ve X_{t-i} , $i=1,2,\dots,p$, içsel değişkenlerin gecikmeli değerlerinden oluşan nx1 boyutlu matrislerdir. η_t , durağan hata terimleri vektörü olup nx1 boyutludur. ϕ_0 , nx1 boyutlu sabit terim matrisini; ϕ_i matrisi ise nxn boyutlu katsayı matrislerini temsil etmektedir.

VAR modelinin varsayımları aşağıda özetlenmiştir:

(i). y_t ve z_t durağan serilerdir.

(ii). η_{yt} ve η_{zt} , sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip, normal dağılım gösteren (beyaz gürültü sürecine sahip) rassal şoklardır.

(iii). η_{yt} ve η_{zt} kendi aralarında korelasyonsuzdur. Bu varsayım her bir şokun birbirinden bağımsız kaynaklar tarafından oluşturulduğu anlamına gelmektedir. Bu durumda yapısal modelin varyans kovaryans matrisi;

$$E\left[\eta_t \eta_t'\right] = \Omega_n = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta_1}^2 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & \sigma_{\eta_2}^2 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \sigma_{\eta_n}^2 \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

şeklindedir.

Bu varsayımlar şokların etkisinin geçici olması halinde geçerlidir. Bu durumda η_t , serisel olarak ilişkisiz beyaz gürültü sürecine sahip vektör ε_t 'ye eşittir (Keating, 1992:38). Yani;

$$\eta_t = \varepsilon_t \quad (2.19)$$

Alternatif olarak η_t birim kök süreci şeklinde de modellenebilir. Yani;

$$\eta_t - \eta_{t-1} = \varepsilon_t \quad (2.20)$$

(2.20) numaralı eşitlik η_t 'nin ε_t 'nin şimdiki ve geçmişteki gerçekleşmelerinin toplamına eşit olduğunu gösterir. Bu nedenle şoklar sürekli etkilere sahiptir (Keating, 1992:38).

Eğer tüm şoklar durağan ise eşitlik (2.17) tahmin edilir. Eğer şoklar değişkenler üzerinde sürekli etkilere sahipse (2.17) numaralı eşitliğin birinci farkı alınarak VAR modeli tahmin edilir. Blanchard ve Quah (1989) bazı değişkenlerin durağan bazı değişkenlerin birim kök içerdiği bir VAR modeli tahmin etmişlerdir. Alternatif olarak King, Plosser, Stock ve Watson (1991) tüm değişkenlerin birbirinden farklı durağanlık derecelerine sahip olduğu fakat doğrusal kombinasyonlarının durağan olduğu bütünleşik bir model kullanmışlardır (Keating, 1992:39).

(2.17) numaralı yapısal gösterimde A ve B matrislerindeki katsayılar bilinmemektedir, tahmin edilmek zorundadır. Denklemdaki içsel değişkenlerin birbirleri üzerinde eşanlı etkileri olması; hata terimlerinin modelde yer alan değişkenlerle ilişkili olmasına yol açmakta ve katsayıların sapmasız ve tutarlı tahminlerinin elde edilebilmesinin önüne geçmektedir.

Katsayıların tutarlı tahminlerinin elde edilebilmesi için indirgenmiş VAR modeli tahmin edilebilir. Sistemi indirgenmiş biçime dönüştürebilmek için (2.17) numaralı eşitliğin her iki tarafı A^{-1} matrisi ile çarpılır.

$$A^{-1}.AX_t = A^{-1}.\phi_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}\phi_i X_{t-i} + A^{-1}.B\eta_t \quad (2.21)$$

(2.21) numaralı modeli indirgenmiş biçim katsayılarıyla ifade ettiğimizde;

$$X_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + e_t \quad (2.22)$$

(2.22) numaralı eşitlik kısıtsız bir VAR modelinin standart gösterimidir. İndirgenmiş biçimde her bir içsel değişken sistemde yer alan tüm değişkenlerin gecikmeli değerleriyle açıklanmaktadır. İndirgenmiş biçimde içsel değişkenlerin gecikmeli değerlerinin hata terimleriyle ilişkili olmadığı varsayıldığından her bir eşitlik EKK ile tahmin edilebilir. Yapısal VAR modeliyle indirgenmiş VAR modeli arasındaki ilişkiler ise şu şekildedir:

$$\Gamma_i = A^{-1}\phi_i, \quad i = 0,1,\dots,p \text{ ve } e_t = A^{-1}B\eta_t \quad (2.23)$$

e_t vektörü indirgenmiş modelin hata terimleri olup (2.17) numaralı eşitlikte yer alan birbiriyle ilişkisiz yapısal şokların (η_t) doğrusal bir bileşimi olarak ifade edilir. Fakat indirgenmiş modelde artık hata terimlerinin (e_t) birbiriyle ilişkisiz olduğu söylenemez.

(2.22) numaralı modelin EKK ile tahmin edilmesiyle indirgenmiş modelin varyans-kovaryans matrisi Σ elde edilir.

$$E[e_t e_t'] = \Sigma \quad (2.24)$$

$$E[\eta_t \eta_t'] = \Omega_n \text{ olduğu daha önce gösterilmiştir. Buradan}$$

$$\begin{aligned} E[e_t e_t'] &= \Sigma = A^{-1}.B.E[\eta_t \eta_t'].B'A'^{-1} \\ &= A^{-1}.B.\Omega_n.B'.A'^{-1} \text{ olduğu gösterilebilir.} \end{aligned} \quad (2.25)$$

$$A^{-1}B = D_0 \text{ ise} \quad (2.26)$$

$$\Sigma = D_0.\Omega_n.D_0' \quad (2.27)$$

elde edilir.

(2.22) numaralı gösterimdeki indirgenmiş modelden (2.17) numaralı gösterimdeki yapısal katsayılar ve yapısal şoklar (η_t) doğrudan tahmin edilemediğinden belirlenme problemi ortaya çıkar. Sistemin belirlenebilmesi için

A ve B matrislerinin bilinmesi gerekir. Sims (1980) kısıtsız VAR modelinin belirlenebilmesi için artıkların üçgensel olarak ayrıştırıldığı ardışık (recursive) yapıyı önermiştir. Bu yapıya Choleski Ayrıştırması denmektedir. Bu ayrıştırmada $n \times n$ boyutlu D_0 matrisindeki diagonal elemanlarının üzerindeki elemanlar sıfır kabul edilir. Bu yapı sistemin belirlenebilmesi için gerekli kısıt sayısı olan $\left(\frac{n^2 - n}{2}\right)$ kısıtı sağlar ve sistem belirlenir. Öte yandan Choleski ayrıştırması sistemde yer alan değişkenlerin sıralanmasına bağlı olarak farklı sonuçlara yol açar. n değişkenli bir sistemde olası sıralama sayısı $n!$ kadardır ve $n!$ kadar farklı sonuç elde etmek mümkündür.

2.2.1. Yapısal VAR Modelleri

Kısıtsız VAR modellerinde belirlenmeyi sağlamak gerekçesiyle parametreler üzerine keyfi kısıtlar getirilmesi ve modelde yer alan değişkenlerin sıralanmasına bağlı olarak ortaya çıkan sonuçların değişmesi tartışma konusu olmuştur. Sims (1986) ve Bernanke (1986) tarafından kısıtsız VAR modellerine alternatif olarak geliştirilen yapısal VAR modellerinde, modelde yer alan değişkenlerin hareketleri üzerine iktisadi teorinin desteklediği kısıtlar getirilerek yapısal parametrelerin ve yapısal şokların belirlenmesi sağlanmaktadır. Bu anlamda yapısal VAR (Structural VAR-SVAR) modelleri kısıtsız VAR modelleri ile geleneksel makroekonometrik modeller arasında yer almaktadır. SVAR modelleri, VAR modellerinin istatistiksel metodolojisiyle, geleneksel modellerin ekonomik teoriye dayanan ve büyük ölçüde kabul görmüş kısıtlarını birleştirir. Böylece her iki modelin güçlü yanlarını birleştirmeyi amaçlar.

Yapısal VAR modellerinde sistemin belirlenmesini sağlamak için getirilen kısıtlar, şokların sistemdeki değişkenler üzerindeki etkisinin geçici ya da sürekli karakterde olmasına bağlı olarak eşanlı olabileceği gibi uzun dönemli de olabilirler. Bernanke (1986) modelin belirlenmesi için yapısal katsayı matrisi üzerine eşanlı kısıtlar uygulanmasını önermiştir. Saphiro ve Watson (1988) ve Blanchard ve Quah (1989) yapısal şokların varyans kovaryans matrisi üzerine

uzun dönem kısıtlar getirerek, Gali (1992) ise hem kısa dönem hem de uzun dönem kısıtları uygulayarak yapısal şokların belirlenmesini önermişlerdir (Claus,1997:3).

Yapısal VAR modelinde eşanlı kısıtlarla sistemin nasıl belirlendiğini gösterebilmek için n değişkenli yapısal VAR modelini ele alalım. İndirgenmiş modelin varyans-kovaryans matrisi;

$$\Sigma = A^{-1}.B.\Omega_n.B'.A'^{-1} \quad (2.28)$$

Sistemin belirlenebilmesi için A ve B matrislerinin bilinmesi gerekir. n değişkenli yapısal VAR modelinin varyans kovaryans matrisi;

$$E\left[\eta_t \eta_t'\right] = \Omega_n = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta 1}^2 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & \sigma_{\eta 2}^2 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \sigma_{\eta n}^2 \end{bmatrix} \quad (2.29)$$

Yapısal şoklar birbiriyle ilişkisiz olduğundan varyans kovaryans matrisi n tane bilinmeyen içerir.

İndirgenmiş modelin varyans kovaryans matrisi;

$$E\left[e_t e_t'\right] = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdot & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdot & \sigma_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \cdot & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (2.30)$$

Burada varyans kovaryans matrisi Σ simetrik olduğundan $\frac{n(n-1)}{2} + n = \frac{n^2 + n}{2}$ tane birbirinden farklı eleman vardır.

$$\Sigma = D_0 \cdot \Omega_n \cdot D_0' \quad (2.31)$$

$\begin{matrix} (nxn) & & (nxn) & (nxn) & (nxn) \end{matrix}$

olduğu daha önce gösterilmişti.

İçsel değişkenler arasında eşanlı etkileşimi gösteren D_0 matrisinde bilinmeyen sayısı ise n^2 dir. Ω_n ise n tane bilinmeyen içerir. Bu durumda (2.31) numaralı eşitliğin sağ yanında toplam $n^2 + n$ tane bilinmeyen vardır. Eşitliğin sol

yanında ise $\frac{n^2+n}{2}$ bilinen vardır. $n^2+n > \frac{n^2+n}{2}$ olduğundan model bu haliyle belirlenmemiştir. Belirlenme için $\frac{n^2+n}{2}$ tane daha kısıta ihtiyaç vardır. Uygulamada yapısal şokların varyanslarının normalleştirilerek bire eşit olduğu varsayılır. Bu durumda Ω_n birim matrise eşit olur. Bu varsayım sistemin belirlenebilmesi için n tane daha kısıt sağlar. Artık belirlenme için gerekli kısıt sayısı $\frac{n^2-n}{2}$ 'dir. Dolayısıyla eşanlı kısıtlarla yapısal VAR modelinin belirlenebilmesi için D_0 matrisinin bazı elemanlarına iktisadi teoriden yola çıkarak $\frac{n^2-n}{2}$ adet sıfır kısıtı getirilmelidir .

Uzun dönemli kısıtlar ise VAR modelinin uzun dönem çarpanlarına uygulanmaktadır. Uzun dönem kısıtlarının uygulanabilmesi için her bir şokun en azından değişkenlerin biri üzerinde sürekli etkiye sahip olması gerekmektedir. Uzun dönem çarpanı VAR modelinin hareketli ortalama gösteriminden elde edilir. Hareketli ortalama gösteriminde her bir içsel değişken sonsuz sayıda tesadüfi şoklar dizisinin toplamı şeklinde gösterilebilir. (2.17) numaralı eşitlikte tanımlanan yapısal VAR modelinin hareketli ortalama gösterimi;

$$X_t = v + D_0\eta_t + D_1\eta_{t-1} + D_2\eta_{t-2} + \dots \quad (2.32)$$

$$= v + \sum_{j=0}^{\infty} D_j\eta_{t-j}$$

$$X_t = v + D(L)\eta_t \quad (2.33)$$

L gecikme işlemcisi olup işleyişi şöyledir:

$$L^j y_t = y_{t-j} \text{ ve} \quad (2.34)$$

$$L^0 y_t = y_t \quad (2.35)$$

p . sıradan gecikme işlemcisi polinomu ise ;

$$D(L) = D_0 + D_1L + D_2L^2 + \dots + D_pL^k \quad (2.36)$$

Uzun dönem çarpanı belirli bir yapısal şokun belirli bir içsel değişken üzerindeki etkilerini gösteren hareketli ortalama katsayılarının kümülatif olarak toplamından elde edilmektedir (Gartner ve Wehinger, 1998:10).

$D(1) = D_0 + D_1 + D_3 \dots$ ve $k \rightarrow \infty$ ise $D(1)$ uzun dönem çarpanıdır. Uzun dönem kısıtlarıyla belirli bir yapısal şokun uzun dönemde belirli içsel değişken(ler) üzerinde etkisine kısıt(lar) getirilerek belirlenme gerçekleşmektedir.

Yapısal VAR modellerinin uygulama aşamaları aşağıda özetlenmiştir (McCoy, 1997:7):

(i) Modelde yer alan değişkenlerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesi

(ii) Modeldeki değişkenlerin bütünleşme derecelerini göz önüne alarak bu değişkenlerin modele seviye değerleriyle mi, farkları alınarak mı dahil edileceğinin belirlenmesi

(iii) Değişkenlerin durağanlığı sağlandıktan sonra otokorelasyona yol açmayacak ve değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri yakalayacak uygun gecikme sayısının belirlenmesi. Gecikme sayısının belirlenmesinde gecikme uzunluğunun tahmin edilecek parametre sayısını arttırarak serbestlik derecesini önemli ölçüde düşürebileceğini göz önünde bulundurmak gerekir. VAR modellerinde uygun gecikme uzunluğunu belirlemek için LR (Olabilirlik Oran Testi), FPE (Son Öngörü Hatası), AIC (Akaike Bilgi Kriteri), SC (Schwarz Bilgi Kriteri) ve HQ (Hannan-Quinn Bilgi Kriteri) gibi ölçütlerden faydalanılmaktadır.

(iv) İndirgenmiş VAR modeli tahmin edildikten sonra yapısal parametrelerin tahmin edilebilmesi için yeterli sayıda kısıt getirilmesi.

2.2.2. Etki Tepki Fonksiyonları

Ekonomik analizlerde VAR modeline ilişkin hesaplanan katsayıların yorumlanması yerine, genellikle etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması yöntemleri uygulanmaktadır

Etki-tepki fonksiyonları, VAR modelinde yer alan değişkenlerin hata terimlerinde meydana gelen şoklara karşı ne yönde ve ne ölçüde tepki gösterdiklerini belirlemektedir. Diğer bir ifadeyle, etki-tepki fonksiyonları, değişkenlerden birine bir birimlik şok uygulandığında diğer değişken veya değişkenlerin bu değişime gösterdikleri tepkiyi vermektedir.

Etki tepki fonksiyonları VAR modellerinin hareketli ortalama gösteriminden elde edilir. Etki tepki fonksiyonlarının hesaplanmasını ve yorumlanmasını göstermek için 2 değişkenli durağan VAR(1) modelinin indirgenmiş biçimi ele alınsın:

$$X_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + e_t \quad (2.37)$$

Diğer taraftan (2.37) numaralı eşitlik t-1 dönemi için;

$$X_{t-1} = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-2} + e_{t-1} \quad (2.38)$$

şeklindedir.

(2.38) numaralı eşitlik (2.37) numaralı eşitlikte yerine koyulduğunda;

$$X_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 (\Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \quad (2.39)$$

elde edilir.

(2.39) numaralı eşitlik düzenlendiğinde;

$$X_t = (I + \Gamma_1)\Gamma_0 + \Gamma_1^2 X_{t-2} + \Gamma_1 e_{t-1} + e_t \quad (2.40)$$

elde edilir.

Burada I, 2x2 boyutlu birim matristir. Yapılan işlem n defa yinlendiğinde;

$$X_t = (I + \Gamma_1 + \dots + \Gamma_1^n)\Gamma_0 + \sum_{j=0}^n \Gamma_1^j e_{t-j} + \Gamma_1^{n+1} X_{t-n-1} \quad (2.41)$$

$$X_t = v + \sum_{j=0}^{\infty} \Gamma_1^j e_{t-j} \quad (2.42)$$

elde edilir.

(2.42) tanımlanan indirgenmiş VAR modelinin hareketli ortalama gösterimidir ve aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$X_t = v + e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} \dots \dots \dots \quad (2.43)$$

$$= v + \sum_{j=0}^{\infty} C_j e_{t-j}$$

Burada $\Gamma_1^j = C_j$ ve $C_0 = I$ dir.

p. sıradan gecikme işlemcisi polinomu $C(L) = C_0 + C_1 L + \dots \dots \dots + C_p L^p$ ise (2.43) numaralı eşitlik ;

$$X_t = C(L) e_t \quad (2.44)$$

şeklinde ifade edilebilir..

Aynı şekilde (2.17) de tanımlanan yapısal VAR modelinin hareketli ortalama gösterimi;

$$X_t = v + D_0 \eta_t + D_1 \eta_{t-1} + D_2 \eta_{t-2} \dots \dots \dots \quad (2.45)$$

$$= v + \sum_{j=0}^{\infty} D_j \eta_{t-j}$$

$D(L) = D_0 + D_1 L + \dots \dots \dots + D_p L^p$ ise (2.45) nolu eşitlik;

$$X_t = D(L) \eta_t \quad (2.46)$$

şeklinde gösterilebilir.

Yapısal VAR modelinin MA gösterimiyle indirgenmiş formda VAR modelinin MA gösterimi arasındaki ilişkiler ise şu şekildedir:

$$A^{-1} B \eta_t = e_t \quad (2.47)$$

$$A^{-1} B = D_0 \quad (2.48)$$

$$e_t = D_0 \eta_t \quad (2.49)$$

$$D_j = C_j D_0$$

(2.45) modelini matris formunda göstermek gerekirse;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{y,t-j} \\ \eta_{z,t-j} \end{bmatrix} \quad (2.50)$$

(2.50) nolu gösterimde $d_{11,j}$, $d_{12,j}$, $d_{21,j}$, $d_{22,j}$ etki tepki katsayılarını göstermektedir. Buna göre;

$d_{11,j}$, j dönem sonra $\eta_{y,t}$ şokunun y_t üzerindeki etkisini gösterir.

$d_{12,j}$, j dönem sonra $\eta_{z,t}$ şokunun y_t üzerindeki etkisini gösterir.

$d_{21,j}$, j dönem sonra $\eta_{y,t}$ şokunun z_t üzerindeki etkisini gösterir.

$d_{22,j}$, j dönem sonra $\eta_{z,t}$ şokunun z_t üzerindeki etkisini gösterir

$\sum_{j=0}^k d_{11,j}$ ise k dönem sonra $\eta_{y,t}$ şokunun y_t üzerindeki kümülatif etkisini

gösterir. $k \rightarrow \infty$ ise buna uzun dönem çarpanı denir.

Değişkenler arasındaki ölçek farklılıkları etki tepki katsayılarının kıyaslanmasını güçleştireceğinden uygulamada genellikle bir birimlik şok yerine bir standart sapmalı şoklar kullanılmaktadır. Bunun için yapısal şoklar kendi standart hataları kullanılarak normelleştirilmektedir.

2.2.3. Varyans Ayrıştırması

Varyans ayrıştırması; bir değişkende meydana gelen değişmelerin kaynaklarının araştırılması için kullanılan bir yöntemdir. Varyans ayrıştırmasıyla her bir değişkendeki değişimin ne kadarının kendisi, ne kadarının diğer değişkenlerde meydana gelen değişimlerden kaynaklandığını yüzde olarak ifade edilebilmektedir. İçsel değişkenlerin üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması ile belirlenir.

Eşitlik (2.37)'de VAR(1) modelinin indirgenmiş biçimi $X_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + e_t$ olarak tanımlanmıştır. X_t 'nin t+1 dönemini tahmin etmek için bu eşitlik kullanılabilir. X_{t+1} 'in koşullu beklenen değeri;

$$E(X_{t+1}) = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_t \quad (2.51)$$

olur.

t+1 dönemi için öngörü hatası ise; $e_{t+1} = X_{t+1} - E(X_{t+1})$ şeklindedir. Aynı şekilde t+2 dönemi için X_{t+2} 'in koşullu beklenen değeri;

$$E(X_{t+2}) = (I + \Gamma_1)\Gamma_0 + \Gamma_1^2 X_t \quad (2.52)$$

olur.

t+2 dönemi için öngörü hatası ise; $e_{t+2} + \Gamma_1 e_{t+1}$ şeklindedir. Benzer şekilde n dönem sonrasına ilişkin öngörü hatası; $e_{t+n} + \Gamma_1 e_{t+n-1} + \Gamma_1^2 e_{t+n-2} + \dots + \Gamma_1^{n-1} e_{t+1}$ şeklinde elde edilir.

$$X_{t+n} - E(X_{t+n}) = e_{t+n} + \Gamma_1 e_{t+n-1} + \Gamma_1^2 e_{t+n-2} + \dots + \Gamma_1^{n-1} e_{t+1} \quad (2.53)$$

$$= \sum_{j=0}^{n-1} \Gamma^j e_{t+n-j}$$

$$= \sum_{j=0}^{n-1} \Phi_j e_{t+n-j}$$

X_t için n dönem sonraki öngörü hatası daha açık olarak;

$$\begin{aligned} X_{t+n} - E(X_{t+n}) &= \Phi_{11}(0).e_{yt+n} + \Phi_{11}(1).e_{yt+n-1} + \dots + \Phi_{11}(n-1).e_{yt+1} \\ &+ \Phi_{12}(0).e_{zt+n} + \Phi_{12}(1).e_{zt+n-1} + \dots + \Phi_{12}(n-1).e_{zt+1} \end{aligned} \quad (2.54)$$

şeklinde olacaktır.

X_{t+n} 'in n dönem sonraki öngörü hata varyansı $\sigma_x^2(n)$;

$$\begin{aligned} \sigma_x^2(n) &= \sigma_y^2 \cdot [\Phi_{11}(0)^2 + \Phi_{11}(1)^2 + \dots + \Phi_{11}(n-1)^2] + \\ &\sigma_z^2 \cdot [\Phi_{12}(0)^2 + \Phi_{12}(1)^2 + \dots + \Phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (2.55)$$

Öngörü hata varyansının ($\sigma_x^2(n)$) n dönem sonra e_{yt} ve e_{zt} şoklarına göre oranları sırasıyla (2.56) ve (2.57) numaralı eşitlikler yardımıyla elde edilmektedir.:

$$\frac{\sigma_y^2 [\Phi_{11}(0)^2 + \Phi_{11}(1)^2 + \dots + \Phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_x^2(n)} \quad (2.56)$$

$$\frac{\sigma_z^2 [\Phi_{12}(0)^2 + \Phi_{12}(1)^2 + \dots + \Phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_x^2(n)} \quad (2.57)$$

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN YAPISAL VAR YAKLAŞIMIYLA ÇEKİRDEK ENFLASYONUN TAHMİN EDİLMESİ ve PERFORMANSININ DEĞERLENDİRİLMESİ

Çalışmanın uygulama kısmı üç alt bölümden oluşmaktadır. İlk alt bölümde çalışmada kullanılan veriler tanıtılmıştır. İkinci alt bölümde öncelikle değişkenlere ilişkin birim kök ve eşbütünleşme testleri yapılmıştır. Daha sonra Türkiye için yapısal VAR yaklaşımıyla çekirdek enflasyon tahmin edilmiştir. Yapısal şoklara ilişkin etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçları analiz edilmiştir. Üçüncü alt bölüm ise elde edilen çekirdek enflasyonun performansının değerlendirilmesine ayrılmıştır.

3.1. VERİ SETİ

Çalışmada 2003:01-2009:07 dönemine ait aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. Veriler TÜİK veritabanından elde edilmiştir. VAR modelinde yer alan değişkenler;

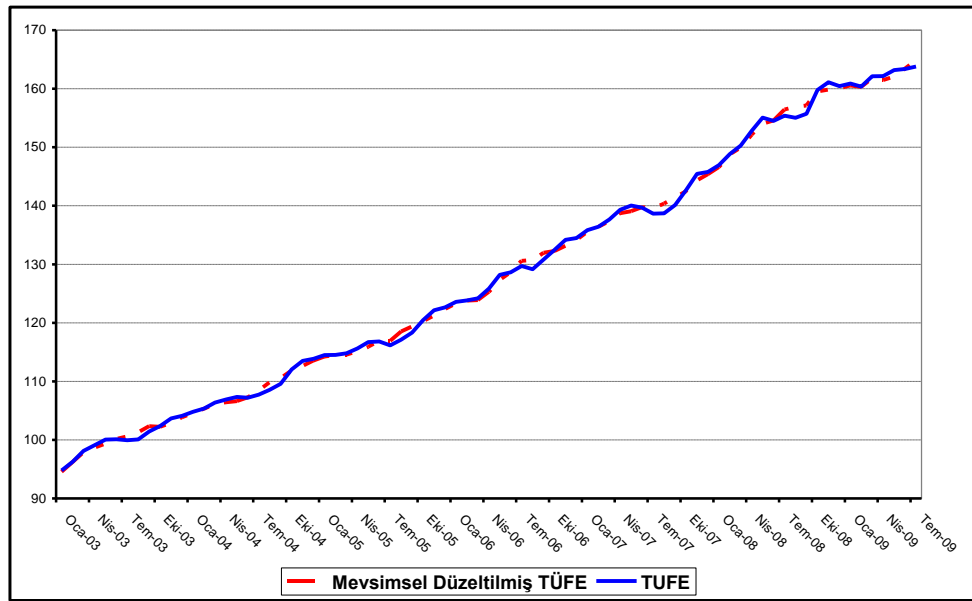
Y_t : Reel üretim

P_t : Fiyatlar Genel Düzeyi

ile gösterilmiştir.

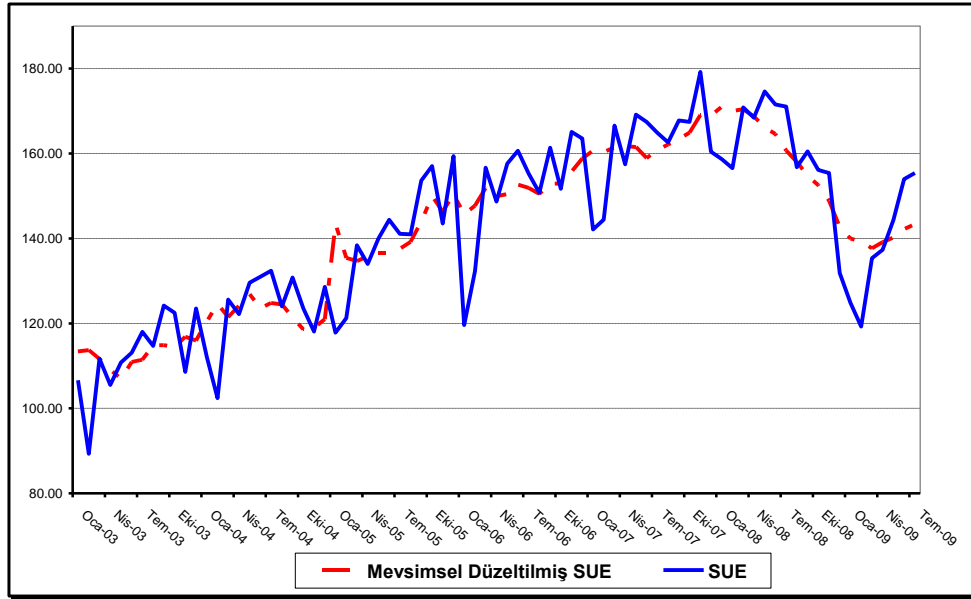
Fiyatlar genel düzeyi değişkeni için 2003=100 Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE), reel üretim değişkeni için 1997=100 Sanayi Üretim Endeksi (SÜE) ve 2005=100 Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır. 1997=100 Sanayi Üretim Endeksi 2005 yılı Ocak ayından itibaren 2005=100 Sanayi Üretim Endeksi büyüme oranlarıyla genişletilmiştir. Reel üretim değişkenini temsilen GSYİH serisinin kullanılmamasının nedeni bu verilerin 3 aylık periyotlarla üretilmesidir.

Çekirdek enflasyonun sahip olması gereken özelliklerden bir tanesi de TÜFE'yle eşzamanlı elde edilebilmesidir. Bu nedenle aylık periyotta yayınlanan Sanayi Üretim Endeksi reel üretim değişkeni olarak tercih edilmiştir. Bu değişkenlere ait zaman serisi verileri TRAMO-SEATS mevsimsel düzeltme yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Serilerin mevsimsellikten arındırılmasında Gianluca Caporello ve Agustín Maravall tarafından 1996 yılında geliştirilen TSW (TRAMO/SEATS for Windows)³ paket programının Beta 1.04 versiyonu kullanılmıştır. Tüketici Fiyatları Endeksi ve Sanayi Üretim Endeksine ait ham verilerin ve mevsimsellikten arındırılmış verilerin grafikleri sırasıyla şekil 3.1 ve şekil 3.2'de sunulmuştur. Çekirdek enflasyonun tahmin edilmesinde RATS 6.0 (Regression Analysis of Time Series) paket programı kullanılmıştır. Çalışmadaki diğer analizler ise E-Views 5.0 (Econometric Views) paket programı kullanılarak yapılmıştır.



Şekil 3.1: TÜFE ve Mevsimsel Düzeltilmiş TÜFE Grafiği (Seviye)

³ TSW Version Beta 1.04 paket programı İspanya Merkez Bankasının resmi internet sayfasından ücretsiz olarak indirilebilmektedir.



Şekil 3.2: SÜE ve Mevsimsel Düzeltilmiş SÜE Grafiği (Seviye)

3.2. TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN YAPISAL VAR YAKLAŞIMIYLA ÇEKİRDEK ENFLASYONUN TAHMİN EDİLMESİ

3.2.1. Ön Testler

VAR modelinin hareketli ortalama biçiminin elde edilebilmesi için durağanlık şartının gerçekleşmesi gerekir. Bu nedenle ilk olarak modelde yer alan değişkenlerin bütünleşme derecelerini göz önüne alarak bu değişkenlerin modele seviye değerleriyle mi farkları alınarak mı dahil edileceğinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller-ADF) testiyle çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadığı araştırılmıştır. Test sonuçları tablo 3.1'de yer almaktadır.

Tablo 3.1: ADF Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Test İstatistiği (Trendsiz)		ADF Test İstatistiği (Trendli)	
	k	τ istatistiği	k	τ istatistiği
$\ln P_t$	0	-1.286210 [0.6324]	0	-2.358032 [0.3983]
$\ln Y_t$	0	-1.602391 [0.4766]	0	-0.744617 [0.9657]
$\Delta \ln P_t$	0	-7.952524 [0.0000]	0	-7.952524 [0.0000]
$\Delta \ln Y_t$	0	-9.237868 [0.0000]	0	-9.457500 [0.0000]

Not: Parantez içindeki değerler MacKinnon p değerleridir. k , Schwartz bilgi kriterine göre uygun gecikme sayısıdır.

ADF testi sonuçlarına göre hem fiyatlar genel düzeyi hem de reel üretim değişkenlerinin logaritmik değerleri birim kök içermektedir. Öte yandan büyüme oranları cinsinden her iki değişken de %1 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmuştur.

ADF testi sonuçlarına göre fiyat değişkeni ve reel üretim değişkeni I(1) bulunmuştur. VAR modelinde değişkenler üzerine uzun dönemli kısıt uygulayabilmek için değişkenlerin en az bir tanesinin sürekli etkilere sahip olması ve değişkenlerin arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmaması gereklidir. Bu amaçla Johansen Eşbütünleşme testi yapılmıştır.

Johansen yöntemi başlangıç noktasını p . dereceden VAR(p) modelinden alır.

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Bu gösterimde y_t , $n \times 1$ boyutlu birinci dereceden bütünleşik I(1) değişkenler vektörü ve ε_t , $n \times 1$ boyutlu rassal şok vektörüdür. (3.1) numaralı gösterim;

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

şeklinde yeniden yazılabilir. Yeni gösterimde;

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \text{ve} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (3.3)$$

şeklindedir.

Eğer Π matrisinin indirgenmiş rankı $r < n$ ise $\Pi = \alpha\beta'$ olacak şekilde rankı r olan $n \times r$ boyutlu α ve β matrisleri tanımlanabilir. $\beta'y_t$ ise durağan özellik gösterir. Burada r eşbütünleşme ilişkisi sayısı, α hata düzeltme modelinde yer alan uyarılama katsayıları ve β 'nin her bir sütunu eşbütünleşme vektörüdür. (Hjalmarsson ve Österholm, 2007:4).

y_t matrisinin elemanları arasında eşbütünleşme ilişkisi yoksa $r = 0$ ve $\Pi = \alpha\beta' = 0$ olur. Π matrisinin rankı 1 ise seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisi olduğu söylenebilir. Π matrisinin rankının birden büyük olması seriler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi olduğu anlamına gelir.

Johansen eşbütünleşme testinde iki test istatistiği kullanılmaktadır. Bunlardan ilki İz İstatistiği, diğeri ise Maksimum Öz-değer istatistiğidir. İz testinde “ r adet eşbütünleşik vektör vardır” yokluk hipotezi “ n adet eşbütünleşik vektör vardır” alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Maksimum öz-değer testinde ise , “ r adet eşbütünleşik vektör vardır” yokluk hipotezi “ $r + 1$ adet eşbütünleşik vektör vardır” alternatif hipotezine karşı test edilmektedir.

$\ln P_t$ ve $\ln Y_t$ değişkenleriyle yapılan Johansen Eşbütünleşme testi sonuçları tablo 3.2'de sunulmuştur. Eşbütünleşme testi için gecikme sayısı 1 olup, kısıtsız VAR modelinden Schwartz kriteri yardımıyla elde edilmiştir. $\ln Y_t$ ve $\ln P_t$ serileri için; $H_0 : r = 0$, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur hipotezi reddedilememiştir. Değişkenlerin her ikisi de $I(1)$ olduğundan ve aralarında eşbütünleşme ilişkisi olmadığından değişkenlerin farkları alınarak VAR modeli oluşturulabilir.

Tablo 3.2: lnY ve lnP Değişkenleri Arasındaki Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler	Hipotez	Öz Değerler	İz İstatistiği		Maksimum Özdeğer İstatistiği	
	H_0		İstatistik*	p değeri**	İstatistik	p değeri
$\ln Y_t$	$r = 0$	0.053477	7.052364 [15.4947]	0.5716	4.231941 [14.2646]	0.8341
$\ln P_t$	$r \leq 1$	0.035966	2.820423 [3.841466]	0.0931	2.820423 [3.841466]	0.0931

(*) Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerdir.

(**) MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleri

Not: Eşbütünleşme testinde seviyede lineer deterministik trende izin veren eşbütünleşme vektöründe ise sabit terimin yer aldığı model kullanılmıştır.

3.2.2. VAR Sonuçları

Değişkenlerin her ikisinde $I(1)$ bulunduğu ve seviye değerleri arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığından iki değişkenli makro ekonomik değişkenler vektörü;

$$x_t = (\Delta \ln Y_t, \Delta \ln P_t)'$$

şeklinde oluşturulmuştur. Burada; $\Delta \ln Y_t$, logaritması alınmış sanayi üretim endeksi değişkeninin birinci farkını; $\Delta \ln P_t$, logaritması alınmış TÜFE değişkeninin birinci farkını göstermektedir. Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için çekirdek enflasyonun tahmin edilmesinde Quah ve Vahey'in (1995) çalışmalarında kullandıkları iki değişkenli SVAR modeli benimsenmiştir. Quah ve Vahey'in modeli reel üretimde büyüme ($\Delta \ln Y_t$) ve enflasyondaki değişim ($\Delta \pi_t = \Delta(\Delta \ln P_t)$) değişkenlerinden oluşmaktadır. Bu çalışmada ise ADF testi sonuçlarına göre $\ln P_t$ $I(1)$ bulunduğu doğrudan $\Delta \ln P_t$ ve $\Delta \ln Y_t$ değişkenleriyle VAR modeli oluşturulmuştur.

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

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta^S \\ \eta^D \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

$$X_t = v + \sum_{j=0}^{\infty} D_j \eta_{t-j} \quad (3.5)$$

şeklindedir.

Yapısal şoklar, Gartner ve Wehinger'in Toplam Talep-Toplam Arz (AD-AS) modeliyle uyumlu iki değişkenli VAR modelinde olduğu gibi talep şoku ve arz şoku olarak adlandırılmıştır. Arz şoku (Çekirdek dışı şok) η^S ile talep şoku (Çekirdek şok) ise η^D ile gösterilmiştir. Bu şokların ortogonal olduğu ve diagonal varyans kovaryans matrisinin birim matrise eşit olduğu varsayılmaktadır.

Şoklar üretim üzerindeki etkileri itibariyle birbirinden ayrılmıştır. Modelde yer alan birinci tip şok η^S , arz şoku olup hem fiyatlar üzerinde hem de üretim üzerinde kısıtsız etkiye sahiptir. Modelde yer alan ikinci tip şok η^D ise talep şoku olup fiyatlar üzerinde kısıtsız etkiye sahipken reel üretim seviyesi uzun dönemde etkisizdir. Talep şokunun kısa dönemde reel üretim seviyesi üzerindeki etkisine herhangi bir kısıt getirilmemiştir. Buna göre uzun dönem nötralite koşulu;

$$\sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j) = 0 \text{ 'dır.} \quad (3.6)$$

(3.5) numaralı eşitlikte enflasyon aşağıdaki gibi ayrıştırılabilir:

$$\pi_t = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{21,j} \eta^S + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta^D \quad (3.7)$$

Burada $\pi_t^c = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \eta^D$ çekirdek enflasyonu gösteren kısımdır.

Dolayısıyla çekirdek enflasyon; ölçülen enflasyonun uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı ya da enflasyonun talep şokları tarafından belirlenen kısmı olarak tanımlanmıştır.

VAR modelinin gecikme sayısı LR kriterine göre 7 olarak belirlenmiştir. VAR artıklarının normallik koşulunu yerine getirebilmesi için modele 2005:01 dönemi için toplamsal uç değer (additive outlier) olarak tanımlanan bir kukla değişken (w) ilave edilmiştir. Tahmin edilen kısıtsız VAR modeline ilişkin sonuçlar tablo 3.3'te sunulmuştur.

Tablo 3.3: Tahmin Edilen Kısıtsız VAR Modeli Sonuçları

Değişkenler	DlnY	DlnP
DlnY(-1)	-0.144327 [-1.82617]	0.005396 [0.27678]
DlnY(-2)	0.045533 [0.57678]	-0.005931 [-0.30456]
Dln(-3)	0.190839 [2.44032]	0.012495 [0.64772]
DlnY(-4)	0.071652 [0.91552]	0.012363 [0.64036]
DlnY(-5)	0.045047 [0.58049]	0.016255 [0.84918]
DlnY(-6)	0.060956 [0.78736]	-0.014714 [-0.77050]
DlnY(-7)	0.034884 [0.44232]	0.042006 [2.15920]
DlnP(-1)	0.065788 [0.12603]	0.098824 [0.76747]
DlnP(-2)	-0.461843 [-0.88630]	0.111064 [0.86404]
DlnP(-3)	-1.520991 [-2.89474]	0.024706 [0.19062]
DlnP(-4)	-0.020039 [-0.03846]	-0.236807 [-1.84272]
DlnP(-5)	-0.107257 [-0.19675]	0.095172 [0.70772]
DlnP(-6)	-0.47492 [-0.89942]	-0.027605 [-0.21193]
DlnP(-7)	-1.04171 [-2.03805]	-0.150066 [-1.19021]
C	2.456191 [2.87187]	0.73352 [3.47688]
w	18.80208 [9.86779]	-0.008771 [-0.01866]
R^2	0.671702	0.211487
Düzeltilmiş R^2	0.582166	-0.003562
F İstatistiği	7.502056	0.983436

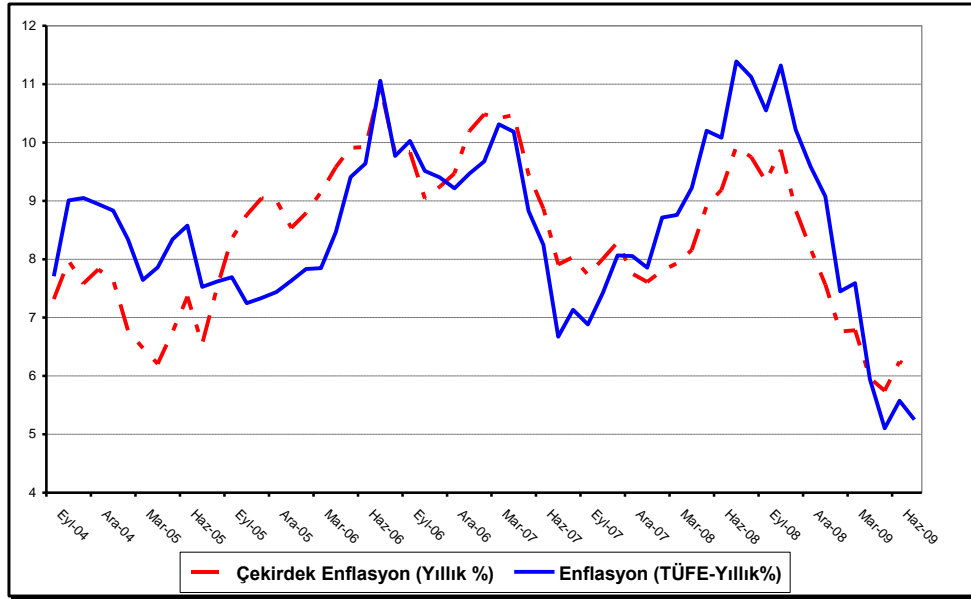
Not: Köşeli parantez içindekiler t istatistiği değerleridir.

Çekirdek enflasyonun tahmin edilebilmesi için VAR modelinin uzun dönem çarpanlarına, talep şoklarının uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmadığı yönünde kısıt getirilerek yapısal VAR modeli tahmin edilmiştir. Çekirdek enflasyon ise fiyat eşitliğinden arz şokları dışlanarak tahmin edilmiştir.

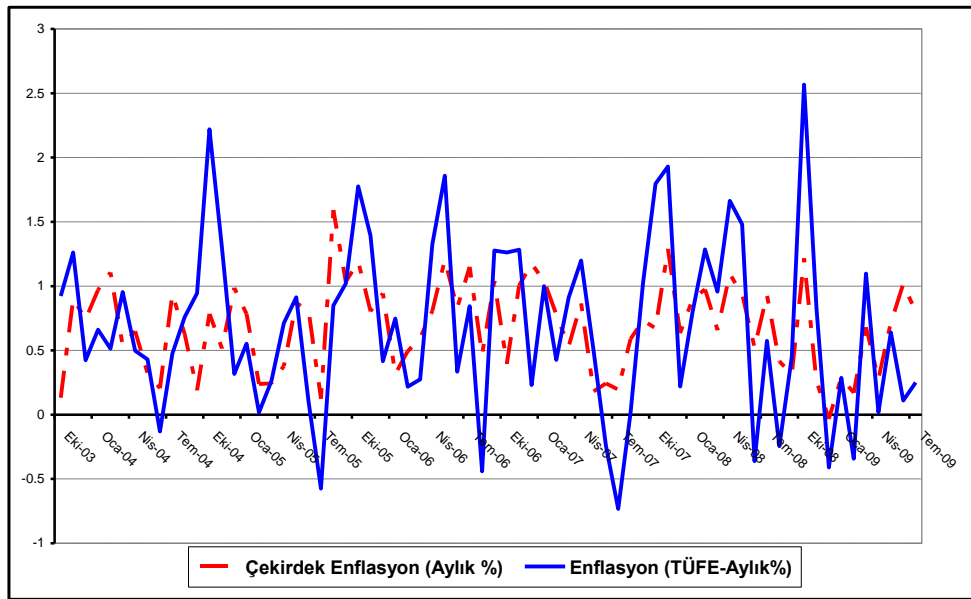
Son olarak tahmin edilen yapısal VAR modelinin artıkları için model uygunluk testleri yapılmıştır. VAR modelinin artıklarında serisel korelasyon olup olmadığını tespit etmek için LM testi ve değişen varyans olup olmadığını belirleyebilmek için White testi yapılmıştır (Ek 4 ve Ek 5). Test sonuçlarına göre artıklarda değişen varyans ve serisel korelasyona rastlanmamıştır. Tahmin edilen modelde fiyat eşitliğinde normallik varsayımı %5 anlamlılık düzeyinde sağlanabilmişken üretim eşitliğinde normallik varsayımı ancak %1 anlamlılık düzeyinde sağlanabilmiştir (Ek 6).

3.2.2.1. Çekirdek Enflasyon Tahmin Sonuçları

Tahmin edilen çekirdek enflasyon ve ölçülen enflasyonun grafikleri şekil 3.3 ve şekil 3.4'te sunulmuştur. Grafikler incelendiğinde Türkiye Ekonomisi için önemli bulgular elde edilmiştir. Buna göre, Türkiye'de ölçülen enflasyonun çekirdek enflasyonu 2005 yılı sonundan 2007 yılı sonuna kadar olduğundan düşük tahmin ettiği görülmektedir. Bu dönemler sanayi üretim endeksinde yüksek pozitif büyüme oranlarının yaşandığı dönemlerdir. 2008 yılının başından 2009 Nisan ayına kadar ise ölçülen enflasyonun çekirdek enflasyondan yüksek olduğu görülmektedir. Bu dönemler ise negatif büyüme dönemleridir. 2009 Nisan'dan itibaren büyüme pozitif dönmüştür ve ölçülen enflasyon çekirdek enflasyonu olduğundan düşük tahmin etmiştir. (Şekil 3.3). Dolayısıyla incelenen dönemde negatif arz şokları TÜFE'nin çekirdek enflasyonu olduğundan yüksek tahmin etmesine yol açmıştır.



Şekil 3.3: Çekirdek Enflasyon ve Ölçülen Enflasyon (Bir önceki yılın aynı ayına göre % değişim)



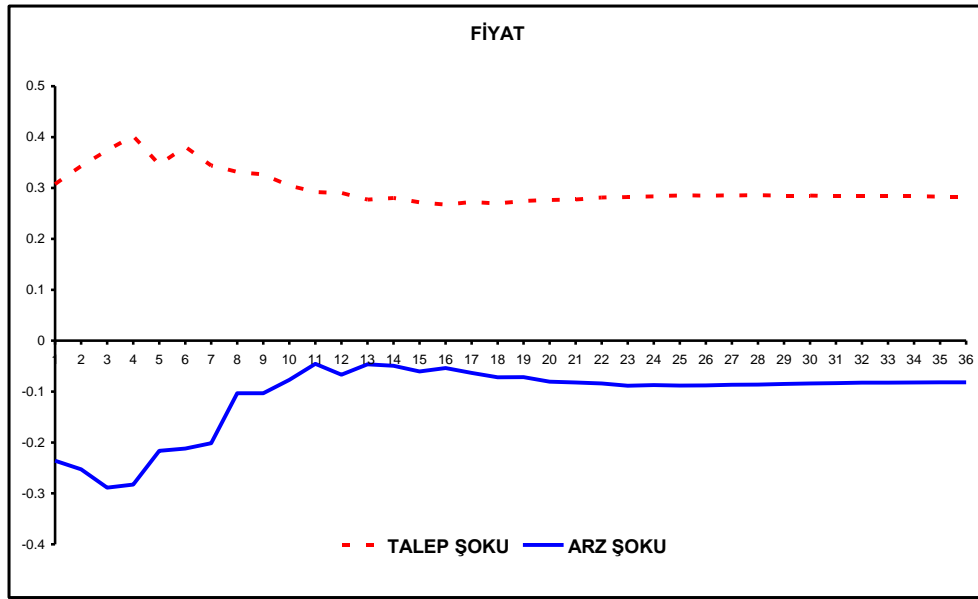
Şekil 3.4: Çekirdek Enflasyon ve Ölçülen Enflasyon (Bir önceki aya göre % değişim)

3.2.2.2. Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırması Sonuçları

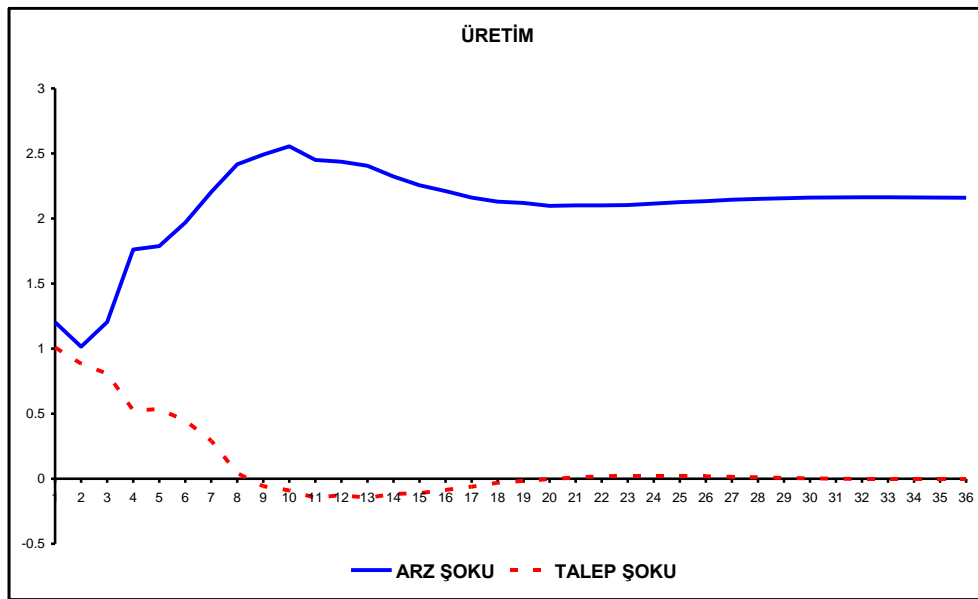
Etki-tepki fonksiyonu, herhangi bir değişkendeki bir standart sapmalık şoka karşı içsel değişkenin ne yönde ve ne ölçüde tepki gösterdiğini belirlemektedir. Grafiklerdeki yatay eksen tepkinin aylık dönem olarak süresini, dikey eksen ise tepkinin boyutunu standart sapma olarak göstermektedir.

Değişkenlerin şoklara karşı dinamik tepkileri Toplam Arz ve Toplam Talep (AS-AD) modeliyle son derece uyumludur. Basit AS-AD modelinde pozitif bir arz şoku (örneğin verimlilik şoku, teknolojik değişim vs) AS eğrisini sağa kaydırarak fiyatlar genel düzeyinin düşmesine yol açar. Pozitif bir talep şoku ise talep eğrisini sağa kaydırarak fiyatlar genel düzeyinde bir artışa neden olur. Şekil 3.5’de fiyatlar genel düzeyinin arz ve talep şoklarına tepkisi sunulmuştur. Talep şokları (Çekirdek şoklar) fiyatlar genel düzeyini ilk dört ay arttırmış, daha sonra etkisi azalmış ve yaklaşık bir yıl sonunda uzun dönem dengesine kavuşmuştur. Pozitif bir arz şoku ise ilk üç ay fiyatlar genel düzeyini düşürücü bir etkiye bulunmuş daha sonra bu etki azalmıştır. Arz şoklarının fiyatlar genel düzeyi üzerinde uzun dönemde etkisi sınırlı bir seviyede kalmıştır (Şekil 3.5)

Şekil 3.6’da üretimin arz ve talep şoklarına tepkisi sunulmuştur. Talep şoklarının üretim seviyesi üzerindeki etkisi geçici olmuş ve yaklaşık 20 ay sonunda bu etki kaybolmuştur. Bu sonuç uzun dönem nötralite varsayımını destekler niteliktedir. Öte yandan arz şokların reel üretim üzerindeki etkisi sürekli olup yaklaşık iki yıl içinde uzun dönem dengesine kavuşmaktadır (Şekil.3.6).



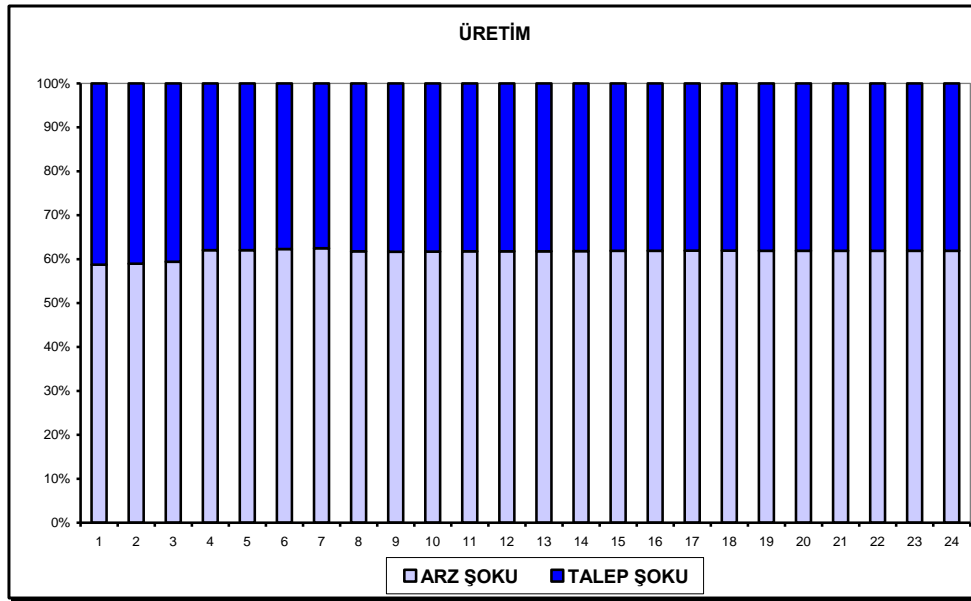
Şekil 3.5: TÜFE'nin Arz ve Talep Şoklarına Kümülatif Tepkisi



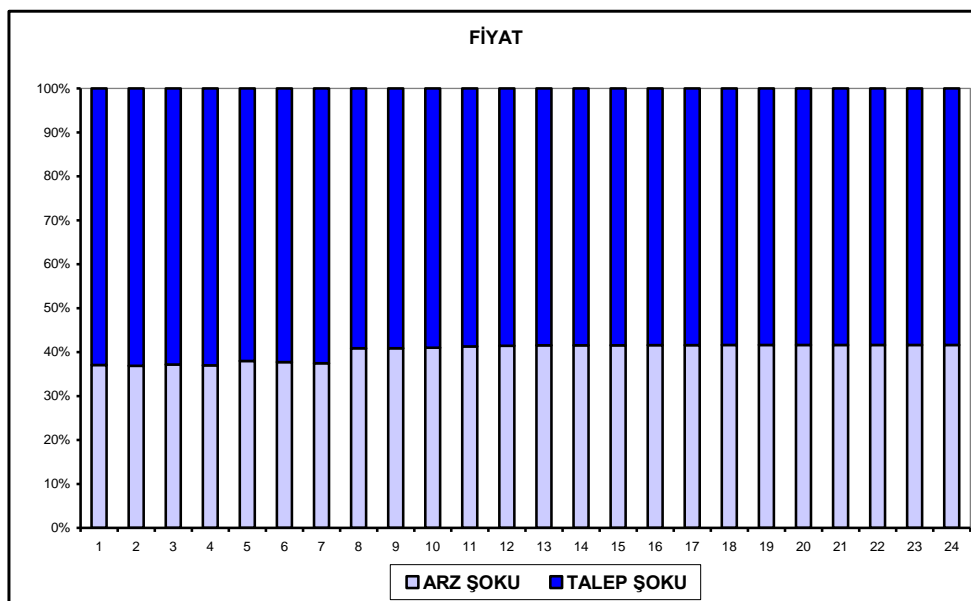
Şekil 3.6: Üretimin Arz ve Talep Şoklarına Kümülatif Tepkisi

Üretim ve fiyat değişkenlerine ilişkin varyans ayrıştırması sonuçları sırasıyla şekil 3.7 ve şekil 3.8'de sunulmuştur. Reel üretimin varyans ayrıştırması sonuçlarına göre arz şokları üretimdeki değişimlerin temel kaynağı olarak gözükmektedir. Talep şoklarının üretimin öngörü hata varyansı içindeki katkısı 24 ay sonunda yaklaşık %38 seviyesinde kalmıştır (Tablo 3.4). TÜFE'nin

varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde arz şoklarının uzun dönemde bile fiyatlar üzerindeki etkisinin önemli olduğu görülmektedir. Talep şokları bir yıl sonunda TÜFE'nin öngörü hata varyansının yaklaşık %58'ini açıklarken arz şokları %42'sini açıklamaktadır (Tablo 3.4).



Şekil 3.7: Üretimin Öngörü Hata Varyansında Arz ve Talep Şoklarının Payları



Şekil 3.8: Fiyatın Öngörü Hata Varyansında Arz ve Talep Şoklarının Payları

Tablo 3.4: Varyans Ayrıştırması sonuçları

Öngörü Periyodu	FİYAT		ÜRETİM	
	Talep Şoku	Arz Şoku	Talep Şoku	Arz Şoku
1	62.937	37.063	41.273	58.727
3	62.831	37.169	40.606	59.394
6	62.273	37.727	37.701	62.299
9	59.131	40.869	38.325	61.675
12	58.569	41.431	38.232	61.768
15	58.448	41.552	38.111	61.889
18	58.394	41.606	38.087	61.913
24	58.371	41.629	38.092	61.908

3.3. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN PERFORMANSININ DEĞERLENDİRİLMESİ

Bu bölümde tahmin edilen çekirdek enflasyonun performansı uzun dönemli ilişki, nedensellik, sapmasızlık ve değişkenlik kriterleri açısından değerlendirilecektir.

3.3.1. Uzun Dönemli İlişki ve Nedensellik Kriteri Açısından Değerlendirme

Çekirdek enflasyon göstergesi TÜFE ile uzun dönemli ilişki içinde olmalıdır. Kısa dönemde ise çekirdek enflasyonla TÜFE arasındaki ilişki tek yönlü ve nedenselliğin yönü çekirdek enflasyondan TÜFE'ye doğru olmalıdır. Çekirdek enflasyonla ölçülen enflasyon arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı Johansen Eşbütünleşme testiyle araştırılmış, sonuçlar tablo 3.5'te sunulmuştur. Buna göre çekirdek enflasyon ve TÜFE'nin uzun dönemde birlikte hareket ettiği yani aralarında uzun dönemli bir ilişki olduğu söylenebilir.

Tablo 3.5: Çekirdek Enflasyon ve TÜFE Arasındaki Johansen Eşbütünleşme Testi sonuçları

Değişkenler	Hipotez	Öz Değerler	İz İstatistiği		Maksimum Özdeğer İstatistiği	
	H_0		İstatistik*	p değeri**	İstatistik	p değeri
Çekirdek Endeks	$r = 0$	0.252669	20.45621 [15.49471]	0.0082	20.09602 [14.2646]	0.0054
TÜFE	$r \leq 1$	0.005207	0.360196 [3.841466]	0.5484	0.360196 [3.841466]	0.5484

(*) Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerdir.

(**) MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleri

Not:Gecikme sayısı Schwartz kriterine göre 1 olarak belirlenmiştir. Model seçiminde seviyede deterministik lineer trend, eşbütünleşme vektöründe ise sabit terimin yer aldığı model kullanılmıştır. ADF testi sonuçlarına göre çekirdek endeks I(1) bulunmuştur (Ek 7)

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı durumunda bu değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin belirlenmesinde Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)'nin kullanılması gerekir. Hata düzeltme modeli, değişkenler arasında uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapmaya ve kısa dönem dinamiklerin belirlenmesine imkan tanımaktadır (Badurlar; 2008:232). Çalışmada Block Exogeneity Wald testi kullanılarak çekirdek enflasyonla TÜFE arasındaki nedensel ilişkinin yönü VEC Granger anlamında test edilmiştir. Sonuçlar tablo 3.6'da sunulmuştur. Beklentilere uygun şekilde nedenselliğin yönü tek yönlü ve çekirdek enflasyondan TÜFE'ye doğru bulunmuştur.

Tablo 3.6: VECM Kullanılarak Yapılan Çekirdek Endeks ve TÜFE Arasındaki Nedensellik Testi Sonuçları

Yokluk Hipotezi	p Değerleri	χ^2 İstatistiği	Gözlem Sayısı	Gecikme Sayısı*
$H_0 : \pi_t^c, \pi_t^l$ 'nin Granger nedeni değildir	0.0032	8.71463	70	1
$H_0 : \pi_t, \pi_t^{c1}$ 'nin Granger nedeni değildir	0.6247	0.239361	70	1

(*)Gecikme sayısı Schwartz kriterine göre belirlenmiştir.

3.3.2. Sapmasızlık ve Değişkenlik Kriterleri Açısından Değerlendirme

Uzun dönemde çekirdek enflasyonun ortalamasının ölçülen enflasyondan belirgin şekilde sapması çekirdek enflasyonun enflasyon trendi hakkında yanlış sinyaller vermesine neden olur. Böyle bir durumda uygulanacak politikaların başarı şansı azalacağı gibi para otoritesinin kamuoyu önünde inandırıcılığı da ciddi boyutta sarsılabilir. Bu nedenle çekirdek enflasyonla ölçülen enflasyonun ortalaması uzun dönemde birbirine yakın olmalıdır. Ayrıca geçici etkilerden arındırılmış bir çekirdek enflasyonun ölçülen enflasyona göre daha az değişkenlik göstermesi beklenir.

Çekirdek enflasyon ve TÜFE'ye ait temel istatistiksel özellikler tablo 3.7'de sunulmuştur. Tahmin edilen çekirdek enflasyon sapmasızlık kriteri temelinde değerlendirildiğinde TÜFE'yle ortalamalarının birbirine çok yakın olduğu görülmektedir. Tahmin edilen çekirdek enflasyonu değişkenlik kriteri açısından değerlendirebilmek için standart sapma/ortalama büyüklükleri karşılaştırılmıştır. Bu bakımdan değerlendirildiğinde çekirdek enflasyon TÜFE'ye göre daha az değişkenlik göstermektedir.

Tablo 3.7: Çekirdek Endeks ve TÜFE'ye Ait Temel İstatistiksel Özellikler

Temel İstatistikler	Çekirdek Edeks	TÜFE
Ortalama	131.557	131.1369
Standart Sapma/Ortalama	0.14915	0.15040
Çarpıklık	0.148228	0.176378
Basıklık	1.691521	1.751918
Jarque-Bera	5.40001 [0.0672]	5.04644 [0.0802]
Gözlem Sayısı	72	72

Not: Köşeli parantez içindeki değerler p değerleridir.

Sonuç olarak tahmin edilen çekirdek enflasyonun uzun dönemli ilişki, nedensellik, sapmasızlık ve değişkenlik kriterlerinin tamamını karşıladığı görülmektedir. Ayrıca aylık veri kullanılması sebebiyle zamanlılık kriteri açısından, iktisadi bir teoriye dayanması sebebiyle de teorik temel kriteri açısından da uygun olduğu söylenebilir. En önemlisi çekirdek enflasyon VAR modeli kullanılarak tahmin edildiğinden enflasyonun geleceğine ilişkin tahmin gücünün yüksek olduğu söylenebilir.

SONUÇ

Merkez bankaları, fiyat istikrarı politikasını başarıyla yürütebilmek için ekonomideki enflasyonist baskıyı doğru bir biçimde yansıtan ve kontrol edebilecekleri bir enflasyon ölçümüne ihtiyaç duyar. Ölçülen enflasyon, para politikası dışında geçici nitelikte olan başka faktörlerden etkilendiğinden merkez bankaları için enflasyonun genel eğilimi konusunda sağlıklı bilgi vermeyebilir. Bu nedenle bir çok ülkede uzun dönem fiyat hareketlerini yansıtan ve geçici nitelikteki göreceli fiyat şoklarını dışlayan çekirdek enflasyon ölçümleri hesaplanmaktadır.

Türkiye’de de, TÜİK tarafından Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri adı altında 8 adet çekirdek enflasyon göstergesi yayınlanmaktadır. Bu göstergeler dışlama yöntemiyle hesaplanmaktadır. Dışlama yöntemi; hesaplanması kolay ve kamuoyu tarafından kolaylıkla anlaşılabilir olduğu için bir çok istatistik ofisi tarafından tercih edilmektedir. Diğer taraftan bu yöntemin arkasında herhangi bir iktisat teorisinin olmaması en önemli eleştiri noktasıdır. Kuşkusuz dışlama yöntemi enflasyonun dinamiği hakkında para otoritelerine önemli bilgiler sağlamaktadır fakat 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 ekonomideki yapısal değişimleri daha iyi kavrayabilen, enflasyon konusunda öngöründe bulunma imkanı veren ve iktisadi teorik bir temeli olan Yapısal VAR yaklaşımı tercih edilmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde çekirdek enflasyon kavramı ve literatürde yer alan ölçüm yöntemleri açıklanmaya çalışılmıştır. İkinci bölümde ise uygulamada kullanılan VAR yöntemi incelenmiştir. Çalışmanın uygulama bölümünde ise öncelikle değişkenlerin durağanlık özellikleri ve eşbütünleşme ilişkileri incelendikten sonra Türkiye ekonomisi için yapısal VAR yaklaşımıyla çekirdek enflasyon tahmin edilmiştir.

2003:01-2009:07 dönemine ait SÜE ve TÜFE verileriyle oluşturulan VAR modelinde, enflasyondaki hareketlerin arz ve talep şoku olmak üzere iki tip şoktan etkilendiği varsayılmıştır. Çekirdek enflasyonun ise ölçülen enflasyonun, talep şokları tarafından belirlenen kısmı ya da ölçülen enflasyonun, uzun dönemde reel üretim üzerinde etkili olmayan kısmı olduğu varsayılmıştır. Yapısal VAR modeline talep şoklarının uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmadığı yönünde kısıt getirilerek çekirdek enflasyon tahmin edilmiştir.

Tahmin edilen çekirdek enflasyonun 2005 yılı sonundan 2007 yılı sonuna kadar olan pozitif büyüme dönemlerinde, ölçülen enflasyondan genel olarak yüksek olduğu; 2008 yılının başından 2009 yılı Mart ayına kadar olan negatif büyüme dönemlerinde ise ölçülen enflasyondan düşük olduğu tespit edilmiştir.

Etki tepki analizi sonuçlarına göre; talep şoklarının TÜFE üzerindeki etkisi yüksek olup sürekli bir nitelik taşımaktadır. Öte yandan talep şoklarının reel üretim üzerindeki etkisi, uzun dönem nötrallite sınırlamasına uygun şekilde geçici olmuş ve yaklaşık iki yıl içinde yok olmuştur.

Son olarak Yapısal VAR yaklaşımıyla elde edilen çekirdek enflasyon tahmininin çekirdek enflasyonun taşıması gereken belirli kriterleri taşıyıp taşımadığı test edilmiştir. Geçici etkilerden arındırılmış bir çekirdek enflasyon ölçümünün ölçülen enflasyondan daha az değişkenlik göstermesi ve uzun dönemde ölçülen enflasyonla aynı ortalamaya sahip olması gerekmektedir. Ayrıca çekirdek enflasyonla ölçülen enflasyon uzun dönemde birlikte hareket etmeli yani aralarında bir eşbütünleşme ilişkisi olmalıdır. Kısa dönemde ise çekirdek enflasyonla ölçülen enflasyon arasındaki ilişki tek yönlü ve çekirdek enflasyondan ölçülen enflasyona doğru olmalıdır. Beklentilere uygun şekilde tahmin edilen çekirdek enflasyonun ölçülen enflasyondan daha az değişkenlik gösterdiği, ölçülen enflasyona göre sapmasız olduğu tespit edilmiştir. Ölçülen enflasyonla çekirdek enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı Johansen Eşbütünleşme testiyle araştırılmış ve iki ölçüm arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Kısa dönemde nedenselliğin yönü Granger nedensellik testiyle araştırılmış ve çekirdek enflasyondan ölçülen enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Sonuç olarak

tahmin edilen çekirdek enflasyonun sayılan tüm kriterleri taşıdığı tespit edilmiştir.

Diğer taraftan yapısal VAR yaklaşımında kamuoyu tarafından anlaşılması güç olan ileri ekonometrik teknikler kullanılarak çekirdek enflasyon tahmin edildiğinden, bu yöntem genellikle akademik çalışmaların konusu olmuştur. İstatistik ofisleri ise kamuoyu tarafından rahatlıkla anlaşılabilen ve hesaplanması basit yöntemleri tercih etmektedirler. Günümüzde dünyada sadece Singapur merkez bankası diğer yöntemlerin yanında yapısal VAR yaklaşımını kullanmaktadır. Bu nedenle bu yaklaşımın resmi olarak yayınlanan Özel Kapsamlı TÜFE Göstergelerine alternatif olarak değil de, bu göstergelerin yanında izlenmesinin faydalı olacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- ALVAREZ, Luis J. and MATEA, Ma de los Llanos; “Underlying Inflation Measures in Spain.”, Document No. 9911. Madrid: Banco de Espana., 1999.
- ARMOUR, Jamie; “An Evaluation of Core Inflation Measures”, **Bank of Canada Working Paper** No. 2006-10., 2006.
- AUCREMANNE, Luc; “The Use of Robust Estimators as Measures of Core Inflation,” **National Bank of Belgium Working Paper**, No. 2., 2000.
- BADURLAR, İlkay Ö.; “Türkiye’de Konut Fiyatları ile Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Araştırılması”, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2008, Cilt:8, Sayı:1, s.223-238
- BALKE, Nathan. S. and WYNNE, Mark. A.; “Supply Shocks and the Distribution of Price Changes,” Federal Reserve Bank of Dallas, **Economic Review**, First Quarter, 1996, pp.10–18.
- BALL, Laurence and MANKIW, Gregory N.; “Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks” **The Quarterly Journal of Economics**, February, 1995, pp. 161–193.
- BERKMEN, Pelin; “Measuring Core Inflation in Turkey: Trimmed Means Approach”, **Central Bank Republic of Turkey Review**, Vol.2, No.2, July, 2002.
- BERNANKE, Ben S.; “Alternative Explanations of Money-Income Correlation.” **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25** (Autumn), 1986, pp: 49–100.
- BJORNLAND, Hilde C.; “Identifying Domestic and Imported Core Inflation”, **IMF Working Paper**, WP/00/4, 2000.
- BLANCHARD, Oliver Jean, and QUAH, Danny; “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, **American Economic Review**, September, 1989, s:655-673.
- BLINDER, Alan.; “Double-Digit Inflation in the 1970s”, in **Robert E. Hall, ed., Inflation: Causes and Effects**. Chicago, University of Chicago Press, 1982, pp. 261-82., <http://www.nber.org/books/hall82-1>
- BLINDER, Alan S.; “Commentary on Stephen G. Cecchetti (1997)” op. cit., **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, May/June., 1997, pp.157–160.
- BLIX, Marten.; “Underlying inflation – a common trends approach”, **Sveriges Riksbank Arbetsrapport**, Arbetsrapport no:23,1995.

- BOZKURT, Hilal; **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Ekin Kitabevi, 2007
- BRYAN, Michael F., and CECCHETTI, Stephen G.; “The Consumer Price Index as a Measure of Inflation,” **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review**, No. 4, 1993a, pp.15–24.
- BRYAN, Michael F., and CECCHETTI, Stephen G.; “Measuring Core Inflation”, **working paper 9304**, 1993b,
<http://www.clevelandfed.org/Research/workpaper/1993/wp9304.pdf>
- BRYAN, Michael F., CECCHETTI, Stephen G., and WIGGINS II, Rodney L.; “Efficient Inflation Estimation,” **National Bureau of Economic Research Working Paper** No. 6183, 1997.
- BRYAN, Michael F and PIKE, C.J.; “Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation”, **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary**, Dec 1, 1991.
- CECCHETTI, Stephen G.; “Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers,” **Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis**, May/June, Vol. 79, No. 3, 1997, pp.143–
- CEYLAN, Servet.; Çekirdek Enflasyon Kavram, Literatür ve Uygulama, KTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD. Yayınlanmamış Doktora Tezi, 2005.
- CEYLAN, Servet.; “Dışlama Yöntemi ve Türkiye’de Çekirdek Enflasyon, **KTÜ Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi**, , sayı 1, 2006, s:41-56,
- CİHAN, Cengiz.; Measuring Core Inflation in Turkey, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara, 2002.
- CİHAN, Cengiz ve MALATYALI Kamuran.; “Measuring Core Inflation in Turkey”, **DPT , Working Papers**, No.1999-02, 1999.
- COTTER, John and DOWD, Kevin; “U. S. Core Inflation: A Wavelet Analysis” **MPRA Paper**, No. 3520, 2006.
- CLARK, Todd E.;“Comparing Measures of Core Inflation.” **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**, vol. 86, no. 2 (Second Quarter), 2001, pp. 5-31.
- CLAUS, Iris; “A measure of Underlying Inflation for the United States”, Bank of Canada Working Paper, 1997.
- COGLEY, Timothy; “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation.” **Journal of Money, Credit, and Banking**, vol. 34, no. 1 (February), 2002, pp. 94-113.

- CUTLER, Joanne, "A New Measure of Core Inflation in the U.K.," **External MPC Unit Discussion Paper**, No. 3 (March)., 2001.
- ÇEVİK, Filiz S.; "Beklentilerin Rolü ve Phillips Eğrisi", **Mevzuat Dergisi**, Sayı:95, (Kasım), 2005
- DEWATCHER, H. and LUSTIG, H.;"A cross-country comparison of CPI as a measure of inflation",**CES Discussion Paper Series**, No. 6 (April), 1997.
- DIEWERT, W. Erwin; "On the stochastic approach to index numbers", **Discussion Paper** No. 95-31, University of British Columbia, Department of Economics, 1995, <http://www.econ.ubc.ca/diewert/9531.pdf>
- DICKEY, David A. ve FULLER, Wayne A.; "Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root ", **Journal Of The American Statistical Association**, Vol:74, 1976.
- DİE, "Tüketici Fiyatları Endeksi ve Üretici Fiyatları Endeksi", **Sorularla İstatistik Dizisi**, 2005
- ECKSTEIN, Otto; **Core Inflation**, NJ: Prentice Hall, 1981.
- ENÇ, Ercan; "Enflasyon: Tanımı ve Ölçüm sorunları", **Ekonomik Yaklaşım**, cilt 4, sayı 8, 1993, s.1-8
- ENGLE, Robert F., GRANGER, C.W.J.; "Co-Integration and Error Correction:Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Vol:55, 1987.
- FOLKERTSMA, C. K., and HUBRICH, K S E M.; "Performance of core inflation measures", **De Nederlandsche Bank NV, Research Memorandum WO&E**, No. 639/0034., 2000.
- FREEMAN, Donald G., "Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?" **Economics Letters**, Vol. 58, 1998, pp.143–147.
- FRIEDMAN, Milton; "Inflation and Unemployment", **The Journal of Political Economy**, Vol.85, No.3, Jun. 1977.
- GALI, Jordi; "How well does the IS-LM model fit post-war US data?", **Quarterly Journal of Economics**, No. 2 (May), 1992, pp. 709-838.
- GARTNER, C. and WEHINGER, G.D. "Core inflation in selected European Union countries", in Topics in monetary policy modelling, **BIS Conference Papers**, Vol. 6, 1998, pp. 1-44.
- GOMEZ, Victor and MARAVALL, Agustin; Program TRAMO and SEATS: Instructions for the User, Beta Version, (Online), Banco de Espana., 1997. <http://www.istat.it/strumenti/metodi/destag/software/manualdos.pdf>
- GUJARATI, N. Domodar; **Temel Ekonometri** ,Çev:Ümit Şenesen, Gülay Göktürk Şenesen, İstanbul, Literatür Yayıncılık, 2001.

- HAHN, Elke.; "Core Inflation in the Euro Area: Evidence from the Structural VAR Approach", **CFS Working Paper**, No.2001/09, 2002, http://www.ifk-cfs.de/papers/01_09.pdf
- HALLMAN, Jeffrey J, PORTER, Richard D. and SMALL, David H.; "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" **American Economic Review**, vol. 81, no. 4 , 1991, pp. 41-58.
- HJALMARSSON, Erik and ÖSTERHOLM, Par; "Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated", **Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers**, Number 915, 2007,
- HOELLER, P. and PORET, P.; "Is P-Star a Good Indicator of Inflationary Pressures in OECD Countries?" **OECD Economic Studies**, No. 17. 1991.
- HOGAN, Seamus, JOHNSON, Marianne and THERESE, Lafleche; "Core Inflation," **Bank of Canada, Technical Report**, No.89, January, 2001, <http://www.bankofcanada.ca/en/res/tr/2001/tr89.pdf>
- HOGG, R.; "Some Observations on Robust Estimation", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 62, 1967, pp. 1179-1186.
- HUMPREY, T.M; "Precursors of the P-Star Model" **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review**, (July / August), 1989.
- JOHANSEN, Soren; "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamic and Control**, Vol:12, 1988
- KEATING, John.W; "Structural Approached to Vector Autoregression", **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Vol. 74, No. 5, 1992, pp 37-57, http://research.stlouisfed.org/publications/review/92/09/Vector_Sep_Oct1992.pdf
- KING, Robert G., PLOSSER, Charles I., STOCK, James H. and WATSON, Mark W.; "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", **American Economic Review**, September 1991, s:819-840
- KOOL, C. AND TATOM, J.; "The P-Star Model in Five Small Economies.", **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, No. 3. 1994.
- LAFLACHE, Therese.; "Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation," **Bank of Canada Review**, (Autumn), 1997.
- LANDAU, Bettina. (2000), "Core Inflation Rates: A comparison of Methods Based on West German Data", **Discussion Paper 4/00**, Economic research Centre of the Deutsche Bundesbank

- MANKIKAR, Alan and PAISLEY, Jo; "Core Inflation: A Critical Guide", **Bank of England Working Paper**, No:242, 2004.
- MARAVALL, Agustin; "Notes on Programs TRAMO and SEATS", **Eurostat Course Notes**, 2008.
- MARQUES, Carlos Robalo, Neves, Pedro Duarte, and SARMENTO, Luís. Morais, 2000, "Evaluating Core Inflation Measures," **Banco de Portugal Working Paper**, No. 3–00.
- MCCOY, Daniel; "How Useful is Structural VAR Analysis for Irish Economics?" **Technical Paper, Economic Analysis, Research and Publications Department, Central Bank of Ireland**, 1997.
- MORANA, Claudio; "Measuring core inflation in the Euro area", **European Central Bank Working Paper Series**, No.36, 2000.
- ÖZTÜRK, Zafer; Çekirdek Enflasyon:Literatür, KTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, 2004.
- PARASIZ, İlker; **Para Ekonomisi**, Ezgi Kitabevi , Bursa, 2. Baskı, , 1999.
- PLANAS, Christophe; "Applied Time Series Analysis: Modeling, Forecasting, Unobserved Components Analysis and the Wiener-Kolmogorov Filter", **Eurostat Working Paper**, No:66630002, 1997.
- QUAH, Danny and VAHEY, Shaun P. "Measuring Core Inflation," **Economic Journal**, Vol. 105 (September), 1995, pp.1130–44.
- RICH, Robert ve STEINDEL, Charles; "A Review of Core Inflation and an Evaluation of Its Measures", **Federal Reserve Bank of New York Staff Reports**, No. 236,2005,
- ROBERTS Ivan; "Underlying Inflation: Concepts, Measurement and Performance", **Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper**, No 2005-05., 2005,
- ROGER, Scott; "Measures of Underlying Inflation in New Zealand 1949-96" **Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series**, September, 1995.
- ROGER, Scott; "A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand," **Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper**, G97/7 Wellington, New Zealand, 1997.
- ROGER, Scott; "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement," **Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper**, No. G98/9 (July), Wellington, New Zealand, 1998.

- SAKARYA Burçhan, YURTOĞLU Hasan ve DUVAN Berke; “A Cointegration Analyses of. Alternative Core Inflation Measures for Turkey”, **DPT Working Papers**, 1999.
- SARAÇOĞLU, Bedriye; “Determination of Alternative Strategies Against Inflation in Turkey:VAR Aproach” **Uluslararası İstatistik Kongresi**, İstanbul, 18-26 Ağustos1997
- SHAPIRO, M. & WATSON, M.; Sources of Business Cycle Fluctuations, *in* S. Fisher (ed.), **NBER Macroeconomic Annual**, MIT Press, Cambridge, Mass., 1988, pp. 111 – 148.
- SILVER, Mick; “Core Inflation Measures and Statistical Issues in choosing Among Alternative Measures”, **IMF Working Papers**, No:WP/06/97, 2006.
- SILVER, Mick; “Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in choosing Among Alternative Measures”, **IMF Staff Papers**, Vol. 54, No. 1, 2007, s:163–190.
- SIMS, Chris A.; “Money Income and Causality”, **American Economic Review**, Vol:62, 1972.
- SIMS, Chris A.; “Macroeconomics and Reality”, **Econometrica**, Vol. 48, 1980, pp 1-48
- SIMS, Chris A.; “Are Forecasting Models Usable For Policy Analysis?”, **Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review**, 1986.
- SIMS, Chris A.; “Structural VAR’s”, **Time Series Econometrics**, Econ. 513, 2002.
- SMITH, Julie K.; “Weighted Median Inflation: Is this Core Inflation?” **Journal of Money, Credit, and Banking**, vol. 36, no. 2 (April), 2004, pp. 253-263.
- Central Bank of Sri Lanka Annual Report (2006),
http://www.cbsl.gov.lk/pics_n_docs/10_publication/_docs/efr/annual_report/Ar2006/AR2006data/PART%20I/Chapter7.pdf
- TAILLION, Jacques; “Review of the Literature on Core Inflation” **Analytical Series**, Number 4, Prices Division, Statistics Canada, 1997.
- TATOM, John A.;“The P-Star Approach to the Link between Money and Prices.”, **Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper**, No.90-008, 1990.
- TELATAR, Erdinç; “Çekirdek Enflasyon: Tanım ve Ölçüm Yöntemleri”, **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, Cilt:3, 2002, s.105-124

- TCMB; **Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu**, 2001, <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/cekirdekenf-mayis2001.pdf>
- TCMB; Çekirdek Enflasyon Çalışma Raporu “Türkiye için Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri”, TCMB Araştırma Genel Müdürlüğü, 2005.
- UZAGALIEEVA, Ainura; “Finding Optimal Measures of Core Inflation in the Kyrgyz Republic” **CERGE-EI Working Paper** No. 261, 2005.
- VEGA, Juan-Luis and WYNNE, Mark A.; “A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area,” **German Economic Review**, Vol. 4, No. 3, 2003, pp. 269–306.
- WYNNE, Mark A.; “Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues,” **European Central Bank Working Paper Series**, No. 5, 1999.
- YAMAK, Rahmi ve CEYLAN, Servet; “P-Star Modeli:Denge Fiyat Açığı Enflasyon İlişkisi”, **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, Cilt:16, Sayı:56 , 2005, ss:1-17

EKLER

Ek 1. RATS Kodları

```

*
*2003:01-2009:07 dönemine ait aylık veriler programa yüklenir.
*
OPEN DATA
CALENDAR 2003 1 12
ALL 2009:7
DATA(FORMAT=XLS,ORG=COLUMNS) 2003:01 2009:7 y p
*
*Seriler 100*LOG( ) şeklinde dönüştürülür. Böylece dönüştürülmüş serilerin
birinci farkları büyüme oranlarını temsil eder.
*
SET y = 100*LOG(y)
SET p = 100*LOG(p)
* Logaritmik dönüşüme tabi tutulmuş serilerin birinci farkları alınır.
*
SET dlogp = (p-p{1})
SET dlogy = (y-y{1})
*
*VAR sistemi kurulur. Gecikme sayısı 7 olarak belirlenmiştir.
*
system(model=coremodel)
variables dlogy dlogp
lags 1 to 7
det constant
end(system)
estimate(outsigma=v, residuals=resids)
*
*BQ ayrıştırması hesaplanır. İlk şok çekirdek dışı şok olup uzun dönemde
üretim üzerinde etkisizdir. İkinci şok çekirdek şoktur.
*
compute bqfactor=%bqfactor(%sigma,%varlagsums)
*
*Farkı alınmış seriler için tarihsel ayrıştırma (Historical Decomposition) yapılır.
*
history(model=coremodel,add,results=history>window='History',decomp=bqfacto
r)
*
*Çekirdek enflasyon ise aşağıdaki gibi hesaplanır.
*
set coreinfl = p
set coreinfl %regstart() %regend() = coreinfl{1}+history(3,2)
print %regstart() %regend() coreinfl

```

Ek 2. Çalışmada Kullanılan Veriler

Dönem	Sanayi Üretim Endeksi	Sanayi Üretim Endeksi Mevsimsel Düzeltilmiş	Tüketici Fiyatları Endeksi	Tüketici Fiyatları Endeksi Mevsimsel Düzeltilmiş
Oca-03	106.60	113.41	94.77	94.56
Şub-03	89.30	113.72	96.23	96.20
Mar-03	111.70	111.61	98.12	97.89
Nis-03	105.50	109.12	99.09	98.66
May-03	110.80	106.94	100.04	99.35
Haz-03	113.10	110.91	100.12	100.16
Tem-03	118.00	111.44	99.93	100.60
Ağu-03	114.70	114.82	100.09	101.29
Eyl-03	124.20	114.88	101.44	102.35
Eki-03	122.50	114.45	102.38	102.23
Kas-03	108.60	116.83	103.68	102.89
Ara-03	123.50	115.96	104.12	103.86
Oca-04	112.20	120.38	104.81	104.57
Şub-04	102.40	124.57	105.35	105.32
Mar-04	125.60	121.45	106.36	106.11
Nis-04	122.20	124.17	106.89	106.43
May-04	129.60	126.87	107.35	106.62
Haz-04	131.00	123.53	107.21	107.26
Tem-04	132.40	124.82	107.72	108.44
Ağu-04	124.00	124.48	108.54	109.84
Eyl-04	130.80	121.44	109.57	110.56
Eki-04	123.50	118.59	112.03	111.87
Kas-04	118.10	118.89	113.50	112.63
Ara-04	128.60	120.97	113.86	113.57
Oca-05	117.80	143.38	114.49	114.23
Şub-05	121.25	135.40	114.51	114.47
Mar-05	138.40	134.68	114.81	114.54
Nis-05	133.99	135.77	115.63	115.13
May-05	139.97	136.71	116.69	115.89
Haz-05	144.42	136.68	116.81	116.86
Tem-05	141.09	137.55	116.14	116.91
Ağu-05	141.00	139.21	117.13	118.53
Eyl-05	153.63	143.95	118.33	119.40
Eki-05	157.03	150.00	120.45	120.27
Kas-05	143.53	146.28	122.14	121.21
Ara-05	159.39	150.39	122.65	122.34
Oca-06	119.61	145.65	123.57	123.29
Şub-06	132.33	147.68	123.84	123.80
Mar-06	156.64	151.84	124.18	123.89

Ek 2'nin Devamı: Çalışmada Kullanılan Veriler

Dönem	Sanayi Üretim Endeksi	Sanayi Üretim Endeksi Mevsimsel Düzeltilmiş	Tüketici Fiyatları Endeksi	Tüketici Fiyatları Endeksi Mevsimsel Düzeltilmiş
Nis-06	148.68	149.92	125.84	125.30
May-06	157.61	150.45	128.20	127.32
Haz-06	160.66	152.68	128.63	128.68
Tem-06	155.27	151.90	129.72	130.58
Ağu-06	150.75	150.46	129.15	130.70
Eyl-06	161.39	152.91	130.81	131.99
Eki-06	151.70	152.94	132.47	132.28
Kas-06	165.10	155.71	134.18	133.16
Ara-06	163.52	158.79	134.49	134.15
Oca-07	142.14	160.66	135.84	135.53
Şub-07	144.43	160.32	136.42	136.38
Mar-07	166.56	161.44	137.67	137.35
Nis-07	157.48	161.79	139.33	138.73
May-07	169.14	161.51	140.03	139.07
Haz-07	167.45	158.91	139.69	139.75
Tem-07	164.85	160.80	138.67	139.59
Ağu-07	162.64	162.10	138.70	140.36
Eyl-07	167.79	163.34	140.13	141.39
Eki-07	167.46	164.91	142.67	142.46
Kas-07	179.21	169.04	145.45	144.34
Ara-07	160.40	168.91	145.77	145.40
Oca-08	158.68	170.98	146.94	146.61
Şub-08	156.55	169.97	148.84	148.79
Mar-08	170.87	170.45	150.27	149.92
Nis-08	168.43	168.69	152.79	152.13
May-08	174.64	166.13	155.07	154.01
Haz-08	171.55	164.61	154.51	154.58
Tem-08	171.06	160.72	155.40	156.44
Ağu-08	156.77	158.03	155.02	156.88
Eyl-08	160.50	154.76	155.72	157.12
Eki-08	156.12	152.58	159.77	159.54
Kas-08	155.41	148.88	161.10	159.87
Ara-08	131.86	142.71	160.44	160.04
Oca-09	124.81	139.97	160.90	160.54
Şub-09	119.26	139.24	160.35	160.30
Mar-09	135.38	137.68	162.12	161.74
Nis-09	137.33	139.13	162.15	161.45
May-09	144.34	140.21	163.19	162.07
Haz-09	153.95	142.22	163.37	163.44
Tem-09	155.41	143.36	163.78	164.87

Ek 3. Tahmin Edilen Çekirdek Enflasyon Verileri

Dönem	Çekirdek Enflasyon (Aylık Değişim)	Çekirdek Enflasyon (Yıllık Değişim)	Dönem	Çekirdek Enflasyon (Aylık Değişim)	Çekirdek Enflasyon (Yıllık Değişim)
Eki-03	0.13		Eyl-06	1.04	9.83
Kas-03	0.90		Eki-06	0.40	9.04
Ara-03	0.74		Kas-06	1.00	9.24
Oca-04	0.97		Ara-06	1.17	9.47
Şub-04	1.11		Oca-07	1.04	10.20
Mar-04	0.54		Şub-07	0.78	10.48
Nis-04	0.65		Mar-07	0.53	10.41
May-04	0.32		Nis-07	0.86	10.47
Haz-04	0.21		May-07	0.18	9.45
Tem-04	0.94		Haz-07	0.24	8.87
Ağu-04	0.62		Tem-07	0.19	7.91
Eyl-04	0.19	7.32	Ağu-07	0.59	8.03
Eki-04	0.78	7.97	Eyl-07	0.73	7.73
Kas-04	0.52	7.58	Eki-07	0.67	8.00
Ara-04	0.99	7.82	Kas-07	1.29	8.29
Oca-05	0.78	7.64	Ara-07	0.63	7.75
Şub-05	0.24	6.77	Oca-08	0.90	7.61
Mar-05	0.24	6.48	Şub-08	0.97	7.80
Nis-05	0.38	6.21	Mar-08	0.66	7.93
May-05	0.87	6.76	Nis-08	1.09	8.16
Haz-05	0.81	7.36	May-08	0.93	8.91
Tem-05	0.12	6.55	Haz-08	0.52	9.19
Ağu-05	1.59	7.51	Tem-08	0.93	9.92
Eyl-05	1.03	8.35	Ağu-08	0.41	9.75
Eki-05	1.19	8.76	Eyl-08	0.31	9.33
Kas-05	0.80	9.05	Eki-08	1.22	9.88
Ara-05	0.94	9.00	Kas-08	0.26	8.84
Oca-06	0.31	8.53	Ara-08	-0.03	8.18
Şub-06	0.49	8.79	Oca-09	0.29	7.56
Mar-06	0.60	9.14	Şub-09	0.17	6.76
Nis-06	0.81	9.57	Mar-09	0.68	6.78
May-06	1.20	9.91	Nis-09	0.28	5.97
Haz-06	0.83	9.93	May-09	0.71	5.75
Tem-06	1.15	10.95	Haz-09	1.02	6.24
Ağu-06	0.47	9.82	Tem-09	0.80	6.11

Ek 4. VAR Artıklarına İlişkin White Testi Sonuçları

H_0 : Değişen varyans yoktur.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2003M01 2009M07

Included observations: 71

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
93.99069	87	0.2855

Individual components:

Dependent	R-squared	F(29,41)	Prob.	Chi-sq(29)
res1*res1	0.421876	1.031690	0.4562	29.95319
res2*res2	0.409677	0.981154	0.5141	29.08704
res2*res1	0.483756	1.324823	0.2008	34.34670

EK 5. VAR Artıklarına İlişkin LM Testi Sonuçları

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H_0 : no serial correlation at lag order h

Sample: 2003M01 2009M07

Included observations: 71

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.625360	0.2289
2	5.618420	0.2295
3	1.623062	0.8046
4	1.617661	0.8056
5	2.629900	0.6215
6	5.357339	0.2526
7	1.558787	0.8162
8	0.794680	0.9392
9	7.869063	0.0965
10	2.646526	0.6186
11	1.535258	0.8204
12	4.427433	0.3512

Probs from chi-square with 4 df.

Ek 6. VAR artıklarına ilişkin Jarque-Bera Testi Sonuçları

VAR Residual Normality Tests

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 2003M01 2009M07

Included observations: 71

Component*	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.041141	0.020029	1	0.8875
2	0.068724	0.055889	1	0.8131
Joint		0.075918	2	0.9628

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.723341	4.821662	1	0.0281
2	1.390939	7.659354	1	0.0056
Joint		12.48102	2	0.0019

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.841691	2	0.0888
2	7.715243	2	0.0211
Joint	12.55693	4	0.0137

(*) Component 1 Üretim eşitliğini, Component 2 Fiyat eşitliğini temsil etmektedir.

EK 7. Çekirdek Endeks ADF Test Sonuçları

Null Hypothesis: COREP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.562386	0.8715
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

Null Hypothesis: Cekirdek Endeks has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.486712	0.8251
Test critical values: 1% level	-4.092547	
5% level	-3.474363	
10% level	-3.164499	

Null Hypothesis: D(Cekirdek Endeks) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.357501	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.527045	
5% level	-2.903566	
10% level	-2.589227	

Null Hypothesis: D(Cekirdek Endeks) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.305822	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.094550	
5% level	-3.475305	
10% level	-3.165046	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ÖZET

[Yiğit, Özlem]. [Çekirdek Enflasyon Tahmininde Yapısal Var Yaklaşımı Ve Türkiye Ekonomisi İçin Bir Uygulama], [Yüksek Lisans Tezi], Ankara[2009]

Birincil amacı fiyat istikrarı olan para otoritesi, ekonomideki enflasyonist baskıyı doğru bir biçimde yansıtan, kontrol edebileceği bir enflasyon ölçümüne ihtiyaç duyar. Öte yandan ölçülen enflasyon, enflasyonun gerçek trendinin yanısıra göreceli fiyat şoklarını da yansıttığından; para politikası için enflasyonist baskının iyi bir ölçümü olmayabilir. Ölçülen enflasyon para politikası dışında başka faktörlerden etkilendiği için bir çok merkez bankası uzun dönem fiyat hareketlerini yansıtan ve geçici nitelikteki göreceli fiyat şoklarını dışlayan “çekirdek” enflasyon oranları hesaplamaktadır.

Bu çalışmada, literatürde çekirdek enflasyonun hesaplanmasıyla ilgili çeşitli yaklaşımlar gözden geçirildikten sonra Türkiye ekonomisi için Quah ve Vahey (1995) tarafından önerilen Yapısal VAR yaklaşımı kullanılarak çekirdek enflasyon tahmini elde edilmiştir. İktisadi teoriye dayanan bu yaklaşım, para teorisinin uzun dönem yansızlık hipotezi çerçevesinde çekirdek enflasyonu tahmin etmektedir. 2003:01-2009:07 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, SVAR yaklaşımıyla elde edilen çekirdek enflasyon tahmininin çekirdek enflasyonun taşıması gereken belirli kriterleri taşıyıp taşımadığı test edilmiştir. SVAR yaklaşımının performansını değerlendirebilmek için kullanılan kriterler; sapmasızlık, değişkenlik, uzun dönemli ilişki ve nedensellik kriterleridir. Çalışmadan elde edilen bulgular; çekirdek enflasyonun TÜFE enflasyonundan daha az değişkenlik gösterdiği, TÜFE enflasyonuna göre sapmasız olduğu, TÜFE enflasyonu ile eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğu ve TÜFE enflasyonunu TÜFE'nin kendisinden daha iyi tahmin ettiğiidir.

Anahtar Kelimeler

1. Çekirdek Enflasyon
2. Nedensellik İlişkisi
3. Johansen Eşbütünleşme Testi

4.TÜFE

5.Yapısal VAR Yaklaşımı

ABSTRACT

[Yiğit, Özlem]. [Structural VAR Approach in Estimation of Core Inflation and an application for Turkish Economy], [Master Thesis], Ankara[2009]

A monetary authority with the primary objective of price stability, needs to have a precise measure of the inflationary pressure in the economy, that it can control. However, measured inflation may not be good measure of inflationary pressure for monetary policy, since this measure is reflecting relative price shocks rather than the underlying trend of inflation. As measured inflation is affected by other factors than just monetary policy, many central banks calculate “core” inflation rate, that reflects long term price movements and excludes transitory relative price shocks.

In this paper, after review of various approaches to the measurement of core inflation in the literature, an estimation of core inflation in Turkish Economy is obtained using a structural vector autoregressive (SVAR) approach proposed by Quah and Vahey (1995). This approach which is based on economic theory, tries to derive a measure of core inflation using the long-run neutrality assumption of monetary theory. In this study we have used the monthly data pertaining to 2003:01–2009:07 period; core inflation estimation derived from SVAR approach are tested to see whether it meets certain criteria which are desirable for core inflation rates. The criteria used in order to assess SVAR approach includes unbiasedness, volatility, long-run relationship and causality. The findings are that core inflation is less volatile than CPI (or headline) inflation, unbiased with respect to CPI inflation, cointegrated with the CPI inflation and better predict of CPI inflation than CPI inflation, would itself.

Key Words

1. Core Inflation
2. Causality Relationship
3. Johansen Cointegration test
4. CPI

5. Structural VAR Approach