

**T.C.
EGE ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İktisat Anabilim Dalı**

**ÇEKİRDEK ENFLASYONUN ÖLÇÜLMESİNDE ALTERNATİF
YAKLAŞIMLAR: TÜRKİYE UYGULAMASI**

Doktora Tezi

**A. Nazif ÇATIK
DANIŞMANI : Doç. Dr. A. Özlem ÖNDER**

İZMİR-2009

Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne sunduğum “Çekirdek Enflasyonun Ölçülmesinde Alternatif Yaklaşımlar: Türkiye Uygulaması” adlı yüksek lisans/doktora tezinin tarafımdan bilimsel, ahlak ve normlara uygun bir şekilde hazırlandığını, tezimde yararlandığım kaynakları bibliyografyada ve dipnotlarda gösterdiğimi onurumla doğrularım.

A. Nazif ÇATIK

İmza



ÖNSÖZ

Bu çalışmada farklı yöntemler çerçevesinde çekirdek enflasyon ölçülerinin Türkiye için hesaplanması ve TCMB tarafından kullanılan dışlamaya dayalı göstergelerden daha iyi performans gösteren çekirdek enflasyon göstergelerinin elde edilmesi amaçlanmıştır. Türkiye’de 2003 yılından itibaren örtük, 2006 yılından itibaren ise açık enflasyon hedeflemesi stratejisine geçildiği dikkate alınır, bu çalışmada hesaplanan çekirdek enflasyon göstergelerinin para politikasının etkileri ile ilgili daha doğru analizlerin yapılmasında önemli katkılar sağlayacağı düşünülmektedir.

Bu tezin yazılmasında, yöntemlerle ilgili teknik altyapının sağlanmasında ve uygulamaların yapılmasında yardımlarını esirgemeyen tez danışmanlığımı yürüten Sayın Doç. Dr. Özlem Önder’e, tez izleme komitemde yer alan yapıcı eleştirileri ile tezin teorik çerçevesinin şekillenmesinde önemli katkılar sağlayan Sayın Doç. Dr. Adnan Kasman ve Sayın Doç. Dr. Ertuğrul Deliktaş’a teşekkürü bir borç bilirim. Tezin “Türkiye’de Petrol Fiyatlarının Enflasyona Geçiş Etkisi” başlığını taşıyan dördüncü bölümü TÜBİTAK tarafından SOBAG 107K171 nolu proje kapsamında desteklenmiştir. Bu amaçla teze finansal destek sağlayan TÜBİTAK’a teşekkürü ayrıca bir borç biliriz.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	ii
İÇİNDEKİLER	iv
TABLO LİSTESİ	vi
ŞEKİL LİSTESİ	viii
KISALTMALAR	x
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

1. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN ÖLÇÜLMESİNDE İSTATİSTİKSEL YÖNTEMLER

1.1 Dışlamaya ve Yeniden Ağırlıklandırmaya Dayalı Yöntemler	7
1.1.1 Dışlama Yöntemi	7
1.1.2 Edgeworth Endeksi	9
1.1.3 Süreğen Ağırlıklı Enflasyon	11
1.1.4 Veri Seti ve Uygulama	12
1.2 Çekirdek Enflasyonun Dirençli Yöntemlerle Tahmin Edilmesi	18
1.2.1 Çekirdek Enflasyonun Dirençli Tahmin Yöntemleri	18
1.2.2 Veri Seti ve Enflasyonun Dağılımı	26
1.2.3 Uygulama	32
1.3 Değerlendirme	35

İKİNCİ BÖLÜM

2. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN ÖLÇÜLMESİNDE AMPİRİK YÖNTEMLER

2.1 P-star Yaklaşımı	39
2.1.1 P-star Modelinin Yapısı	39
2.1.2 Veri Seti ve Uygulama	41
2.2 Yapısal VAR (SVAR) Yöntemi	44
2.2.1 Yapısal VAR Modelinin Genel Yapısı	45
2.2.2 Literatür	47
2.2.3 Uygulama	51
2.4 Dinamik Faktör Modeli	58
2.4.1 Dinamik Faktör Modelinin Yapısı	58
2.4.2 Literatür ve Uygulama	62
2.5 Değerlendirme	66

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. ÇEKİRDEK ENFLASYON GÖSTERGELERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI

3.1 Sapmasızlık	69
3.2 Dayanıklılık ve Zamanlılık	74
3.3 Öngörü Gücü	77
3.4 Değerlendirme	88

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. TÜRKİYE'DE PETROL ŞOKLARININ ENFLASYONA GEÇİŞ ETKİSİ

4.1 Literatür Taraması	92
4.2 Petrol Fiyatlarından Enflasyona Geçiş Etkisinin Modellenmesi.....	94
4.2.1 Doğrusal Model	94
4.2.3 MSVAR Modelleri	96
4.3 Veri Seti	101
4.4 Tahmin Sonuçları	105
4.4.1 Doğrusal Model Tahmin Sonuçları	105
4.4.2 MSVAR Tahmin Sonuçları	108
4.4.3 Rejim-Bağımlı Etki Tepki Analizleri	114
4.5 Değerlendirme	122
SONUÇ VE DEĞERLENDİRME	124
KAYNAKÇA	129
EKLER	142

TABLO LİSTESİ

Tablo 1.1 Merkez Bankaları Tarafından Kullanılan Çekirdek Enflasyon Ölçüleri.....	9
Tablo 1.2 Enflasyonun Değişim Katsayısı En Yüksek Yirmi Bileşeni	15
Tablo 1.3 Çarpıklık Ölçüleri	29
Tablo 1.4 Basıklık Ölçüleri.....	29
Tablo 2.1 SVAR Modellerinde Kullanılan Değişkenlerin Tanımları.....	52
Tablo 2.2 Birim Kök Testleri.....	52
Tablo 2.3 Yapısal Varyans Ayrıştırma Analizi.....	54
Tablo 3.1 Çekirdek Enflasyon Göstergelerinin Tanımsal İstatistikleri	71
Tablo 3.2 Çekirdek Enflasyon Ölçülerinin Sapmasızlık Testleri	73
Tablo 3.3 Gelecek Enflasyon ile Çekirdek Enflasyon Ölçüleri Arasındaki Korelasyon İlişkisi.....	82
Tablo 3.4 Öngörü Gücünün RMSE ve MAE Kriterleri ile Karşılaştırılması	87
Tablo 4.1 Korelasyon matrisi.....	102
Tablo 4.2 Alternatif Phillips Eğrisi Modelleri : π_t^{oilimp} Açıklayıcı Değişken.....	106
Tablo 4.3 Alternatif Phillips Eğrisi Modelleri: π_t^{lf} Açıklayıcı Değişken.....	108
Tablo 4.4 Phillips Eğrisi Modelleri: MSIAH(2)-ARX(1)	110
Tablo 4.5 Rejim Değişimi Modelleri Geçiş Olasılıkları Matrisi: MSIAH(2)-ARX(1)	111
Tablo 4.6 Rejim Değişimi Modelleri Rejim Özellikleri: MSIAH(2)-ARX(1).....	112
Tablo 4.7 Alternatif MSVAR Modellerinde Gecikme Sayısının Belirlenmesi	114
Tablo 4.8 MSVAR Modelleri Geçiş Olasılıkları Matrisi.....	115
Tablo 4.9 MSVAR Modelleri Rejim Özellikleri	116

EK TABLO LİSTESİ

Ek Tablo 1. 1 Uyumlandırılmış TÜFE (HICP) Altbileşen Ağırlıkları.....	143
Ek Tablo 1. 2 Bileşenlere Ait Standart Sapma ve Değişim Katsayıları.....	144
Ek Tablo 1. 3 Çifte Ağırlıklar.....	145
Ek Tablo 1. 4 Süreğen Ağırlıklar.....	146
Ek Tablo 2. 1 P-star Fiyat Regresyonları.....	147
Ek Tablo 2. 2 P-star Hata Düzeltme Modeli.....	148
Ek Tablo 2. 3 VAR Modelleri Gecikme Sayısının Belirlenmesi.....	149
Ek Tablo 2. 4 Yapısal Varyans Ayırıştırma Analizi.....	152
Ek Tablo 2. 5 Özdeğerler.....	153
Ek Tablo 3. 1 Öngörü Gücünün Karşılaştırılması: Cutler Modeli.....	154
Ek Tablo 3. 2 Öngörü Gücünün Karşılaştırılması: Cogley Modeli (6 ay sonraki).....	155
Ek Tablo 3. 3 Öngörü Gücünün Karşılaştırılması: Cogley Modeli (12 ay sonraki).....	156
Ek Tablo 4. 1 Çoklu Yapısal Değişim Modelleri.....	157
Ek Tablo 4. 2 MSVAR Modelleri Rejim Sınıflaması	158
Ek Tablo 4. 3 MSVAR Modeli: π_t^{tot} İçsel Değişken, MSMH(2)-VARX(4).....	159
Ek Tablo 4. 4 MSVAR Modeli: π_t^{tot} İçsel Değişken, MSIH(2)-VARX(1)	160
Ek Tablo 4. 5 MSVAR Modeli: π_t^{ex1} İçsel Değişken, MSMH(2)-VARX(1)	161
Ek Tablo 4. 6 MSVAR Modeli: π_t^{ex1} İçsel Değişken, MSIH(2)-VARX(1).....	161
Ek Tablo 4. 7 MSVAR Modeli: π_t^{jb} İçsel Değişken, MSMH(2)-VARX(2)	162
Ek Tablo 4. 8 MSVAR Modeli: π_t^{jb} İçsel Değişken, MSIH(2)-VARX(5).....	163

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 1. 1 Toplam Enflasyon ve Dışlamaya Dayalı Enflasyon Oranları.....	14
Şekil 1. 2 Toplam Enflasyon, Varyans ve Çift Ağırlıklı Enflasyon Oranları.....	16
Şekil 1. 3 Harcama Ağırlıkları ve Süreğen Ağırlıkların Karşılaştırılması: 2007.....	17
Şekil 1. 4 Toplam Enflasyon ve Süreğen Ağırlıklı Enflasyon.....	18
Şekil 1. 5 Aylık Fiyat Değişmelerinin Yatay Kesit Momentleri.....	31
Şekil 1. 6 Türkiye’de Aylık Fiyat Değişmelerinin Jarque-Bera İstatistikleri.....	31
Şekil 1. 7 Fiyat Değişmeleri Dağılımının Ortalama Yüzdeliği.....	32
Şekil 1. 8 Toplam Enflasyon (π_t^{tot}) ve Asimetrik Kırpılmış Çekirdek Enflasyonlar (π_t^{asy}).....	33
Şekil 1. 9 Toplam Enflasyon π_t^{tot} , Ağırlıklı Medyan (π_t^{wm}) ve Jarque-Bera Enflasyon (π_t^{jb}).....	34
Şekil 1. 10 Jarque-Bera İstatistiğinin Kırpma İşleminden Önce ve Sonra Karşılaştırılması.....	34
Şekil 1. 11 Toplam Enflasyon (π_t^{tot}) ve MAD Kırpılmış Enflasyon (π_t^{mad}).....	35
Şekil 1. 12 MAD ve Jarque-Bera Enflasyonların Kırpma Yüzdeliklerinin Karşılaştırılması.....	35
Şekil 2. 1 Toplam Enflasyon ve P-star Enflasyon.....	44
Şekil 2. 2 Toplam Enflasyon ve SVAR Çekirdek Enflasyon Serileri.....	56
Şekil 2.3 Yapısal Etki-Tepki Fonksiyonları SVAR1 Modeli: $Svar(\Delta lny, \Pi)$	57
Şekil 2. 4 Değişkenlerin İlk On Dinamik Faktör Tarafından Açıklanan Varyansı.....	63
Şekil 2. 5 Toplam Enflasyon ve Ortak Bileşeni.....	64
Şekil 2. 6 Toplam enflasyon π_t^{tot} ve Dinamik Faktör Enflasyon π_t^{dfa}	65
Şekil 3. 1 Tahmin Dönemindeki Değişmenin P-star Enflasyon Üzerindeki Etkisi.....	76
Şekil 3. 3 Tahmin Dönemindeki Değişmenin Dinamik Faktör Enflasyon Üzerindeki Etkisi.....	77
Şekil 3. 4 Çekirdek Enflasyonların Karşılaştırılmasında Kullanılan Trend Değişkenler.....	83
Şekil 4. 1 Enflasyon, Petrol ve Akaryakıt Fiyatları İlişkisi: Korelasyon Katsayıları.....	104
Şekil 4. 2 Enflasyon ve Akaryakıt Fiyatları ve İthal Petrol Fiyatlarındaki Değişme.....	105
Şekil 4. 3 Phillips Eğrisi: Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar MSIAH(2)-ARX(1).....	113
Şekil 4. 4 MSVAR Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar: π_t^{tot} İçsel Değişken.....	119
Şekil 4. 5 MSVAR Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar: π_t^{ex1} İçsel Değişken.....	120
Şekil 4. 6 MSVAR Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar: π_t^{jb} İçsel Değişken.....	121

EK ŞEKİL LİSTESİ

Ek Şekil 2. 1 Yapısal Etki-Tepki Fonksiyonları SVAR2 Modeli: $Svar(\Delta lny, \pi, \Delta i)$	150
Ek Şekil 2. 2 Yapısal Etki-Tepki Fonksiyonları SVAR3 Modeli : $Svar(\Delta lny, \pi, \Delta lnM)$	151
Ek Şekil 4. 1 MSVAR Etki-Tepki Fonksiyonları π_t^{tot} içsel değişken.....	164
Ek Şekil 4. 2 MSVAR Etki-Tepki Fonksiyonları π_t^{ex1} içsel değişken.....	165
Ek Şekil 4. 3 MSVAR Etki-Tepki Fonksiyonları π_t^{jb} içsel değişken	166

KISALTMALAR

AIC:	Akaike Bilgi Kriteri
ABD:	Amerika Birleşik Devletleri
DPT:	Devlet Planlama Teşkilatı
EKK:	En Küçük Kareler Yöntemi
EVDS:	Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
GSYİH:	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
HICP:	Uyumlandırılmış Tüketici Fiyat Endeksi
HQ:	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
IMF:	Uluslararası Para Fonu
MAD:	Medyan Mutlak Sapma
MAE:	Ortalama Mutlak Hata
MSVAR:	Markov Rejim Değişim Modelleri
RMSE:	Ortalama Hata Kareleri Toplamının Karekökü
SC:	Schwarz Bilgi Kriteri
SVAR:	Yapısal Vektör Otoregresyon
TCMB:	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TEFE:	Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TÜFE:	Tüketici Fiyat Endeksi
VAR:	Vektör Otoregresyon

GİRİŞ

Son yıllarda fiyat istikrarının sağlanmasına yönelik enflasyon hedeflemesi birçok ülkenin merkez bankası tarafından benimsenen bir strateji haline gelmiştir. Para politikası araçlarının enflasyonun uzun dönemli hedefine göre kullanılması şeklinde tanımlanabilecek olan bu strateji, para otoritelerinin enflasyondaki geçici ve kalıcı değişmelere karşı farklı ölçüde tepki vermesini gerektirmektedir. Bu anlamda hesaplanan enflasyonun fiyat değişmelerinin kalıcı kısmını temsil etmesi, fiyat hareketlerinin genel trendini etkin bir şekilde ölçmesi, geleceğe dönük uygulanacak politikaların doğru ve sağlıklı bir şekilde tespit edilmesi açısından büyük önem taşımaktadır.

İstatistik kurumlarınca enflasyonun ölçümünde kullanılan tüketici veya üretici fiyatları endeksi bir tür Laspeyres endeksi olup, belirli bir sepette yer alan mal ve hizmetlerin cari yıl ağırlıklandırılmış fiyatları ile aynı sepetin temel yıl ağırlıklandırılmış fiyatlarının birbirine oranlanması ile hesaplanmaktadır. Ancak fiyat endeksinin, fiyat bileşenlerinin ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanmasında çeşitli sorunlarla karşılaşmaktadır. Temel sorunlardan biri bileşen ağırlıklarının belirlenmesidir. Enflasyonun hesaplanmasında kullanılan ağırlıkların keyfilikten uzak, tüketim kalıbı ve üretimin yapısında meydana gelen değişmeye göre yenilenmesi gerekmektedir. Diğer bir sorun ise, fiyat bileşenlerinde mevsimsellik, dolaylı vergiler, döviz kurunda veya hammadde fiyatlarındaki geçici sıçramalar neticesinde meydana gelen değişmelerin ortalama enflasyon üzerindeki olumsuz etkisidir. Söz konusu dalgalanmalar neticesinde ortaya çıkan uç gözlemler, enflasyon bileşenlerinin yatay kesit dağılımının normalden uzaklaşmasına neden olmakta, ağırlıklı ortalamanın merkezi eğilim ölçüsü olarak etkinliğini azaltmaktadır. Bu durumda para politikasının uzun dönemli analizinde oynak bileşenlerin dışlandığı daha güvenilir bir göstergeye ihtiyaç duyulmaktadır. Çekirdek enflasyon kavramı işte bu noktada gündeme gelmektedir. 1990'lı yılların başından itibaren yaygınlaşan enflasyon hedeflemesi stratejisi sonucunda çekirdek enflasyonun ölçülmesi ile

ilgili çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Ancak çekirdek enflasyonun tanımlanması ile ilgili literatürde halen genel bir görüş birliğine varıldığından söz etmek mümkün değildir. Bu nedenle çekirdek enflasyon tanımları, ölçümünde kullanılan yöntemlere göre çalışmadan çalışmaya farklılaşmaktadır.

Çekirdek enflasyon kavramını ilk kullananlardan biri olan Eckstein (1981: 8) çekirdek enflasyonu, ekonomi uzun dönem büyüme patikasında iken genel fiyat düzeyinde meydana gelen yükselme olarak tanımlamıştır. Söz konusu tanımda çekirdek enflasyondaki değişimler üretimde kullanılan girdi maliyetlerinin genel trendindeki artıştan kaynaklanmaktadır. Diğer önemli bir çalışma olan Quah ve Vahey (1995), çekirdek enflasyonu hesaplanan enflasyonun reel çıktı üzerinde uzun dönemli etkisi olmayan kısmı şeklinde tanımlamıştır. Bu tanım uzun dönemde çıktı ile enflasyon arasında herhangi bir ilişki olmadığını ima eden uzun dönemli Phillips eğrisi varsayımı ile örtüşmektedir. Bryan ve Cecchetti (1993) çekirdek enflasyonu uygulanan ihtiyari para politikaları neticesinde genel fiyat düzeyinde ortaya çıkan artış olarak ifade etmişlerdir. Blinder (1997)'de ise çekirdek enflasyon genel fiyat artışlarının süreğenlik (persistence) arz eden kısmı olarak tanımlanmıştır.

Literatürde bahsi geçen kavramsal çeşitliliğin azaltılması amacıyla bazı çalışmalarda çekirdek enflasyon tanımları sınıflandırılmaya çalışılmıştır. Bu çalışmalardan biri olan Roger (1998) çekirdek enflasyonu iki tür kavramsal sınıflamaya tabi tutmuştur. Birinci sınıflamada çekirdek enflasyon hesaplanan enflasyonun süreklilik arz eden kısmı olarak kabul edilirken, ikinci sınıflamada çekirdek enflasyon ölçülen enflasyonun genelleştirilmiş kısmı olarak ele alınmıştır. Tüm bu farklılıklara rağmen, asıl olarak tüm ölçüm yöntemlerinin amacı enflasyonun kalıcı ve geçici kısımlarını birbirinden ayırtmak, fiyat hareketlerinin yalnız kalıcı kısımlarını uzun dönemli politika analizinde kullanmaktır (Landau, 2000: 2; Stavrev, 2005: 4).

Yukarıda özetlenen çekirdek enflasyonla ilgili kavramsal tartışmalar enflasyonun hesaplanmasında kullanılan yöntemlerin çeşitliliğinden ortaya çıkmıştır. Dolayısıyla literatürdeki asıl farklılığın çekirdek enflasyonun ölçülmesinde çeşitli yöntemlerin kullanılmasından kaynaklandığını söylemek mümkündür. Çekirdek enflasyon ölçülerini metodolojik açıdan istatistiksel ve ampirik yöntemler olmak üzere iki ana başlık etrafında toplamak mümkündür¹. İstatistiksel yöntemler, oynak bileşenlerin tamamen dışlanması, fiyat bileşenlerinin nispi değişkenliklerine göre ağırlıklandırılması ve dirençli tahmin yöntemlerini içermektedir. Ampirik yöntemler ise P-star yöntemi, yapısal VAR ve dinamik faktör modellerinin tahminine dayanmaktadır. Enerji, gıda gibi dışsal şoklar ve mevsimsellikten etkilenen bileşenlerin dışlanması merkez bankaları tarafından kullanılan en yaygın ölçme yöntemidir. Ancak son yıllarda, ortalama enflasyonun çarpık ve basık dağılım koşulları altında ideal merkezi eğilimi temsil edemeyeceği gerçeğinden hareketle, Bryan ve Pike (1991) ve Cecchetti (1993) tarafından geliştirilen kırılmış yöntemlere dayalı çalışmalara ampirik yöntemlere nazaran daha fazla ağırlık verilmiştir.

Bu bağlamda bu tezin temel amacını farklı yöntemler çerçevesinde çekirdek enflasyon ölçülerinin Türkiye için hesaplanması ve çeşitli kriterler yardımı ile en iyi göstergenin belirlenmesi oluşturmaktadır. Diğer ülke örneklerinde olduğu gibi Türkiye için de enflasyonun uzun dönemli patikasını yansıtan güvenilir bir çekirdek enflasyon göstergesinin hesaplanması büyük bir önem arz etmektedir. Bu çerçevede çalışmanın özgün yanları ve literatüre sağlayacağı katkıları aşağıdaki gibi sıralamak mümkündür:

- Türkiye’de 2001 Krizinden sonra uygulamaya konan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ile birlikte yüksek enflasyondan düşük enflasyon rejimine geçilmiş, 2003 yılından itibaren örtük olarak, 2006 yılından itibaren ise açık enflasyon hedeflemesi stratejisi izlenmeye başlanmıştır. Enflasyon hedeflemesinde para politikasının önceden saptanmış bir enflasyon hedefine göre şekillendirildiği

¹ Stavrev (2005), Landau (2000) ve Wynne(1999)’da da çekirdek enflasyonun ölçülmesinde aynı sınıflama benimsenmiştir.

hesaba katılırsa, enflasyonun uzun dönemli trendi hakkında bilgiler içeren çekirdek enflasyon göstergelerinin hesaplanması para politikasının etkileri ile ilgili daha doğru analizlerin yapılmasında önemli katkılar sağlayacaktır.

- Halihazırda TCMB tarafından kullanılan enerji ve gıda fiyatlarına sıfır ağırlığın verildiği dışlamaya dayalı göstergelerin diğer yöntemlerle karşılaştırıldığında çeşitli eksiklikleri bulunmaktadır. Bunlardan en önemlisi dışlama yönteminin fiyat hareketlerinde geçici dalgalanmalara yol açan kalemlerin belirlenmesinde herhangi bir metodolojiye dayanmamasıdır. Diğer bir deyişle sıfır ağırlık verilecek bileşenlerin seçimi uygulayıcının takdirine bırakılmıştır. Bu durum söz konusu göstergelerin kullanılabilirliği ve kredibilitesini olumsuz yönde etkilemektedir. Bu nedenle belirli bir metodolojiye dayanan çekirdek enflasyon göstergelerinin kullanımı politika analizlerinin daha sağlıklı ve tarafsız yapılmasında önemli katkılar sağlayacaktır.
- Çekirdek enflasyon ile ilgili literatür incelendiğinde dışlama ve dirençli göstergelerin Türkiye için hesaplandığı sınırlı sayıda çalışmanın (Berkmen (2002), Cihan (2002) ve Ceylan (2005)) bulunduğu görülmüştür. Söz konusu çalışmaların tümünde fiyat değişimleri sağa çarpık bulunmasına rağmen sadece simetrik kırpmaya dayalı göstergeler hesaplanmış, fiyat değişimlerinin asimetrik özelliklere sahip olduğu dikkate alınmamıştır. Bu çalışma bildiğimiz kadarı ile dağılımın her iki kuyruğundan farklı oranlarda kırpmaya izin veren asimetrik dirençli yöntemlerin Türkiye için kullanılacağı ilk çalışmadır. Bunun yanında P-star, SVAR ve dinamik faktör modeli gibi ampirik yöntemler daha önce herhangi bir çalışmada çekirdek enflasyonun ölçülmesinde kullanılmamıştır. Bu anlamda, tezin kullanılan yöntemlerin çeşitliliği açısından literatürdeki önemli bir boşluğu dolduracağı düşünülmektedir.

— Çalışmanın diğer bir özgün yanı, seçilen en iyi çekirdek enflasyon göstergesinin dışsal şoklar karşısındaki tepkisinin değerlendirilmesi amacıyla petrol fiyatlarından enflasyona geçiş etkisinin analizinde kullanılmasıdır. Yüksek enflasyon rejiminden, düşük enflasyon rejimine geçişin parametreler üzerindeki etkilerini de hesaba katan doğrusal olmayan rejim değişimi modellerinin kullanılması çalışmanın, önceki çalışmalara göre özgün diğer bir yanını teşkil etmektedir.

Bu çerçevede tez dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde çekirdek enflasyonun ölçülmesinde istatistiksel yöntemler ele alınacak, dışlamaya ve yeniden ağırlıklandırmaya dayalı yöntemler ile literatürde en fazla tercih edilen dirençli tahmin yöntemlerine yer verilecektir. İkinci bölümde P-star, SVAR ve Dinamik Faktör modellerini kapsayan ampirik yöntemler yer alacaktır. İstatistiksel ve ampirik yöntemlerden elde edilen çekirdek enflasyon serileri üçüncü bölümde sağlamaları beklenen kriterler bağlamında karşılaştırılacak, içlerinden en iyi çekirdek enflasyon serisi belirlenmeye çalışılacaktır. Dördüncü ve son bölümde ise en iyi çekirdek enflasyon serisi kullanılarak Türkiye’de petrol şoklarından enflasyona geçiş etkisi doğrusal olmayan modellerin de yardımı ile ampirik olarak incelenecektir. Çalışmanın sonuç ve değerlendirme kısmında yapılan analizlerden elde edilen bulgular önceki çalışmalar da dikkate alınarak değerlendirilecek, hangi tür çekirdek enflasyonun fiyat hareketlerinin analizinde kullanılmasının daha iyi olabileceği üzerine çeşitli çıkarsamalarda bulunulacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN ÖLÇÜLMESİNDE İSTATİSTİKSEL YÖNTEMLER

Çekirdek enflasyonun ölçümünde kullanılan istatistiksel yöntemler toplam fiyat endeksinin, fiyat bileşenlerinin ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanmasından hareket etmektedir. Söz konusu alt bileşenlerden fiyat hareketlerinin genel trendini yansıtan yeni bir çekirdek enflasyon türetilmesi amaçlanmaktadır.

Enflasyonun hesaplanmasında kullanılan tüketici veya üretici fiyatları endeksi belli bir sepette yer alan mal ve hizmetlerin cari yıldaki fiyatlarının ağırlıklandırılmış değeri ile aynı sepetin temel yıldaki fiyatlarının ağırlıklandırılmış değerine oranlanması ile hesaplanan bir tür Laspeyres endeksidir. İstatistiksel yaklaşıma göre fiyat bileşenlerinden herhangi birinin geçici arz şoklarından ötürü aşırı dalgalanması hesaplanan enflasyonun fiyat hareketlerinin genel trendini göstermesini engelleyecektir (Roberts, 2005: 4). Böyle bir durumda fiyat bileşenlerinin yatay kesitsel ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanan fiyat endeksi, dağılımın merkezi eğilimini tam olarak temsil edemeyecektir. Bu nedenle literatürde uç fiyat hareketlerinin dışlanması amacıyla farklı istatistiksel yöntemler önerilmiştir. Bunlardan birincisi olan ve en çok tercih edileni oynak bileşenlerin tamamen dışlanmasına dayanmaktadır. Diğer bir yöntem oynak bileşenlerin dışlanmasından ziyade, bunlara daha az ağırlık verilmesini içeren Edgeworth endeksidir. Dow (1994), ve Diewert (1995) tarafından önerilen bu yöntemde çekirdek enflasyon, bileşenlerin zaman içerisindeki varyanslarının tersi ile ağırlıklandırılması suretiyle hesaplanmaktadır. Cutler (2001) tarafından geliştirilen başka bir yöntem ise enflasyonun alt bileşenlerinin otoregresif yapılarına göre ağırlıklandırılmasına dayanmaktadır. Son yöntem ise fiyat değişimlerinin yatay kesit dağılımının normal olmamasından hareketle Bryan and Pike (1991) and Bryan and Cecchetti (1993) tarafından önerilen dirençli tahmin yöntemidir.

Çalışmanın bu kısmında Türkiye için çekirdek enflasyon oranlarının yukarıda anahatları ile özetlenen istatistiksel yöntemler çerçevesinde hesaplanması

amaçlanmaktadır. Bu çerçevede ilk olarak dışlama ve yeniden ağırlıklandırmaya dayalı yöntemler üzerinde durulacaktır. Çekirdek enflasyonun ölçülmesi ile ilgili literatürde en fazla uygulama alanı bulan dirençli tahmin yöntemlerine ayrı bir başlık altında değinilecektir.

1.1 Dışlamaya ve Yeniden Ağırlıklandırmaya Dayalı Yöntemler

1.1.1 Dışlama Yöntemi

Oynak bileşenlerin tamamen dışlanması çekirdek enflasyonun hesaplanmasında kullanılan en yaygın yöntemdir. Sepet içerisinde yer alan bileşenlere dönem boyunca sıfır ağırlık verilmesi yoluyla ağırlıklı fiyat endeksinin hesaplanmasına dayanır. İthal edilen hammaddeler, petrol ve petrol ürünleri, elektrik, enerji ve mevsimsel gıda fiyatları diğer bileşenlere göre arz şoklarına daha fazla maruz kaldığından enflasyonun hesaplanmasında bu bileşenlere sıfır ağırlık verilmektedir. Sözü edilen bileşenlerin dışlanmasının bir diğer nedeni bu fiyatlardaki değişmelerin para politikasının kontrolü dışında olmasıdır (Hogan, Johnson ve Lafleche, 2001: 2). Hesaplama kolaylığı ve hesaplanmasında herhangi bir istatistiksel bilgi gerektirmemesi bu yöntemi kullanım açısından diğerlerine göre daha cazip hale getirmektedir. Bu özelliklerinden ötürü dışlama yöntemi para politikası analizlerinde birçok merkez bankaları tarafından tercih edilmektedir. Belli başlı merkez bankaları tarafından kullanılan çekirdek enflasyon göstergeleri Tablo 1.1’de verilmiştir. Tablodan da görüleceği üzere dışlama yöntemi TCMB dahil birçok merkez bankası tarafından kullanılmaktadır. Dirençli enflasyon ölçüleri ise sadece Kolombiya, Portekiz ve Polonya Merkez Bankaları tarafından hesaplanmakta ve politika analizlerinde kullanılmaktadır.

Dışlama yöntemi, birçok ülkenin para otoritesi tarafından kabul görmesine rağmen çeşitli açılardan eleştirilmektedir (Roger, 1998: 19):

- Enflasyon bileşenlerinin dışlanmasında kullanılacak oynaklık limitinin belirlenmesi önemli bir sorundur. Dolayısıyla hangi bileşenin dışlanacağı

uygulayıcıların inisiyatifine bırakılmıştır. Bu durum çekirdek enflasyon ölçülerinin fiyat hareketlerinden sistematik olarak sapması ihtimalini beraberinde getirmektedir.

- Sadece dışlanan bileşenlerin arz şoklarının kaynağı olarak kabul edilmesi gerçekçi bir varsayım olarak kabul görmemektedir. Diğer bir deyişle dışlanan bileşenlerde geçmişte yaşanan yüksek oynaklık ileride de bu bileşenlerde bir dalgalanma yaşanacağı anlamına gelmemektedir. Aksine enflasyonun hesaplanmasında dikkate alınan bileşenlerden kaynaklı bir fiyat şoku olabilir. Bu da dışlamaya dayalı enflasyonun, enflasyonun kalıcı kısmını tam olarak temsil edememesine ve sapmalı olmasına yol açar. Böyle bir çekirdek enflasyon ölçüsünün fiyat hareketlerinin genel eğiliminin analizinde para politikası yapıcıları tarafından kullanılması yanlış politika önermelerine yol açacaktır.

Tablo 1.1 Merkez Bankaları Tarafından Kullanılan Çekirdek Enflasyon Ölçüleri

Ülke	Kullanılan Çekirdek Enflasyon Ölçüsü
Avustralya	Mortgage faiz ödemeleri, hükümet kontrolündeki fiyatlar ve Enerji Fiyatları Hariç TÜFE
Belçika	Patates, meyve ve sebze hariç TÜFE
Kanada	Dolaylı vergiler, gıda ve enerji hariç TÜFE
Şili	Dayanaksız mallar ve enerji hariç TÜFE
Kolombiya	Dört göstergenin ortalaması (Gıda hariç TÜFE ve üç dirençli enflasyon oranı)
Çek Cumhuriyeti	Ücret ve kontrol altındaki fiyatlar hariç TÜFE
Finlandiya	Konut sermaye maliyetleri, dolaylı vergiler ve hükümet sübvansiyonları hariç TÜFE
Fransa	Vergideki değişimler, enerji fiyatları, gıda fiyatları ve kontrol altındaki fiyatlar hariç TÜFE
Yunanistan	Akaryakıt ve gıda fiyatları hariç TÜFE
İsrail	Kamu malları, konut harcamaları, meyve ve sebze hariç TÜFE
Japonya	Taze gıdalar hariç TÜFE
Hollanda	Sebze, meyve ve enerji hariç TÜFE
Yeni Zelanda	Emtia ve hükümet kontrolündeki fiyatları hariç TÜFE
Norveç	Elektrik enerji fiyatları ve dolaylı vergiler hariç TÜFE
Filipinler	İstatistiksel trend doğrusu
Polonya	3 gösterge (Kontrol altındaki fiyatlar hariç TÜFE, yüksek oynaklığa sahip bileşenlerin dışlanması ve yüzde 15 simetrik kırılmış ortalamalar
Portekiz	Yüzde 10 simetrik kırılmış ortalamalar
Singapur	Özel karayolu ulaşım maliyeti ve konaklama hariç TÜFE
İspanya	Mortgage faiz ödemeleri hariç TÜFE
İsveç	Vergi ve sübvansiyon etkileri ve Mortgage faiz ödemeleri hariç TÜFE
Birleşik Krallık	Mortgage faiz ödemeleri hariç Toptan Eşya Fiyat Endeksi
ABD	Enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon
Türkiye	Enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon, Enerji ve işlenmemiş gıda fiyatları hariç enflasyon, Mevsimsel gıda fiyatları hariç enflasyon

Kaynak: Figueiredo ve Staub (2002)'den derlenmiştir.

1.1.2 Edgeworth Endeksi

Dışlama yaklaşımı ve dirençli yöntemlerin aksine, bileşenlerin tümünün çekirdek enflasyonun hesaplanmasında kullanıldığı bu yöntem, en yüksek oynaklığa sahip bileşene en düşük ağırlığın verilmesine dayanmaktadır. Edgeworth endeksi olarak da bilinen bu yöntemde iki tür yaklaşım benimsenmiştir. Bunlardan birincisi Blinder (1997) tarafından Kanada Merkez Bankası için geliştirilen aşağıdaki denkleme dayanmaktadır:

$$\pi_i = \frac{\sum_i^n w_i w_i^\sigma \pi_i^t}{\sum_i^n w_i w_i^\sigma} \quad (1.1)$$

Burada π_i^t ve w_i sırasıyla bileşenlere ait enflasyon ve normal harcama ağırlıklarını gösterirken, w_i^σ ise bileşenlerin zaman içindeki standart hatasının σ_i^t tersinin o dönemdeki tüm bileşenlerin toplam standart hatalarının tersine oranı olarak hesaplanan aşağıdaki ağırlıktır:

$$w_i^\sigma = \frac{\frac{1}{\sigma_i^t}}{\sum_i^n \frac{1}{\sigma_i^t}} \quad (1.2)$$

Dow (1994), ve Diewert (1995) çekirdek enflasyonun ölçülmesinde sadece enflasyon bileşenlerine ait sinyallerin dikkate alınması gerektiğini öne sürerek enflasyonun hesaplanmasında yukarıdaki denklemde sadece w_i^σ 'nin kullanılmasını önermiştir.

Edgeworth endeksinden hesaplanan ölçüler, çekirdek enflasyonun hesaplanmasında hiçbir fiyat bileşenini dışarıda bırakmamasından ötürü diğer yöntemlere göre avantajlıdır. Bu yöntemde hangi bileşene sıfır ağırlık verileceği ile ilgili bir belirleme sorunu yoktur. Hesaplama kullanılan fiyat bileşenlerinin varyansları zaman bağımlı olduğu için hesaplama sürecine zaman boyutu ayrıca dahil edilmiştir. Bu gibi avantajlarına rağmen sözü edilen yöntemin bazı eksiklikleri bulunmaktadır (Landau, 2000: 8):

- Fiyat bileşenlerinin standart hataya dayalı ağırlıkların hesaplanmasında zaman aralığının seçimi uygulayıcıların inisiyatifine bırakılmıştır. Bu durum aynı veri setinden farklı enflasyon oranlarının elde edilmesine neden olacak, kullanılan

yöntemin güvenilirliğine gölge düşürecektir. Dolayısıyla bu yöntemin hesaplanmasındaki zaman aralığı belirlenirken dikkatli olunmalıdır.

- Dışlamaya dayalı ve dirençli yöntemlerin aksine yeni gözlemlerin eklenmesi standart hata ağırlıklarının değişmesine neden olmaktadır. Bu aynı zamanda hesaplanan çekirdek ölçünün de geriye dönük revizyonu anlamına gelmektedir.
- Kullanılan yöntem fiyat bileşenlerinin yatay kesitsel dağılımının normalitesinin sağlanması anlamında yetersiz kalmaktadır.

1.1.3 Süreğen Ağırlıklı Enflasyon

Cutler (2001) enflasyonun alt bileşenlerini hanehalkının bütçesindeki önemine göre değil otoregresif yapılarına göre ağırlıklandırarak Blinder (1997) tarafından genel fiyat artışlarının süreğenlik (persistency) arz eden kısmı olarak tanımladığı çekirdek enflasyon kavramını hayata geçirmiştir.

Birleşik Krallık'a ait faiz ödemeleri hariç toptan eşya fiyatlarının 80 altbileşenin kullanıldığı çalışmada süreğen ağırlıklı (persistence weighted) enflasyonun elde edilmesinde aşağıdaki adımlar izlenmiştir (Cutler, 2001: 17-8)

- İlk olarak enflasyonun herbir alt bileşeni için aşağıdaki birinci sıra otoregresif model EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir.

$$\pi_{i,t} = \alpha_i + \rho_i \pi_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.3)$$

Tahmin edilen ρ_i katsayısı bileşenin süreğenlik özelliğinin bir göstergesi olarak kabul edilmiştir. ρ_i 'nin negatif olması durumunda enflasyon bileşeni süreğenlik göstermemektedir, bu nedenle sözü edilen bileşene sıfır ağırlık verilir, toplam

enflasyonun hesaplanmasında dikkate alınmaz. Süreçlilik katsayısı ρ_i 'nın pozitif olması durumunda bileşen çekirdek enflasyonun hesaplanmasında kullanılır. Bileşenlere ait pozitif katsayıların yatay kesitsel toplamı her bir katsayıya bölünerek yeni ağırlıklar belirlenir. Yukarıdaki otoregresif model her yıl tekrarlanan (recursively) bir şekilde tahmin edilerek her yıl için değişen ağırlıklar hesaplanır. Örneğin, 2000 yılı ağırlıkları bileşenlere ait otoregresif modellerin 1996:2–1999:12 dönemi tahmininden elde edilmektedir. Bileşenlere ait ağırlıkların hesaplanmasında otoregresif modelin kullanılması, söz konusu yöntemi yarı-ampirik hale getirmektedir.

- Son aşamada otoregresif modelden elde edilen ağırlıklar bileşenlere ait enflasyon oranları ile çarpılarak her bir aya ait süreç çekirdek enflasyon elde edilmektedir.

Cutler (2001) Birleşik Krallık için yapmış olduğu çalışmada söz konusu çekirdek enflasyon serisinin, dirençli ve dışlamaya dayalı diğer çekirdek enflasyonlar arasında hesaplanan enflasyonun öngörülebilirliği açısından önemli bir gösterge olduğunu göstermiştir.

Ancak söz konusu yöntemin kullanılmasında bazı hususlara dikkat edilmelidir. İlk olarak bileşenlerin süreç olup olmadıklarına basit bir otoregresif model yardımı ile karar verilmektedir. İkinci olarak ampirik ağırlıklar veri setine geriye veya ileriye dönük gözlemlerin eklenmesi durumunda değişecektir. Bu durum ampirik modellerde olduğu gibi açıklanan enflasyon oranlarının revize edilmesine neden olacak, göstergenin politika aracı olarak kullanılma ihtimali düşecektir.

1.1.4 Veri Seti ve Uygulama

Çekirdek enflasyonun dışlamaya ve yeniden ağırlılandırmaya dayalı yöntemler çerçevesinde hesaplanacağı çalışmanın bu kısmında Eurostat veri tabanından temin edilen

Türkiye'ye ait HICP'nin, (Uyumlaştırılmış Tüketici Fiyatları Endeksi: harmonized indices of consumer prices) aylık serilerden oluşan üç basamaklı N=72 bileşeni ve ağırlıkları kullanılmıştır ² . Bunun nedeni HICP'nin 1996 yılından itibaren hesaplanmaya başlanmasıdır. Analiz dönemi 1996:1 ile 2007:5 tarihlerini kapsamaktadır. Bileşenler ve ağırlıkların çarpımsal toplamı olarak toplam enflasyonun aşağıdaki gibi hesaplanması mümkündür:

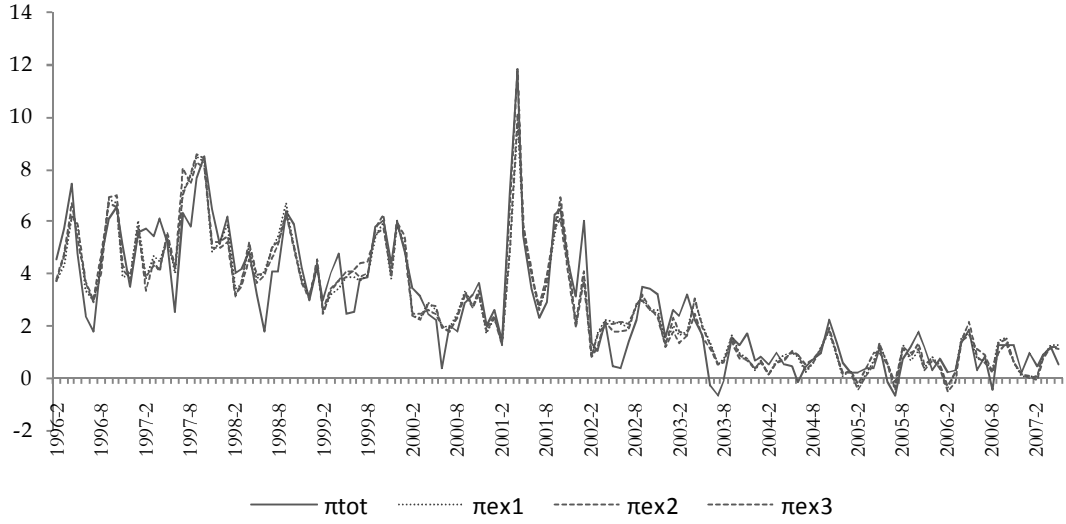
$$\pi^{tot} = \sum_{i=1}^N w_i \pi_i \quad (1.4)$$

İlk olarak dışlama yöntemi çerçevesinde TCMB tarafından kullanılan kullanılan üç farklı (exclusion-based) enflasyon dikkate alınmıştır: Enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon π_i^{ex1} , Enerji ve işlenmemiş gıda fiyatları hariç enflasyon π_i^{ex2} , Mevsimsel gıda fiyatları hariç enflasyon π_i^{ex3} (bkz. Şekil 1.1). Enerji ve gıda gruplarındaki fiyat endekslerine sıfır ağırlık verilmesine dayanan bu yöntemle ait enflasyon oranları tarafımızdan hesaplanmamış Eurostat veritabanından hazır olarak temin edilmiştir. Bunun nedeni özellikle işlenmemiş gıda fiyatlarının endeksten tamamen dışlanması için dört veya daha fazla basamaklı altbileşene ihtiyaç duyulmasıdır ³ . Bu çalışmada ulaşılabilen veri seti ise üç basamağa kadar inebilmektedir.

² Veri setine ilişkin ağırlıklar Ek Tablo 1.1'de verilmiştir. Verilerin temin edildiği Eurostat'a ait web adresi: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

³ Uyumlandırılmış Tüketici Fiyat Endeksi'nin (HICP) yapısı ile ilgili daha fazla bilgi için bkz. Eurostat (2001).

Şekil 1.1 Toplam Enflasyon ve Dışlamaya Dayalı Enflasyon Oranları



Dışlamaya dayalı enflasyon oranlarının en önemli eksikliği enerji ve gıda kalemleri gibi belirli bileşenlerin arz şoklarının sürekli kaynağı olarak görülmesidir. Bunun gerçekçi bir varsayım olmadığını göstermek amacıyla enflasyon kalemlerine ait değişim katsayıları hesaplanmış ve Tablo 1.2’de verilmiştir⁴. Tablodan da görüldüğü üzere, enflasyon kalemleri içerisinde değişim katsayısı itibari ile ilk iki sırayı mevsimsellik arz eden meyve ve sebze almaktadır. Ancak en yüksek yirmi değişim katsayısı dikkate alındığında gıda dışında oynaklık gösteren çok farklı kalemlerin olduğu görülmektedir. Dikkate değer diğer bir nokta da bu sıralamada enerji grubuna ait hiçbir kalemin yer almamasıdır. Bu durumda sadece enerji ve gıda kalemlerinin dışlanması ile hesaplanacak çekirdek enflasyonun güvenilirliği de tartışmalı hale gelmektedir.

⁴ Alt kalemlere ait standart sapma ve değişim katsayılarının tümü Ek-1 Tablo 1.2’de yer almaktadır.

Tablo 1. 2 Enflasyonun Değişim Katsayısı En Yüksek Yirmi Bileşeni

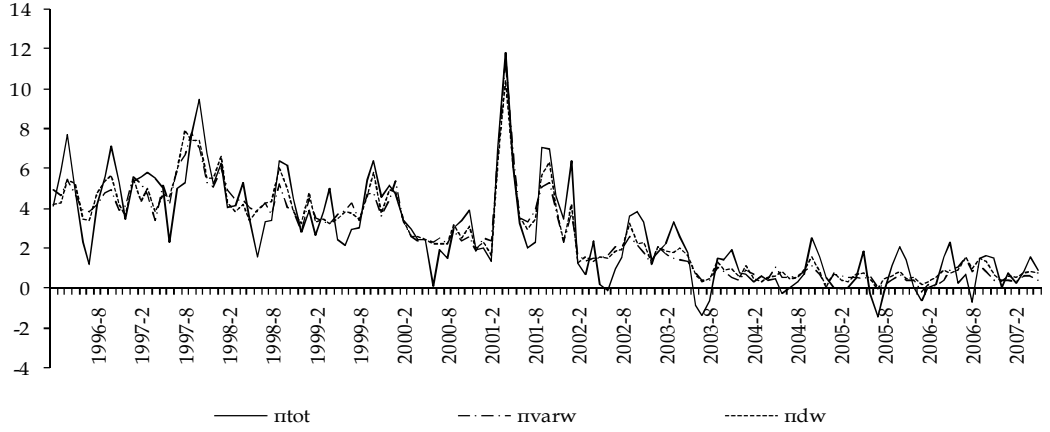
	Kodu	Bileşen Adı	Standart Sapma (σ_t)	Değişim Katsayısı (σ_t / μ_t)
1	cp0117	Sebze	14.528	5.782
2	cp0116	Meyve	10.116	3.358
3	cp0934-935	Ev Hayvanı ve İlişkili Ürünler, Veteriner ve Diğer İlgili Hizmetler	9.731	3.343
4	cp081	Posta Servisleri	8.675	3.249
5	cp082	Telefon ve Telefaks Ekipmanı	7.394	3.223
6	cp10	Eğitim	9.866	3.161
7	cp0952	Gazete ve Mecmualar	5.631	3.115
8	cp0612-613	Diğer Tıbbi Ürünler	9.370	3.028
9	cp0312	Dış Giyim	6.889	2.740
10	cp0113	Balık ve Deniz ürünleri	7.368	2.727
11	cp0912	Fotoğrafik ve Sinematoğrafik Ekipman ve Optik Enstrümanlar	4.978	2.578
12	cp083	Telefon ve Telefaks Hizmetleri	6.921	2.544
13	cp0951	Kitaplar	6.983	2.339
14	cp0712-713-714	Motosiklet, Bisiklet ve Hayvanlar Tarafından Çekilen Araçlar	6.084	2.291
15	cp0611	Ecza Ürünleri	5.729	2.245
16	cp0931	Oyunlar, Oyuncaklar ve Hobiler	4.324	2.128
17	cp0911	Ses ve Resim Alımı, Kaydı ve Üretim Ekipmanları	3.892	2.079
18	cp0211	Alkollü İçecekler	6.958	2.056
19	cp1231	Mücevher, Duvar ve Kol Saati	5.236	1.969
20	cp022	Tütün	6.577	1.956

Çekirdek enflasyonun hesaplanmasında dışlamaya dayalı yöntemin bu dezavantajı dikkate alınarak Edgeworth endeksleri hesaplanmıştır. Bu çerçevede ilk etapta enflasyonun alt bileşenlerine ait 1996:02- 2007:05 dönemindeki standart sapmalar σ_t hesaplanmıştır⁵. Daha sonra standart sapmalar denklem (1.1) ve (1.2)'de yerine konarak varyans ağırlıklı $\pi_t^{var w}$ ve çift ağırlıklı enflasyon oranları π_t^{dw} elde edilmiştir. Şekil 1.2'den de görüldüğü üzere $\pi_t^{var w}$ ve π_t^{dw} aşağı yukarı aynı trendi paylaşmaktadır, hesaplamada

⁵ Enflasyon kalemlerine ait çifte ağırlıklar Ek-1 Tablo 1.3'te yer almaktadır.

varyansı büyük olan değişkenlere daha az ağırlık verildiğinden elde edilen enflasyon oranları toplam enflasyona nazaran daha az oynaktır.

Şekil 1.2 Toplam Enflasyon, Varyans ve Çift Ağırlıklı Enflasyon Oranları

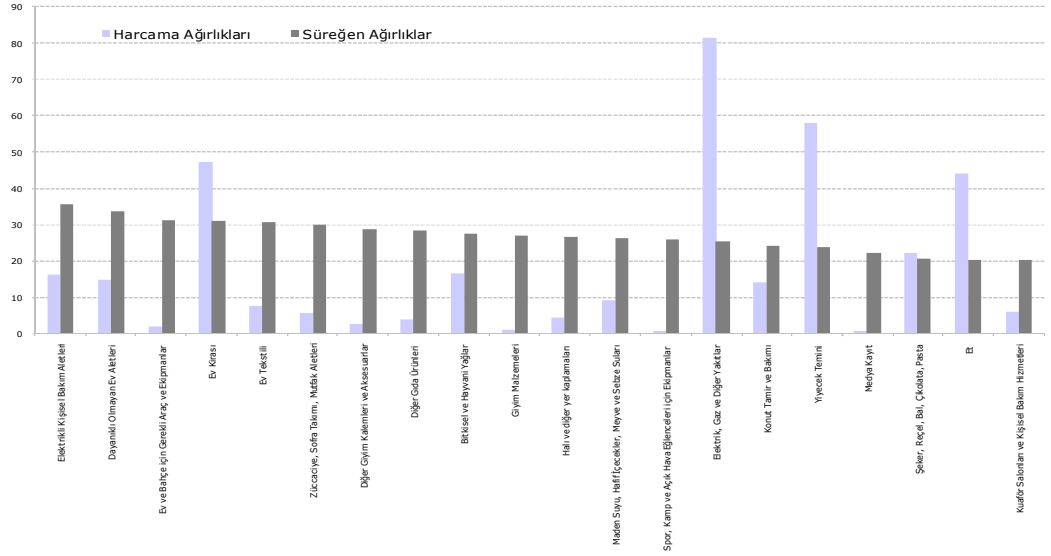


Dışlamaya dayalı yöntemler çerçevesinde son olarak Cutler (2001) tarafından geliştirilen enflasyonun alt bileşenlerinin otoregresif yapılarına göre ağırlıklandırıldığı süreğen çekirdek enflasyon (π_i^{cut}) hesaplanmıştır. Bu çerçevede ilk olarak enflasyonun alt bileşenlerinin herbiri için (1.3)'teki birinci sıra otoregresif model ardışık olarak tahmin edilerek zamana göre değişen ρ_i katsayıları elde edilmiştir. Cutler (2001)'de de belirtildiği gibi negatif ρ_i katsayılarına sahip bileşenlere sıfır ağırlık verilmiştir, süreğen ağırlıklar pozitif katsayıların yatay kesitsel toplamının her bir katsayıya oranlanması ile bulunmuştur. Otoregresif modelden elde edilen süreğen ağırlıklar, harcama ağırlığı en yüksek ilk yirmi kalemin ağırlıkları ile birlikte Şekil 1.3'te 2007 yılı için verilmiştir⁶. Buradan da görüldüğü üzere harcama ağırlıkları ile süreğen ağırlıklar arasında önemli farklar söz konusudur. 2007 yılında harcama kalemleri arasında yaklaşık binde 81.5 ile en yüksek ağırlığa sahip olan Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar Kalemi'nin süreğen ağırlığı

⁶ Süreğen ağırlıklı enflasyonun 1996-2007 dönemine ait ağırlıkların tahmininde Winrats 7.0 programı kullanılmıştır. Süreğen ağırlıklar Ek Tablo 1.4 'de yer almaktadır.

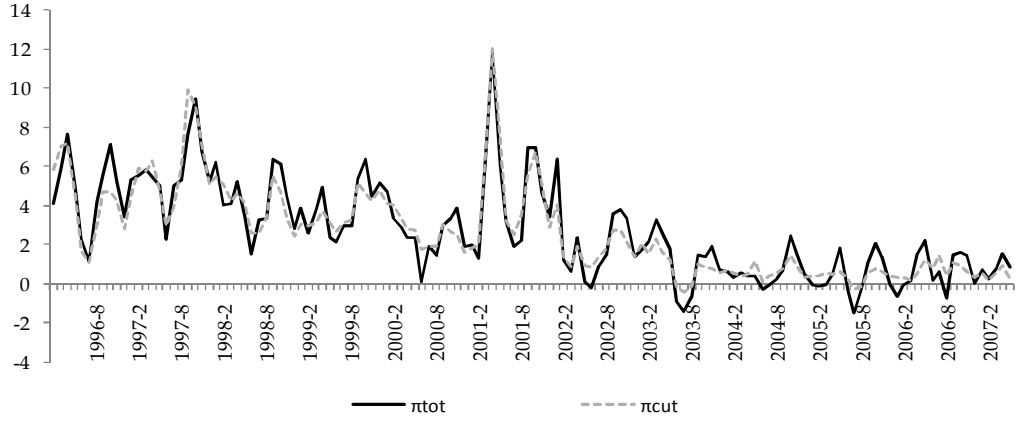
sadece binde 25.4'tür. Aynı yılda süreğen ağırlığı en fazla olan kalem ise binde 35.6 ile Elektrikli Kişisel Bakım Aletleri'dir.

Şekil 1.3 Harcama Ağırlıkları ve Süreğen Ağırlıkların Karşılaştırılması: 2007



Ağırlıklandırmadaki söz konusu farklılıkların enflasyon oranları arasında önemli sapmalar yaratması beklenirken süreğen çekirdek enflasyonun toplam enflasyonu izlediği görülmektedir (bkz. Şekil 1.4). Bu durum Cutler (2001)'in süreğen enflasyon serisinin dirençli ve dışlamaya dayalı diğer çekirdek enflasyonlar arasında enflasyonu öngörebilme açısından önemli bir alternatif haline getirmektedir. Buna rağmen bileşenlerin süreğen ağırlıklarının zamana dayalı ampirik bir model ile hesaplanması enflasyon oranlarının geriye dönük revizyonuna neden olduğundan, söz konusu göstergenin enflasyonun genel eğiliminin analizinde kullanılmasında ihtiyatlı olunmalıdır.

Şekil 1. 4 Toplam Enflasyon ve Süreğen Ağırlıklı Enflasyon



1.2 Çekirdek Enflasyonun Dirençli Yöntemlerle Tahmin Edilmesi

Yukarıda kullanılan istatistiki yöntemler yatay kesit olarak hesaplanmasına rağmen ağırlıklarının elde edilişi açısından basit dışlama yöntemi hariç zaman bağımlıdır. Bu durum söz konusu göstergeleri politika yapıcılar açısından daha az tercih edilir kılmaktadır. Dışlamaya ve yeniden ağırlıklandırmaya dayalı yöntemler uç gözlemlerin ağırlıklı aritmetik ortalama üzerindeki kötü kaldıraç etkisini de dikkate almamaktadır. Bu nedenlerden ötürü çekirdek enflasyonun hesaplanmasında enflasyon bileşenlerinin yatay kesitsel dağılımına önem veren dirençli (robust) tahmin yöntemleri literatürde en fazla tercih edilen yöntem olarak karşımıza çıkmaktadır.

1.2.1 Çekirdek Enflasyonun Dirençli Tahmin Yöntemleri

Görelî fiyat değişimlerinin analiz edildiği birçok çalışmada fiyat değişimlerinin normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bunun nedeni arz şoklarının, görelî fiyat değişimlerinin yatay kesit dağılımı üzerindeki olumsuz etkisidir. Söz konusu uç fiyat hareketleri tek bir etkenden kaynaklanmadığından sadece enerji ve gıda gibi önceden belirlenmiş kalemlerin dışlanması, fiyat değişimlerinin uzun dönemli analizinde fayda sağlayamayacaktır (Bryan ve Cecchetti (1993)).

Ball ve Mankiw (1994, 1995) nominal fiyatların mükemmel yapışkan olduğu, görelî fiyatların verimlilik gibi reel faktörler, genel fiyat düzeyinin ise parasal faktörler tarafından belirlendiğini savunan klasik fiyat teorisinin gerçek hayattaki fiyat değişmelerini açıklamakta neden yetersiz kaldığını ortaya koymaya çalışmıştır. Geliştirdikleri modelde firmalar görelî fiyat değişmeleri karşısında, kendi fiyatlama kararlarını etkileyen bir menü maliyeti ile karşı karşıyadır ve fiyat düzeyindeki değişmeler görelî fiyat değişmelerinin çarpıklığı ile pozitif bir ilişki içerisinde. Dolayısıyla görelî fiyat şoklarının söz konusu olması durumunda, fiyat bileşenlerinin hareketli ortalamasına dayalı olarak hesaplanan enflasyon, fiyat hareketlerindeki genel eğilimi yansıtamayacaktır. Görelî fiyat şoklarının fiyat bileşenlerinin dağılımını normal dağılımdan uzaklaşmasına neden olan asimetrik etkilerini dikkate alarak Bryan ve Pike (1991) ile Bryan ve Cecchetti (1993) çekirdek enflasyonun hesaplanmasında simetrik kırılmış ortalamalar (symmetric trimmed means) yöntemini önermişlerdir.

Bu çalışmalarda kırılmış ortalama yöntemi ile çekirdek enflasyonun elde edilmesi aşağıdaki adımları içermektedir (Bryan, Cecchetti ve Wiggins II, 1997: 9). İlk olarak enflasyonun n adet alt bileşeni $\{\pi_1, \dots, \pi_n\}$, karşılık gelen ağırlıkları $\{w_1, \dots, w_n\}$ ile birlikte büyükten küçüğe doğru sıralanır. Daha sonra W_i 1'den i 'nci bileşene kadar birikimli ağırlık olarak tanımlanır $W_i = \sum_{j=1}^i w_j$. Buradan hesaplama için ortalaması alınacak gözlem sayısı belirlenir $\alpha/100 < W_i < (1 - \alpha/100)$. Fiyat değişmelerinin yer aldığı aralık I_α ile temsil edilirse ağırlıklı α kırılmış ortalamayı aşağıdaki formül yardımı ile hesaplamak mümkündür:

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{1 - \frac{2\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_i \pi_i \quad (1.5)$$

Kırpılmış tahmin edicilerde iki özel durum söz konusudur: α 'nın sıfır olması durumunda yukarıdaki formül dağılımın her iki kuyruğundan da kırpmanın söz konusu olmadığı ağırlıklı ortalamaya dönüşür. Diğer bir uç durum ise her iki kuyruktan da dağılımın yüzde 50'sinin kırıldığı ağırlıklandırılmış medyandır. Kırpılmış ortalamalar tahmin edicisinin diğer bir özelliği ise tahmin edicinin kırılma noktasının (breakdown point) kırpma yüzdesine eşit olmasıdır. Örneğin yüzde 25 kırpılmış ortalamanın kırılma noktası yine yüzde 25 olurken, tahmin veri setinin yüzde 25'ten az bir kısmının kötü kaldıraç (bad leverage) etkisine sahip gözlemlerle değiştirilmesi durumunda bile hala dirençlidir⁷.

Bryan ve Cecchetti (1993) simetrik kırpılmış ortalamaların kullanımını iki nedene dayanarak savunmuştur. İlk olarak, reel veya parasal faktörlerden kaynaklanan aşırı fiyat değişimlerinin dışlanması hangi fiyat değişimlerinin kaynağının belirlenmesine yardımcı olur. Böylece fiyat değişimlerinin niteliği daha kolay ortaya konur, sadece enerji ve gıda fiyatlarını dışlamanın yaratacağı sapmalı etki de kendiliğinden ortadan kalkar. İkinci olarak, kırpılmış ortalamalar dışa düşenlerin kötü kaldıraç etkisini düşürerek, ağırlıklı ortalamaya göre daha dirençli bir merkezi eğilim ölçüsü sağlar. Bryan, Cecchetti ve Wiggins II (1997) fiyat değişimlerinde kronik çarpıklık ve basıklık olması durumunda, dağılımın kuyruklarından kırpmanın dağılımı normalleştireceğini ve bu anlamda ağırlıklı ortalamaya göre daha etkin bir tahmin sağlayacağını öne sürmüştür. Kırpılmış ortalamanın normaliteyi sağlamasının yanında diğer önemli özellikleri toplam enflasyon oranının ilanı ile aynı zamanda açıklanabilmesi (computable in real time) ve diğer ampirik yöntemlerin aksine zaman içerisinde açıklanan enflasyon oranlarında geriye dönük herhangi bir revizyon gerektirmemesidir.

Yukarıda bahsi geçen önemli avantajları yanında simetrik kırpılmış ortalamaların bazı dezavantajları da bulunmaktadır. Bunlardan en önemlisi veri setinden sadece

⁷ Kırılma noktası kavramı ve dışa düşenlerin kötü kaldıraç etkisi ile ilgili daha detaylı bilgi için bkz. Rousseeuw ve Leroy (1987).

artıkların (noise) elimine edilmesinde hayati öneme sahip olan optimal kırpma yüzdesinin (optimal trimming percentage) belirlenmesidir. Bryan ve Cecchetti (1993) optimal kırpma miktarının belirlenmesinde minimum varyans koşulunu önermiştir. Diğer bir yöntemin kullanıldığı Bryan, Cecchetti ve Wiggins II (1997)'te 0'dan yüzde 50'ye kadar tüm kırpma aralıkları dikkate alınmıştır. Sözü edilen çalışmada enflasyon oranının 36 aylık merkezi hareketli ortalaması (centered moving average) fiyat değişimlerinin uzun dönem eğilimini yansıtan bir referans ölçü olarak kullanılmış optimal kırpma yüzdesi de sözü edilen trend ile kırılmış ortalamalar arasındaki farka bağlı olarak hesaplanan *ortalama hata kareleri toplamının karekökü* (RMSE, Root Mean Square Error) veya *ortalama mutlak hatayı* (MAE, Mean Absolute Error) minimize eden yüzde olarak belirlenmiştir. Aylık ABD TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi) verilerinin kullanıldığı söz konusu çalışmada çekirdek enflasyon ve referans trend arasındaki farkı minimize eden optimal kırpma oranı yüzde 9, olarak belirlenmiştir.

Simetrik kırılmış ortalamalar yöntemi Türkiye için Berkmen (2002), Cihan (2002) ve Ceylan (2005)'de kullanılmıştır. TÜFE için 1988:1-1998:12 ve TEFE için 1987:1-2002:02 aylık verilerinin kullanıldığı Berkmen (2002)'de ilk olarak fiyat değişimlerinin dağılımı çarpıklık ve basıklık katsayıları ile ortaya konmaya çalışılmıştır ve diğer ülke örneklerinde olduğu gibi Türkiye'deki enflasyonun dağılımın yüksek derecede basık ve sağa çarpık olduğu bulunmuştur. TÜFE ve TEFE enflasyonlarının 36 ay merkezi hareketli ortalamasının referans trend değişkeni olarak kullanıldığı çalışmada MAE'yi minimize eden optimal kırpma oranları TÜFE ve TEFE için sırasıyla yüzde 19 ve yüzde 12 olarak elde edilmiştir. Cihan (2002) 1994:01-2002:06 dönemi TÜFE'ye ait 103 altbileşenin yer aldığı çalışmasında, çekirdek enflasyonun ölçülmesinde yüzde 7.5 simetrik kırılmış ortalamalar ve ağırlıklı medyanı tercih etmiştir. Optimum kırpma miktarının belirlenmesinde herhangi bir prosedür kullanılmamış, dirençli enflasyon ölçüleri parasal büyüklükler ile aralarındaki ilişkileri açısından değerlendirilmiştir. Buna göre adı geçen dirençli göstergeler enerji ve gıda hariç bileşenlerden daha iyi performans göstermiştir. Yüzde 15 simetrik kırpma ve ağırlıklı medyanın 33 alt kalemden oluşan 1994:1-2004:10

dönemi aylık TÜFE verileri üzerinden hesaplandığı Ceylan (2005)'te ekonometrik yöntemlere göre yapılan değerlendirmede dışlamaya dayalı göstergelerin daha iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Yukarıdaki çalışmalar yatay kesit fiyat değişmelerinin çarpık olduğu sonucuna ulaşmalarına rağmen dağılımı simetrik şekilde kırpımlarından ötürü eleştirilmiştir. Kronik sağa çarpıklık durumunda uç değerlerin simetrik bir şekilde kırılması, normal dağılımın sağlanmasıdan ziyade merkezi eğilimden daha fazla sapmalara neden olabilir. Çekirdek enflasyonun tahmininde söz konusu problemin çözülmesi amacıyla dağılımın kuyruklarından farklı miktarlarda kırılmasına izin veren asimetrik kırılmış ortalamalar yöntemi Kearns (1998), Roger (1997), Bryan ve Cecchetti (2000) ve Margues ve Mota (2000) tarafından önerilmiştir. Kullanılan yöntem simetrik kırpmanın genelleştirilmiş bir yöntemi olup çarpıklık durumunda dağılımın 50'nci yüzdeler dışındaki bir yüzdeliğe merkezileştirilmesine dayanmaktadır. Örneğin pozitif çarpıklığın olduğu bir dağılımda ortalama yüzdelik (average mean percentile) olarak adlandırılan dağılımın merkezileştirileceği yüzdelik, 50'nin üzerinde olmalıdır. Herhangi bir β ortalama yüzdelik etrafında 2α kadar gözlem sayısını asimetrik olarak kırpmak için dağılımın sol kuyruğundan $2\alpha\beta/100$, sağ kuyruğundan ise yüzde $2\alpha(100-\beta)/100$ kadar kırılması gerekmektedir. Buna göre 60'nci yüzdelik etrafında yüzde 20 kırılmış ortalamanın sol kuyruktan yüzde 24, sağ kuyruktan yüzde 16 kırma ile elde edilmesi ve dağılımın bu yolla simetrik hale getirilmesi mümkündür.

Kırpmanın asimetriklik derecesinin belirlenmesinde kullanılan ortalama yüzdelik, fiyat değişimlerinin dağılımsal özelliklerine göre ülkeden ülkeye farklılaşmaktadır. Örneğin Kearns (1998)'de ortalama yüzdelik Avustralya fiyat değişimleri için 51 olarak bulunmuştur. Roger (1997) Yeni Zelanda fiyat değişmelerinin önemli ölçüde sağa çarpık ve kalın kuyruklu olmasından ötürü 57'nci yüzdelik etrafında yüzde 50 kırılmış ortalamanın en etkin sapmasız çekirdek enflasyon ölçüsünü vereceğini bulmuştur. Sağa

çarpık enflasyon verilerinin kullanıldığı benzer bir çalışma olan Bryan ve Cecchetti (2000)'de ise ortalama yüzdelik Brezilya için 60 olarak belirlenmiştir. Yirmidört aylık merkezi hareketli ortalamanın merkez bankasının enflasyon hedefinin bir göstergesi olarak kullanıldığı çalışmada 60'ıncı yüzdelik etrafında yüzde 24'lük kırılmış ortalama RMSE'yi minimize eden en etkin çekirdek enflasyon ölçüsüdür. Portekiz fiyat bileşenlerinin kullanıldığı Marques ve Mota (2000)'da ise 51.5'ncü yüzdelik etrafında yüzde 10 kırılmış ortalama en etkin çekirdek enflasyon ölçüsü olarak önerilmiştir.

Yukarıdaki çalışmalarda tercih edilen asimetric kırılmış ortalamalar, simetrik kırpmaya oranla daha iyi sonuçlar vermesine rağmen çeşitli açılardan eleştirilmektedir. İlk olarak tahmin dönemi boyunca kırpma yüzdesi sabittir. Bu durum her dönemde aynı miktarda gözlem sayısının dışa düşen olarak enflasyonun hesaplanmasında dikkate alınmadığı anlamına gelmektedir, fiyat değişimelerindeki mevsimsellik ve arz şoklarının zamana bağlı olduğu dikkate alınırca sözü edilen varsayım gerçekçi değildir. Diğer gerçek dışı bir varsayım yatay kesit fiyat değişimelerinin merkezileştirildiği ortalama yüzdeliğin zaman içinde sabit kalmasıdır. Asimetrik yöntemlerin bu zayıflıkları tahmin edicinin sapmasızlık ve normalite koşullarını sağlayamamasına neden olmaktadır. Söz konusu eksikliği dikkate alan Aucrameanne (2000) kırpma yüzdesinin Jarque-Bera istatistiğine göre normallik hipotezinin reddedilemediği en düşük yüzdelik şeklinde belirlendiği bir optimizasyon prosedürü kullanmıştır. Jarque-Bera çekirdek enflasyonun hesaplanmasında Aucramanne (2000) şu adımları izlemiştir. İlk olarak diğer kırılmış ortalama yöntemlerinde olduğu gibi yüzde 0 ile 50 arası tüm kırpma yüzdelikleri dikkate alınmış ve tüm yüzdeliklere ait standart sapma, çarpıklık, basıklık ve Jarque-Bera gibi dağılım istatistikleri hesaplanmıştır. Kırpma yüzdeliği arttıkça Jarque-Bera istatistiğinin düştüğü dağılımın normale yakınsadığı gözlemlenmiştir. Bu özellikten faydalanarak dağılımın merkezinin Jarque-Bera istatistiğinin yüzde 5 anlamlılık düzeyindeki kritik değeri olan 5.99'un altına düştüğünde kırpma işlemine son verilerek, optimal kırpma yüzdesi belirlenmiştir. Adı geçen çalışmada Jarque-Bera kırılmış ortalamasının iki farklı türü kullanılmıştır. Jarque-Bera ortalama tahmin edici olarak adlandırılan birinci türde, optimal

kırpma yüzdesi Jarque-Bera istatistiğinin tarihsel ortalamasının, 5.99 olan yüzde 5 düzeyindeki kritik değerin ilk defa altına düştüğü yüzdeliktir, tüm aylar için sabit bir kırpma yüzdesi öngörmektedir. Bu yönüyle diğer kırpılmış ortalamalardan herhangi bir farkı bulunmamaktadır. Aynı zamanda bu çalışmada da benimsenen ikinci türde ise yukarıda özetlenen optimizasyon prosedürü her ay için birbirinden bağımsız bir şekilde uygulanmaktadır, dolayısıyla Jarque-Bera aylık kırpılmış ortalamalar olarak adlandırılan tahmin edici her ay için dağılımın normalitesine bağlı zamana göre değişen, farklı optimal kırpma yüzdesi vermektedir. Sağa çarpıklık aynı zamanda Belçika enflasyon verisinde de söz konusudur, bu nedenle Aucramanne (2000)'de optimal kırpma yüzdesi asimetric kırpma yönteminde olduğu gibi 50 ve 60 arasındaki her yüzdelikte ayrı ayrı uygulanmıştır. Aucramanne (2000) farklı toplulaştırma düzeylerindeki Belçika enflasyon verileri için Jarque-Bera enflasyonu hesaplamış, sözü edilen çekirdek enflasyonun literatürde yer alan diğer ölçülere göre genel fiyat hareketlerinin analizinde daha iyi bir performans gösterdiğini bulmuştur.

Aucramanne (2000) tarafından önerilen optimal kırpma yüzdesinin belirlenmesinde kullanılan Jarque-Bera istatistiği ortalamadan farklar şeklinde hesaplanmaktadır. Ortalamanın dirençli olmadığı, sıfır kırılma noktasına (breakdown point) sahip olduğu bilinmektedir, diğer bir deyişle sadece bir dışa düşen gözlem bile tahminin dirençsiz hale gelmesi için yeterlidir. Jarque-Bera enflasyonun bu eksikliği dikkate alınarak optimal kırpma yüzdesinin belirlenmesinde daha dirençli bir ölçü MAD'nin (Median Absolute Deviation, Medyan Mutlak Hata) dışa düşenlerin tespitinde kullanıldığı bir prosedür geliştirilmiştir⁸. Dışa düşenler olabilecek en yüksek kırılma noktasına sahip istatistik olan medyan yardımcı ile tespit edildiğinden, optimal kırpma

⁸ Bu yöntem ilk defa Johnson (1999) tarafından önerilmiştir. Fakat bu çalışmada dışa düşenlerin belirlenmesinde sıfır kırılma noktasına sahip ortalamadan sapmalar $ort(\pi_i - ort(\pi_j))$ kullanılmıştır. Bu çalışmada Hampel (1974) tarafından önerilen ve yüzde 50 kırılma noktasına sahip medyan mutlak hata tercih edilmiştir.

miktarının bu şekilde belirlenmesi diğer tahmin yöntemlerine göre daha dirençlidir⁹. Bu yöntemin asimetrik ve simetrik yönetime göre diğer bir avantajı ise kırpma yüzdesinin değişken olması, dışa düşenlerin sayısına bağlı olarak değişmesidir. Aynı zamanda tahmin sürecinde herhangi bir ortalama yüzde hesaplanmasını veya Jarque-Bera enflasyonda olduğu gibi normallik koşulu empoze edilmesini gerektirmemektedir.

MAD'nin dışa düşenlerin tespitinde kullanıldığı çekirdek enflasyonun hesaplanma yöntemi aşağıdaki adımları içermektedir.

- Yatay kesit fiyat değişmelerinin medyan mutlak hataları aşağıdaki formül yardımı ile hesaplanmıştır:

$$MAD_n = b \text{med} \left| \pi_i - \text{med}_i \pi \right| \quad (1.6)$$

Yukarıdaki formül ilk defa Hampel (1974) tarafından kullanılmıştır. Burada b dağılımın türüne göre farklılaşan sabit ölçek katsayısıdır ve normal dağılım durumundaki değeri 1.4826'dır.

- Daha sonra hesaplanan medyan hatalar MAD yardımı ile aşağıdaki gibi standardize edilmiştir:

$$\frac{\left| \pi_i - \text{med}_i \pi \right|}{MAD_n} \quad (1.7)$$

Daha sonra yatay kesit olarak hesaplanmış MAD'nin 3 katından fazla olan standardize edilmiş medyan sapmaları dışa düşen olarak kabul edilmiş, eşik değeri aşan gözlemler veri setinden dışlanmıştır.

- Son olarak geride kalan fiyat değişmeleri 1'e normalize edilmiş yatay kesit ağırlıkları ile çarpılarak MAD kırılmış ortalama çekirdek enflasyon π_t^{mad} elde edilmiştir.

⁹ MAD'nin ve diğer dirençli merkezi eğilim tahmin edicilerinin detaylı bir etkinlik analizi için bkz. Rousseeuw ve Croux (1993).

1.2.2 Veri Seti ve Enflasyonun Dağılımı

Bu çalışmada önceki kısımda olduğu gibi Eurostat veri tabanından temin edilen Türkiye'ye ait HICP'nin, aylık serilerden oluşan N=72 bileşeni kullanılmıştır. Analiz dönemi 1996:1-2007:5 tarihlerini kapsamaktadır. Fiyat değişmelerinin analizinde mevsimsel ve mevsimsel olmayan seriler dikkate alınmıştır¹⁰. Bileşenler ve ağırlıkların çarpımlarının toplamından oluşan enflasyonun aşağıdaki gibi hesaplanması mümkündür:

$$\pi = \sum_{i=1}^N w_i \pi_i \quad (1.8)$$

Yatay kesit aylık enflasyonun normal dağıldığı varsayımı altında çarpıklık ve basıklık katsayıları aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$S = \frac{\sum_{i=1}^N w_i (\pi_i - \pi)^3}{\sigma^3} \quad (1.9)$$

$$K = \frac{\sum_{i=1}^N w_i (\pi_i - \pi)^4}{\sigma^4} \quad (1.10)$$

Burada $\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^N w_i (\pi_i - \pi)^2}$.

Yukarıdaki bilgiler yardımı ile Jarque-Bera istatistiği aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$JB = N \left(\frac{S^2}{6} - \frac{(K-3)^2}{24} \right) \quad (1.11)$$

¹⁰ HICP veri seti mevsimsellikten arındırılmamıştır. Bu çalışmada mevsimsellikten arındırılmış fiyat endekslerinin elde edilmesinde Tramo-Seats yöntemi kullanılmıştır.

Standart normal dağılım altında çarpıklık ve basıklık katsayıları sırasıyla 0 ve 3'e eşit olmalıdır. Fakat daha önceden de belirtildiği üzere söz konusu dağılım istatistikleri sıfır kırılma noktasına sahiptir ve dışa düşenlere karşı oldukça duyarlıdır. Bu nedenle fiyat değişmelerinin dağılımsal özelliklerinin analizinde sözü edilen geleneksel istatistiklerin yanında uç değerlerden daha az etkilenen dirençli çarpıklık ve basıklık istatistiklerine yer verilmesi yerinde olacaktır.

Dirençli Çarpıklık İstatistikleri

Literatürde dağılımın dışa düşenlerin etkisinden bağımsız bir şekilde ölçülmesi için çeşitli istatistikler önerilmiştir. Bowley (1920) çeyrekliklere dayanan aşağıdaki çarpıklık katsayısını önermiştir:

$$SK_1 = \frac{Q_3 + Q_1 - 2Q_2}{Q_3 - Q_1} \quad (1.12)$$

Q_i enflasyona π_i ait yatay kesit F kümülatif dağılım fonksiyonunun tersinin i 'nci çeyreğini temsil etmektedir. Dolayısıyla $Q_1=F^{-1}(0.25)$, $Q_2=F^{-1}(0.5)$ ve $Q_3=F^{-1}(0.75)$ 'tir. Ortalama etrafında simetrik yayılımın söz konusu olduğu standart normal dağılımda Bowley çarpıklık sıfıra eşittir. Bowley istatistiğinin değeri Q_3-Q_1 ile standardize edildiğinden -1 ve +1 sınırları arasında yer almaktadır. Katsayının -1 olması aşırı sola çarpıklığı, +1 olması aşırı sağa çarpıklığı ima etmektedir.

Çarpıklığın göreceli olarak bir diğer dirençli ölçüsü Groeneveld ve Meeden (1984) tarafından önerilmiştir:

$$SK_2 = \frac{\pi - Q_2}{E|\pi - Q_2|} \quad (1.13)$$

Groeneveld ve Meeden (1984) çarpıklık ölçüsünün paydası standart sapma ile değiştirildiği takdirde Pearson çarpıklık katsayısı aşağıdaki gibi elde edilir:

$$SK_3 = \frac{\pi - Q_2}{\sigma} \quad (1.14)$$

Her iki çarpıklık katsayısının pozitif değer alması dağılımın sağa çarpık, negatif değer alması sola çarpık olduğu anlamına gelmektedir.

Dirençli Basıklık İstatistikleri

Moors (1988) dağılımın ortalama etrafındaki yayılım ölçüsü olarak geleneksel basıklık katsayısının dışa düşenlerin varlığı altında etkin olmadığını göstermiş, bunun yerine aşağıdaki dirençli basıklık katsayısını önermiştir:

$$KR_1 = \frac{(E_7 - E_5) + (E_3 - E_1)}{E_6 - E_2} - 1.23 \quad (1.15)$$

Burada E_i enflasyona ait yatay kesit F kümülatif dağılım fonksiyonunun tersinin $i/8$ 'nci değerini temsil etmektedir, $i = 1, 2, \dots, 7$ için $E_i = F^{-1}(i/8)$ olarak ifade edilebilir. Standart normal dağılmış bir veri setinde $E_1 = -E_7 = -1.15$, $E_2 = -E_6 = -0.68$, $E_3 = E_5 = -0.32$ ve $E_4 = 0$ 'dır, dolayısıyla Moors basıklık katsayısı 1.23'e eşittir.

Diğer dirençli bir basıklık ölçüsü Crow ve Siddiqui (1967) tarafından önerilmiştir:

$$KR_2 = \frac{F^{-1}(1 - \alpha) + F^{-1}(\alpha)}{F^{-1}(1 - \beta) - F^{-1}(\beta)} - 2.91 \quad (1.16)$$

Burada α , β sıfır ile bir arasında değerler almaktadır. Bu çalışmada kümülatif dağılımın yüzdeliklerinin hesaplanmasında kullanılan α ve β değerleri Crow and Siddiqui (1967)'de olduğu gibi sırasıyla 0.025 ve 0.25 olarak alınmıştır. Bu referans değerler

kullanıldığı takdirde normal dağılım için çeyreklikler $F^{-1}(0.975)=-F^{-1}(0.025)=1.96$ ve $F^{-1}(0.75)=F^{-1}(0.25)=-0.68$ şeklinde elde edilir ve dolayısıyla Crow and Siddiqui basıklık katsayısı normal dağılım durumunda 2.91'e eşittir.

Tablo 1.3 Çarpıklık Ölçüleri

	Mevsimsellikten Arındırılmamış				Mevsimsellikten Arındırılmış			
	k=1	k=3	k=6	k=12	k=1	k=3	k=6	k=12
Skewness (Normal)	1.568	1.329	1.192	1.084	1.456	1.095	0.927	1.079
Bowley	0.176	0.138	0.109	0.073	0.044	0.054	0.065	0.075
Pearson	0.158	0.132	0.104	0.090	0.079	0.078	0.077	0.091
Gronweld ve Meeden	0.286	0.225	0.164	0.132	0.147	0.128	0.114	0.134

Yukarıda tanımlanan merkezi eğilim ölçüleri mevsimsel ve mevsimsel olmayan enflasyon verileri kullanılarak hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 1.3 ve 1.4'te verilmiştir. Çarpıklık ve basıklık katsayılarında meydana gelen değişimler aylık, çeyreklik, altı aylık ve yıllık olmak üzere, k=1'den k=12'ye, dört ayrı zaman dilimi dikkate alınarak hesaplanmıştır.

Tablo 1.4 Basıklık Ölçüleri

	Mevsimsellikten Arındırılmamış				Mevsimsellikten Arındırılmış			
	k=1	k=3	k=6	k=12	k=1	k=3	k=6	k=12
Kurtosis (Normal)	13.095	10.063	7.589	5.227	11.276	7.682	5.302	5.238
Moors Kurtosis	0.402	0.411	0.228	0.090	0.414	0.411	0.170	0.079
Crow ve Siddiqui	0.437	0.452	0.578	1.341	0.338	0.386	0.723	1.328

Sözü edilen dağılım ölçülerinden elde edilen bulguları şöyle özetlemek mümkündür:

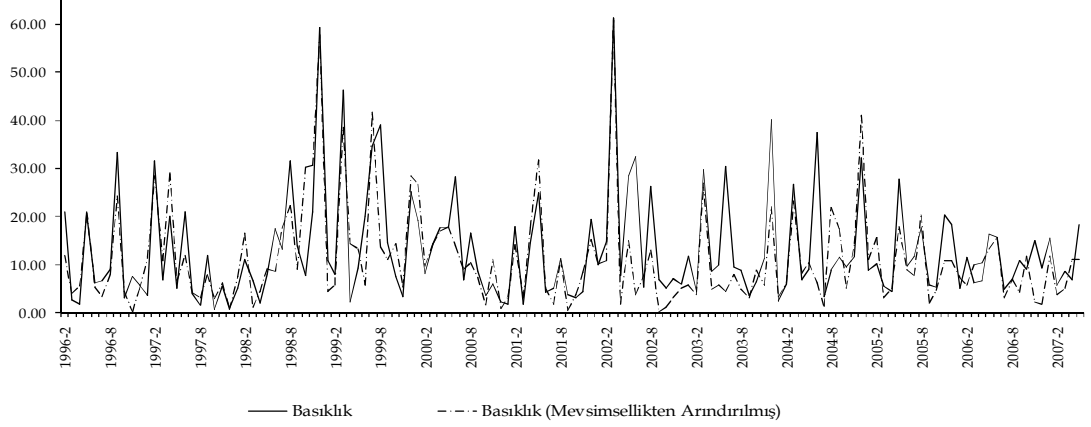
- 1996-2007 döneminde Türkiye'de yatay kesit fiyat değişimleri normal dağılmamaktadır, genel olarak sağa çarpıktır ve kalın kuyruğa (fat-tailed) sahiptir. Söz konusu olgu dirençli çarpıklık ve basıklık ölçüleri tarafından da desteklenmektedir (bkz. Tablo 1.3 ve 1.4). Fiyat değişimlerinin kronik sağa

çarpıklık ve kalın kuyruğa sahip olması aynı zamanda ağırlıklı ortalamaya dayalı olarak hesaplanan enflasyonun iyi bir merkezi eğilim ölçüsü olmadığını ima etmektedir. Dağılımdaki çarpıklık örnek ortalama etrafında simetrik kırpmanın da etkin bir çekirdek enflasyon oranının elde edilmesinde yetersiz kalabileceğini göstermektedir.

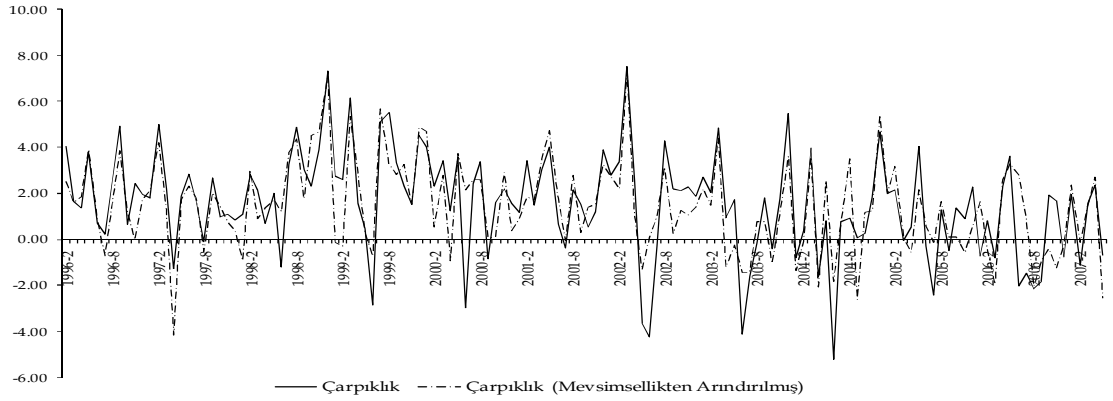
- Aydan aya fiyat değişmelerinin çarpıklık ve basıklık katsayıları diğer zaman aralıklarına göre daha yüksek çıkmıştır, bu durum dışa düşenlerin aylık fiyat değişmelerinde daha yaygın olduğunu doğrulamaktadır. Dolayısıyla aydan aya enflasyon oranlarının hesaplanmasında dirençli yöntemlerin kullanımı daha fazla önem arz etmektedir.
- Mevsimsel etkiden arındırılmış veri seti dikkate alındığında, merkezi dağılım katsayılarının çok az değiştiği dağılımın temel karakteristiklerinin değişmediği gözlemlenmektedir (bkz. Şekil 1.5 ve 1.6).
- Dağılımın çarpıklık derecesinin bir göstergesi olan ortalama yüzdellik (mean percentile) ortalamanın oldukça oynak olduğunu göstermektedir. Sözü edilen yüzdeliğin 1996-2007 dönemindeki ortalaması 54'tür (bkz. Şekil 1.7). Bu durum aynı zamanda dağılımın asimetrik olduğunu ima etmektedir.

Genel olarak tüm dağılım istatistikleri Türkiye'deki fiyat değişmelerinin sağa çarpık ve kalın kuyruklu olduğunu göstermektedir. Fiyat değişmelerindeki söz konusu bu bozukluklar ve normal dağılımın geçerli olmaması çekirdek enflasyonun tahmininde dirençli yöntemlerin kullanılmasını gerektirmektedir.

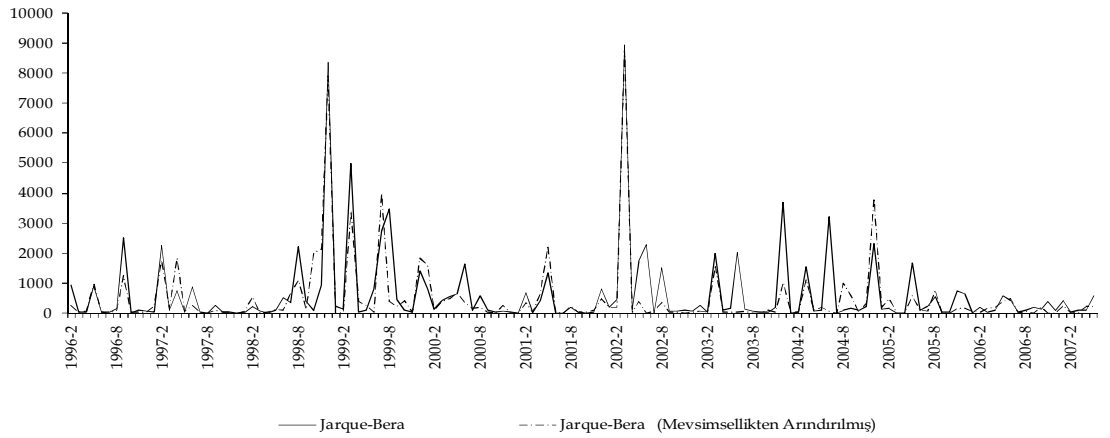
Şekil 1.5 Aylık Fiyat Değişmelerinin Yatay Kesit Momentleri
A. Basıklık



B. Çarpıklık



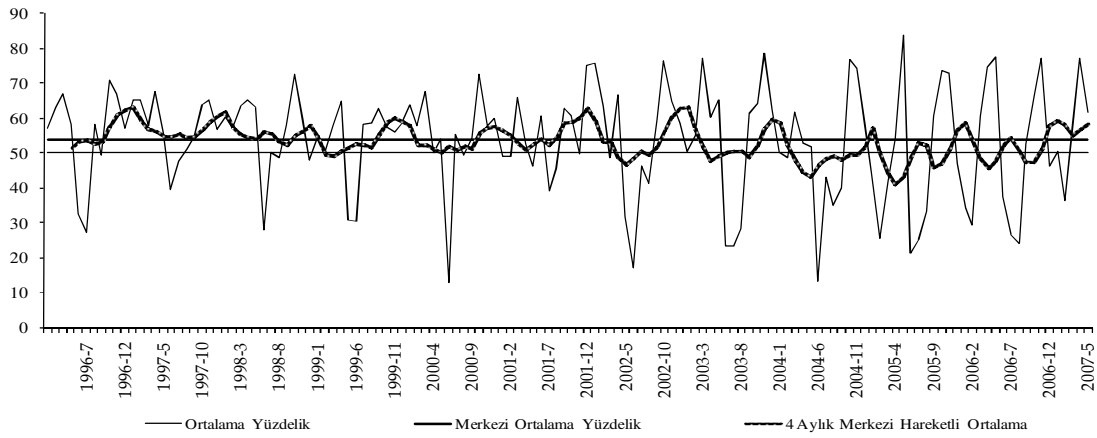
Şekil 1.6 Türkiye’de Aylık Fiyat Değişmelerinin Jarque-Bera İstatistikleri



1.2.3 Uygulama¹¹

Çekirdek enflasyonun hesaplanmasında mevsimsellikten arındırılmamış aydan aya fiyat değişimleri kullanılmıştır. Bunun temel nedeni Eurostat'tan elde edilen veri setinin asıl olarak mevsimsel olarak uyumlandırılmamış olmasıdır. Aynı zamanda yukarıdaki dağılım analizi mevsimsel etkilerin dışlanması fiyat değişimlerinin temel özelliklerini değiştirmedikçe göstermektedir (bkz. Tablo 1.3 ve 1.4). Dirençli tahmin ediciler dağılımın kuyruğunda yer alan gözlemlerden etkilenmediğinden aşırı mevsimsel hareketler çekirdek enflasyonun tahmininde daha az bir etkiye sahip olacak, mevsimsel etki nedeniyle ortaya çıkan dışa düşenler herhangi bir mevsimsel ayrıştırma yöntemine gerek duyulmaksızın dışlanabilecektir.

Şekil 1.7 Fiyat Değişimleri Dağılımının Ortalama Yüzdeliği

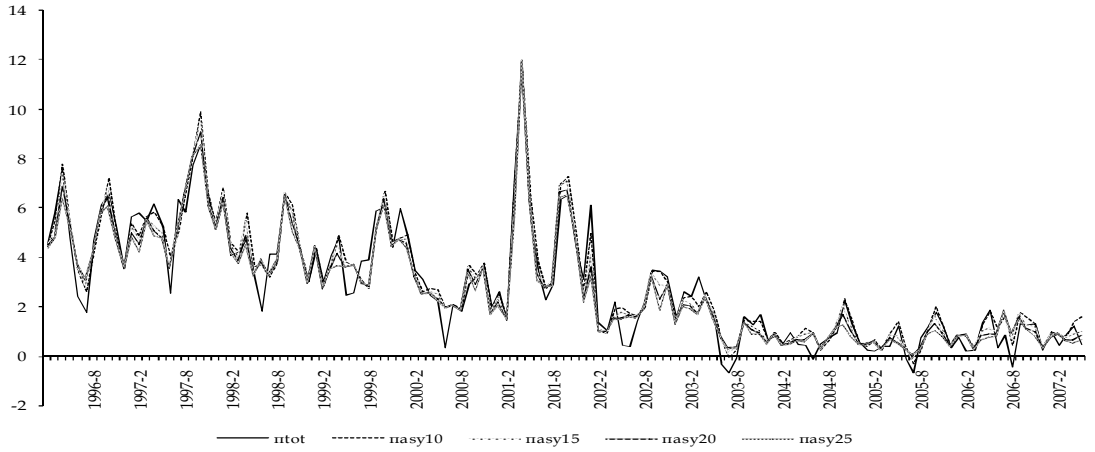


Sağa çarpık ve kalın kuyruklu aylık fiyat değişimleri altında ilk olarak asimetrik kırılmış ortalamalar yöntemi dikkate alınmıştır. Asimetrik kırılmış ortalamaların hesaplanması için diğer çalışmalarda olduğu gibi öncelikle fiyat değişimlerinin

¹¹ Dirençli yöntemlerin hesaplanmasında, Asimetrik kırpmalara ait Excel makroları Carlos R. Marques'ten, Jarque-Bera yöntemine ait makrolar Luc Aucramanne'dan temin edilmiştir. MAD kırılmış ortalamalar ve diğer dirençli ölçülere ait makrolar ise tarafımızdan yazılmıştır.

merkezileştirileceği ortalama yüzdelik hesaplanmış ve 54 olarak bulunmuştur. Sözü edilen yöntemin etkinliğinin karşılaştırılması amacıyla 54'ncü yüzdelikte merkezileştirilmiş yüzde 10, 15, 20 25 kırpma hesaplanmış, enflasyon oranları Şekil 1.8'de verilmiştir. Dışa düşen fiyat değişimleri dağılımın her iki kuyruğundan kırpıldığından kırpma yüzdesi arttıkça elde edilen enflasyon oranlarının oynaklık derecesinin azaldığı görülmektedir. Asimetrik kırpmanın simetrik tahmin edicilere göre etkinliğinin sorgulanması amacıyla dağılımın simetrik olarak yüzde 50'sinin kırpıldığı ağırlıklı medyan enflasyon oranı (weighted median inflation) hesaplanmıştır (bkz. Şekil 1.9).

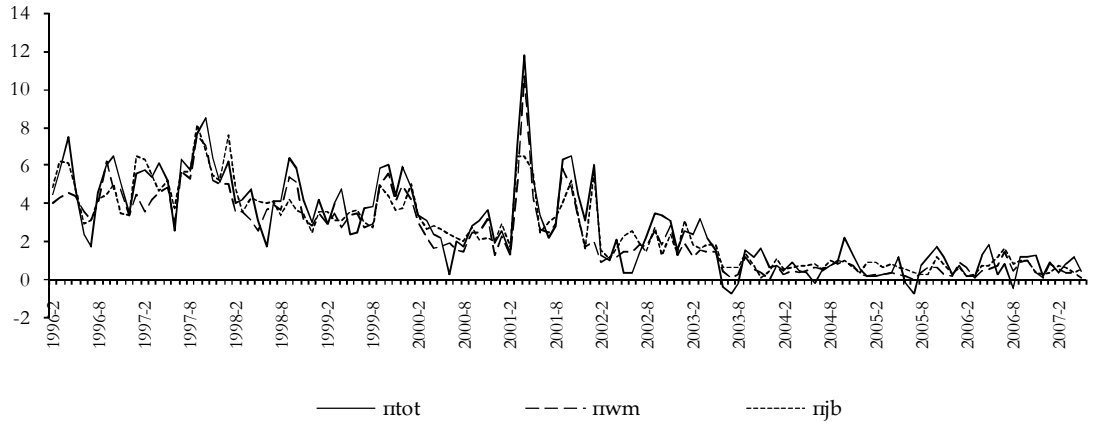
Şekil 1.8 Toplam Enflasyon (π_t^{tot}) ve Asimetrik Kırpılmış Çekirdek Enflasyonlar (π_t^{asy})



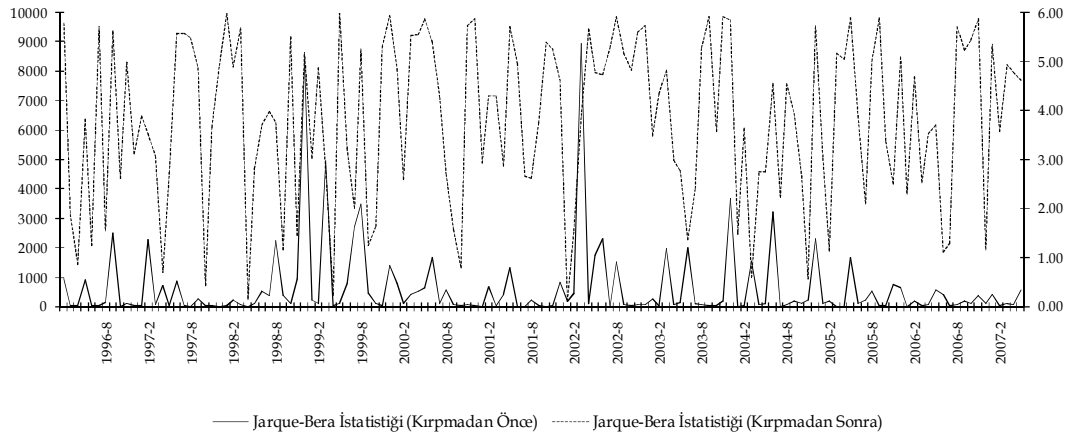
Asimetrik ve simetrik kırpılmış ortalamaların daha önce değinilen sabit ortalama yüzdeliğe ve sabit kırpma yüzdesine sahip olduğu dikkate alınarak Jarque-Bera (π_t^{jb}) ve MAD (π_t^{mad}) kırpılmış çekirdek enflasyon oranları da hesaplanmıştır. Jarque-Bera prosedüründe optimal kırpma yüzdesi veri setinin normal dağılım özelliklerine göre farklılaşmaktadır. Bu yüzden bazı dönemlerde fiyat değişimlerinin yüzde 70'ten fazlasının normal dağılımın sağlanması için dışlandığı görülmektedir (bkz. Şekil 1.12). Şekil 1.10, Jarque-Bera optimizasyon prosedürü sonrası normal dağılımın sağlandığını teyit etmektedir. π_t^{jb} 'ye benzer şekilde, π_t^{mad} de değişken kırpma yüzdesine sahiptir, ancak

bu yöntemde Jarque-Bera enflasyona göre daha az veri dışlanmıştır (bkz. Şekil 1.12). Jarque-Bera enflasyon en yüksek kırpma yüzdesini veren çekirdek enflasyon oranıdır, diğer enflasyon oranları ile karşılaştırıldığında daha az oynak olduğu görülmektedir.

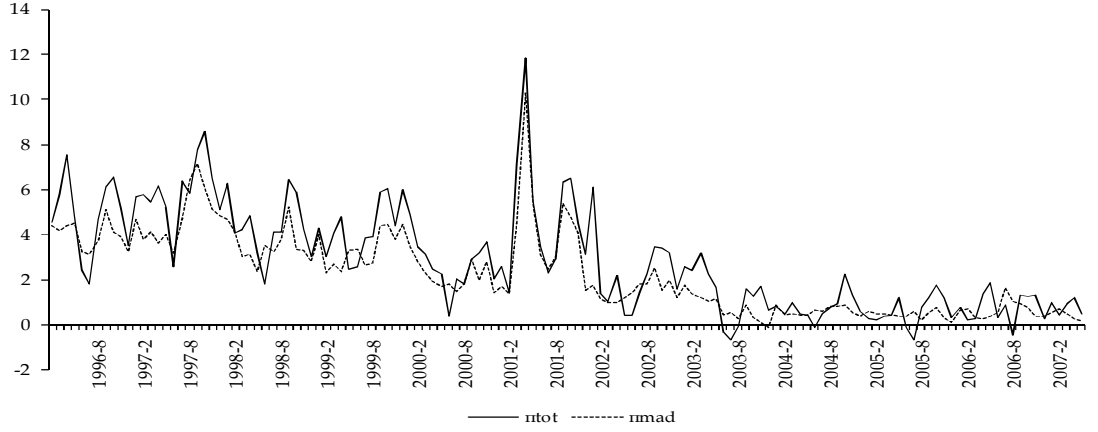
Şekil 1. 9 Toplam Enflasyon (π_t^{tot}), Ağırlıklı Medyan (π_t^{wm}) ve Jarque-Bera Enflasyon (π_t^{jb})



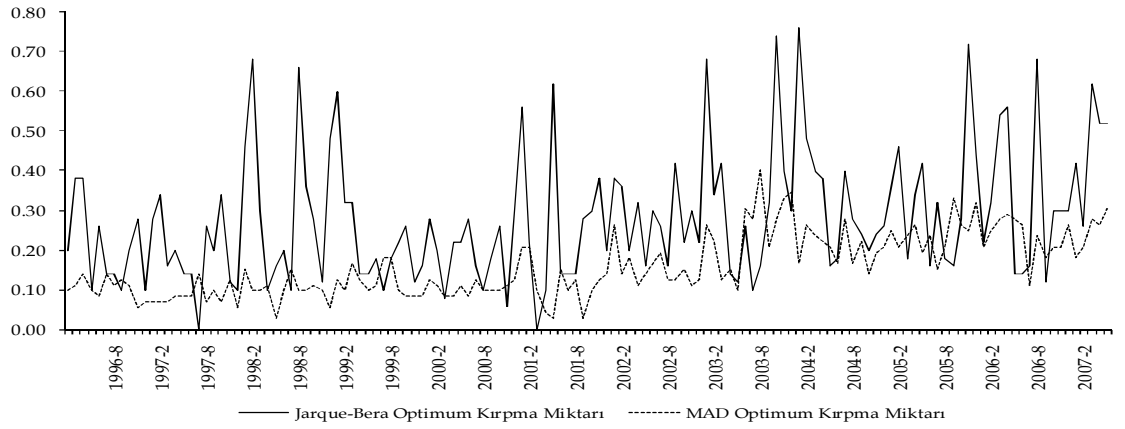
Şekil 1. 10 Jarque-Bera İstatistiğinin Kırpma İşleminin Önce ve Sonra Karşılaştırılması



Şekil 1.11 Toplam Enflasyon (π_t^{tot}) ve MAD Kırpılmış Enflasyon (π_t^{mad})



Şekil 1.12 MAD ve Jarque-Bera Enflasyonların Kırpma Yüzdeliklerinin Karşılaştırılması



1.3 Değerlendirme

Çalışmanın bu kısmında çekirdek enflasyonun ölçülmesinde kullanılan belli başlı istatistiksel yöntemlerin Türkiye için hesaplanması amaçlanmıştır. Bu çerçevede öncelikle merkez bankaları tarafından kullanılan enerji ve gıda kalemlerinin dışlandığı göstergeler dikkate alınmıştır. Daha sonra bileşenlerin bazılarının tamamı ile dışlanmasının yaratacağı olumsuz etki nedeni ile tüm bileşenlerin değişkenliklerinin tersi ile ağırlandırılmasına

imkan veren Edgeworth endeksleri hesaplanmıştır. Yeniden ağırlıklandırma yaklaşımı çerçevesinde harcama ağırlıklarının yerine, ağırlıkların otoregresif bir model çerçevesinde hesaplandığı Cutler (2001) süregelen ağırlıklı enflasyon dikkate alınan diğer bir yöntemdir.

Dışlama yöntemi haricinde, yeniden ağırlıklandırmaya dayalı yöntemlerin zaman bağımlı olması, analiz dönemindeki bir değişikliğin serilerde geriye dönük revizyon gerektirmesi, bu yöntemlerin kullanılabilirliğini azaltmaktadır. Bundan daha önemlisi ağırlıklı aritmetik ortalamanın sıfır kırılma noktasına sahip olduğu gerçeği, dışlamaya ve yeniden ağırlandırmaya dayalı yöntemlerde ihmal edilmektedir. Nitekim hesaplanan çarpıklık ve basıklık katsayıları Türkiye’de yatay kesit fiyat değişimlerinin sağa çarpık ve aşırı basık olduğunu dolayısıyla normal dağılmadığını, fiyat bileşenleri arasında dışa düşen gözlemlerin olduğunu teyit etmektedir. Bu nedenlerden ötürü çekirdek enflasyonun hesaplanmasında, enflasyon bileşenlerinin yatay kesitsel dağılımına önem veren dirençli (robust) tahmin yöntemleri kullanılmıştır. Sözü edilen yöntemler simetrik ve asimetrik kırpma ile dağılımın normalitesine bağlı olarak optimum kırpma miktarının değiştiği Jarque-Bera kırpılmış ortalamaları ve optimal kırpma yüzdesinin belirlenmesinde daha dirençli bir ölçü olan medyan mutlak hatanın dışa düşenlerin tespitinde kullanıldığı MAD kırpılmış ortalamaları içermektedir. Söz konusu dirençli yöntemlerden simetrik kırpılmış ortalamalar, Türkiye için Berkmen (2002), Cihan (2002) ve Ceylan (2005)’de kullanılmıştır. Ancak söz konusu çalışmalarda yatay kesit dağılımın sağa çarpık olduğu belirtilmesine rağmen, sadece simetrik kırpılmış ortalamalar yöntemini kullanılmıştır. Bu çalışmada dağılımın sağ ve sol kuyruktan farklı oranlarda kırılmasına izin veren asimetrik, Jarque-Bera ve MAD kırpılmış ortalamalar Türkiye için ilk defa hesaplanmıştır.

Yukarıda istatistiki yöntemlerle elde edilen bu göstergeler çalışmanın üçüncü bölümünde, çekirdek enflasyonda olması gereken özellikler çerçevesinde karşılaştırılacak,

hangi göstergenin enflasyonun genel trendinin daha iyi bir temsilcisi olduđu ortaya konmaya çalışılacaktır.

İKİNCİ BÖLÜM

2. ÇEKİRDEK ENFLASYONUN ÖLÇÜLMESİNDE AMPİRİK YÖNTEMLER

Çekirdek enflasyonun ölçümünde kullanılan ampirik yöntemler genel olarak enflasyonun iktisadi teoriye göre tanımlanan bir model çerçevesinde tahmin edilmesini esas almaktadır.

Literatürde çekirdek enflasyonun tahmin edilmesinde P-star, yapısal VAR ve dinamik faktör endeksi olmak üzere üç farklı ampirik yöntem bulunmaktadır. Hallman, Porter ve Small (1989, 1991) tarafından geliştirilen P-star yaklaşımı paranın miktar teorisinin geçerli olduğu varsayımı altında fiyat hareketlerinin uzun dönemli bileşeninin tahmin edilmesine dayanmaktadır. Quah ve Vahey (1995) tarafından önerilen yapısal VAR yöntemi çekirdek enflasyonun çıktı, enflasyon ve diğer parasal değişkenlerden oluşan uzun dönemli kısıtların konduğu VAR modellerinden türetilmesini içermektedir. Çekirdek enflasyonun tahmin edilmesinde kullanılan Stock ve Watson (1991) tarafından geliştirilen dinamik faktör veya endeks modelleri ise çok değişkenli analizlerde veri setinin boyutunu düşürmeyi amaçlayan (data reduction) bir yöntem olup, veri setindeki ortak davranışın, serilerin doğrusal bileşiminden oluşan faktör adı verilen gözlemlemeyen ortak değişkenler tarafından açıklanmasına dayanmaktadır.

Çalışmanın bu kısmında Türkiye için çekirdek enflasyon oranlarının yukarıda anahatları ile değinilen ampirik modeller çerçevesinde tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla ilk olarak P-star yaklaşımı üzerinde durulacaktır. Daha sonra çekirdek enflasyon, literatürde en fazla kullanılan ampirik yöntem olan yapısal VAR modelleri ile tahmin edilecektir. Dikkate alınacak son yöntem ise, çekirdek enflasyonun veri setinin hem yatay kesit hem de zaman serisi özelliklerinin dikkate alınarak tahmin edileceği dinamik faktör modelidir.

2.1 P-star Yaklaşımı

2.1.1 P-star Modelinin Yapısı

Paranın miktar teorisine göre enflasyon uzun dönemde ancak parasal büyüklükler tarafından açıklanabilir. Hallman, Porter ve Small (1989, 1991) tarafından geliştirilen P-star modeli ise paranın miktar teorisinden bir çekirdek enflasyon ölçüsü türetilmesine dayanmaktadır. Bu öncü çalışmalardan sonra para politikası aracı ve denge fiyat düzeyinin belirlenmesinde parasal göstergelerin rolünü sorgulayan birçok çalışma yapılmıştır (örneğin bkz. Hoeller ve Poret (1991), Yap (1996) ve Altimari (2001)).

Hallman, Porter ve Small (1989, 1991)'da P-star paranın miktar teorisinin geçerli olmasını sağlayan uzun dönemli fiyat düzeyidir ve Fisher'in miktar denkleminin, değişkenlerin cari ve denge değerleri arasındaki farka göre uzun dönemli bir yaklaşım çerçevesinde ifade edilmesine dayanmaktadır. Bu yaklaşıma göre P-star modelini (2.3)'teki fark denklemi gibi ifade etmek mümkündür (Hallman, Porter ve Small, 1991: 842):

$$lp_t^* = lm_t - ly_t^* - lv_t^* \quad (2.1)$$

$$lp_t = lm_t - ly_t - lv_t \quad (2.2)$$

$$lp_t^* - lp_t = [ly_t^* - ly_t] - [lv_t^* - lv_t] \quad (2.3)$$

Burada lp_t , lv_t , lm_t ve ly_t sırasıyla fiyat düzeyi, paranın dolanım hızı, para stoku ve çıktının doğal logaritmasıdır, yıldızlı simgeler bu değişkenlere ait uzun dönem denge değerlerini temsil etmektedir. Denge durumunda gerçekleşen fiyat düzeyi lp_t ve denge fiyat düzeyi lp_t^* arasındaki fark sıfır olacağından, lp_t 'nin lp_t^* 'dan sapması, henüz gerçekleşmeyen ve fiyat düzeyinin gelecekte ne yöne hareket edeceği ile ilgili bilgi veren uyumlanma miktarını vermektedir.

P-star modelinin varsayımları paranın miktar teorisi ile aynıdır. Paranın dolanım hızı sabittir, para stoku ve uzun dönem çıktı düzeyinden bağımsızdır. Modelde sadece fiyat düzeyi içseldir. Para stokunun tamamıyla parasal otoritenin kontrolü altında olduğu varsayılır. Hallman, Porter ve Small (1991) ABD ekonomisi için tahmin ettiği P-star modelinde para stoku olarak M2 geniş tanımlı para arzını kullanmıştır. P-star modeli fiyat uyumlanma mekanizmasını dengeye getiren aşağıdaki kısıtlanmış hata düzeltme modeli çerçevesinde tanımlanmıştır (Hallman, Porter ve Small, 1991: 843; Hoeller ve Poret, 1991: 9):

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha S_t + \delta(lp_{t-1}^* - lp_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Burada π_t $lp_t - lp_{t-1}$ olarak tanımlanan enflasyon oranını, π_t^e enflasyonun geçmiş ve gelecekteki değerlerinin bileşimi olarak alınan beklenen enflasyonu, S_t kısa dönemli fiyat hareketleri üzerinde etkili olduğu düşünülen diğer dışsal değişkenleri, ε_t ideal koşulları sağlayan hata terimini temsil etmektedir. Bu modelde gerçekleşen fiyat düzeyinin uzun dönemli P-star fiyat düzeyine her dönem δ uyumlanma katsayısı oranında intibak ettiği varsayılmaktadır.

P-star modelinin öngörüsüne göre pozitif (negatif) fiyat açığı enflasyonda geçici bir düşüşe (artışa) neden olacak ve böyle bir uyumlanma neticesinde beklenen ve gerçekleşen enflasyonun birbirine eşit olduğu denge durumuna ulaşılacaktır (Yap, 1996: 2). Yukarıdaki fiyat uyumlanma denkleminde göre enflasyonist baskıların kaynağı mal piyasasındaki aşırı talep veya para piyasasındaki aşırı para arz fazlasıdır. Bu çerçevede piyasaları dengeye getiren uzun dönemli enflasyon veya çekirdek enflasyon (2.4)'teki denklemin tahmini değerinden dışsal şok değişkenlerin S_t çıkarılması ile elde edilir (Landau, 2000: 14):

$$\pi_t^* = \pi_t^e + \delta(lp_{t-1}^* - lp_{t-1}) \quad (2.5)$$

Dolayısıyla çekirdek enflasyon yukarıdaki parasal modelden tahmin edilmektedir. Ancak P-star modelinin uygulanmasında bazı sorunlar söz konusudur (Landau, 2000: 14-5).

- Modelde paranın dolanım hızı veri kabul edilmektedir.
- Enflasyon verileri aylık bazda elde edilebilmesine rağmen çekirdek enflasyonun tahmini genellikle çeyreklik olarak ilan edilen çıktıya ve para arzı gibi değişkenlere bağlıdır. Bu nedenle elde edilecek çekirdek enflasyon zamanlı olmayacaktır.
- Tahmin sürecinde enflasyon üzerinde kısa dönemli etkileri olduğu kabul edilen dışsal faktörlerin seçimi uygulayıcının takdirine bırakılmıştır.
- Diğer ampirik yöntemlerde olduğu gibi P-star yöntemi dayanıklı değildir, yeni gözlemlerin eklenmesi veya tahmin döneminin değiştirilmesi modelin tahmininde kullanılan parametrelerin ve artıkların değişmesine neden olacaktır. Bu durum çekirdek enflasyonun geçmişteki değerlerinin değişmesine neden olacak, elde edilen sonuçların yorumlanmasını güçleştirecektir.

2.1.2 Veri Seti ve Uygulama

P-star yöntemi ile çekirdek enflasyonun türetilmesi çeşitli modellerin tahminini içermektedir. Çalışmanın bu kısmında 1996:2-2007:5 dönemine ait aşağıda tanımları verilen aylık zaman serileri kullanılmıştır:

lp_t : Eurostat'tan temin edilen HICP endeksinin doğal logaritması (1995=100),

π_t : $(lp_t - lp_{t-1})$ şeklinde tanımlanan aydan aya HICP enflasyon oranı (mevsimsellikten arındırılmış),

π_t^{hp} : HICP toplam enflasyon oranının Hodrick-Prescott trendi (hedeflenen enflasyon oranı olarak kullanılmıştır.),

ly : TCMB EVDS’den temin edilen 1987 fiyatları ile Reel GSYİH’nın doğal logaritması (mevsimsellikten arındırılmış),

ly^{hp} : 1987 fiyatları ile Reel GSYİH’nın Hodrick-Prescott trendinin doğal logaritması,

$lm3$: TCMB EVDS’den temin edilen Nominal para arzı M3’ün doğal logaritması,

dum_{2001} : Kasım 2000-Şubat 2001 krizlerinin etkisini gösteren bu dönemler arasında 1 diğer dönemlerde 0 değerini alan kukla değişken.

Yukarıda teorik çerçevesi verilen P-star modelinden çekirdek enflasyonun elde edilmesinde Landau (2000)’i takiben aşağıdaki aşamalar izlenmiştir:

- Çekirdek enflasyonun elde edilmesinde ilk adım denge fiyat düzeyinin belirlenmesidir. Bunun için paranın miktar teorisi çerçevesinde fiyat düzeyinin içsel değişken olduğu, reel GSYİH’nın Hodrick-Prescott trendi ve M3 parasal büyüklüğünün doğal logaritmasının açıklayıcı değişkenler olarak yer aldığı ters para talep fonksiyonu tahmin edilmiş ve aşağıdaki sonuç elde edilmiştir¹².

$$lp_t = 2.209 - 1.577ly^{hp} + 0.919lm3 \quad (2.6)$$

(0.94) (0.12) (0.01)

Standart hataların parantez içinde verildiği yukarıdaki denklemden de görüldüğü üzere reel para talebinin uzun dönemli gelir esnekliği yüzde 1.577 gibi yüksek bir değerdir. M3’ün doğal logaritmasının katsayısı ise paranın miktar teorisini doğrulayacak şekilde bire yakın bulunmuştur.

- Miktar teorisinin istatistiksel açıdan da geçerliliğinin sınanması amacıyla $lm3$ ’ün katsayısının 1’e eşit olup olmadığı, Wald testi ile sınanmıştır. Wald testi sonuçları paranın miktar teorisinin geçerli olduğunu göstermektedir (bkz. Ek Tablo 2.1). Paranın miktar teorisinin geçerliliğinin ortaya konmasından sonra $lm3$ ’ün

¹² Fiyat denkleminde ait regresyon sonuçları Ek Tablo 2.1’de yer almaktadır.

katsayısının bire eşit olduğu kısıtlı model tahmin edilmiştir¹³, buradan elde edilen uzun dönemli fiyat düzeyinin bir gecikmeli değerinin (lp_{t-1}^*), fiyat düzeyinin kendisinden farkı, ($lp_{t-1}^* - lp_{t-1}$), denklem (2.4)'te hata düzeltme terimi olarak kullanılmıştır. Denklem (2.4)'ün tahmini aşağıda yer almaktadır.

$$\pi_t = 0.394\pi_{t-1} + 0.084(lp_{t-1}^* - lp_{t-1}) + 0.606\pi_t^{hp} + 0.054dum_{2001} \quad (2.7)$$

(0.100) (0.033) (0.002)

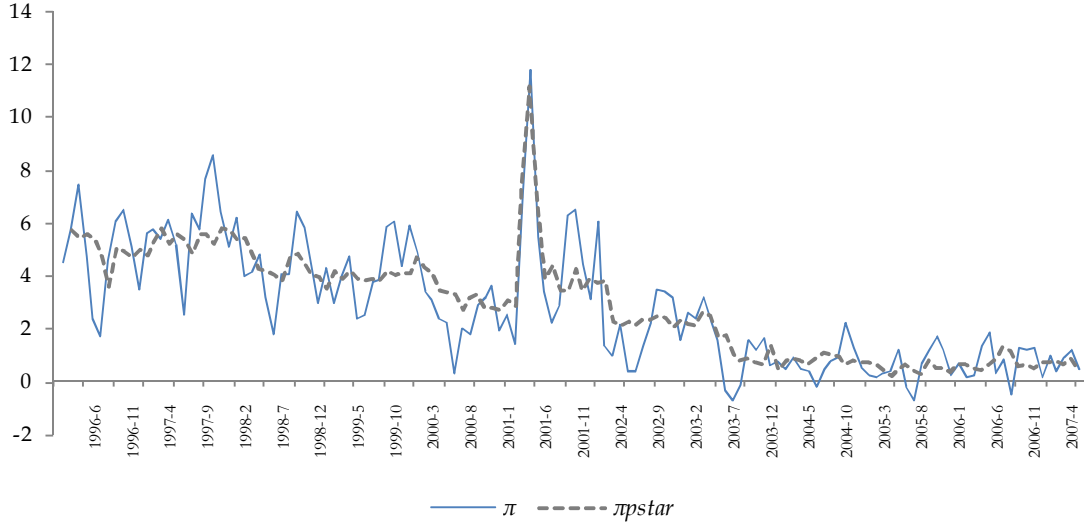
Standart hataların parantez içerisinde verildiği (2.7)'de katsayıların tümü istatistiksel olarak anlamlıdır. Kasım 2000-Şubat 2001 krizinin etkisini gösteren kukla değişken beklentilere paralel anlamlı ve pozitiftir. Enflasyon beklentileri modele, Landau (2000)'de olduğu gibi hedeflenen ve geçmiş enflasyonun bir bileşkesi olarak dahil edilmiştir. Uyumlanma hızı katsayısı δ pozitif (0.084) ve anlamlı bulunmuştur. Bu durum uzun dönemli bir uyumlanma süreci neticesinde enflasyonun beklenen enflasyon oranına yakınsayacağını ima etmektedir.

- Son olarak; piyasaları dengeye getiren uzun dönemli enflasyon veya çekirdek enflasyon dışsal şok değişkenin dum_{2001} 'in toplam enflasyonun tahmini değerinden çıkarılması sureti ile aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\pi_t^{pstar} = \hat{\pi}_t - 0.054dum_{2001} \quad (2.8)$$

¹³ Kısıtlı fiyat modeli $lp_t = 8.009 - 2.355ly^{hp} + lm3$ şeklinde elde edilmiştir (bkz. Ek Tablo 2.1).

Şekil 2.1 Toplam Enflasyon ve P-star Enflasyon



Şekil 2.1’den de görüldüğü üzere P-star çekirdek enflasyon toplam enflasyon oranı ile aynı trendi paylaşmaktadır, toplam enflasyon oranı ile karşılaştırıldığında daha az değiştiği gözlemlenmektedir.

2.2 Yapısal VAR (SVAR) Yöntemi

Quah ve Vahey (1995) çekirdek enflasyonun yapısal VAR modeli çerçevesinde elde edildiği ilk çalışmadır. Bu çalışmada dikey Phillips eğrisi varsayımına paralel olarak, enflasyonun reel çıktı üzerinde uzun dönemli etkisi olmayan bileşeni çekirdek enflasyon olarak tanımlanmıştır. Çekirdek enflasyonun elde edilmesinde çıktı ve enflasyonun farkından oluşan modele uzun dönemli kısıtlar konmuştur.

Quah ve Vahey (1995)'in bu önemli çalışmasından sonra çekirdek enflasyonun VAR yöntemine dayalı olarak ölçülmesini içeren bir çok çalışma yapılmıştır. Çalışmanın bu kısmında SVAR yöntemi ile çekirdek enflasyonlar Türkiye için hesaplanacaktır. Bu amaçla ilk olarak SVAR modelinin genel yapısına değinilecek, sözü edilen yöntemle ilgili literatürde yapılmış çalışmalar incelenecektir. Ardından literatürdeki örnekler ışığında kurulan çekirdek enflasyon modelleri tahmin edilerek çekirdek göstergeler elde edilecektir.

2.2.1 Yapısal VAR Modelinin Genel Yapısı

SVAR modelleri makroekonomik değişkenlerin geçici ve kalıcı kısımlarının birbirinden ayrıştırılmasında kullanılmaktadır. Bu amaçla modele değişkenlerin uzun ve kısa dönemli şoklar cinsinden tanımlanmasını sağlayacak şekilde uzun ve kısa dönemli kısıtlar konmaktadır. SVAR modellerinde modelin sadece anlık parametrelerine kısıtların konulması ilk kez Bernanke (1986) ve Sims (1986) tarafından önerilmiştir. SVAR modelini aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür :

$$y_t = A(L)u_t \quad (2.9)$$

Burada y_t ekonomik değişkenler vektörünü, u_t n adet yapısal şoklar vektörünü ve L ise gecikme operatörünü temsil etmektedir. $A(L)=A(0)+A(1)L+A(2)L^2 +.....+ A(p)L^p$ ise yapısal şokların katsayı matrisine ait gecikmeli polinomudur. Yukarıdaki yapıda yapısal şok vektörleri sıfır ortalamaya sahiptir ve şokların geçmiş ve gelecekteki değerleri arasında herhangi bir korelasyon yoktur. Bu durumda modelin varyans kovaryans matrisi $E[u_t u_t']$, birim matrise eşittir.

SVAR modelinde ekonomik şokların türetilmesi için yapısal şok vektörlerinin ve yapısal şokların katsayı matrisinin doğru bir şekilde tanımlanması gerekmektedir.

Ancak bunların önceden belirlenmesi mümkün olmadığından indirgenmiş biçime sahip aşağıdaki vektör otoregresif model tahmin edilmektedir:

$$y_t = D(L)y_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Vektör hareketli ortalamaların indirgenmiş biçimi durağan ise yukarıdaki ifadeyi aşağıdaki gibi tanımlamak mümkündür:

$$y_t = C(L)\varepsilon_t \quad (2.11)$$

Burada $C(L) = D(L)^{-1}$ 'dir. Yapısal şoklar (2.10)'daki indirgenmiş modelin tahmini ile elde edilemeyeceğinden tanımlama problemi (identification problem) ortaya çıkmaktadır. Yukarıdaki denklem (2.9) ve (2.11) eşitlenirse indirgenmiş biçime ait artıklar yapısal artıkların doğrusal bileşimi olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\varepsilon_t = A(0)u_t \text{ ve } A_i = C_i A_0 \text{ } i=1,2,\dots \quad (2.12)$$

(2.12) nolu denklemden de görüldüğü üzere sistemin çözümü $A(0)$ matrisinin tanımlanmasına bağlıdır, tam tanımlı bir sistem için $A(0)$ matrisine n^2 bağımsız kısıt konulması gerekmektedir. Yapısal şokların birbiri ile ilişkisiz olduğu varsayımı $n(n+1)/2$ adet kısıt gerektirdiğinden, tanımlı model için sıralama koşulu gereğince $(n^2-n)/2$ adet ek kısıt konmalıdır. Tanımlı bir modele sahip olmanın bir yolu bazı şokların ekonomik teori ile de paralel olarak belirli değişkenler üzerinde anlık etkisi olmadığını varsaymaktır. Bunun anlık etki matrisine $A(0)$ kısa dönemli kısıt konularak sağlanması mümkündür. Diğer bir yol ise uzun dönemli etki matrisinin $A(1) = \sum_{i=1}^n A_i$ bazı elemanlarının sıfıra eşitlenmesi, diğer bir deyişle şokların bazı değişkenler üzerindeki birikimli etkisi olmadığını varsayılmasıdır. Bu tür kısıtlar uzun dönemli kısıtlar olarak bilinmektedir.

2.2.2 Literatür

Daha önce de belirtildiği üzere Quah ve Vahey (1995) çekirdek enflasyonun SVAR modeli ile tahmin edildiği ilk çalışmadır. Quah ve Vahey (1995)'in bu öncü çalışmasından sonra iki veya çok değişkenli VAR modellerini içeren bir çok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaları VAR modeline konulan kısıtın türü açısından iki grupta toplamak mümkündür. Quah ve Vahey (1995) tarafından da kullanılan SVAR olarak adlandırılan ilk grupta indirgenmiş VAR modelinin artıklarına kısa ve uzun dönemli kısıtlar konmaktadır. Ortak trendler modeli olarak da bilinen King, Plosser ve Watson (1991), Mellander, Vredin ve Warne (1992) ve Warne (1993) tarafından geliştirilen ikinci grup ise çekirdek enflasyonun eşbütünleşik VAR modelleri üzerinden tahmin edilmesini amaçlamaktadır.

Quah ve Vahey (1995) Birleşik Krallık verilerini kullandığı öncü çalışmasında, enflasyondaki değişmelerin çıktı üzerindeki etkileri itibari ile çekirdek ve çekirdek dışı olmak üzere birbiri ile ilişkisiz iki farklı şok tarafından tanımlandığını varsaymıştır. Söz konusu şoklardan çekirdek enflasyonun tanımlanmasında kullanılan çekirdek şokun çıktı üzerinde uzun dönemli anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Çekirdek dışı şokun ise çıktıyı etkilediği varsayılmaktadır (Quah ve Vahey, 1995: 1133). Bu çalışmada kullanılan yapısal VAR modeli matris formunda aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{01} \\ a_{02} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t-i} \\ u_{2,t-i} \end{bmatrix} \quad (2.13)$$

Burada π_t ve $\ln Y_t$ sırasıyla enflasyon ve çıktının doğal logaritmasını temsil etmektedir. Sözü edilen değişkenler birinci dereceden durağandır, ancak eşbütünleşik değildir. Yukarıdaki denklem sistemi $\Delta \ln Y_t$ ve $\Delta \pi_t$ 'nin u_1 ve u_2 gibi birbirlerine ortogonal iki yapısal şokun dağıtılmış gecikmeli bileşimi olarak ifade edilmesine izin vermektedir. Çıktının uzun dönemde tarafsızlığı koşulu çekirdek şokun çıktı üzerindeki

etkisinin sıfır olmasını gerektirmektedir, bu durum $\sum_{i=0}^{\infty} a_{21,i} = 0$ olarak ifade edilebilir. Dolayısıyla enflasyonun çıktı üzerinde uzun dönemli etkisi olmayan kısmı şeklinde tanımlanan çekirdek enflasyon aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\Delta \pi_t^c = a_{02} + \sum_{i=0}^{\infty} a_{22,i} u_{2,t-i} \quad (2.14)$$

Modelde dikkat çeken bir husus enflasyonun durağan bulunmaması nedeni ile birinci farkının kullanılmasıdır. Dolayısı ile konulan uzun dönemli kısıt enflasyon oranındaki değişimin çıktı üzerinde uzun dönemli bir etkisi olmadığı şeklindedir ve paranın süper tarafsız (super neutral) olmasını gerektirir (Folkerstma and Hubrich, 2001: 484).

Alvarez ve Matea (1999), Quah ve Vahey (1995)'in modelini İspanya için tahmin etmiştir, ancak modelde durağan bulunduğu için enflasyonun düzey değeri tercih edilmiştir. Diğer bir çalışma olan Gartner ve Wehinger (1998)'de Avrupa ülkeleri için çekirdek enflasyon oranları iki farklı SVAR modeli çerçevesinde hesaplanmıştır. Kullanılan ilk model Alvarez ve Matea (1999)'unki ile aynıdır, çekirdek enflasyonu parasal şoklarla ilişkilendiren ikinci model aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Gartner ve Wehinger, 1998: 13).

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta i_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{01} \\ a_{02} \\ a_{03} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} & a_{13,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} & a_{23,i} \\ a_{31,i} & a_{32,i} & a_{33,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t-i} \\ u_{2,t-i} \\ u_{3,t-i} \end{bmatrix} \quad (2.15)$$

Yukarıdaki modelde çıktı ve enflasyonun yanında, para politikasının potansiyel göstergesi olarak IS-LM modeli çerçevesinde kısa dönemli faiz oranı kullanılmıştır. Dolayısıyla çekirdek enflasyon arz, parasal ve reel talep şokları tarafından yaratılmaktadır.

Reel talep şoklarının çıktı üzerinde herhangi bir etkisi yoktur ve paranın uzun dönemli nötrlüğü de kabul edilen diğer önemli bir varsayımdır. Bahsi geçen varsayımlar bu şoklara ait birikimli etkilerin sıfır olmasını gerektirmektedir: $\sum_{i=0}^{\infty} a_{12,i} = 0$, $\sum_{i=0}^{\infty} a_{13,i} = 0$ ve $\sum_{i=0}^{\infty} a_{23,i} = 0$. Yukarıdaki üç değişkenli sistemde çekirdek enflasyon, ölçülen enflasyonun sadece reel ve parasal şoklar tarafından açıklanan bileşeni olarak tanımlanmış ve şöyle hesaplanmıştır:

$$\pi_t^c = a_{03} + \sum_{i=0}^{\infty} a_{32,i} u_{2,t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} a_{33,i} u_{3,t-i} \quad (2.16)$$

Gartner ve Wehinger (1998)'in Quah ve Vahey (1995)'e göre önemli bir avantajı modelde enflasyonun farkı yerine kendisinin kullanılmasıdır. Dewachter and Lustig (1997) Gartner ve Wehinger (1998)'in modelinin çeşitli ülkeler için tahmin edildiği bir diğer çalışmadır.

Petrol fiyatlarının enflasyonist etkilerini ortaya koymak amacı ile Bjornland (1997) çekirdek enflasyonu Quah ve Vahey (1995)'in modeline petrol fiyatlarını dahil ederek hesaplamıştır. Petrol şoklarını dışarıdan ithal edilen enflasyonun bir parçası olarak gördüğü Birleşik Krallık ve Norveç verilerini kullandığı çalışmada, çekirdek enflasyonun toplam enflasyonun genel trendinin iyi bir temsilcisi olduğunu bulmuştur.

Landau (2000), çekirdek enflasyonun hesaplanmasında diğer yöntemleri de dikkate aldığı çalışmada, çekirdek enflasyonu çıktı, enflasyon, petrol fiyatları ve para stoku gibi gibi çeşitli açıklayıcı değişkenleri içeren SVAR modelleri ile tahmin etmiştir. Landau (2000) SVAR yönteminden elde edilen çekirdek enflasyonun bazı arzulanan kriterleri sağlayamamasına rağmen enflasyonun genel eğilimini yansıtmaya açısından yararlı bilgiler içerdiğini bulmuştur. Matilla-Garcia (2005) çekirdek enflasyonun ölçülmesinde SVAR modelinin kullanıldığı diğer bir çalışmadır. Enflasyon, M3 parasal büyüklüğü ve çıktının

yer aldığı SVAR modelini Euro Bölgesi için tahmin etmiş, çekirdek enflasyonun enflasyondaki kalıcı trendi sağlıklı bir şekilde yansıttığını ve dolayısıyla para politikası karar vericileri açısından yararlı bilgiler içerdiğini bulmuştur.

Ortak trendler modeli olarak da bilinen çekirdek enflasyonun eşbütünleşik VAR modelleri üzerinden tahmin edildiği ikinci grupta ise çekirdek enflasyon üzerine sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Blix (1995), Bagliano, Golinelli ve Morana(2002), Bagliano ve Morana (2003a), Bagliano ve Morana (2003b) ve Durai ve Ramachandran (2007) çekirdek enflasyonun tahmin edilmesinde eşbütünleşik VAR modelini kullanmıştır. Burada Quah ve Vahey (1995)'in yaklaşımından farklı olarak, enflasyonun kalıcı ve geçici kısımlarının birbirinden ayrıştırılmasında verilerin eşbütünleşme özellikleri dikkate alınmıştır.

Blix (1995) çekirdek enflasyonun ölçülmesinde eşbütünleşik VAR yaklaşımının kullanıldığı ilk çalışmadır. Parasal göstergeler ve çekirdek enflasyon arasındaki ilişkiyi göstermek amacıyla çıktı, fiyat düzeyi ve para stoku olmak üzere 3 değişkenli bir model kullanılmıştır. Eşbütünleşik VAR modeli yanında Quah ve Vahey'in modelinin nominal para stoku ile genişletilmiş versiyonunu tahmin etmiş, her iki yöntemden elde edilen enflasyon oranlarının birbirine çok yakın sonuçlar verdiğini bulmuştur.

Bagliano, Golinelli ve Morana (2002), Bagliano ve Morana (2003a) ve Bagliano ve Morana (2003b) ve Durai ve Ramachandran (2007) eşbütünleşik VAR yöntemi ile çekirdek enflasyonun sırasıyla Birleşik Krallık, ABD ve Hindistan için hesaplandığı diğer çalışmalardır. Söz konusu çalışmalarda uzun dönemli para talebi fonksiyonundan türetilen çekirdek enflasyonun, diğerlerine göre önemli avantajları olduğu ve sözü edilen göstergenin makroekonomik politikaların enflasyonist etkilerinin analizinde kullanılabileceği vurgulanmıştır.

Yukarıda anahatları ile değinilen SVAR yönteminin kullanılmasında bazı hususların göz önüne alınması yerinde olacaktır:

- SVAR modellerinde ekonominin sadece sınırlı sayıda yapısal şoktan etkilendiği varsayılmaktadır. Bu durumun tahmin sürecinde spesikasyon hatalarına neden olma ihtimali yüksektir. Diğer VAR yöntemine dayalı çalışmalarda olduğu gibi gecikme sayısının belirlenmesi oldukça önemlidir. Elde edilen sonuçlar modelin gecikme yapısına göre değişmektedir.
- Türetilen çekirdek enflasyon ölçüsü, şokların ve değişkenler üzerindeki etkilerinin tanımlanmasına göre farklılaşmaktadır. Bu durum elde edilen göstergelerin anlaşılabilirliği ve yorumlanabilirliğini olumsuz yönde etkilemektedir.
- Diğer ampirik tahmin yöntemlerinde olduğu gibi dönem sonuna yeni gözlemlerin eklenmesi çekirdek enflasyonun tüm dönem boyunca değişmesine neden olmaktadır. Bu da sözü edilen ölçülerin kullanılabilirliğini olumsuz yönde etkilemektedir.
- Enflasyonun durağan olmaması nedeni ile birinci farkının kullanıldığı SVAR modellerinde enflasyondaki değişimin çıktı üzerinde etkisinin olmadığı varsayılmaktadır. Bu durum çekirdek enflasyonun süper nötr olmasını gerektirir, ancak bu varsayım ekonomik açıdan herhangi bir temele dayanmamaktadır.

2.2.3 Uygulama

Çekirdek enflasyonun SVAR ile tahmin edileceği çalışmanın bu kısmında istatistiksel yöntemlere yer verilen birinci bölümde olduğu gibi 1996:02-2007:05 dönemine ait aylık zaman serileri kullanılmıştır. Veri seti Tablo 2.1'deki değişkenlerden oluşmaktadır.

Tablo 2. 1 SVAR Modellerinde Kullanılan Değişkenlerin Tanımları

Kısaltma	Değişken Adı	Kaynak
π_t	HICP toplam enflasyon oranı (Mevsimsellikten arındırılmış)	EUROSTAT
ly	1987 fiyatları ile Reel GSYİH'nın doğal logaritması (mevsimsellikten arındırılmış)	TCMB EVDS
i	Üç aylık vadeli mevduat faiz oranı	TCMB EVDS
$lm3$	Nominal M3 para arzının doğal logaritması	TCMB EVDS

İlk aşamada, modellerde kullanılacak serilen bütünleşme düzeyleri çeşitli birim kök testleri ile araştırılmıştır. Birim kök testlerine göre enflasyon durağan iken, $lm3$, i , ly birim kök içermektedir. Serilerin farklı derecelerden bütünleşik olmaları, çekirdek enflasyonun tahmininde eşbütünleşik VAR yerine, Quah ve Vahey (1995)'in yaklaşımının kullanılmasını gerektirmiştir.

Tablo 2. 2 Birim Kök Testleri

	ADF	PP	KPSS	DFGLS
ly	2.550	0.060	1.260***	1.793
Δly	-13.069***	-12.960***	0.150926	-0.956***
π	-5.904***	-5.841***	1.252***	-2.356
$\Delta \pi$	-	-	0.220	-13.648***
$lm3$	-2.276	-8.789	0.361	-0.320***
$\Delta lm3$	-6.028***	-9.757***	0.132***	-3.459**
i	-1.306	-1.408	0.086***	-2.436
Δi	-6.522***	-14.718***	-	-14.494***

Not: *, ** and *** sırasıyla % 10, 5 and 1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. ADF testinin gecikme sayısı AIC bilgi kriteri tarafından belirlenmiştir. Diğer birim kök testlerinden farklı olarak KPSS birim kök testinin boş hipotezi durağandır. PP ve KPSS testlerinde aralıklar Barlett-Kernele dayanan Newey-West istatistiği tarafından belirlenmiştir. DF-GLS testinin gecikme uzunluğu Modifiye edilmiş Akaike Bilgi Kriteri (MAIC) ile seçilmiştir.

Yukarıda değinilen literatür çerçevesinde üç farklı SVAR modeli kullanılmıştır¹⁴. Bunlardan birincisi (SVAR1) çıktının farkı ve enflasyonun, Δly ve π , yer aldığı denklem (2.9)'da verilen Quah ve Vahey (1995)'in orijinal modelidir. Ancak literatürde de vurgulandığı üzere Quah ve Vahey (1995)'de parasal faktörlerin çekirdek enflasyon üzerindeki etkileri göz ardı edilmektedir. Bu husus dikkate alınarak temel modele ek

¹⁴ Yapısal VAR modellerinin tahmininde kullanılan kodlar Winrats 7.0 programında yazılmıştır.

olarak iki model daha tahmin edilmiştir. Bunlardan birincisi Quah ve Vahey'in modeline üç aylık vadeli mevduat faiz oranı i 'nin birinci farkının Δi dahil edildiği aşağıdaki SVAR2 modelidir:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \pi_t \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{01} \\ b_{02} \\ b_{03} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} b_{11,i} & b_{12,i} & b_{13,i} \\ b_{21,i} & b_{22,i} & b_{23,i} \\ b_{31,i} & b_{32,i} & b_{33,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t-i} \\ u_{2,t-i} \\ u_{3,t-i} \end{bmatrix} \quad (2.17)$$

Parasal faktörlerin çekirdek enflasyon üzerindeki etkilerinin dikkate alındığı SVAR3 modelinde ise, faiz oranı yerine $lm3$ 'ün birinci farkı açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \pi_t \\ \Delta lm3_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{01} \\ c_{02} \\ c_{03} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} c_{11,i} & c_{12,i} & c_{13,i} \\ c_{21,i} & c_{22,i} & c_{23,i} \\ c_{31,i} & c_{32,i} & c_{33,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t-i} \\ u_{2,t-i} \\ u_{3,t-i} \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

Yapısal VAR tahminin ilk aşamasında yukarıdaki modeller indirgenmiş biçimde tahmin edilmiş, gecikme sayıları Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir¹⁵. İkinci aşamada, yapısal şokların türetilmesi için indirgenmiş biçime ait şoklar üzerine kısıtlar konmuştur. Quah ve Vahey (1995)'in kullandığı SVAR1 modelinde çekirdek (core) ve çekirdek dışı (non-core) olmak üzere iki tür yapısal şok tanımlanmıştır. Δi ve $\Delta lm3$ 'ün kullanıldığı SVAR2 ve SVAR3'te ise değişkenlerin çekirdek ve çekirdek dışı şokun yanında nominal şoktan da etkilendiği varsayılmıştır. Çekirdek enflasyonun tanımı gereği, çekirdek şokun çıktı üzerinde uzun dönemli etkisi yoktur, çekirdek dışı şokun ise çıktı üzerinde uzun dönemli bir etkiye sahip olduğu varsayılmıştır. Dolayısıyla çıktının uzun dönemde nötrlüğü koşulu, çekirdek şokun çıktı üzerindeki etkisinin sıfır olmasını gerektirmektedir, bu durum SVAR1, SVAR2 ve SVAR3 modeli uzun dönemli etki

¹⁵ Modellerin gecikme sayılarının belirlenmesinde kullanılan bilgi kriterlerine ait değerler Ek 2 Ek Tablo 2.3'te yer almaktadır.

matrislerine $\sum_{i=0}^{\infty} a_{21,i} = 0$, $\sum_{i=0}^{\infty} b_{21,i} = 0$ ve $\sum_{i=0}^{\infty} c_{21,i} = 0$ kısıtları konularak sağlanmıştır. SVAR2 ve SVAR3 modellerinin tam belirli (exactly identified) olabilmeleri için bu modellere sıralama koşulu gereğince 2 ek kısıt daha konmalıdır. Bu amaçla faiz oranının kullanıldığı SVAR2’de, enflasyon-faiz arasındaki birebir ilişkiyi yansıtan Fisher ilişkisinin geçerli olduğunu ima eden $\sum_{i=0}^{\infty} b_{23,i} = \sum_{i=0}^{\infty} b_{32,i}$ kısıtı empoze edilmiştir. M3 parasal göstergesinin içsel değişken olduğu SVAR3 modeline ise paranın miktar teorisi gereğince $\sum_{i=0}^{\infty} c_{23,i} = \sum_{i=0}^{\infty} c_{32,i}$ kısıtı konmuştur.

Tablo 2.3 Yapısal Varyans Ayrıştırma Analizi

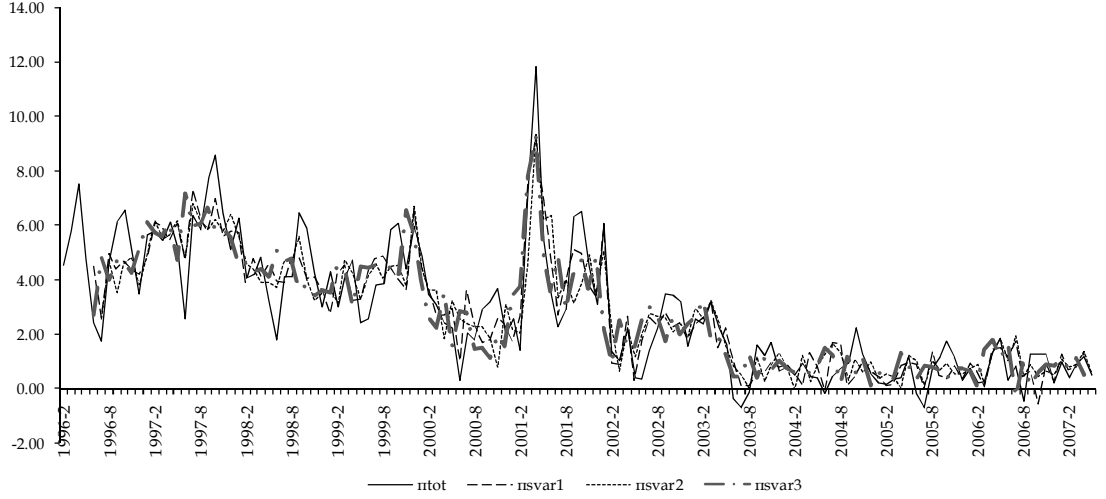
Model SVAR1 : $Svar(\Delta \ln y, \pi)$				
	$\Delta \ln y$		Π	
	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Çekirdek-Dışı	Çekirdek
1	95.769	4.231	0.000	100.000
4	93.733	6.267	2.739	97.261
8	93.508	6.492	3.852	96.148
12	93.508	6.492	3.670	96.330
16	93.507	6.493	3.583	96.417
20	93.507	6.493	3.540	96.460
24	93.507	6.493	3.518	96.482
28	93.507	6.493	3.508	96.492
32	93.507	6.493	3.502	96.498
36	93.507	6.493	3.500	96.500

SVAR modellerinde tanımlayıcı kısıtların empoze edilmesinden sonra, yapısal şokların değişkenler üzerindeki etkilerinin ortaya konması için yapısal etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri yapılmıştır. Her üç modelde de çekirdek dışı şokların enflasyon üzerindeki etkisinin çıktı üzerindeki etkisine göre oldukça düşük düzeyde kaldığı görülmektedir (bkz. Şekil 2.2, Ek Şekil 2.1 ve Ek Şekil 2.2). Enflasyonun çekirdek şoklara tepkisi anlık değildir, şokun etkisi zaman içerisinde aşamalı olarak azalmaktadır. Enflasyonun çekirdek şoklara tepkisinin, çekirdek ve nominal şoklardan daha kalıcı bulunması, çıktının çekirdek şoklara verdiği tepkinin çok sınırlı kalması SVAR yöntemi

ile hesaplanan çekirdek enflasyonun, toplam enflasyonun genel trendinin iyi bir temsilcisi olduğunu ima etmektedir.

Varyans ayrıştırma analizi sonuçları etki-tepki fonksiyonu bulguları ile örtüşmektedir (bkz. Tablo 2.3 ve Ek Tablo 2.4). Enflasyon ve çıktının farkının yer aldığı SVAR1 modelinde 36 aylık gecikme düzeyinde $\Delta \ln y$ 'de meydana gelen değişimin yüzde 93.51'i çekirdek dışı şoklardan, yüzde 6.493'lik kısmı ise çekirdek şoklardan kaynaklanmaktadır. Aynı gecikme döneminde π 'deki değişimlerin yüzde 96.5'i çekirdek şoklar, yüzde 3.5'i ise çekirdek olmayan şoklar tarafından açıklanmaktadır. Parasal faktörlerin dahil edildiği SVAR2 ve SVAR3 modellerinden de benzer sonuçlar elde edilmiştir. Faiz oranı farkının ek açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı SVAR2'de 36 aylık gecikme düzeyinde $\Delta \ln y$ 'de meydana gelen değişimlerin yüzde 2.51'i çekirdek şoklar tarafından açıklanırken, nominal şokların aynı değişkeni açıklama gücü yüzde 22.57'dir. $\ln m3$ 'ün farkının yer aldığı SVAR3'te çekirdek şokun çıktıdaki değişimleri açıklama gücü yüzde 2.87 ile oldukça düşük kalmıştır. Varyans ayrıştırma analizinde dikkate değer diğer bir husus, nominal şokların faiz oranının farkının kullanıldığı SVAR2 modelinde $\Delta \ln y$ ve π 'deki değişimleri önemli ölçüde açıklamasıdır. SVAR3 modelinde dikkat çeken bir husus 12 gecikme düzeyinden sonra nominal şokların enflasyondaki değişimlerin en önemli kaynağı haline gelmesi ve 36 aylık gecikme düzeyinde enflasyondaki değişimlerin yüzde 61.79'unu açıklayabilmesidir. Söz konusu bulgu enflasyondaki değişimin en önemli belirleyicisinin çekirdek şoklar olduğunu ima eden Quah ve Vahey (1995)'in çekirdek enflasyon tanımı ile örtüşmemektedir. Bu durum para arzının kullanıldığı SVAR modelini, faiz oranının kullanıldığı modele nazaran daha az tercih edilir kılmaktadır. Para stokunun kullanıldığı SVAR3 modeli hariç tüm modellerin varyans ayrıştırma sonuçları çekirdek şokların enflasyondaki değişimlerin en önemli kısmını açıkladığını göstermesi, SVAR1 ve SVAR2 çekirdek göstergelerinin enflasyonun trendini iyi bir şekilde temsil ettiğinin bir kanıtı olarak alınabilir. Bu yönüyle de merkez bankaları tarafından aranan önemli şartlardan birini sağlamaktadır.

Şekil 2.2 Toplam Enflasyon ve SVAR Çekirdek Enflasyon Serileri



Etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri ile değişkenler arasındaki dinamik yapının ortaya konmasından sonra, çekirdek enflasyon serileri elde edilmiştir. Denklem (2.13)'te tanımlanan Quah ve Vahey (1995)'in SVAR1 modelinde çekirdek enflasyon denklem (2.14) çerçevesinde elde edilmiştir. Denklem (2.34) ve (2.35)'te tanımlanan SVAR2 ve SVAR3 modellerinden elde edilen çekirdek enflasyonların (2.19) ve (2.20)'teki gibi yapısal şokların bileşimi cinsinden ifade edilmesi mümkündür.

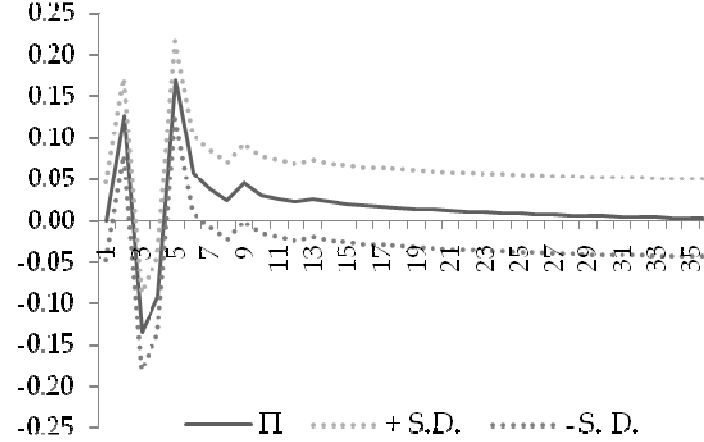
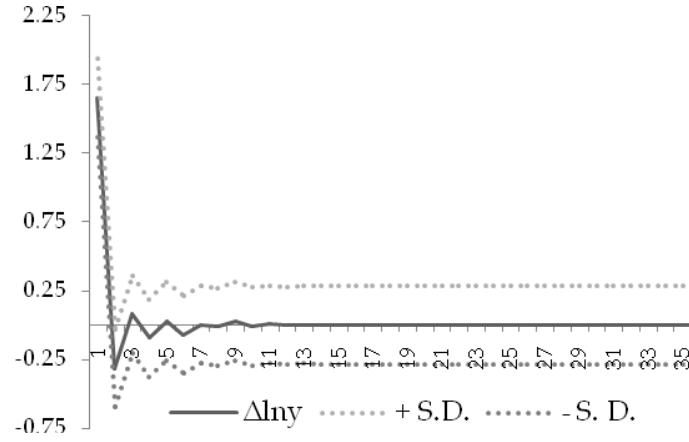
$$\pi_t^{svar2} = b_{02} + \sum_{i=0}^{\infty} b_{22,i} u_{2,t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} b_{23,i} u_{3,t-i} \quad (2.19)$$

$$\pi_t^{svar3} = c_{02} + \sum_{i=0}^{\infty} c_{22,i} u_{2,t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} c_{23,i} u_{3,t-i} \quad (2.20)$$

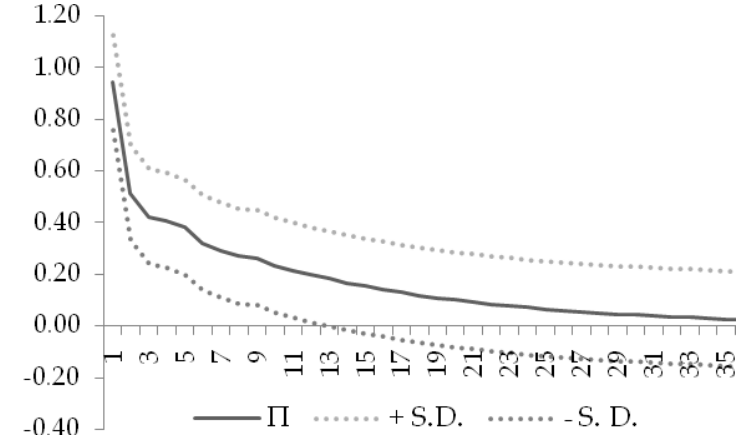
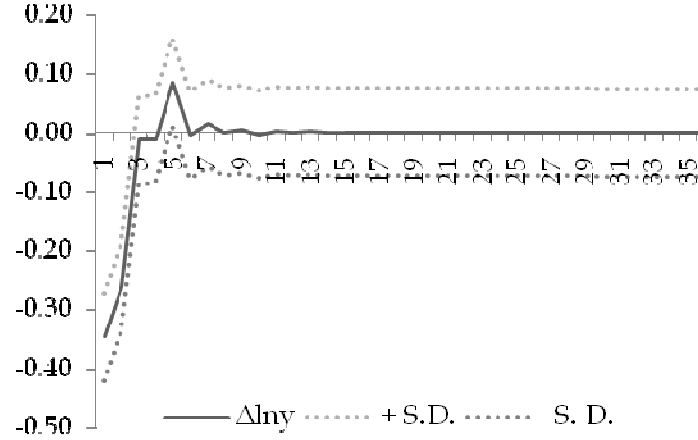
Tahmin edilen çekirdek enflasyonlar Şekil 2.5'te verilmiştir. Görüldüğü üzere çekirdek enflasyon tahminleri toplam enflasyonla aynı trendi paylaşmakta, ancak modellerden modele farklılaşmaktadır.

Şekil 2.3 Yapısal Etki-Tepki Fonksiyonları SVAR1 Modeli: $Svar(\Delta lny, \Pi)$

A. Çekirdek-Dışı Şoklara Tepki



B. Çekirdek Şoklara Tepki



2.4 Dinamik Faktör Modeli

2.4.1 Dinamik Faktör Modelinin Yapısı

Faktör veya endeks modelleri çok değişkenli analizlerde veri setinin boyutunu düşürmeyi amaçlayan (data reduction) bir yöntem olup, veri setindeki ortak davranışın, değişkenlerin doğusal bileşiminden oluşan faktör adı verilen gözlemlenemeyen ortak değişkenler tarafından açıklanmasına dayanmaktadır (Fiorentini ve Planas, 2003: 12). Veri setinin genel davranışını karakterize eden ortak faktörlerin, değişkenlerin uzun dönemli değerlerinden kısa dönemli sapmalara yol açan geçici artıklar (idiosyncratic noise) içermesinden ötürü, doğrudan gözlemlenebilmesi mümkün değildir. Bu durum özellikle iş çevrimleri nedeni ile kısa süreli dalgalanmaların etkisini taşıyan enflasyon dahil birçok makroekonomik değişkenin kullanıldığı modeller için de geçerlidir. Faktör modellerinin amacı geçici artıkların ayrıştırılarak veri setinin davranışına uygun her serinin ortak bileşenini tahmin etmektir.

Stock ve Watson (1998: 5)'i takiben faktör modelini matris formunda aşağıdaki gibi tanımlamak mümkündür:

$$X_t = \Lambda_t F_t + e_t \quad (2.21)$$

Burada X_t N adet zaman serisinden oluşan değişkenler matrisini, F ($rx1$) boyutundaki ortak faktörleri, Λ_t değişkenler ve faktörler arasındaki korelasyonu gösteren (Nxr) boyutundaki faktör yüklerini (factor loadings) ve e_t ise ($Nx1$) boyutundaki geçici artıklar vektörünü temsil etmektedir. Literatürde faktör analizi genellikle temel bileşen (principal component) analizi ile karıştırılmaktadır. İki metod ilişkili olmasına rağmen temelde birbirinden farklıdır. Faktör modeli artıkların eş varyansa sahip olması durumunda temel bileşen modeline dönüşür. Yukarıdaki modelin, faktör yükleri ve geçici

artıkların yapısı ile ilgili temel varsayımları aşağıdaki gibidir (Timm, 2001: 496, Fiorentini ve Planas, 2003: 12):

- 1) F ve e_t birbirinden bağımsızdır, $cov(F_t, e_t)=0$.
- 2) F 'nin beklenen değeri sıfırdır, $E(F_t)=0$
- 3) F 'nin kovaryansı $(r \times r)$ boyutundaki birim matrise eşittir, $cov(f) = I_{r \times r}$.

Tüm varsayımların geçerli olması durumunda denklem (2.21)'de tanımlanan model statik faktör modeli olarak adlandırılır. Dinamik faktör modellerinde ise analize zaman unsuru dahil edilmiştir. Statik faktör modelinin üç yolla dinamik faktör modeline dönüştürülmesi mümkündür: bunlardan birincisinde faktörlerin zamana göre değiştiği, ikincisinde ise geçici artıkların birbirleri ile korelasyon ilişkisinde olduğu varsayılmaktadır, üçüncü ve son durumda ise faktörlerin gecikmeli değerleri modele dahil edilerek statik model dinamik modele dönüştürülür (Stock ve Watson, 1996: 6). Bu çalışmada Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (1999, 2000) tarafından geliştirilen faktörlerin gecikmeli değerlerinin modele dahil edildiği üçüncü yaklaşım benimsenmiştir.

Forni, Lippi ve Reichlin (2000)'e göre Z_t 'nin durağan zaman serilerinden oluşan $N \times 1$ boyutundaki değişkenler vektörünü, Y_t 'nin $q \times 1$ boyutundaki ortak faktörler vektörünü ve temsil etmesi durumunda genelleştirilmiş dinamik faktör modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$Z_t = C_q(L)Y_t + \zeta_t = \chi_t^q + \zeta_t \quad (2.22)$$

Burada L gecikme operatörünü, ζ_t $N \times 1$ boyutunda geçici artıklar vektörünü göstermektedir. $N \times 1$ boyutundaki χ_t^q ise serilerin ortak bileşenlerini temsil etmektedir. Ortak faktörler ile geçici kısım arasındaki ortogonalite koşulu ($cov(\chi_t^q, \zeta_t)=0$), yukarıdaki

modelin izgisel yoğunluk matrisinin (spectral density matrix) aşağıdaki gibi ifade edilmesine imkan sağlar:

$$\sum(\omega) = \sum_{\chi}^q(\omega) + \sum_{\zeta}(\omega) \quad (2.23)$$

ω 'nin $[-\pi, \pi]$ arasındaki sıklık olduğu denklem (2.23)'te $\sum(\omega)$, $\sum_{\chi}^q(\omega)$ ve $\sum_{\zeta}(\omega)$ sırasıyla serilerin, ortak ve geçici kısımların izgisel yoğunluk matrislerini göstermektedir. Ortak kısım vektörünün χ_t^q , tahmini Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (1999, 2000)'de aşağıdaki adımları içermektedir.

İlk olarak statik faktör analizinde olduğu gibi değişkenler arasındaki ilişkiyi gösteren yukarıdaki $\sum(\omega)$ kovaryans matrisi hesaplanmaktadır. Daha sonra elde edilen kovaryans matris $\sum(\omega) = CKC'$ olacak şekilde izgisel ayrıştırmaya (spectral decomposition) tabi tutulmaktadır. Burada C , $N \times N$ boyutundaki özdeğer vektörlerinden oluşan matrisi gösterirken, K özdeğerlere (eigenvalues) ait köşegenel (diagonal) matristir. İkinci aşamada faktörlerin seçilmesi amacıyla özdeğerler büyükten küçüğe doğru sıralanmakta, bunlardan en büyük değere sahip ilk q özdeğer belirlenmektedir. Z_t' nin ilk q özdeğer vektörü üzerine projeksiyonu aşağıdaki ortak bileşen matrisini verecektir.

$$\chi_t^{q*} = K^q(L)Z_t \quad (2.24)$$

Burada $K^q(L)$ $N \times N$ boyutundaki filtre matrisini vermektedir.

$$K^q(L) = p_1(L^{-1})'p_1(L) + \dots + p_q(L^{-1})'p_q(L) \quad (2.25)$$

Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (2000) belirli varsayımlar altında χ_t^{q*} 'in χ_t^q 'nin tutarlı bir tahmin edicisi olduğunu göstermiştir. Matris polinomu $K^q(L)$ 'nin frekans bölgesi (frequency domain) olarak aşağıdaki gibi ifade edilmesi mümkündür:

$$K^q(\omega) = p_1(\omega)' p_1(\omega) + \dots + p_q(\omega)' p_q(\omega) \quad (2.26)$$

$K^q(\omega)$ 'nin ij 'inci elemanı aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$(2.27) \quad K_{ij}^q(\omega) = p_{1i}(\omega)' p_{1j}(\omega) + \dots + p_{qi}(\omega)' p_{qj}(\omega) .$$

Buradan j 'ninci bileşene ait i 'inci ortak bileşenin ters Fourier dönüşümü ile şöyle hesaplanması mümkündür.

$$(2.28) \quad K_{ijk}^q = \frac{1}{2M+1} \sum_{k=0}^{2M+1} K_{ij}^q(\omega_k) e^{ik\omega} .$$

Burada M frekans bölgesi analizinde kullanılan $(0, \pi)$ aralığındaki sıklık sayısıdır ve ortak bileşenlerin iş çevriminin karakteristiklerine göre belirli bir periyodun altındaki hareketleri kısa, üstündekilerin uzun dönemli bileşenin bir parçası şeklinde ayrıştırılmasında kullanılır (Giannone ve Matheson, 2007: 149). Buna göre her serinin ortak ve geçici kısımlarının aşağıdaki gibi ayrıştırılması mümkündür:

$$Z_t = \chi_t^{q*} + \zeta_t^* . \quad (2.29)$$

Serilerin uzun ve kısa dönemli kısımlarının tahmin edilmesini sağlayan bu model fiyat hareketlerinin kalıcı kısmı olarak tanımlanan çekirdek enflasyonun tahmininde de kullanılmaktadır.

2.4.2 Literatür ve Uygulama

Çekirdek enflasyonun dinamik faktör modelleri ile tahmininde literatürde sınırlı sayıda çalışmaya rastlanmakla birlikte, ortak bileşenlerin tahmininde iki farklı yöntemin kullanıldığı görülmektedir: Bunlardan birincisi Bryan ve Cecchetti (1993) tarafından önerilen yöntemdir. 1967-1992 dönemine ait 36 bileşenden oluşan aylık ABD enflasyon verilerinin kullanıldığı söz konusu çalışmada gözlemlenemeyen dinamik faktörler Stock ve Watson (1991) tarafından geliştirilen maksimum olabilirlik yöntemine dayanan Kalman filtreleme yöntemi ile tahmin edilmiştir. Le Bihan ve Sedillot (1999) Fransa'nın uyumlaştırılmış tüketici fiyat endeksinin 1971:02-1998:12 dönemine ait aylık beş bileşenini kullandığı çalışmada, Bryan ve Cecchetti (1994) ile aynı yöntemi kullanarak çekirdek enflasyonu kalman filtreleme yöntemi ile tahmin etmiştir. SVAR, dışlamaya ve kırpmaya dayalı çekirdek göstergeleri de hesaplandığı söz konusu çalışmada, dinamik faktörden elde edilen çekirdek enflasyonun, çeşitli kriterlerin sağlanmasında kırılmış ortalamaların gerisinde kaldığı bulunmuştur. Dinamik faktör modellerinin Kalman filtresi ile tahmin edildiği bu çalışmalarda, değişken sayısı arttıkça olabilirlik fonksiyonunun tahmininden elde edilen parametre sayısının artması nedeni ile geniş veri setleri kullanılamamıştır (Stock ve Watson, 1998: 9).

Yukarıda metodolojik çerçevesi verilen Stock ve Watson (1998), Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (2000) tarafından geliştirilen ikinci yaklaşım ise çekirdek enflasyonun daha geniş veri setleri ile frekans bölgesi (frequency domain) analizi çerçevesinde tahmin edilmesine dayanmaktadır. Söz konusu yöntem Avrupa Birliği'ne ait 1996-2001 dönemini kapsayan fiyat değişkenleri dahil aylık 400 zaman serisinin kullanıldığı Cristadoro, Forni, Reichlin ve Veronese (2001)'de çekirdek enflasyon tahminine uygulanmıştır. Giannone ve Matheson (2007) söz konusu yöntemin 264 bileşenden oluşan 1991:01-2006:02 dönemini kapsayan çeyreklik Yeni Zelanda enflasyon verilerine uygulandığı bir diğer çalışmadır.

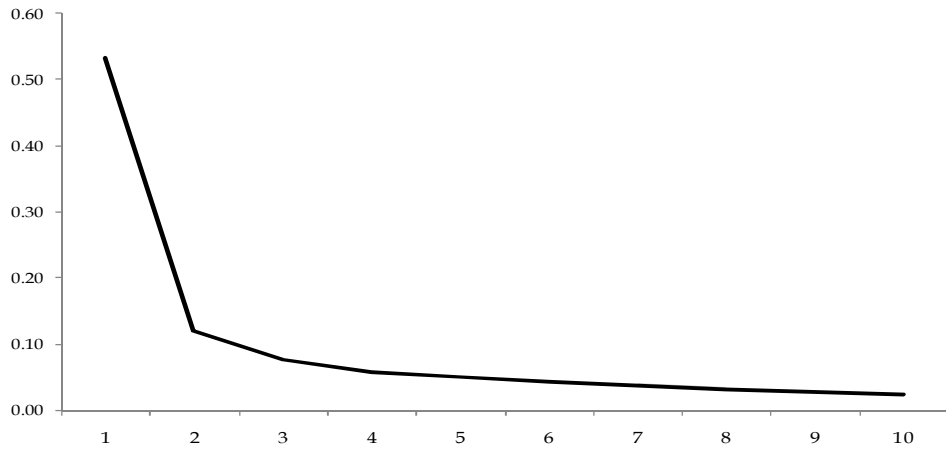
Her iki çalışmada da elde edilen göstergeler dışlamaya dayalı ve diğer alternatif çekirdek göstergelerle karşılaştırılmış, dinamik faktör enflasyonun daha iyi bir gösterge olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Uygulama

Dinamik faktör modelinin tahmininde kullanılan veri seti 1996:02-2007:05 dönemini kapsayan aylık HICP'nin 72 altbileşenine ait fiyat değişimleri ve toplam enflasyon ile birlikte N=73 adet değişkenden oluşmaktadır.

Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (1999, 2000)'i takiben fiyat değişimlerinin genel karakteristiklerini gösteren ortak kısım vektörünün χ_t^q , tahminin ilk aşamasında değişkenler arasındaki varyans kovaryans matrisi $\sum(\omega)$ (2.23) teki gibi hesaplanmış, elde edilen matris izgisel ayrıştırmaya tabi tutulmuştur¹⁶.

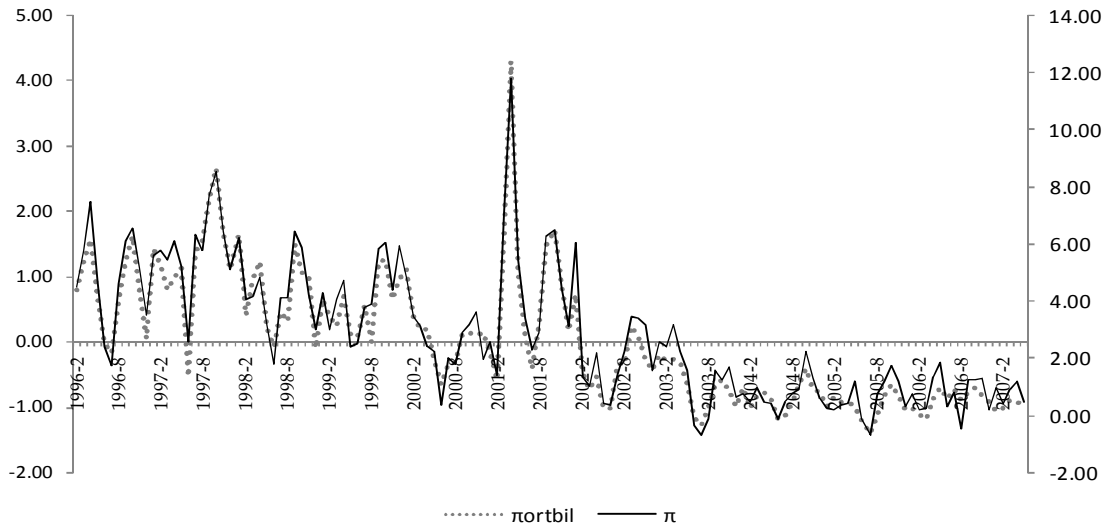
Şekil 2.4 Değişkenlerin İlk On Dinamik Faktör Tarafından Açıklanan Varyansı



¹⁶ Dinamik faktör modelinin tahmininde Giannone ve Matheson (2007)'da kullanılan Matlab kodları ile Fiorentini ve Planas tarafından geliştirilen Busy programı kullanılmıştır.

Değişkenlerin zaman içerisindeki genel eğilimlerini temsil eden faktör sayısının (q) belirlenmesi amacıyla özdeğerler elde edilmiş ve büyükten küçüğe doğru sıralanmıştır¹⁷. Faktör sayısının belirlenmesinde Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (1999, 2000)'de olduğu gibi izgisel ayrıştırmadan elde edilen ilk on özdeğerin değişkenlerdeki varyansı açıklama gücü Şekil 2.4'te verilmiştir. Görüldüğü gibi ilk faktör serilerindeki değişimin yüzde 50'den fazlasını açıklamaktadır, ilk dört faktör için söz konusu oran yüzde 80'e yakındır. Dolayısıyla ortak kısım vektörünün belirlenmesinde sadece ilk dört faktörün dikkate alınması yeterli olacaktır.

Şekil 2.5 Toplam Enflasyon ve Ortak Bileşeni



Faktör sayısı dışında belirlenmesi gereken diğer bir unsur, frekans bölgesinin hesaplanmasında kullanılan (M) sıklık sayısıdır. Sıklık sayısı Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (1999, 2000)'de olduğu gibi ($\sqrt{T/4} = \sqrt{136/4} = 34$) şeklinde belirlenmiştir. Son aşamada $K^q(L)$ filtre matrisine ait elemanların denklem (2.28) çerçevesinde hesaplanmış,

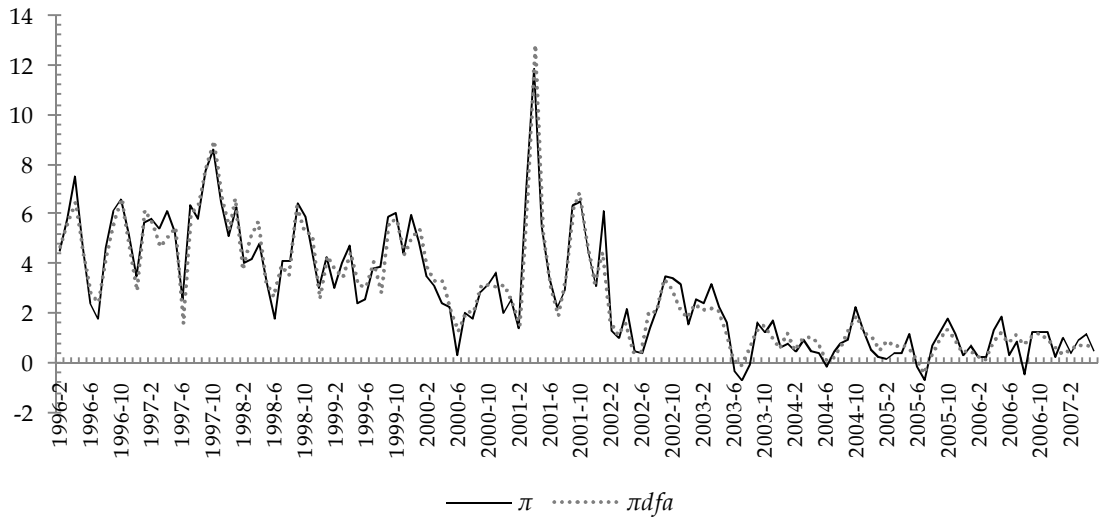
¹⁷ İzgisel ayrıştırmadan elde edilen özdeğerler Ek Tablo 2.5'te yer almaktadır.

ortak bileşenlere ait χ_t^{q*} matrisinin elde edilmesi için denklem (2.24)'te yerine konmuştur. Sözü edilen süreç sonunda elde edilen enflasyonun uzun dönemli bileşeni π^{orbil} ve toplam π_t^{tot} enflasyon Şekil 2.6'da verilmiştir. Görüldüğü üzere her iki seri aynı trendi paylaşmakla birlikte aralarında düzey farkı bulunmaktadır. Söz konusu farkı ortadan kaldırmak enflasyonun dinamik faktör bileşeni toplam enflasyonun standart sapması ile çarpılmış, elde edilen sonuç enflasyonun ortalamasına eklenmiştir.

$$\pi_t^{dfa} = \sqrt{\sum_i^N \frac{1}{N} (\pi_t^i - \mu_{\pi^{tot}})^2} \chi \pi_t^{orbil} + \mu_{\pi^{tot}} \quad (2.30)$$

Böylelikle dinamik faktör çekirdek enflasyon denklem (2.30)'daki gibi elde edilmiştir. Görüldüğü üzere dinamik faktör yönteminden elde edilen çekirdek enflasyon toplam enflasyon ile aynı trendi paylaşmakta, toplam enflasyondan çok az farklılık göstermektedir (bkz. Şekil 2.6).

Şekil 2.6 Toplam enflasyon π_t^{tot} ve Dinamik Faktör Enflasyon π_t^{dfa}



2.5 Değerlendirme

Çalışmanın bu kısmında çekirdek enflasyon göstergeleri P-star, Yapısal VAR ve dinamik faktör modellerini kapsayan ampirik yöntemler çerçevesinde Türkiye için ilk defa tahmin edilmiştir. Yöntemlerden elde edilen bulguları aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür:

- Ampirik uygulamada çekirdek enflasyon ilk olarak paranın miktar teorisine dayanan P-star yönteminden türetilmiştir. Bu amaçla ilk olarak denge fiyat düzeyi paranın miktar teorisi denklemi tahmini ile elde edilmiştir. Bu tahminlemede paranın miktar teorisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha sonra denge fiyat düzeyinin gerçekleşen fiyat düzeyinden farkı, toplam enflasyonun bağımlı değişken olduğu modelde hata düzeltme terimi olarak kullanılmış, çekirdek enflasyon bu modelden dışsal şokların çıkarılması ile elde edilmiştir.
- Ampirik uygulamada kullanılan ikinci yöntem, çekirdek enflasyonun, çıktı enflasyon ve parasal göstergelerden oluşan indirgenmiş VAR modellerinin artıklarına uzun dönemli kısıtların konulmasına dayanan yapısal VAR yaklaşımıdır. Bu yöntemde çekirdek enflasyon çıktı, enflasyonun bulunduğu temel modelin yanında, bu değişkenlere ek olarak nominal faiz oranı ve para stokunun yer aldığı üç farklı yapısal VAR modeli üzerinden tahmin edilmiştir. Konulan kısıtlar çerçevesinde tanımlanan yapısal şokların değişkenler üzerindeki etkisini gösteren varyans ayrıştırma ve etki-tepki fonksiyonu analizleri, Quah ve Vahey'in çekirdek enflasyon tanımına uygun olarak toplam enflasyonun en önemli belirleyicisinin çekirdek şoklar olduğunu göstermektedir.
- Ampirik yöntemler çerçevesinde kullanılan son yöntem, Stock ve Watson (1998), Forni, Hallin Lippi ve Reichlin (2000) tarafından geliştirilen dinamik faktör modelidir. Bu modelde enflasyon kalemlerinin kalıcı ve geçici kısımlarının ayrıştırılmasında frekans bölgesi (frequency domain) yöntemi kullanılmış, çekirdek enflasyon, toplam enflasyonun ortak bileşeni üzerinden hesaplanmıştır.

Ampirik yöntemlerle elde edilen çekirdek enflasyonlar, çalışmanın izleyen bölümünde, istatistiksel yöntemlerden elde edilenlerle birlikte sağlanması istenen kriterler bağlamında karşılaştırılacak, enflasyonun kalıcı bileşenini en iyi temsil eden göstergeler belirlenecektir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. ÇEKİRDEK ENFLASYON GÖSTERGELERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI

Daha önceki bölümlerde de belirtildiği üzere literatürde çekirdek enflasyonun ölçülmesinde çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Bu nedenle söz konusu yöntemlerden hangisinin enflasyonun uzun dönemli trendinin daha iyi bir temsilcisi olduğunun belirlenmesinde çeşitli kriterlere ihtiyaç duyulmaktadır. Söz konusu kriterler çekirdek enflasyon göstergelerinin politika yapıcılar tarafından etkin bir şekilde kullanılabilmesi için de gereklidir. Roger (1998) iyi bir çekirdek enflasyonun sahip olması gereken özellikleri şöyle sıralamıştır: zamanlılık, sapmasızlık, güvenilirlik ve kamuoyu tarafından anlaşılabilirlik. Söz konusu kriterlere ek olarak Wynne (1999)'e göre iyi bir çekirdek enflasyon teorik temellere dayanmalı, dayanıklı, öngörü gücü yüksek ve devamlı olmalıdır. Genel olarak kriterler üzerinde bir fikir birliğine varılmasına rağmen sözü edilen kriterlerin ölçülme yöntemleri üzerinde henüz bir fikir birliğine varıldığını söylemek mümkün değildir. Anlaşılabilirlik ve güvenilirlik gibi kriterler, subjektif temellere dayandıkları için herhangi bir istatistiksel ve ampirik yöntem ile test edilmeleri mümkün görünmemektedir. Bu nedenle çoğu çalışmada çekirdek enflasyonların seçimi sadece test edilebilir kriterler üzerinden yapılmaktadır.

Çalışmanın bu bölümünde önceki bölümlerde hesaplanan çekirdek enflasyonlar çeşitli yöntemlerle karşılaştırılacak, en iyi göstergeler test edilebilir kriterler bağlamında belirlenmeye çalışılacaktır. Literatürdeki çalışmaların çoğunda karar verme sürecinde tek bir özelliğin sağlanıp sağlanmadığı incelenmiştir. Ancak yukarıdaki kriterler dikkate alındığında tek başına bir kriterin test edilmesi en iyi çekirdek enflasyon ölçüsünün belirlenmesinde yeterli olmayacaktır. Bu nedenle çalışmada sapmasızlık, dayanıklılık ve zamanlılık, öngörü gücü kriterlerine göre çekirdek enflasyon göstergeleri karşılaştırılmıştır.

3.1 Sapmasızlık

Fiyat hareketlerinin geçici ve kalıcı kısımlarının birbirinden ayrıştırılmasında kullanılan çekirdek enflasyonun güvenilirliğinin en önemli ön koşulu çekirdek enflasyon ile toplam enflasyon arasında sistematik herhangi bir sapmanın olmamasıdır. Çekirdek enflasyon ile toplam enflasyon arasındaki ortalama eşitlik (mean equality) sapmasızlığın sağlanmasında tek başına yeterli değildir. Bunun yanında karşılaştırılan enflasyon ölçüsünün standart sapması da toplam enflasyondan daha düşük olmalıdır. Enflasyonun tahmininde kullanılan yöntemin sapmalı sonuçlar vermesi, fiyat değişmelerinin genel trendini içeren sürekli kısımları dışlandığı anlamına gelmektedir (Roger, 1998: 9). Çekirdek enflasyonun toplam enflasyondan önemli derecede sapması kamuoyu tarafından anlaşılabilirliğini ve kredibilitesini de olumsuz yönde etkileyecektir. Sözü edilen öneminden ötürü bir çok çalışmada çekirdek göstergelerin sapmasızlık ölçütünü sağlayıp sağlayamadığı çeşitli istatistiksel ve ampirik yöntemler yardımı ile test edilmiştir.

Sapmasızlığın en temel analizi çekirdek enflasyon oranları ile toplam enflasyonun ortalama, standart hata ve diğer tanımsal istatistikler yardımı ile karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Bu amaçla Tablo 3.1’de çeşitli tanımsal istatistiklere yer verilmiştir. Tablodan da görüldüğü üzere analiz dönemi boyunca tüm çekirdek enflasyon göstergelerinin ortalamaları toplam enflasyona oldukça yakındır. Toplam enflasyon ve çekirdek enflasyon ortalamaları arasındaki fark da oldukça düşüktür. Ağırlıklı medyan (π_t^{wm}) ve Jarqu-Bera (π_t^{jb}) enflasyon dışı düşen fiyat değişmelerinin önemli bir kısmını dışladıklarından en düşük ortalama sahip çekirdek enflasyon göstergeleridir.

Tablo 3.1’de yer alan diğer istatistikler, çekirdek enflasyon göstergelerinin büyük bir kısmının dönem boyunca toplam ve dışlamaya dayalı enflasyon oranlarından daha istikrarlı bir değişime sahip olduğunu doğrulamaktadır. En düşük değişim katsayısına sahip olan gösterge MAD enflasyondur (π_t^{mad}), bunu sırasıyla P-star enflasyon (π_t^{pstar}) ile

SVAR2 enflasyon (π_t^{svar2}) takip etmektedir. Cutler çekirdek enflasyon (π_t^{cut}), dinamik faktör enflasyon (π_t^{dfa}) ve ağırlıklı medyan (π_t^{wm}) toplam enflasyondan daha yüksek değişim katsayısına sahiptir. Ancak diğer değişim istatistikleri dikkate alındığında ağırlıklı medyanın dışlamaya dayalı enflasyon oranlarından daha az oynak olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. MAD enflasyon en düşük medyan mutlak hata ve ortalama mutlak hata değerlerine sahip çekirdek enflasyon ölçüsüdür. Bunu sırasıyla ağırlıklı medyan ve Jarque-Bera enflasyon izlemektedir. Sözü edilen değişim katsayılarında VAR modellerinden elde edilen çekirdek enflasyon göstergeleri dışlamaya dayalı enflasyon ölçülerinin önemli bir kısmından daha iyi sonuçlar verirken, Dinamik faktör enflasyon tüm değişim istatistiklerinde en kötü performansı gösteren çekirdek enflasyon ölçüsü olmuştur. Genel olarak, bu çalışmada hesaplanan çekirdek enflasyonların dışlamaya dayalı enflasyon oranlarından daha az değişken olması, sözü edilen göstergelerin fiyat düzeyinde meydana gelen geçici şokların belirlenmesi ve enflasyonun genel trendinin analizinde daha faydalı olabileceğini ima etmektedir.

Yukarıda hesaplanan tanımsal istatistikler alternatif enflasyon ölçülerinin oynaklık açısından karşılaştırılmasına izin verse de, sözü edilen göstergelerden hangisinin enflasyonun daha sapmasız bir temsilcisi olduğu hakkında kesin bir şey söyleyememektedir. Bu nedenle literatürde sapmasızlığın test edilmesi için çeşitli ampirik modeller kullanılmaktadır.

Tablo 3.1 Çekirdek Enflasyon Göstergelerinin Tanımsal İstatistikleri

	Ortalamadan					
	Ortalama (%)	Farklar ($\bar{\pi} - \bar{\pi}^{core}$)	Standart Sapma	Değişim Katsayısı	Medyan Mutlak Hata	Ortalama Mutlak Hata
π_t	2.861	-	2.313	0.808	1.888	1.906
π_t^{ex1}	2.840	0.022	2.149	0.757	1.764	1.767
π_t^{ex2}	2.849	0.013	2.189	0.768	1.803	1.803
π_t^{ex3}	2.867	-0.005	2.204	0.769	1.787	1.801
π_t^{cut}	2.672	0.189	2.289	0.857	1.802	1.807
π_t^{varw}	2.708	0.153	2.075	0.766	1.738	1.739
π_t^{dw}	2.77	0.091	2.070	0.747	1.734	1.742
π_t^{wm}	2.372	0.490	1.944	0.820	1.600	1.609
π_t^{ib}	2.645	0.217	1.939	0.733	1.630	1.622
π_t^{mad}	2.851	0.011	1.794	0.629	1.488	1.493
π_t^{asy10}	3.056	-0.195	2.267	0.742	1.821	1.836
π_t^{asy15}	2.904	-0.043	2.222	0.765	1.795	1.802
π_t^{asy20}	2.804	0.057	2.180	0.778	1.771	1.778
π_t^{asy25}	2.728	0.133	2.147	0.787	1.755	1.759
π_t^{pstar}	2.810	0.052	1.930	0.687	1.736	1.737
$\pi_t^{s\ var\ 1}$	2.791	0.070	2.082	0.746	1.796	1.796
$\pi_t^{s\ var\ 2}$	2.792	0.070	1.975	0.708	1.704	1.714
$\pi_t^{s\ var\ 3}$	2.789	0.072	2.019	0.724	1.770	1.772
π_t^{dfa}	2.859	0.002	2.345	0.820	1.883	1.914

Not: Tablodaki istatistikler aşağıdaki formüller ile hesaplanmıştır:

Değişim Katsayısı= $\sigma_{\pi}/\bar{\pi}$

Medyan mutlak hata= $1/T \sum_{i=1}^T |\pi_i - \text{med}(\pi_i)|$

Ortalama mutlak hata= $1/T \sum_{i=1}^T |\pi_i - \bar{\pi}|$

Bu çalışmada sapmasızlığın test edilmesinde çekirdek enflasyon ile toplam enflasyon arasındaki ilişkiye dayanan aşağıdaki regresyon modeli kullanılmıştır:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta(\pi_t^{core} - \pi_{t-1}^{core}) + u_t \quad (3.1)$$

Burada π_t , π_t^{core} toplam ve çekirdek enflasyonu, u_t ise ideal koşulları sağlayan hata terimini temsil etmektedir. Yukarıdaki modelde herhangi bir sabit terim kullanılmamıştır, bunun nedeni her iki değişkenin ortalamasında meydana gelecek sistematik farkların sapmasızlık koşuluna zarar verme ihtimalidir. Yukarıdaki denklemde sapmasızlık koşulunun sağlanması β katsayısının bire eşit olup olmamasına bağlıdır. β 'nın bire eşit olması çekirdek ve toplam enflasyondaki değişimlerin zaman içerisinde aynı trendi izlediği anlamına gelmektedir, diğer bir deyişle çekirdek enflasyon toplam enflasyonun sapmasız bir tahmin edicisidir.

Yukarıdaki denklem çerçevesinde tahmin edilen β katsayıları ve $\beta = 1$ sınırlandırılmış F testi sonuçları Tablo 3.2'de verilmiştir. Görüldüğü üzere sınırlandırılmış F testi çoğunluğu ampirik yöntemlere dayanan bazı çekirdek ölçüleri için red edilmiştir. Bunlar P-star enflasyon (π_t^{pstar}), SVAR1 enflasyon (π_t^{svar1}), SVAR3 enflasyon (π_t^{svar3}) ve dinamik faktör (π_t^{dfa}) modelinden elde edilen enflasyondur. Sapmasızlık koşulunun kabul edilmediği istatistiksel yöntemlere dayalı göstergeler ise çift ağırlıklı enflasyon (π_t^{dw}), varyans ağırlıklı enflasyon (π_t^{varw})'dur. Bu bulgular bahsi geçen çekirdek enflasyon serileri ile toplam enflasyon arasında sistematik bir ayrışmanın olduğu, sözü edilen yöntemlerde kullanılan düzleştirme prosedürünün (smoothing procedure) güvenilir olmadığı dolayısıyla enflasyonun kalıcı trendinin dışlandığı şeklinde yorumlanabilir. Dikkate değer diğer bir nokta da dirençli çekirdek enflasyonların tümünün (ağırlıklı medyan (π_t^{wm}),

Jarque-Bera enflasyon (π_t^{jb}), MAD enflasyon (π_t^{mad}) ve asimetrik kırılmış ortalamalar (π_t^{asy}) yukarıdaki denklem çerçevesinde tanımlanan sapmasızlık koşulunu sağlamasıdır.

Tablo 3.2 Çekirdek Enflasyon Ölçülerinin Sapmasızlık Testleri

Model: $\Delta\pi_t = \beta\Delta\pi_t^{core} + u_t$		F-test Kısıtı: $\beta=1$		
	β	Olasılık	F istatistiği	Olasılık
π_t^{ex1}	0.978	0.000	0.054	0.817
π_t^{ex2}	0.952	0.000	0.292	0.590
π_t^{ex3}	1.004	0.000	0.011	0.917
π_t^{cut}	1.038	0.000	0.265	0.607
π_t^{varw}	1.171	0.000	4.220	0.042
π_t^{dw}	1.130	0.000	3.220	0.075
π_t^{wm}	0.889	0.000	1.789	0.183
π_t^{jb}	1.036	0.000	0.497	0.482
π_t^{mad}	0.936	0.000	0.537	0.465
π_t^{asy10}	0.942	0.000	1.661	0.200
π_t^{asy15}	0.959	0.000	0.770	0.382
π_t^{asy20}	0.977	0.000	0.262	0.610
π_t^{asy25}	0.972	0.006	0.672	0.414
π_t^{pstar}	0.079	0.485	67.236	0.000
$\pi_t^{s\text{ var }1}$	-0.032	0.849	38.890	0.000
$\pi_t^{s\text{ var }2}$	0.906	0.000	0.428	0.514
$\pi_t^{s\text{ var }3}$	0.706	0.000	3.670	0.058
π_t^{dfa}	1.576	0.000	11.562	0.001

Not: Tüm regresyonlarda değişen varyans ve otokorelasyon tutarlı varyans kovaryans matrisi kullanılmıştır.

Genel olarak elde edilen bulgular, hesaplanan çekirdek enflasyonların önemli bir kısmının toplam enflasyondan daha az oynak olduğunu, çekirdek ve toplam enflasyon arasındaki sapmanın dışlamaya dayalı ve dirençli çekirdek enflasyonlar için anlamlı olmadığını göstermektedir. Buna karşın sapmasızlık koşulu P-star, SVAR ve dinamik faktör yöntemleri ile hesaplanan çekirdek enflasyon serilerinin bazıları tarafından sağlanamamıştır.

3.2 Dayanıklılık ve Zamanlılık

Çekirdek enflasyonda bulunması gereken diğer bir özellik dayanıklılıktır, dayanıklılık çekirdek enflasyonun zamana göre değişmemesi, sıklıkla revize edilmemesi şeklinde tanımlanabilir (Wynne, 1999: 16). Diğer bir deyişle yeni gözlem ve değişkenlerin eklenmesi veya tahmin döneminin değiştirilmesi para otoriteleri tarafından izlenen göstergelerin geçmiş dönemdeki değerlerini etkilememelidir. Dayanıklı olmayan bir yöntemin kamuoyuna ilan edilmesi uygulanmakta olan enflasyon hedeflemesi stratejisinin güvenilirliğini olumsuz yönde etkileyecektir.

Dayanıklılık ile yakından ilişkili olan diğer bir özellik ise zamanlılıktır. Zamanlılık çekirdek enflasyonun toplam enflasyon ile aynı anda hesaplanabilme imkanına sahip olması ve aynı anda ilan edilebilmesidir (Roger, 1998: 10). Çekirdek enflasyonun toplam enflasyonun ilanından sonra hesaplanması durumunda, sözü edilen ölçünün politika yapıcılar açısından önemini ve kredibilitesini düşürecektir.

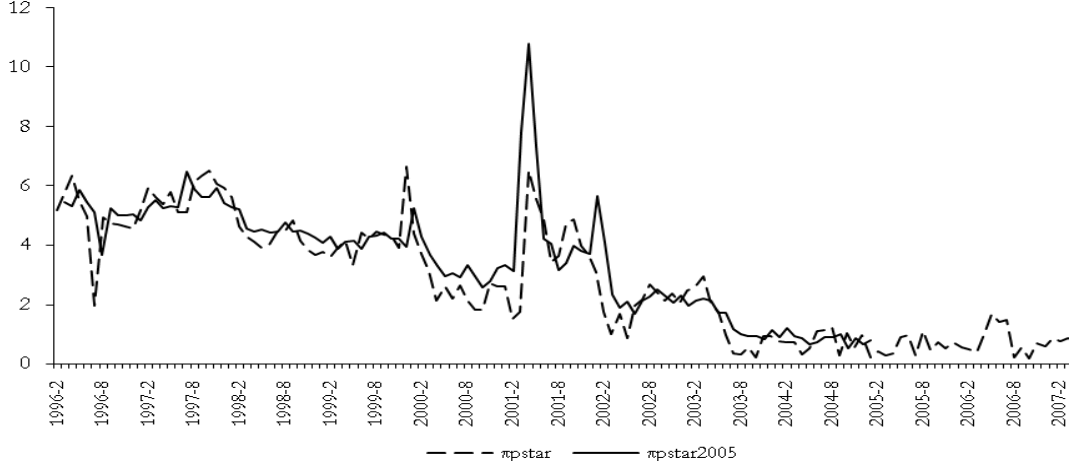
Bu çalışmada hesaplanan çekirdek enflasyon oranlarına bakıldığında, bunlardan bir kısmının kullanılan yöntem gereği dayanıklı değildir. Varyans ağırlıklı, çift ağırlıklı çekirdek enflasyon göstergeleri hesaplanmalarında kullanılan fiyat bileşenlerinin varyansının yeni verilerin eklenmesi ile birlikte değişmesinden ötürü bu özelliğe sahip değildir. Cutler'ın süregelen ağırlıklı (persistent weighted) enflasyonunda fiyat bileşenlerine

ait ağırlıklar otoregresif bir modelin tahmininden elde edilmektedir. Yeni enflasyon verilerinin eklenmesi ile birlikte tahmin döneminin değişmesi sadece gelecekteki değil geçmiş dönem ağırlıklarının değişmesi anlamına gelmektedir, bu da hesaplanan çekirdek enflasyon oranının sürekli revizyonunu beraberinde getirmektedir. Ancak her iki enflasyon ölçüsü de zamanlıdır yani toplam enflasyon ile birlikte aynı anda hesaplanmaları mümkündür.

İstatistiki göstergeler sınıflaması içerisinde yer alan dışlamaya dayalı yöntemler ve dirençli yöntemler (ağırlıklı medyan, asimetrik kırılmış ortalamalar, Jarque-Bera ve MAD kırılmış ortalamalar) ise dayanıklılık ve zamanlılık kriterlerinin her ikisini de sağlamaktadır. Bunun nedeni dirençli yöntemlerin sadece yatay kesitsel düzlemde hesaplanmasıdır. Dolayısıyla bu yöntemler zamana bağlı herhangi bir tahmin sürecini ve hesaplanmasında fiyat bileşenleri dışında herhangi bir veriyi gerektirmediği için dayanıklı ve zamanlıdır.

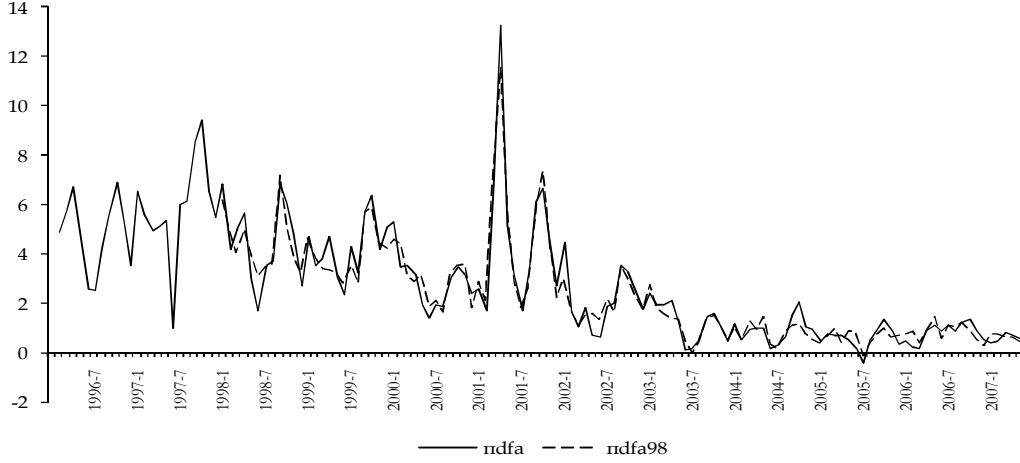
Buna karşın ampirik yöntemlerde tahmin dönemi ve analizde kullanılan modellerdeki farklılıklar çekirdek enflasyon serilerinin değişmesine neden olmaktadır. Bu nedenle ampirik göstergelerin hiçbirisi dayanıklılık kriterini sağlayamamaktadır. P-star enflasyon da sözü edilen çekirdek enflasyonlardan biridir. P-star modelinin dayanıklılığını göstermek için enflasyonun tahmin edildiği hata düzeltme modeli 1998:1–2005:1 dönemi için tekrar tahmin edilmiş, elde edilen sonuç Şekil 3.1’de önceki tüm dönem için tahmin edilen P-star enflasyon ile karşılaştırılmıştır. Görüldüğü üzere tahmin dönemindeki farklılık, regresyon modelinin artıklarındaki değişime bağlı olarak P-star enflasyonun önemli ölçüde farklılaşmasına neden olmuştur. Yapısal VAR dayanıksız ampirik yöntemlere diğer bir örnektir, sözü edilen yöntemden elde edilen çekirdek enflasyon serileri hem döneme ve modeldeki gecikme sayısına, hem de tahminde kullanılan değişkenlere göre farklılaşmaktadır (bkz. Şekil 2.5).

Şekil 3.1 Tahmin Dönemindeki Değişmenin P-star Enflasyon Üzerindeki Etkisi



Dikkate değer diğer bir husus da ampirik yöntemlerin zamanlılık koşulunu sağlayamamasıdır. P-star enflasyonun zamanlılığı, kullanılan parasal göstergelerin enflasyon verisi ile aynı anda ulaşılabilir olmasına bağlı iken, Yapısal VAR modellerinde enflasyonun hesaplanmasında temel sorun analizde kullanılan reel gelir değişkeninin enflasyon ile aynı sıklıkta ilan edilmemesidir. Bu açıdan bakıldığında zamanlılık koşulunu sağlayabilecek tek enflasyon göstergesi dinamik faktör enflasyon (π_t^{dfa})'dur. Ancak çekirdek enflasyonun fiyat endekslerinin ortak trendinin dinamik faktör modeli ile elde edildiği sözü edilen yöntemde de diğer ampirik yöntemlerde olduğu gibi tahmin döneminin değişmesi, hesaplanan enflasyonun farklılaşmasına neden olmaktadır (bkz. Şekil 3.2).

Şekil 3.2 Tahmin Dönemindeki Değişimin Dinamik Faktör Enflasyon Üzerindeki Etkisi



Özetle, varyans ağırlıklı ve çift ağırlıklı çekirdek enflasyon göstergeleri hariç tüm istatistiksel göstergeler zamanlı ve dayanıklıdır. Buna karşın ampirik göstergeler yeni değişkenlerin modele dahil edilmesine karşı duyarlı olmaları, tahminde kullanılan fiyat dışı değişkenlere anında ulaşılabilmesi ve zamana dayalı analiz gerektirmelerinden ötürü dayanıklılık ve zamanlılık koşullarını sağlayamamaktadır.

3.3 Öngörü Gücü

Çekirdek enflasyonda bulunması gereken diğer bir özellik, enflasyonun gelecekteki trendi ile ilgili bilgiler içermesi, diğer bir deyişle enflasyonun gelecekteki değerlerinin iyi bir öngörüsünü sağlamasıdır. Literatürde alternatif çekirdek enflasyon serilerinin öngörü gücünün karşılaştırılmasında çeşitli yöntemler tercih edilmektedir. Bununla birlikte, çoğu çalışmada Cecchetti (1993) tarafından önerilen, enflasyonun ileriye dönük trendi ile çekirdek enflasyon arasındaki farkın ölçülmesine dayalı referans trend yöntemi (benchmark measure method) kullanılmıştır. Diğer bir performans ölçütü ise çekirdek enflasyonun toplam enflasyonu öngörü gücünün ölçüldüğü regresyon modelleridir (Wynne, 1999: 16).

Enflasyonun öngörü gücünün ölçülmesinde referans trend yönteminin tercih edildiği çalışmaların çoğunda dirençli tahmin yöntemlerine dayalı çekirdek enflasyonlar hesaplanmıştır. Heath, Roberts ve Bulman (2004), Rich ve Steindel (2005) referans trend metodunun diğer çekirdek enflasyon ölçülerinin değerlendirilmesi için de kullanıldığı çalışmalar arasında gösterilebilir. Sözü edilen çalışmalarda tercih edilen referans değişkenler çalışmadan çalışmaya farklılık göstermektedir. Örneğin bu yöntemin ilk defa kullanıldığı Cecchetti (1993)'te enflasyonun 36 aylık hareketli ortalaması uzun dönemli referans değişken olarak seçilmiştir. Benzer şekilde Bryan, Cecchetti ve Wiggins (1997) optimal kırpma yüzdesinin belirlenmesinde toplam enflasyonun 36 aylık merkezi hareketli ortalamasını kullanmıştır. Birleşik Krallık enflasyon verilerini kullandığı çalışmada, Bakhshi ve Yates (1999) alternatif dirençli enflasyon serilerinin öngörü gücünü toplam enflasyonun 37 aylık merkezi hareketli ortalaması ile karşılaştırarak ölçmüştür. Portekiz enflasyon verilerinin kullanıldığı Coimbra and Neves (1997)'te TÜFE'den hesaplanan medyan enflasyon, enflasyonun uzun dönemli trendini yansıtan referans değişkendir.

Sözü edilen çalışmalarda referans trend değişkenin belirlenmesinden sonra enflasyonun uzun dönem trendini yansıtan referans trend değişken ile test edilen çekirdek enflasyon ölçüsü arasındaki farkı minimize eden *ortalama hata kareleri toplamının karekökü* (RMSE) veya ortalama mutlak hata (MAE) istatistikleri hesaplanmakta alternatif enflasyon ölçüleri bu şekilde karşılaştırılmaktadır. Test edilecek çekirdek enflasyon değerleri π_t^{test} , enflasyonun referans trend ölçüsü π_t^{ref} olarak nitelendirilirse RMSE ve MAE'yi aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\pi_t^{test} - \pi_t^{ref})^2}{T}} \quad (3.2)$$

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^T |\pi_t^{test} - \pi_t^{ref}|}{T} \quad (3.3)$$

Referans trend metodunda RMSE ve MAE kriterleri arasındaki tercih çok önemlidir, bazı durumlarda her iki kriter birbirinden farklı sonuçlar verebilmektedir. Örneğin Bryan ve Cecchetti (1994, 1996), Bryan, Cecchetti ve Wiggins (1997) ve Cecchetti (1997), enflasyonun 36 aylık hareketli ortalamasını uzun dönemli trend göstergesi olarak seçtikleri çalışmalarında RMSE minimizasyon kriterini seçmişler fakat MAE ile de benzer sonuçların elde edildiğini belirtmişlerdir. Ancak, Bakhshi ve Yates (1999), her iki kriterin farklı sonuçlar verdiğini bulmuş, bunlardan MAE kriterinden elde edilen sonuçları dikkate almıştır. Silver (2007) ise her iki istatistiğe dair sonuçların karşılaştırmalı olarak verilmesi gerektiğini vurgulamış, sonuçların çok farklı çıkması durumunda dışa düşenlere daha dayanıklı olan MAE'nin tercih edilmesini önermiştir.

Çekirdek enflasyonların öngörü gücünün ölçülmesinde kullanılan ampirik modeller çalışmadan çalışmaya farklılık göstermektedir. Örneğin Bryan and Cecchetti (1993)'te 12 dönem gecikmeli çekirdek enflasyonun bağımlı değişken olduğu aşağıdaki model kullanılmıştır:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-12}^{core} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Aylık ABD enflasyon verilerinin kullanıldığı adı geçen çalışmada ağırlıklı meydan yüzde 15 simetrik kırılmış ortalamaya göre daha düşük hata kareleri toplamını veren en iyi çekirdek göstergedir.

Diğer bir çalışma olan Laflache (1997)'de çekirdek enflasyonun gecikmeli değerlerinin yer aldığı aşağıdaki model tercih edilmiştir:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i}^{core} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Düzeltilmiş R-karesi en yüksek olan gösterge en iyi çekirdek enflasyon olarak kabul edilmiştir. Lafleche (1997)'ın kullandığı gecikmeli modelin aksine Cutler (2001) çekirdek enflasyonun toplam enflasyonu açıklama gücünü belirlemek için aşağıdaki ileriye dönük modeli kullanmıştır:

$$\pi_{t+h} = \alpha_0 + \beta \pi_t^{core} + (1-\beta)\pi_t + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Yukarıdaki modelde β 'nın sifıra eşit olması ($\beta=0$) durumunda çekirdek enflasyonun, enflasyonun gelecekteki değerinin belirlenmesinde herhangi bir katkısı yoktur. β 'nın bire eşit olması ($\beta=1$) olması durumunda çekirdek enflasyon toplam enflasyonu mükemmel ölçüde açıklamaktadır. β 'nın sıfırla bir arasında yer alması ($0 < \beta < 1$) çekirdek enflasyonun gelecek enflasyonun tahmininde hala açıklayıcı gücü olduğu anlamına gelmektedir. β 'nın 0.5 ile bir arasında yer alması ($0.5 < \beta < 1$) ise çekirdek enflasyonun gelecek enflasyonu toplam enflasyona oranla daha iyi açıklayabildiğini göstermektedir (Cutler, 2001: 23). Cutler (2001) geliştirdiği bu model yardımı ile alternatif çekirdek enflasyon ölçülerinin öngörü gücünü test etmiş ve kendisinin önerdiği süreğen ağırlıklı enflasyonun ağırlıklı medyan ve kırılmış ortalamalara göre öngörü gücü açısından üstün geldiğini bulmuştur.

Diğer bir çalışma olan Cogley (2002: 104)'de aşağıdaki ileriye dönük model kullanılmıştır:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^{core}) + u_{t+h} \quad (3.7)$$

Yukarıda tahmin edilen denklemin $\alpha_h = 0$, ve $\beta_h = 1$ kısıtını sağlaması toplam enflasyonun çekirdek enflasyondan sapmasının $(\pi_t - \pi_t^{core})$ enflasyondaki geçici bileşenleri tam olarak ölçtüğü anlamına gelmektedir. β_h negatif ve mutlak değer olarak birden küçük ise toplam enflasyonun çekirdek enflasyondan sapması $(\pi_t - \pi_t^{core})$, enflasyonun geçici kısmını olduğundan yüksek ölçmektedir. Benzer şekilde β_h negatif ve mutlak değer olarak birden büyükse toplam enflasyonun çekirdek enflasyondan sapması $(\pi_t - \pi_t^{core})$, enflasyondaki geçici bileşenleri olduğundan düşük ölçmektedir.

Öngörü Gücünün Alternatif Yöntemler Çerçevesinde Değerlendirilmesi

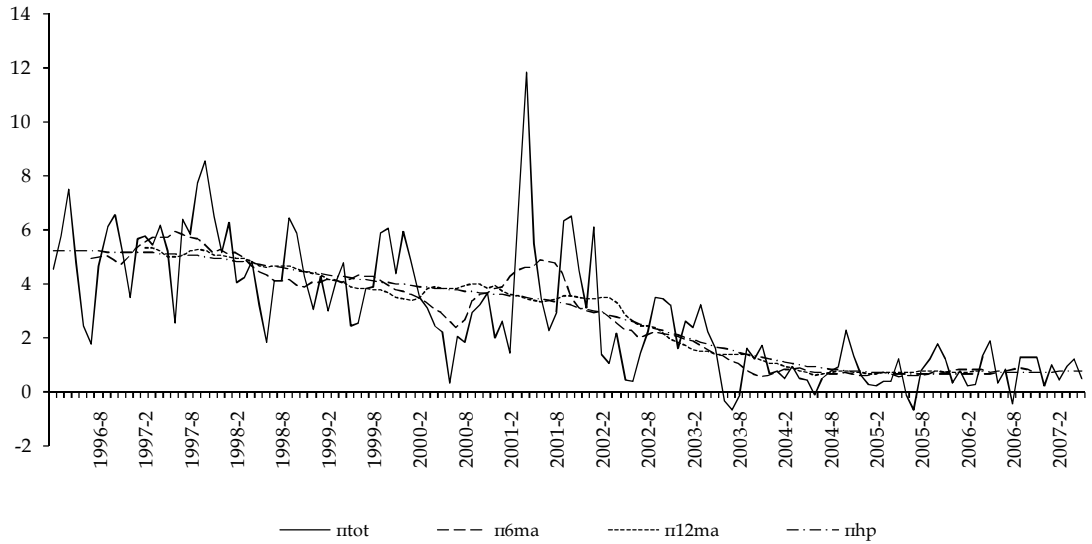
Çekirdek enflasyon göstergelerinin öngörü gücü ile ilgili bir fikir edinebilmek amacıyla ilk olarak çekirdek enflasyon ölçülerinin cari değerleri ile gelecek enflasyon arasındaki ilişkiyi gösteren korelasyon katsayıları değişik zaman dilimlerini içerecek şekilde hesaplanmıştır (bkz. Tablo 3.3). Korelasyon katsayısının kısa dönemlerde yüksek olması, dönem sayısı arttıkça sifıra yakınsaması beklenmektedir. Bu öngörü ile paralel olarak cari düzeyde tüm çekirdek enflasyon ölçüleri ile toplam enflasyon arasında yaklaşık yüzde 90'larda seyreden yüksek korelasyon katsayıları elde edilmekle birlikte dönem sayısındaki artışla korelasyon katsayılarında bir düşme görülmektedir. Cari düzeyde istatistiksel ve dışlamaya dayalı çekirdek enflasyon oranları, ampirik olanlara göre daha yüksek korelasyon katsayısına sahiptir. Jarque-Bera kırılmış ortalamalar cari dönemde dışlamaya dayalı enflasyon türlerine göre cari enflasyonla daha az ilişkili olmasına rağmen 6 ve 18 aylık düzeyde gelecek enflasyon ile en yüksek korelasyon katsayısına sahiptir. P-star enflasyon, ağırlıklı medyan ve aсимetrik kırılmış ortalamaların korelasyon katsayıları dışlamaya dayalı ve diğer ampirik olanlardan genel olarak daha yüksek çıkmıştır.

Tablo 3. 3 Gelecek Enflasyon ile Çekirdek Enflasyon Ölçüleri Arasındaki Korelasyon İlişkisi

	π_t	π_{t+6}	π_{t+12}	π_{t+18}
π_t^{ex1}	0.933	0.630	0.590	0.603
π_t^{ex2}	0.933	0.624	0.579	0.603
π_t^{ex3}	0.941	0.638	0.555	0.588
π_t^{cut}	0.951	0.611	0.537	0.583
π_t^{varw}	0.924	0.658	0.547	0.604
π_t^{dw}	0.943	0.638	0.578	0.595
π_t^{wm}	0.938	0.636	0.575	0.611
π_t^{jb}	0.899	0.664	0.588	0.642
π_t^{mad}	0.910	0.617	0.549	0.574
π_t^{asy10}	0.969	0.633	0.579	0.600
π_t^{asy15}	0.964	0.631	0.582	0.607
π_t^{asy20}	0.958	0.631	0.582	0.610
π_t^{asy25}	0.952	0.628	0.578	0.609
π_t^{pstar}	0.672	0.555	0.663	0.625
$\pi_t^{s\ var\ 1}$	0.791	0.571	0.471	0.518
$\pi_t^{s\ var\ 2}$	0.891	0.597	0.443	0.549
$\pi_t^{s\ var\ 3}$	0.867	0.590	0.429	0.566
π_t^{dfa}	0.913	0.653	0.580	0.602

Çekirdek enflasyonların öngörü gücünün belirlenmesinde diğer bir yaklaşım, Cecchetti (1993) tarafından önerilen referans trend yöntemidir. Bu çalışmada referans trend yönteminin trend değişken seçimine karşı duyarlı olduğu dikkate alınarak RMSE ve MAE istatistiklerinin hesaplanmasında üç farklı trend değişken dikkate alınmıştır. Bunlar toplam enflasyonun 12 ve 24 aylık merkezi hareketli ortalaması (π^{6ma} ve π^{12ma}) ile Hodrick-Prescott filtreleme (π^{hp}) yönteminden elde edilen serilerdir (bkz. Şekil 3.4).

Şekil 3. 3 Çekirdek Enflasyonların Karşılaştırılmasında Kullanılan Trend Değişkenler



Alternatif trend değişkenlerle hesaplanmış Tablo 3.4'te yer alan RMSE ve MAE istatistiklerine ait sonuçları aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür:

- Çekirdek enflasyon ölçülerinin önemli bir kısmı toplam enflasyondan daha düşük RMSE ve MAE istatistiğine sahiptir. Bu durum çekirdek enflasyon oranlarının enflasyonun uzun dönemli trendini daha iyi yansıttığının bir göstergesidir.
- 12 aylık merkezi hareketli ortalamanın trend değişken olduğu durumda tüm RMSE ve MAE sonuçları SVAR3 ($\pi_i^{s\text{var}3}$), Jarque-Bera (π_i^{jb}), SVAR2($\pi_i^{s\text{var}3}$) ve P-star

(π_t^{pstar}) enflasyonun en yüksek öngörü gücüne sahip olduğuna işaret etmektedir. MAD çekirdek enflasyon, medyan enflasyon, ve diğer istatistiki ağırlıklandırma yöntemleri de genel olarak dışlamaya dayalı enflasyon ölçülerinden daha düşük sonuçlar vermiştir.

- Asimetrik kırılmış ortalamaların π_t^{asy} performansı diğer dirençli tahmin edicilere göre düşük çıkmıştır. Düşük kırma yüzdelerinde dışlamaya dayalı enflasyon ölçülerinden daha yüksek RMSE değerlerine sahip olmasına rağmen 54'üncü yüzdelik etrafında yüzde 25 asimetrik kırpmadan göreceli olarak iyi sonuçlar elde edilmiştir
- Cutler'ın süregelen çekirdek enflasyonu π_t^{cut} ve Dinamik faktör enflasyon π_t^{dfa} , RMSE ve MAE istatistiklerinin çoğunda dışlamaya dayalı enflasyonlardan daha kötü bir performans göstermiştir.

RMSE ve MAE istatistiklerine göre enflasyonun öngörüsünü dışlamaya dayalı enflasyon ölçülerinden daha iyi bir şekilde sağlayan çekirdek enflasyon ölçülerinin önemli bir kısmının sapmasızlık testinden geçemediği dikkate alınırsa yukarıdaki sonuçlar ihtiyatla yorumlanmalıdır. RMSE ve MAE istatistiklerinin hesaplanmasında kullanılan referans değişkenin enflasyonun uzun dönemli trendini temsil ettiği varsayımı gerçekçi değildir. Eğer enflasyonun trendi halihazırda referans değişken olarak kullanılan hareketli ortalamalar veya Hodrick-Prescott yönteminden elde edilen trend tarafından temsil ediliyorsa çekirdek enflasyonun hesaplanmasına ihtiyaç yoktur, bu durumda referans değişkenler çekirdek enflasyon olarak kabul edilmelidir. Bu nedenle çekirdek enflasyonların öngörü gücünün ölçülmesinde modele dayalı ampirik yaklaşımlar daha faydalı sonuçlar verecektir.

Bu çerçevede çekirdek enflasyonların öngörü gücünün ampirik olarak karşılaştırılması için Cutler (2001)'in denklem 3.6'da verilen modeli tahmin edilmiştir¹⁸. β katsayıları ve düzeltilmiş R-kareler Tablo 3.6'da verilmiştir. Modellerden elde edilen tahminler genel olarak aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- Tüm β katsayıları sıfırdan küçüktür, buna göre çekirdek enflasyonlardan hiçbiri gelecek enflasyonu tamamıyla açıklayamamaktadır.
- Dinamik faktör enflasyon π_t^{dfa} ve Cutler'in süregelen çekirdek enflasyonu π_t^{cut} dışındaki tüm çekirdek enflasyonların katsayıları istatistiksel olarak anlamlı ve 0.5 ile 1 arasındadır $0.5 < \beta < 1$, dolayısıyla öngörü güçleri toplam enflasyondan daha yüksektir. Tüm göstergeler arasında ağırlıklı medyan π_t^{wm} , çift ağırlıklı enflasyon π_t^{dw} , yüzde 20 ve yüzde 25 asimetrik kırılmış ortalamaların π_t^{asy20} ve π_t^{asy25} performansı dikkate değerdir, sözü edilen ölçüler her iki dönemde de en yüksek β katsayısına sahiptir.
- Çekirdek enflasyonların 12 ay sonraki enflasyonu açıklama gücüne bakıldığında 6 ay düzeyinde açıklama gücü olmayan Dinamik faktör enflasyon π_t^{dfa} ve Cutler'in süregelen çekirdek enflasyonu π_t^{cut} yanında π_t^{svar2} ve π_t^{svar3} 'nin de öngörü gücünün olmadığı görülmektedir. Ayrıca, π_t^{svar1} 'in β katsayısı anlamlı olmasına rağmen 0.5'ten küçüktür, dolayısıyla gelecek enflasyonun açıklanmasında toplam enflasyonun kendisinden daha az önemlidir.
- Dikkate değer bir nokta da tüm dirençli enflasyon ölçülerinin Cutler'in modeli çerçevesinde gelecekteki enflasyonu açıklama gücünün yüksek çıkmasıdır. Dirençli enflasyonların çoğunun katsayıları dışlamaya dayalı enflasyonlardan daha yüksektir. Dolayısıyla daha iyi bir öngörü gücü sağlamaktadır.

¹⁸ Çekirdek enflasyonlara ait Cutler modelinden elde edilen β katsayıları ve düzeltilmiş R-kareler Ek Tablo 3.1'de yer almaktadır.

Cutler'ın modeli yanında Cogley (2002)'nin öngörü gücünün ölçülmesinde kullandığı model 6 ve 12 aylık dönemler için ayrı ayrı tahmin edilmiştir (bkz. Ek Tablo 3.2 ve 3.3). Modellerden elde edilen bulguları aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür:

- Cutler'ın modelinden farklı olarak istatistiksel çekirdek enflasyon ölçülerinin ampirik olanlara göre daha yüksek bir öngörü gücüne sahip olduğu daha belirgin olarak söylenebilmektedir. Bu durum istatistiksel göstergeler ve toplam enflasyon arasındaki farkın süregelen olmadığını ve toplam enflasyonun çekirdek enflasyona yakınsadığını göstermektedir. Buna karşın, 6 ve 12 aylık düzeylerin tümünde $\alpha=0$, $\beta=1$ boş hipotezi dinamik faktör enflasyon π_t^{dfa} hariç, tüm zaman serisi regresyonları için reddedilmektedir, bu durum ampirik çekirdek ölçülerin sapmalı ve toplam enflasyonun iyi bir kestirimini sağlayamadığı şekilde yorumlanabilir. F testi sonucuna göre Cutler'ın süregelen enflasyonu da toplam enflasyonu açıklayamadığını göstermektedir.
- Tüm sapmasız öngörü sağlayan çekirdek enflasyonların β katsayıları 0.5'in üzerindedir, bu durum sözü edilen değişkenlerin enflasyonun öngörüsünde toplam enflasyondan daha fazla katkı sağladığını ima etmektedir. Altı aylık düzeyde ağırlıklı medyan π_t^{wm} , çift ağırlıklı π_t^{dw} ve Jarque-Bera π_t^{jb} enflasyonun 0.90'ın üzerindeki β katsayıları ile enflasyonun en iyi öngörüsünü sağlayan çekirdek enflasyon oranlarıdır. Bu göstergelerin β katsayıları 12 aylık düzeyde 0.80'e düşmesine rağmen, dışlamaya dayalı göstergelerden daha iyi performans göstermişlerdir.

Tablo 3.4 Öngörü Gücünün RMSE ve MAE Kriterleri ile Karşılaştırılması

	12 Aylık H. Ort.		24 Aylık H. Ort.		HP Filtresi	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE
π_t	1.411	1.011	1.575	1.001	1.503	1.056
π_t^{ex1}	1.172	0.85	1.307	0.847	1.242	0.913
π_t^{ex2}	1.223	0.874	1.375	0.887	1.293	0.939
π_t^{ex3}	1.223	0.835	1.419	0.874	1.319	0.906
π_t^{cut}	1.369	0.899	1.536	0.918	1.517	1.007
π_t^{varw}	1.003	0.636	1.241	0.702	1.129	0.727
π_t^{dw}	1.051	0.732	1.246	0.765	1.152	0.779
π_t^{wm}	1.163	0.839	1.336	0.872	1.238	0.912
π_t^{jb}	0.932	0.665	1.065	0.711	1.031	0.768
π_t^{mad}	1.159	0.705	1.325	0.778	1.240	0.705
π_t^{asy10}	1.366	0.957	1.534	1.043	1.457	0.991
π_t^{asy15}	1.303	0.896	1.48	0.887	1.39	0.917
π_t^{asy20}	1.255	0.848	1.438	0.85	1.339	0.878
π_t^{asy25}	1.229	0.825	1.416	0.844	1.31	0.864
π_t^{pslar}	1.021	0.74	0.911	0.631	0.894	0.645
$\pi_t^{s\text{ var }1}$	1.066	0.754	1.273	0.799	1.164	0.797
$\pi_t^{s\text{ var }2}$	0.976	0.696	1.182	0.75	1.073	0.733
$\pi_t^{s\text{ var }3}$	0.983	0.677	1.204	0.735	1.077	0.715
π_t^{dfa}	1.467	0.955	1.628	1.066	1.529	0.983

3.4 Değerlendirme

Çalışmanın bu kısmında çeşitli yöntemlerden elde edilen çekirdek enflasyon ölçüleri sağlamaları gereken çeşitli kriterler bağlamında değerlendirilmiştir. İlk olarak çekirdek enflasyonun toplam enflasyondan önemli derecede sapma içerip içermediği sorgulanmıştır. Elde edilen bulgular hesaplanan çekirdek enflasyonların önemli bir kısmının toplam enflasyondan daha az oynak olduğunu, çekirdek ve toplam enflasyon arasındaki farkın dışlamaya dayalı ve dirençli çekirdek enflasyonlar için anlamlı olmadığını göstermektedir. Ancak sapsızlık koşulu başta P-star, dinamik faktör enflasyon ve bazı SVAR ölçüleri olmak üzere ampirik yöntemlerin önemli bir kısmı için sağlanamamıştır.

Çalışmada değerlendirme konusu olan diğer önemli bir performans kriteri dayanıklılık ve zamanlılıktır. Burada varyans ağırlıklı ve çift ağırlıklı çekirdek enflasyon göstergeleri hariç tüm istatistiksel göstergeler zamanlılık ve dayanıklılık koşulunu karşılamaktadır. Zaman serisi yöntemlerinde modele yeni değişken ve gözlem sayısının eklenmesi elde edilen çekirdek serinin önemli ölçüde farklılaşmasına, dayanıksız hale gelmesine neden olmaktadır. Ayrıca tahminde kullanılan fiyat dışı değişkenlere anında ulaşılamamasından ötürü ampirik yöntemler zamanlılık koşulunu da karşılayamamaktadır.

Çekirdek enflasyonların karşılaştırılmasında kullanılan bir diğer özellik toplam enflasyonu öngörebilme güçleridir. Bu amaçla Cecchetti (1993) tarafından önerilen referans trend metodu, Cutler (2001) ve Cogley (2002) tarafından kullanılan modeller kullanılmıştır. Üç değişik yöntemden elde edilen sonuçlar paraleldir, özellikle diğer kriterlerde olduğu gibi ampirik yöntemlerin, dışlamaya dayalı yöntemlerden daha kötü performans gösterdiğini doğrulamaktadır. Bunun yanında başta Jarque-Bera enflasyon ve ağırlıklı medyan olmak üzere pek çok dirençli çekirdek enflasyonun, dışlamaya dayalı çekirdek enflasyonlara nazaran daha iyi öngörü gücüne sahip olduğu görülmektedir.

Genel olarak özetlemek gerekirse; dirençli yöntemlere dayanan çekirdek enflasyon ölçüleri, zaman serisinden elde edilen çekirdek enflasyonlara göre yukarıdaki üç kriterin sağlanmasında daha başarılıdır. Jarque-Bera enflasyon test edilebilir kriterlerin tümünü sağlamakla birlikte, ağırlıklı medyan, yüzde 25 asimetrik kırılmış enflasyon ve MAD enflasyon, yapılan çoğu testlerde TCMB tarafından tercih edilen dışlamaya dayalı enflasyonlardan daha anlamlı sonuçlar vermiştir, dolayısıyla sözü edilen çekirdek enflasyon oranlarının fiyat hareketlerindeki genel eğilimin analizinde kullanımı daha sağlıklı sonuçlar verecektir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. TÜRKİYE'DE PETROL ŞOKLARININ ENFLASYONA GEÇİŞ ETKİSİ

Daha önce de belirtildiği üzere çekirdek göstergelerde bulunması gereken özelliklerden biri para politikasının kontrolü dışında kalan anlık dışsal şoklara toplam enflasyondan daha az tepki vermesidir. Söz konusu kriterin sağlanması, para politikasının arz şoklarının birincil etkileri yerine ikincil etkilerine tepki vermesi gerektiği gerçeği de dikkate alınırsa politika yapıcılar açısından daha önemli hale gelmektedir. Arz şoklarının enflasyonist etkilerinin analizinde petrol ve akaryakıt fiyatındaki değişimleri içeren modeller literatürde yer alan çalışmaların önemli bir kısmında kullanılmıştır. Bu gerekçeden hareketle çalışmanın bu bölümünde, önceki bölümde karşılaştırma kriterleri açısından en iyi performansı gösteren Jarque-Bera enflasyon serisi petrol şoklarının enflasyona geçiş etkisinin analizinde kullanılacaktır. TCMB tarafından kullanılan dışlamaya dayalı göstergelerden Enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon, Jarque-Bera enflasyondan elde edilen sonuçların karşılaştırılması amacıyla analizde kullanılan diğer bir çekirdek enflasyon göstergesidir.

1970'lerden itibaren yaşanan petrol krizleri neticesinde ham petrol fiyatlarında meydana gelen artışlar, gelişmekte olan ülkelerde yaşanan yüksek ve kronik enflasyonun en önemli nedenlerinden biri olarak gösterilmiştir. Buna bağlı olarak girdi fiyatlarındaki artışın enflasyona geçiş etkisi ile ilgili literatürde birçok çalışma yapılmıştır (Örneğin bkz. Hamilton (1996), Goldfajn ve Werlang (2000), Choudhri ve Hakura (2001)). Ancak son dönemde pek çok gelişmiş ülke üzerine yapılan çalışmalar 1990 sonrasında düşük enflasyon rejimine geçişle birlikte petrol fiyatlarında yaşanan sıçramaların fiyatlara geçiş etkisinin 1970'li yıllarda yaşanan petrol şoklarının geçiş etkisine göre oldukça düşük kaldığını göstermiştir (bkz. Mork (1989); Gagnon ve Ihrig (2001)). Dünya'da yaşanan hızlı nüfus artışı, ulaşım imkânlarındaki gelişmeler, taşıt sayısındaki artış ve petrol ürünlerinin üretim sürecinde daha yoğun kullanımı gibi etkenlere rağmen petrol fiyatlarındaki artışın enflasyona geçişindeki azalma ilgi çekicidir. Birçok çalışmada döviz kurundan fiyatlara

geçiş etkisindeki düşmenin asıl nedeni olarak petrol fiyatlarının yurtiçi fiyatlara geçiş etkisindeki düşme gösterilmiştir (bu konu ile ilgili bkz. Campa ve Goldberg (2002), Goldfajn ve Werlang (2000), Borenztein ve De Gregorio (1999)).

Bu bağlamda, Türkiye 2001 Şubat krizini takiben uygulanan istikrar programı neticesinde yüksek enflasyon rejiminden düşük enflasyon rejimine geçmiş ve bu da enflasyon modellemelerinde tahmin edilen parametrelerde değişime yol açmıştır (bkz. Önder, 2006). Bu açıdan bakıldığında 2001 sonrası petrol fiyatlarının enflasyona yansımada değişimler beklenebilir. Ancak bildiğimiz kadarıyla literatürde Türkiye’de düşük enflasyon rejiminde petrol fiyatlarının enflasyon üzerinde geçiş etkisini inceleyen ve bu konuda doğrusal olmayan modelleri kullanan bir çalışma bulunmamaktadır. Bu gerekçelerden hareketle bu bölümün temel amacı Türkiye’de petrol fiyatlarının enflasyon üzerine geçiş etkisinin zaman içinde ne derece değişime uğradığını analiz etmektir.

Geçiş etkisinin modellenmesinde yapısal değişimden kaynaklanan kırılmaların varlığı çoklu yapısal kırılmalı testler ile incelenmektedir. Çalışmanın diğer bir özgün yanı ise yapısal kırılmanın tespitinden sonra rejim değişiminin petrol fiyatlarının enflasyona geçişi üzerindeki etkisinin Phillips eğrisi çerçevesinde MSVAR modelleri ile araştırılmasıdır. Krolzig (2006) tarafından geliştirilen rejim bağımlı etki tepki analizi kullanılarak yüksek ve düşük enflasyon rejimlerinde geçiş etkisindeki asimetrisinin ortaya konulması çalışmanın diğer ayırt edici bir yönüdür.

Dördüncü bölüm beş kısımdan oluşmaktadır. Birinci kısımda petrol şoklarının geçiş etkisini inceleyen çalışmalara ilişkin literatüre değinilecektir. İkinci kısımda, tanımlanan metodoloji çerçevesinde geçiş etkisinin test edileceği doğrusal ve doğrusal olmayan modellere değinilecektir. Çalışmada kullanılan veri setinin özelliklerine üçüncü kısımda yer verilecektir. Tanımlanan modellere ait tahminler dördüncü kısımda yer alacaktır. Son kısımda ise elde edilen ampirik bulgular değerlendirilecektir.

4.1 Literatür Taraması

Literatürde petrol şoklarının enflasyona etkileri üzerine çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Mork (1989), Hamilton ve Herrera (2001), Davis ve Hamilton (2003) ABD’de petrol fiyatlarının enflasyona geçiş etkisini araştıran önemli çalışmalar arasında yer almaktadır. Söz konusu çalışmalar petrol fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını ve asimetrik özellikler gösterdiğini, petrol fiyatlarındaki artışın fiyat düzeyini arttırdığını azalmanın ise düşürmediğini, ortaya koymaktadır. Diğer taraftan Hooker (2002) petrol fiyatları ile enflasyon arasındaki asimetrik ve doğrusal olmayan ilişkiyi Phillips eğrisine petrol fiyatlarını dahil ederek modellemiş, yapısal değişimlerin çeşitli kırılma testleri ile belirlendiği çalışmasında geçiş etkisinin 1980’lerden sonra düştüğünü bulmuştur. Bu öncü çalışmada Hooker (2002) petrol fiyatlarının geçiş etkisindeki azalmanın diğer çalışmalardan farklı olarak doğrusal olmama, ekonominin enerji bağımlılığının düşmesi gibi nedenlerle açıklanamayacağını savunmuş, söz konusu ilişkideki kırılmada yüksek enflasyondan düşük enflasyon rejimine geçişin önemli bir etkisi olduğunu vurgulamıştır.

Türkiye açısından bakıldığında literatürde geçiş etkisinin daha çok döviz kurundaki artışın genel fiyat düzeyi üzerindeki etkisi açısından incelendiği görülmüştür (bkz. Choudhri ve Hakura (2001), Kara ve Ögünç (2005) ve Leigh ve Rossi (2004)). Bununla birlikte, petrol fiyatlarından enflasyona geçişin incelendiği sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Olgun (1982) ve Aydoğuş (1993) söz konusu ilişkinin araştırılmasında girdi-çıkı analizlerini kullanmış, petrol fiyatlarındaki artışın enflasyonist etkilere sahip olduğunu göstermişlerdir. Akaryakıt fiyatlarındaki artışın enflasyon üzerindeki etkilerinin incelenmesinde Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu (1999)’nun analizi, sektörel girdi-çıkı analizleri yanında, petrol ve akaryakıt fiyatları, enflasyon ve diğer makroekonomik değişkenlerin yer aldığı kısıtlanmamış VAR modelini de içermektedir. 1979, 1985 ve 1990 girdi çıkı tabloları ve 1986-1998 dönemi verileriyle bir VAR modeli kullanılarak yapılan analizler sonucunda genel kabul gören görüşün aksine ham petrol ve akaryakıt

fiyatlarındaki artışların enflasyon üzerindeki dolaysız etkilerinin çok düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu (1999)'nın girdi-çıkı analizinde nominal ücretler, faiz kar ve rantın sabit olduğunu varsaymalarından hareketle Berument ve Taşcı (2002), nominal faktör gelirlerinin petrol fiyatlarındaki artışa uyum sağlaması durumunda ortaya çıkacak enflasyonist etkiyi 1990 yılına ait girdi-çıkı tablosu kullanarak incelemişlerdir. Petrol fiyatlarındaki artışın endekslemenin geçerli olması durumunda enflasyonist etkileri daha da arttıracakları sonucuna ulaşmışlardır.

Türkiye’de petrol fiyatlarından enflasyona geçiş etkisinin analiz edildiği söz konusu sınırlı sayıdaki çalışmada petrol fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayılmıştır. Ancak fiyatların aşağıya doğru yapışkan olmasından ötürü söz konusu ilişkinin asimetrik özellikler gösterebileceğini, yani düşük enflasyon rejiminde, yüksek enflasyon rejimine göre geçiş etkisinin daha düşük çıkabileceği ihtimali bu çalışmalarda hesaba katılmamıştır. Bununla birlikte Türkiye’de enflasyon serisindeki doğrusal olmayan yapıya literatürde dikkat çekilmiştir. Örneğin, Önder (2006) çıktı açığı ile enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını özellikle 2001 yılından sonra yüksek enflasyondan düşük enflasyon rejimine geçişin söz konusu olduğunu bulmuştur. Bu durumda Hooker (2002)'nin temel çalışmasında ABD ekonomisi için elde ettiği sonuçların 2001 yapısal değişimi sonrasında Türkiye için de geçerli olup olmadığı önemli bir araştırma sorusu olarak karşımıza çıkmaktadır.

Bunun yanında Türkiye’de gerek döviz kurundan gerekse petrol fiyatlarından enflasyona geçiş etkisinin analiz edildiği çalışmalarda fiyatlardaki değişimin geçici kısımlarını dışlayan, kalıcı kısımlarını içeren çekirdek enflasyon serisi kullanılmamıştır. Bu anlamda çalışmanın literatüre bir diğer önemli katkısı, enflasyondaki uzun dönemli trendi yansıtan çekirdek enflasyon serilerinin geçiş etkisinin analizinde kullanılmasıdır. Çalışmanın izleyen kısmında geçiş etkisinin analizinde kullanılacak modeller üzerinde durulacaktır.

4.2 Petrol Fiyatlarından Enflasyona Geçiş Etkisinin Modellenmesi

4.2.1 Doğrusal Model

Bu çalışmada petrol fiyatlarının geçiş etkisinin analizinde kullanılan Phillips eğrisinin genel formu aşağıdaki gibidir:

$$\pi_t = \beta(L)\pi_t + \gamma(L)lygap_t + \lambda(L)\pi_t^{oil} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Burada π_t enflasyon oranını $lygap_t$ iş çevriminin etkisini gösteren çıktının potansiyel çıktıdan farkını, π_t^{oil} Phillips eğrisinde kaymaya neden olan petrol fiyatlarındaki değişimi temsil etmektedir. Modelde yer alan $\delta(L)$, $\gamma(L)$ ve $\beta(L)$ ise gecikmeli polinom operatörleridir. Phillips eğrisi ilişkisi gereği çıktı açığı ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki beklenmektedir, petrol fiyatlarındaki değişim ile enflasyon arasında ilişkiyi gösteren katsayının beklenen işareti ise pozitiftir.

Ancak doğrusal modellerin tahminindeki en önemli sorunlardan biri yaşanan yapısal kırılmaların parametrelerin istikrarlılığı üzerindeki etkisinin ortaya konmasıdır. Son yıllarda yapısal değişimlerin model parametrelerinin istikrarlılığı üzerindeki etkilerini dikkate alan birçok çalışma yapılmıştır (Örneğin Andrews, Lee ve Ploberger (1996), Banerjee, Lumsdaine ve Stock(1992), Lumsdaine ve Papell (1997)).

Türkiye’de de gelişimi itibari ile enflasyonun düzeyi ve uygulanan para ve döviz kuru politikaları açısından 2001 krizi öncesi ile ve 2001 krizi sonrası birbirinden iki farklı dönem söz konusudur. Bu bakımdan yapısal kırılmaların dikkate alınması doğrusal modelden tahmin edilen parametrelerin istikrarlılığı açısından önemli olacaktır. Bu amaçla çoklu yapısal kırılmaların en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesine dayanan Bai ve Perron (1998)’un yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemin diğer yöntemlere göre en önemli avantajı kırılma noktaları ve sayısının modelin içinde belirlenmesidir.

Bai ve Perron (1998, 2003) yönteminin gösterimi için m kırılma sayısına sahip aşağıdaki modeli dikkate alalım:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \beta_1 \pi_{t-1} + \gamma_1 lygap_{t-1} + \lambda_1 \pi_t^{oil} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T_1 \\ &\vdots \\ \pi_t &= \beta_m \pi_{t-1} + \gamma_m lygap_{t-1} + \lambda_1 \pi_t^{oil} + \varepsilon_t, \quad t=T_m, \dots, T \end{aligned} \quad (4.2)$$

Burada $(T_1, \dots, T_m)$ kırılmanın zamanlamasını göstermekte ve içsel olarak belirlenmektedir. Yukarıdaki model parametrelerinin en küçük kareler tahmininin aşağıdaki gibi elde edilmesi mümkündür:

$$\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (\pi_t - \beta_i \pi_{t-1} - \gamma_i lygap_{t-1} - \lambda_i \pi_t^{oil})^2 \quad (4.3)$$

Bai ve Perron (1998, 2003) kırılma sayısının belirlenmesinde üç test önermiştir:

- Yapısal kırılmanın olmadığı boş hipotezi (k) sabit kırılma sayısının olduğu alternatif hipoteze karşı test eden $\sup F_T(k)$ testi.
- Yapısal kırılmanın olmadığı boş hipotezi M ($1 \leq m \leq M$) gibi bir üst kırılma sayısına kadar kırılmanın olduğu alternatif hipotezine karşı test eden çift maksimum testleri, *UD max* and *WD max* testleri.
- l kırılma sayısı boş hipotezini $l+1$ kırılma sayısının olduğu alternatif hipoteze karşı test eden sıralı $\sup F_T(l+1|l)$ testi.

4.2.3 MSVAR Modelleri

Hamilton (1989)'un çalışmasından sonra Markov-Rejim değişim modelleri zaman serisi regresyonlarının doğrusal olmayan analizinde yaygın bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Krolzig (1997) MSVAR modellerinde ortalama, sabit ve hata terimlerinin varyansının rejimler arasında değişmesine izin verecek şekilde tahmin edilmesine izin veren değişik spesifikasyonlar önermiştir. Yukarıda yer alan doğrusal Phillips eğrisi Hamilton (1989)'un kullandığı, rejimler arasında ortalamanın değişmesine izin veren Markov Ortalamada Rejim Değişimi (Markov Switching Mean) modeli çerçevesinde ifade edilirse aşağıdaki model elde edilir:

$$\pi_t - c(s_t) = \sum_i^p \beta_i (\pi_{t-i} - c(s_t)) + \sum_j^q \gamma_j \text{lygap}_{t-j} + \sum_j^q \lambda_j \pi_{t-j}^{\text{oil}} + u_t \quad (4.4)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.5)$$

Burada s_t enflasyon rejiminin durumunu karakterize eden gölge değişkendir ve $s_t = m, m = 1, \dots, M$ olması durumunda ortalama enflasyon oranı $c(m) = c_m'$ dir. Aynı zamanda s_t 'nin p_{ij} geçiş olasılığında birinci sıra Markov zincirini izlediği varsayılmaktadır: $p_{ij} = \Pr[s_t = j \mid s_{t-1} = i], \sum_{i=1}^m p_{ij} = 1 \quad \forall i, j = 1, \dots, m$. p_{ij} i olayının j olayı tarafından izlenme olasılığını vermektedir ve aşağıdaki P geçiş matrisinin elemanıdır:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{2M} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (4.6)$$

Gölge değişken s_t 'nin gerçekleşmesi ile ilgili bilgiler aşağıdaki gibi bir rejim vektörü ξ_t cinsinden ifade edilebilir:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix} \quad (4.7)$$

Bu matrisin elemanları $m=1, \dots, M$ aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$I(s_t = m) = \begin{cases} 1 & \text{eğer } s_t = m \\ 0 & \text{eğer } s_t \neq m \end{cases} \quad (4.8)$$

Model parametrelerinin rejimden rejime değişmelerini sağlayan markov zinciri yukarıdaki gibi tanımlanan rejim vektörü yardımı ile VAR(1) modeli olarak aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_t \quad (4.9)$$

Burada F geçiş olasılıkları matrisinin devriğine eşittir, $F=P$. (4.4) ve (4.5) nolu denklemde yer alan MSM modeli sabitte rejim değişimini içerecek şekilde modifiye edilirse aşağıdaki MSI (Markov Switching-Intercept) modeline dönüşür:

$$\pi_t = d(s_t) + \sum_i^p \beta_i \pi_{t-i} + \sum_j^q \gamma_j \text{lygap}_{t-j} + \sum_j^q \lambda_j \pi_{t-j}^{\text{oil}} + u_t \quad (4.10)$$

Görüldüğü gibi MSI modeli MSM modelindeki gibi sabit varyanslı hata terimlerine sahiptir $u_t \sim N(0, \sigma^2)$. Hata terimlerinde rejim değişimine izin verilirse modelleri iki şekilde genişletmek mümkündür:

$$u_t \sim N(0, \sigma^2(s_t)) \quad (4.11)$$

Bunlardan birincisi hata terimlerinin rejimler arası değişen varyansa tabi olmalarıdır. Bu durumda denklem (4.4) ve (4.11) MSM Değişen varyans (MSMH), denklem (4.10) ve (4.11) ise MSI Değişen varyans (MSIH) modelleri haline gelir. İkincisi ise MSI modellerinin otoregresif kısımlarında da s_t 'nin bir fonksiyonu olmasına izin veren MSI Otoregresif (MSIA) modelleridir.

$$\pi_t = d(s_t) + \sum_i^p \beta_i(s_t) \pi_{t-i} + \sum_j^q \gamma_j(s_t) \text{lygap}_{t-j} + \sum_j^q \lambda_j(s_t) \pi_{t-j}^{\text{oil}} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

Sabit varyansa sahip yukarıdaki modelde hata terimlerinin de rejim değişimine tabi oldukları varsayılırsa $u_t \sim N(0, \sigma^2(s_t))$, yukarıdaki model MSI Otoregresif Değişen varyans (MSIAH) modeline dönüşür.

Markov rejim değişimi modellerinin tahmini maksimum olabilirlik yöntemine dayanmaktadır, maksimizasyon yönteminden elde edilen birinci sıra koşulların doğrusal olmamasından ötürü modelin parametreler için kapalı bir çözümü yoktur. Bu nedenle tahminde Dempster (1977) tarafından geliştirilen EM (Expectation-Maximization) algoritması kullanılmaktadır¹⁹. EM algoritmasına göre maksimizasyon iki aşamada olmaktadır (Krolzig, 1997: 103): İlk aşama olan beklenti aşamasında parametrelerin başlangıç değerleri belirlenmektedir ve başlangıç değerleri etrafında geçiş olasılıkları hesaplanmaktadır, ikinci aşama olan maksimizasyon aşamasında ise bir önceki aşamada hesaplanan olasılıklar parametrelerin maksimum olabilirlik tahmininde kullanılmaktadır. Söz konusu tahmin süreci iteratif bir şekilde elde edilen parametreler yakınsayıncaya kadar devam etmektedir. Tahmin neticesinde hesaplanan filtrelenmiş ve yumuşatılmış (smoothed) olasılıklar, rejim dönemlerinin tespitinde kullanılmaktadır.

¹⁹ Olabilirlik fonksiyonun maksimizasyonu ile ilgili daha detaylı bilgi için bkz. Kim ve Nelson (1999) ve Krolzig (1997).

Petrol fiyatlarının enflasyona geçiş etkisi Markov otoregresif modeller yanında, Krolzig (2006) tarafından geliştirilen rejime dayalı (regime dependent) etki tepki analizleri yardımı ile analiz edilmiştir. Krolzig ve Toro (1999) ve Krolzig (2006) doğrusal VAR modellerinden elde edilen etki tepki fonksiyonlarının rejim değişimini yansıtmamasından hareketle etki tepki fonksiyonlarının MSVAR modelleri çerçevesinde elde edilmesine izin veren bir yaklaşım geliştirmiştir. Sözü edilen çalışmalarda etki tepki fonksiyonlarının türetilmesinde rejimdeki kaymaların içsel değişkenlerin düzey değerlerinin ortalamasının (MSM) veya sabit terimin (MSI) değişmesi yoluyla etkileyen, otoregresif katsayıların değişmediği MSVAR modelleri kullanılmıştır.

Rejime dayalı etki tepki fonksiyonlarının türetilmesinde Krolzig (2006) aşağıdaki MS(M)-VAR(p) modelini kullanmıştır:

$$y_t = M \xi_t + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (4.13)$$

Burada y_t doğrusal VAR modellerinde olduğu gibi içsel değişkenler vektörünü $\begin{bmatrix} \pi_t^{oil} & \pi_t \end{bmatrix}'$, $A_1, A_2, \dots, A_p$ otoregresif katsayılar vektörünü u_t beyaz gürültü (white noise) hata terimini temsil etmektedir. Denklem (4.13) $y_t = (y_t', \dots, y_{t-p+1}')$ olarak yeniden tanımlanırsa aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = H \xi_t + A y_{t-1} + u_t \quad (4.14)$$

$$\text{Burada } A = \begin{bmatrix} A_1 & \cdot & \cdot & \cdot & A_{p-1} & A_p \\ I_K & & & & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & & & \cdot & \cdot \\ \cdot & & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & & & I_K & 0 & 0 \end{bmatrix} (Kp \times Kp), \quad H = \begin{bmatrix} M \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} = I_1 \otimes M \quad (Kp \times M) \text{ boyutundaki matristir.}$$

MSVAR modelinin durum uzay gösterimi (state-space representation) t dönemindeki rejimin izlenme olasılığının bir önceki rejime bağlı olduğunu gösteren (4.9) nolu denklem ile tamamlanmaktadır.

Y_{t+h} 'nin $\{u_t, \xi_t, Y_{t-1}\}$ üzerindeki koşullu beklentisi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$Y_{t+h} = H\xi_{t+h|t} + Ay_{t+h-1|t} \quad (4.15)$$

Burada ξ_{t+h} 'nin koşullu beklentisi ise aşağıdaki gibidir.

$$\xi_{t+h|t} = F^h \xi_t \quad (4.16)$$

Yukarıdaki modele bağlı olarak değişkenlerin hata terimlerine verilen şoklar doğrusal VAR analizi çerçevesinde incelenebileceği gibi, değişkenler arasındaki etkileşimin farklı rejimler altındaki yönü ve derecesi ve değişkenlerin yüksek ve düşük enflasyon rejimlerine geçişte nasıl tepki verdikleri de ortaya konabilecektir. Buna göre doğrusal VAR modelinde etki tepki fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\frac{\partial y_{t+h}}{\partial u_{jt}} = JA^h \ell_j \quad (4.17)$$

Burada $J = [I_K \ 0 \ \dots \ 0] = \ell'_1 \otimes I_K$ ($K \times Kp$) boyutlu bir matristir ve ℓ_j birim matrisin j 'nci sütunudur. Varyans-kovaryans matrisinin rejim bağımlı olması durumunda etki tepki fonksiyonları da rejim bağımlı hale gelecektir.

$$\frac{\partial y_{t+h}}{\partial \varepsilon_{jt}} = JA^h D(\xi) \ell_j \quad (4.18)$$

Burada $u_t = D(\xi_t) \varepsilon_t$ ve $D(\xi_t)$ ise $\sum_u(\xi) = D(\xi)D(\xi)'$ Choleski ayrıştırmasından elde edilen alt üçgensel (lower triangular) matristir. Rejim değişimi modellerinde değişkenlerin denklem (4.18)'de tanımlanan değişkenlerin rejim içerisinde hareketi yanında bir rejimden diğer rejime geçerken nasıl hareket ettikleri de ortaya konabilmektedir. Değişkenlerin rejimler arası davranışını ifade eden rejim tepki fonksiyonları genel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$IR_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) \nabla \xi \quad (4.19)$$

Burada $\nabla \xi$ t döneminde rejimde meydana gelen kaymadır. Yukarıdaki etki tepki fonksiyonu ile iki farklı analiz yapmak mümkündür: Bunlardan birincisi cari rejimde sistemin şoka olan tepkisini ölçer:

$$IR_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) (\ell_m - \bar{\xi}) \quad (4.20)$$

İkincisi ise l rejiminden m rejimine geçiş sırasında sistemin tepkisini ölçer:

$$IR_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) (\ell_m - \ell_l) \quad (4.21)$$

4.3 Veri Seti

Petrol fiyatlarındaki değişimin enflasyonist etkilerinin analizinde çalışmanın amacı çerçevesinde 3 farklı enflasyon ölçüsü bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bunlardan birincisi toplam enflasyon oranıdır π_t^{tot} . Geçiş etkisinin çekirdek enflasyon üzerindeki etkilerinin farklılaşıp farklılaşmadığının ortaya konması amacıyla TCMB tarafından

kullanılan enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon π_t^{ex1} , önceki bölümlerde hesaplanan ve seçim kriterleri açısından en iyi performansı gösteren Jarque-Bera enflasyon π_t^{jb} tercih edilen diğer bağımlı değişkenlerdir.

Çıktı düzeyinin temsilcisi olarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden temin edilen 1987 yılı fiyatları ile hesaplanan mevsimsel etkilerden arındırılmış reel GSYİH kullanılmıştır²⁰. Buradan çıktı açığı $lygap_t$ logaritmik reel GSYİH'nin Hodrick-Prescott filtresinden elde edilmiş trendi ile arasındaki farkı alınarak hesaplanmıştır. Petrol fiyatlarının enflasyonist etkilerinin daha detaylı bir şekilde analiz edilmesi için iki farklı seri kullanılmıştır. Bunlardan birincisi DPT'den elde edilen dolar cinsinden ham petrol fiyat endeksidir, diğeri ise Eurostat'tan elde edilen HICP'in alt bileşeni olan 1995 yılının temel yıl olarak kabul edildiği akaryakıt fiyat endeksindeki (π_t^{lf}) aylık değişimlerdir²¹. Analizde kullanılan değişkenler arasındaki ilişkiyi gösteren korelasyon matrisi aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 4. 1 Korelasyon matrisi

	π_t^{tot}	π_t^{jb}	π_t^{ex1}	$lygap_t$	π_t^{oilimp}	π_t^{lf}
π_t^{tot}	1.000					
π_t^{jb}	0.899	1.000				
π_t^{ex1}	0.933	0.911	1.000			
$lygap_t$	-0.030	0.069	0.019	1.000		
π_t^{oilimp}	-0.084	-0.150	-0.065	-0.073	1.000	
π_t^{lf}	0.544	0.468	0.513	-0.178	0.230	1.000

Korelasyon katsayılarından da görüldüğü üzere toplam ve çekirdek enflasyonlar arasında çok yüksek korelasyon ilişkisi görülmesine rağmen, ithal petrol fiyatlarındaki

²⁰ Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web adresi: www.tcmb.gov.tr.

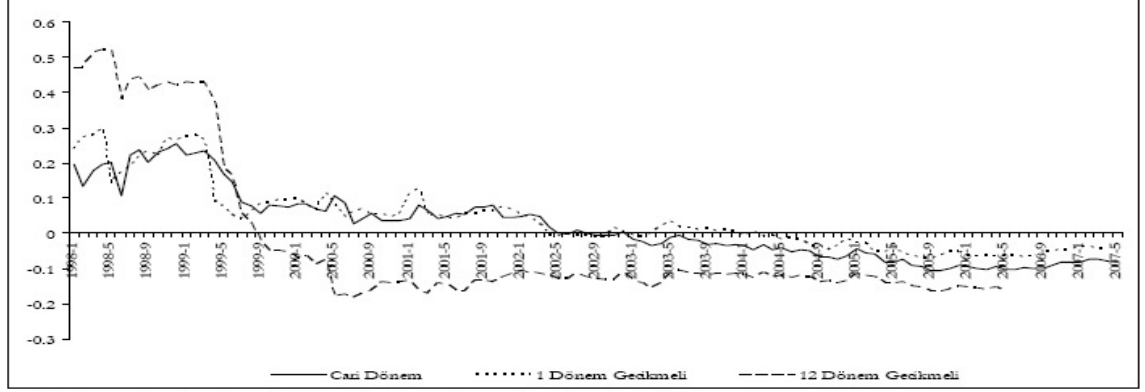
²¹ Devlet Planlama Teşkilatının ve Eurostat'ın web adresleri sırasıyla www.dpt.gov.tr, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

değişim ile enflasyon oranları arasındaki ilişki oldukça düşüktür. Bu durum petrol fiyatlarının enflasyon ile doğrudan ilişkili olmadığı tezini destekler niteliktedir. Diğer taraftan akaryakıt fiyat enflasyonu ile enflasyon oranları arasındaki korelasyon katsayıları oldukça yüksek çıkmıştır, toplam enflasyon π_t^{tot} , akaryakıt fiyat değişimleri ile en yüksek korelasyon ilişkisine sahip olan değişkendir. Akaryakıt fiyatları ile korelasyon dikkate alındığında, önceki kısımlarda hesaplanan Jarque-Bera enflasyonun π_t^{jb} , gıda ve enerji fiyatları hariç enflasyondan π_t^{ex1} daha düşük bir korelasyon ilişkisine sahip olduğu görülmektedir. Dikkate değer diğer bir nokta da ithal petrol fiyatlarındaki değişim ile akaryakıt enflasyonu arasındaki korelasyon katsayısının oldukça düşük, yaklaşık 0.23, bulunmasıdır.

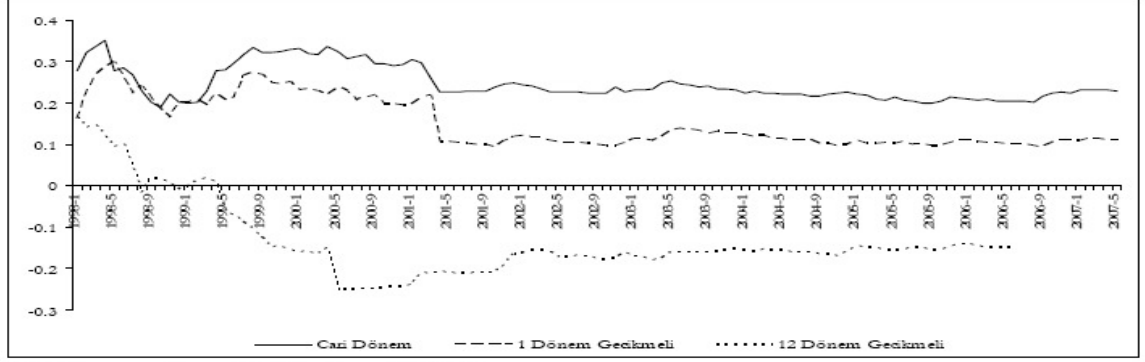
İthal petrol fiyatlarının akaryakıt fiyatları ve toplam enflasyon üzerinde gecikmeli etkileri olabileceği düşünülerek cari, 1 dönem gecikmeli ve 12 dönem gecikmeli korelasyon katsayıları hesaplanmıştır (bkz. Şekil 4.1). Sözü edilen korelasyon katsayıları ithal petrol fiyatları ile akaryakıt fiyatlarının gecikmeli değişimleri arasındaki ilişkinin daha düşük olduğunu göstermektedir. Genel olarak 2001 yılı başından itibaren ise korelasyon katsayılarında bir düşme gözlemlenmekte birlikte, 2001 sonrasında ilişkinin istikrarlı olduğu göze çarpmaktadır. Benzer durum ithal petrol fiyatları-enflasyon ilişkisi için de söz konusudur. Adı geçen değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisi düşük olmakla birlikte, ilişki 2002 yılının ikinci yarısından itibaren negatife dönmüştür. Dolayısıyla görece olarak enflasyonun daha düşük olduğu 2002 yılı sonrasında ithal petrol fiyatlarındaki yaklaşık 3 katlık artışa enflasyon oranlarındaki artış eşlik etmemiştir.

Şekil 4.1 Enflasyon, Petrol ve Akaryakıt Fiyatları İlişkisi: Korelasyon Katsayıları

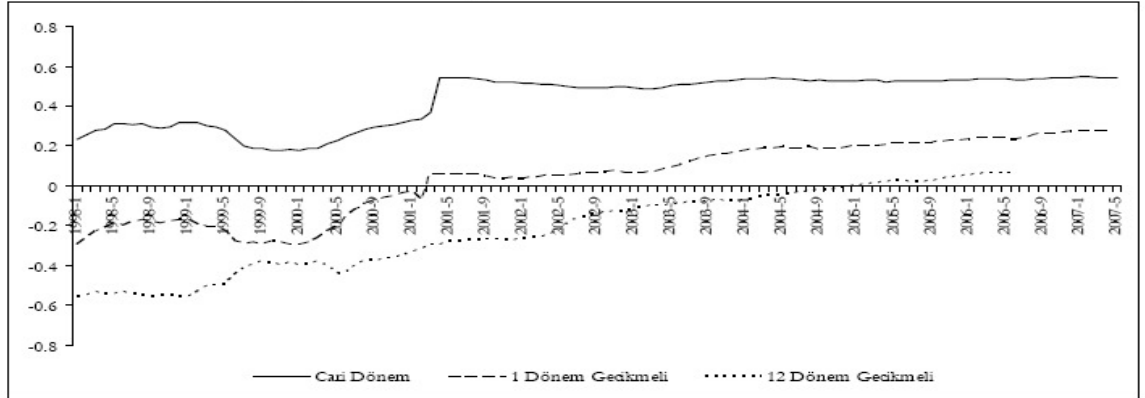
A. Enflasyon-İthal Petrol Fiyatlarındaki Değişme



B. İthal Petrol Fiyatlarındaki Değişme- Akaryakıt Fiyatlarındaki Değişme

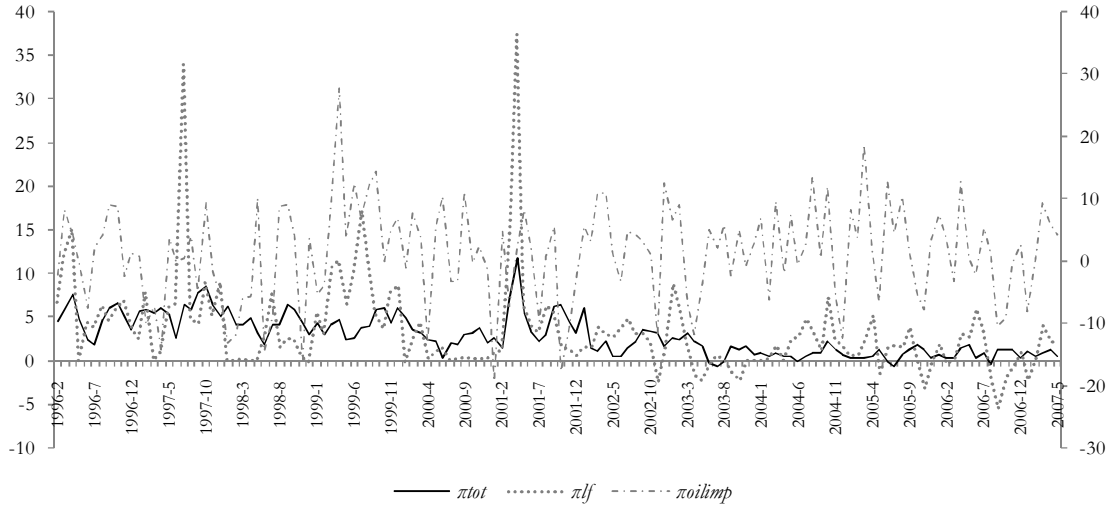


C. Enflasyon- Akaryakıt Fiyatlarındaki Değişme



Toplam enflasyonun akaryakıt fiyatları ile cari dönemde daha yakından bir ilişki içerisinde olduğu anlaşılmaktadır, beklentilerin aksine gecikmeli ilişkinin etkisi daha düşük çıkmıştır. Özellikle ithal petrol fiyatlarında herhangi bir değişimin yaşanmadığı kriz neticesinde döviz kurunun serbest bırakıldığı Nisan 2001’de enflasyonda yaklaşık yüzde 12’lik artış olmasına rağmen akaryakıt fiyat artışları yüzde 35’in üzerinde gerçekleşmiştir. Aynı dönemde ithal petrol fiyatlarında önemli bir artış olmaması dikkat çekicidir. Bu durum ithal petrol fiyatlarındaki değişimin enflasyonun dinamiklerinin açıklanmasında yetersiz kalabileceğini göstermekte, akaryakıt fiyatlama mekanizmasının dünya petrol fiyatlarından bağımsız olduğunu ima etmektedir.

Şekil 4.2 Enflasyon ve Akaryakıt Fiyatları ve İthal Petrol Fiyatlarındaki Değişme



4.4 Tahmin Sonuçları

4.4.1 Doğrusal Model Tahmin Sonuçları

Yukarıda (4.1) nolu denklemde yer alan Phillips eğrisi modeli alternatif enflasyon oranlarının her biri için tahmin edilmiş Tablo 4.2’teki deki sonuçlar elde edilmiştir. İthal petrol fiyatlarının açıklayıcı değişken olduğu tüm Phillips eğrisi modellerinde çıktı açığının bir gecikmeli değeri $lygap_{t-1}$ anlamsız bulunmuştur. Enflasyonun bir gecikmeli

değerinin katsayısı hayli yüksek çıkmıştır bu durum enflasyonun süregelen (persistent) bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Petrol fiyatlarının etkisini gösteren katsayı, π_t^{jb} 'nin kullanıldığı model hariç istatistiksel olarak anlamsızdır, π_t^{jb} modelindeki katsayı ise oldukça düşük ve ancak yüzde 10 düzeyinde anlamlıdır. Söz konusu bulgu Türkiye’de yurtiçi petrol ürünleri fiyatlarının dünya petrol fiyatlarındaki değişmeden bağımsız olduğunu ima eden korelasyon analizinden elde edilen sonuçları doğrulamaktadır. Kasım 2000- Şubat 2001 krizinin etkisini gösteren kukla değişkenin katsayısı beklendiği gibi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ancak Phillips eğrisi modelleri artıklar ile ilgili tanısal testlerin çoğundan başarısız olmuştur.

Tablo 4. 2 Alternatif Phillips Eğrisi Modelleri : π_t^{oilimp} Açıklayıcı Değişken

	π_t^{tot}		π_t^{ex1}		π_t^{jb}	
Sabit	0.625*** (3.087)	0.510*** (3.543)	0.499*** (3.106)	0.390*** (3.309)	0.392*** (2.810)	0.390*** (2.805)
$lygap_{t-1}$	0.011 (0.298)	0.008 (0.234)	0.014 (0.461)	0.010 (0.374)	0.013 (0.605)	0.013 (0.590)
π_{t-1}	0.775*** (14.033)	0.810*** (22.264)	0.822*** (16.854)	0.856*** (21.462)	0.840*** (18.001)	0.841*** (18.064)
π_{t-1}^{oilimp}	0.005 (0.378)	0.012 (0.947)	0.006 (0.496)	0.011 (1.083)	0.013* (1.685)	0.013* (1.739)
$kriz_{2001}$		5.142*** (23.106)		4.182*** (10.397)		0.454*** (3.171)
$\bar{R}^2$	0.586	0.657	0.665	0.719	0.693	0.692
$\chi_{HE}^2(9)$	0.001	0.199	0.004	0.007	0.007	0.009
$\chi_{sc}^2(12)$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$\chi_{RESET}^2(4)$	0.015	0.299	0.008	0.006	0.200	0.198
$\chi_{JB}^2(2)$	0.000	0.000	0.000	0.301	0.000	0.000

Not: Değişen varyans ve otokorelasyona dayanlı t değerleri parantez içinde verilmiştir. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. $\chi_{HE}^2(9)$, $\chi_{sc}^2(12)$, $\chi_{RESET}^2(4)$ ve $\chi_{JB}^2(2)$ sırasıyla White değişen varyans, otokorelasyon LM testi, Ramsey Reset testi, Jarque-Bera Normalite testlerine ait Ki-kare istatistiklerinin olasılıklarını temsil etmektedir.

Petrol fiyatlarındaki değişimin enflasyon üzerinde önemli bir etkisinin olmadığına ortaya konmasından sonra, Phillips eğrileri petrol fiyatlarındaki değişim π_t^{oilimp} yerine akaryakıt fiyatlarındaki aylık değişim π_t^{lf} kullanılarak tekrar tahmin edilmiş sonuçlar Tablo 4.3'te verilmiştir. Akaryakıt fiyatlarının açıklayıcı değişken olarak kullanılması modellerin açıklayıcılık gücünün artmasına π_t^{ex1} ve π_t^{jb} 'nin yer aldığı modellerde Phillips eğrisi ilişkisinin geçerli olmasına neden olmuştur. Ancak π_t^{oilimp} 'in açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı önceki modellerde olduğu gibi bu modeller tanınal testlerin çoğundan başarısız olmuştur. Bu durum yüksek enflasyondan düşük enflasyona geçişin doğrusal modelin parametrelerinde yapısal değişime neden olduğu şüphesini beraberinde getirmektedir.

Söz konusu yapısal kırılmanın varlığı Bai ve Perron (1998, 2003) tarafından önerilen $\sup F_T(k)$, UD max ve WD max testleri ile araştırılmıştır²². Bunun için yukarıda tahmin edilen Phillips eğrileri kullanılmış ve kırılmalı modelde Türkiye'nin 1996-2007 dönemi dikkate alınarak bir yapısal kırılma olduğu kabul edilmiştir (bkz. Ek 4 Tablo 4). Burada en dikkat çekici nokta $\sup F_T(1)$, UD max ve WD max testlerinin hepsinin en az bir yapısal kırılmanın varlığına işaret etmesidir. π_t^{tot} , π_t^{ex1} ve π_t^{jb} 'nin bağımlı değişken olduğu modellerde kırılma tarihleri sırasıyla 2002:01, 2001:12 ve 2001:05 olarak bulunmuştur. Söz konusu tarihlerin Kasım 2000- Şubat 2001 krizi sonrasına denk gelmesi yaşanan krizin yüksek enflasyon rejiminden düşük enflasyon rejimine geçiş ile birlikte parametrelerde değişime yol açtığı görüşünü desteklemektedir. Söz konusu bulgu enflasyon petrol fiyatları ilişkisinin rejim değişimine izin veren doğrusal olmayan modellerle araştırılması gerektiğini ima etmektedir.

²² Model tahmini için Bai ve Perron'un Gauss kodları kullanılmıştır.

Tablo 4. 3 Alternatif Phillips Eğrisi Modelleri: π_t^{lf} Açıklayıcı Değişken

	π_t^{tot}		π_t^{ex1}		π_t^{jb}	
Sabit	0.362*** (2.466)	0.348*** (2.646)	0.321*** (2.650)	0.296*** (2.644)	0.351*** (2.619)	0.369*** (2.545)
$lygap_{t-1}$	0.048 (1.602)	0.039 (1.498)	0.050*** (2.369)	0.042*** (2.051)	0.041*** (2.594)	0.046*** (2.869)
π_{t-1}	0.621*** (8.042)	0.661*** (11.561)	0.665*** (10.037)	0.703*** (11.965)	0.678*** (10.256)	0.665*** (9.062)
π_t^{lf}	0.158*** (4.608)	0.130*** (6.082)	0.129*** (4.590)	0.107*** (5.544)	0.076*** (5.191)	0.077*** (5.006)
π_{t-6}^{lf}	0.067*** (3.218)	0.061*** (3.340)	0.067*** (3.875)	0.062*** (3.738)	0.074*** (5.463)	0.076*** (5.399)
$kriZ_{2001}$		2.667*** (5.375)		2.049*** (5.073)		0.919*** (2.870)
$\bar{R}^2$	0.726	0.741	0.777	0.786	0.750	0.750
$\chi_{HE}^2(9)$	0.001	0.073	0.009	0.015	0.052	0.073
$\chi_{sc}^2(12)$	0.000	0.001	0.008	0.008	0.000	0.001
$\chi_{RESET}^2(4)$	0.015	0.179	0.020	0.101	0.180	0.179
$\chi_{JB}^2(2)$	0.000	0.000	0.675	0.633	0.000	0.000

Not: Değişen varyans ve otokorelasyona dayanlı t değerleri parantez içinde verilmiştir. $\chi_{HE}^2(9)$, $\chi_{sc}^2(12)$, $\chi_{RESET}^2(4)$ ve $\chi_{JB}^2(2)$ sırasıyla White değişen varyans, otokorelasyon LM testi, Ramsey Reset testi, Jarque-Bera Normalite testlerine ait Ki-kare istatistiklerinin olasılıklarını temsil etmektedir. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, ve 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

4.4.2 MSVAR Tahmin Sonuçları

Yukarıdaki doğrusal model sabitte parametrelerde ve hata terimlerinin varyansında değişmeye izin veren iki rejimli MSIAH(2)-ARX(1) spesifikasyonu çerçevesinde tahmin edilmiştir²³ (bkz. Tablo 4.4).

²³ Bu çalışmada rejim değişimi modelleri ile ilgili tüm tahminler Ox programının MS-VAR paketi yardımı ile elde edilmiştir. Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Krolzig (1997, 1998).

Şekil 4.3'ten de görüleceği üzere π_t^{tot} ve π_t^{ex1} 'ın bağımlı değişken olduğu modellerden elde edilen yumuşatılmış olasılıklar Türkiye'deki yüksek ve düşük enflasyon rejimlerini iyi bir şekilde belirlemektedir. Rejim 1 enflasyonun 2003 yılından sonra örtük enflasyon hedeflemesine geçişle enflasyonun istikrara kavuştuğu düşük enflasyon dönemi, rejim 2 ise 2001 krizini içeren enflasyonun istikrarsız olduğu bir dönemi kapsamaktadır. π_t^{jb} 'nin yumuşatılmış olasılıkları benzer olmakla birlikte tek farklılık sabit döviz kuruna dayalı IMF destekli istikrar programının uygulandığı 2001 krizi ile sonuçlanan 2000:2-2000:12 döneminin rejim 1'de, düşük enflasyon rejiminde, yer almasıdır.

Rejim değişimi modellerinden elde edilen geçiş olasılıkları her iki rejimin de önemli ölçüde süreğen (persistent) olduğunu göstermektedir. Düşük enflasyonu takip eden dönemde ekonominin tekrar düşük enflasyon rejiminde olma olasılığı tüm modeller için yaklaşık 0.98 iken, yüksek enflasyonu takip eden bir dönemde ekonominin tekrar yüksek enflasyonda olma olasılığı ortalama 0.96'dır. Dolayısıyla geçiş olasılıkları matrisi yüksek ve düşük enflasyon rejimleri arasındaki asimetriyi iyi bir şekilde yansıtmaktadır. π_t^{tot} ve π_t^{ex1} 'de her iki rejimde aşağı yukarı aynı miktarda gözlem sayısı bulunmasına rağmen, π_t^{jb} modelinde düşük ve yüksek enflasyon rejimindeki gözlem sayısı sırasıyla 57.2 ve 72.8'dir (bkz. Tablo 4.6). π_t^{tot} 'da Seçilen bir gözlem değerinin rejim 1 ve rejim 2 içerisinde bulunma olasılığı sırasıyla 0.71 ve 0.29 iken, söz konusu olasılıklılar π_t^{ex1} için sırasıyla 0.70 ve 0.30'dur. Rejim döneminde farklılık gösteren π_t^{jb} 'de seçilen bir gözlem değerinin rejim 1 ve 2'de olma olasılığı diğer iki modelden farklı bir şekilde 0.59 ve 0.41 olarak bulunmuştur. Tüm modellerde yüksek enflasyon rejiminde geçirilen süre düşük enflasyon rejimine göre düşük çıkmıştır, örneğin π_t^{jb} 'de Rejim 1 'de geçirilen süre 51.74 ay iken, rejim 2'de geçirilen süre 35.77 aydır (bkz. Tablo 4.6).

Tablo 4. 4 Phillips Eğrisi Modelleri: MSIAH(2)-ARX(1)

	π_t^{tot}		π_t^{ex1}		π_t^{jb}	
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2
Sabit	0.610*** (0.161)	0.977*** (0.359)	0.327*** (0.128)	1.141*** (0.386)	0.275*** (0.081)	1.533*** (0.401)
π_{t-1}	0.217 (0.145)	0.507*** (0.078)	0.509*** (0.117)	0.498*** (0.080)	0.632*** (0.069)	0.439*** (0.092)
$lygap_{t-1}$	-0.021 (0.111)	0.060* (0.036)	-0.129*** (0.053)	0.065*** (0.033)	0.090*** (0.032)	0.083*** (0.035)
π_t^{LF}	0.001 (0.041)	0.161*** (0.024)	0.031 (0.028)	0.137*** (0.022)	0.021 (0.020)	0.075*** (0.021)
π_{t-6}^{LF}	-0.051 (0.036)	0.068*** (0.024)	-0.025 (0.029)	0.072*** (0.021)	0.034 (0.030)	0.074*** (0.020)
Standart Hata	0.610	1.307	0.562	1.145	0.335	1.105
Rejim Sınıflaması	2003:7 -2007:5 [0.9825]	1996:8-2003:6 [0.9880]	2002:4-2007:5 [0.9731]	1996:8-2002:3 [0.9937]	2000:2-2000:12 [0.8374] ve 2003:6-2007:5 [0.9934]	1996:8-2000:1 [0.9990] ve 2001:1-2003:5 [0.9905]
LR Doğrusallık Testi	39.214***		42.959***		70.981***	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-186.682		-162.881		-140.5	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-206.290		-184.360		-175.990	
Uzun Dönemli Tepki	0.121	0.464	0.130	0.417	0.147	0.265

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Tablo 4.4'teki Phillips eğrisi tahminleri rejimden rejime farklılıklar arz etmektedir, tahmin sonuçları yüksek ve düşük enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatları enflasyon ilişkisinin asimetrik olduğunu, enflasyonun akaryakıt fiyatlarındaki değişmelere yüksek ve düşük enflasyon rejimlerinde farklı tepkiler verdiğini göstermektedir. Akaryakıt fiyatları düşük enflasyon rejiminde tüm Phillips eğrileri için anlamsızdır. Bu durum düşük enflasyon rejiminde petrol fiyatlarının geçiş etkisinin olmadığını ima etmektedir. Phillips eğrisi ilişkisinin ise genel olarak yüksek enflasyon rejiminde geçerli olduğu görülmektedir. π_t^{tot} ve π_t^{ex1} modellerinde düşük enflasyon rejiminde Phillips eğrisi ilişkisi söz konusu

değilken, yüksek enflasyon rejiminde enflasyon ile çıktı açığı arasındaki pozitif ve anlamlı bir ilişki söz konusudur.

Tablo 4. 5 Rejim Değişimi Modelleri Geçiş Olasılıkları Matrisi: MSIAH(2)-ARX(1)

Model π_t^{tot}	Rejim 1	Rejim 2
Rejim 1	0.9841	0.0159
Rejim 2	0.0388	0.9612
Model π_t^{ex1}	Rejim 1	Rejim 2
Rejim 1	0.985	0.015
Rejim 2	0.036	0.965
Model π_t^{jb}	Rejim 1	Rejim 2
Rejim 1	0.9807	0.0193
Rejim 2	0.028	0.972

Çıktı açığının anlamlı olduğu düşük enflasyon rejiminde uzun dönemli tepki katsayıları π_t^{tot} , π_t^{ex1} ve π_t^{jb} için sırasıyla 0.121, 0.130 ve 0.147 olarak bulunmuştur. Yüksek enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatlarının uzun dönemli katsayısı ise aynı değişkenler için sırasıyla 0.464, 0.417, ve 0.265 olarak bulunmuştur, bu açıdan bakıldığında Jarque-Bera çekirdek enflasyonda π_t^{jb} , akaryakıt fiyatlarının geçiş etkisi en düşüktür²⁴. Söz konusu bulgu çekirdek enflasyonun geçici arz şoklarına daha az tepki veren ve enflasyonun genel eğilimini yansıtan bir değişken olması gerektiği şeklindeki görüşü desteklemektedir.

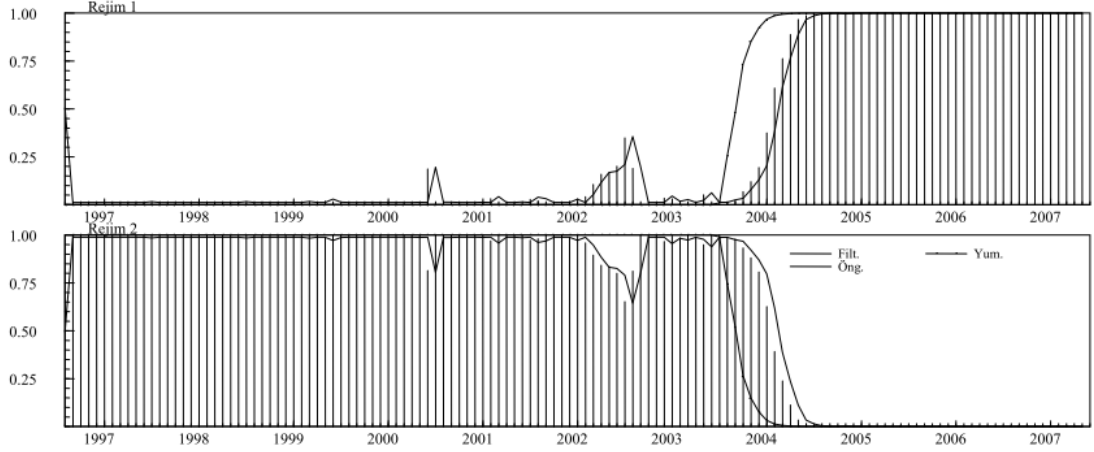
²⁴ Uzun dönemli katsayılar (16) nolu denklem çerçevesinde çıktı açığı için $\gamma_{LR} = \sum_j^q \gamma_j / \left[1 - \sum_i^p \beta_i \right]$, akaryakıt fiyat değişimleri için $\lambda_{LR} = \sum_j^q \lambda_j / \left[1 - \sum_i^p \beta_i \right]$ formülü yardımı ile hesaplanmıştır.

Tablo 4. 6 Rejim Değişimi Modelleri Rejim Özellikleri: MSIAH(2)-ARX(1)

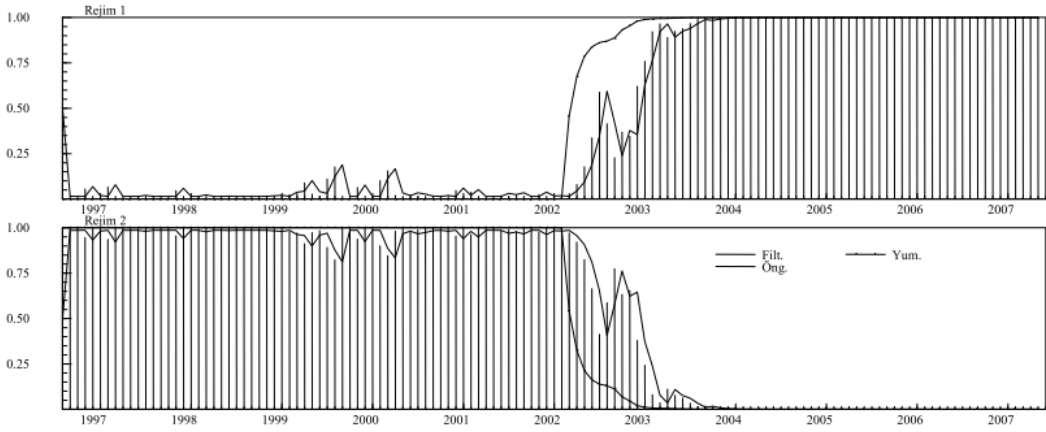
Model π_t^{tot}	Gözlem Sayısı	Olasılık	Süre
Rejim 1	75.2	0.7088	62.77
Rejim 2	54.8	0.2912	25.79
Model π_t^{ex1}			
Rejim 1	72.700	0.701	65.790
Rejim 2	57.300	0.300	28.140
Model π_t^{jb}			
Rejim 1	57.2	0.5913	51.74
Rejim 2	72.8	0.4087	35.77

Şekil 4. 3 Phillips Eğrisi: Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar MSIAH(2)-ARX(1)

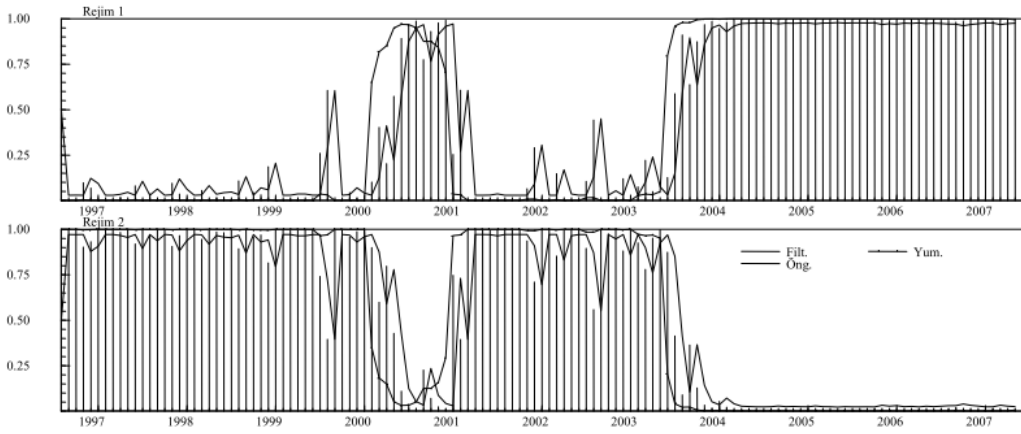
A. π_t^{tot} Bağımlı Değişken



B. π_t^{ex1} Bağımlı Değişken



C. π_t^{jb} Bağımlı Değişken



4.4.3 Rejim-Bağımlı Etki Tepki Analizleri

Enflasyon-akaryakıt fiyatları arasındaki ilişkinin tek denklemlili rejim değişimi modelleri çerçevesinde analizinden sonra, iki değişken arasındaki geçiş etkisi yukarıda değinilen Krolzig (2006)'in rejim-bağımlı etki tepki fonksiyonları çerçevesinde analiz edilmiştir. Burada içsel değişkenler vektörü akaryakıt fiyat enflasyonu ve alternatif enflasyon oranlarından oluşmaktadır $[\pi_t^f \ \pi_t]^'$. Diğer modellerde olduğu gibi çıktı açığının bir dönem gecikmeli değeri $lygap_{t-1}$ Phillips eğrisi ilişkisi gereği dışsal değişken olarak alınmıştır.

Tablo 4. 7 Alternatif MSVAR Modellerinde Gecikme Sayısının Belirlenmesi

MSMH(M)-VAR(p) Spesifikasyonu									
	π_t^{tot}			π_t^{exl}			π_t^{jb}		
	AIC	HQ	SC	AIC	HQ	SC	AIC	HQ	SC
1	8.717	9.001	9.416	8.347	8.505*	8.735*	7.906	8.064	8.294
2	8.607	8.818	9.126	8.429	8.622	8.905	8.054	8.247	8.222*
3	8.656	8.903	9.264	8.389	8.619	8.954	7.823	8.053	8.388
4	8.54*	8.715*	8.971*	8.416	8.683	9.071	7.649*	7.916*	8.305
5	8.650	8.971	9.440	8.318	8.622	9.065	7.655	7.958	8.401
6	8.652	9.010	9.534	8.310*	8.651	9.148	7.647	7.988	8.486
MSIH(M)-VAR(p) Spesifikasyonu									
	π_t^{tot}			π_t^{exl}			π_t^{jb}		
	AIC	HQ	SC	AIC	HQ	SC	AIC	HQ	SC
1	8.512*	8.687*	8.942*	8.384	8.542	8.772*	8.023	8.181	8.410
2	8.673	8.866	9.149	8.410	8.603	8.886	7.987	8.180	8.463
3	8.681	8.910	9.246	8.351	8.581	8.916	7.879	8.109	8.444
4	8.722	8.988	9.377	8.362	8.629	9.017	7.748	8.014	8.403
5	8.595	8.899	9.342	8.193*	8.496*	8.939	7.619*	7.923*	8.366*
6	8.518	8.858	9.356	8.266	8.607	9.105	7.630	7.974	8.471

Not: Bilgi kriterlerine göre seçilen gecikme uzunlukları * ile gösterilmiştir.

Etki tepki fonksiyonları sabit terimin düzey ve ortalamasının değişmesi ile yansıtılmasını sağlayan MSIH ve MSMH modelleri üzerinden elde edilmiştir. Bu modellerde varyans kovaryans matrisi rejimler arası değişim göstermektedir. Etki tepki fonksiyonun ilk aşaması olarak modelin otoregresif kısmının gecikme sayısı belirlenmeye çalışılmıştır. Gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için birden altıya kadar çeşitli gecikme uzunlukları kullanılmış ve bu gecikme uzunlukları arasından uygun model seçimi için Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri hesaplanmıştır. Buna göre her model için en uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir (bkz. Tablo 4.7).

Gerek MSMH-VAR, gerekse MSIH-VAR modellerinden elde edilen yumuşatılmış olasılıklar birbirlerine benzer özellikler göstermekle birlikte yukarıda tahmin edilen tek denklemlili MSIAH modelinden farklılaşmaktadır. Bunun nedeni tek denklemlili modelin aksine, tahmin edilen MSVAR modellerinde π_t^{lf} 'nin rejim olasılıklarını etkileyen diğer bir içsel değişken olarak yer almasıdır. 1997 yılının ortasında akaryakıt fiyatlarında meydana gelen artış MSIAH modelinin aksine 1998 yılının önemli bir kısmının düşük enflasyon rejiminde yer almasına neden olmuştur (bkz. Şekil 4.4, 4.5 ve 4.6).

Tablo 4. 8 MSVAR Modelleri Geçiş Olasılıkları Matrisi

	MSMH(M)-VAR(p)		MSIH(M)-VAR(p)	
π_t^{tot}	<i>Rejim 1</i>	<i>Rejim 2</i>	<i>Rejim 1</i>	<i>Rejim 2</i>
Rejim 1	0.946	0.054	0.869	0.131
Rejim 2	0.100	0.900	0.214	0.786
π_t^{ex1}	<i>Rejim 1</i>	<i>Rejim 2</i>	<i>Rejim 1</i>	<i>Rejim 2</i>
Rejim 1	0.963	0.038	0.977	0.023
Rejim 2	0.101	0.899	0.047	0.953
π_t^{jb}	<i>Rejim 1</i>	<i>Rejim 2</i>	<i>Rejim 1</i>	<i>Rejim 2</i>
Rejim 1	0.937	0.063	0.944	0.056
Rejim 2	0.146	0.854	0.103	0.897

Rejim sınıflaması açısından tek denklemlili modele nazaran bazı farklılıklar olmasına rağmen geçiş olasılıkları matrisleri önceki bulgulara paralel bir şekilde her iki rejimin yüksek derecede süreğen (persistent) olduğunu göstermektedir (bkz. Tablo 4.8). Düşük enflasyonu takip eden dönemde ekonominin tekrar düşük enflasyon rejiminde olma olasılığı tüm modeller için 0.85'in üzerindedir, yüksek enflasyonu takip eden bir dönemde ekonominin tekrar yüksek enflasyonda olma olasılıkları ise 0.786 ile 0.953 arasında değerler almaktadır. Buradan da geçiş olasılıkları matrisinin rejim 1 ve rejim 2 arasındaki asimetriyi doğru bir şekilde yansıttığını söylemek mümkündür. Tüm modeller rejim 1'de rejim 2'den daha fazla gözlem sayısı içermektedir. Buna bağlı olarak seçilen bir gözlem değerinin rejim 1 de olma olasılığı daha yüksektir. MSIAH modelinin aksine tüm modellerde yüksek enflasyon rejiminde geçirilen süre düşük enflasyon rejimine göre yüksektir (bkz. Tablo 4.9).

Tablo 4. 9 MSVAR Modelleri Rejim Özellikleri

Model	MSMH(M)-VAR(p)			MSIH(M)-VAR(p)		
	Gözlem Sayısı	Olasılık	Süre	Gözlem Sayısı	Olasılık	Süre
π_t^{tot}						
Rejim 1	84.5	0.648	18.41	82.1	0.621	7.64
Rejim 2	47.5	0.352	10.00	52.9	0.379	4.67
π_t^{ex1}						
Rejim 1	92.4	0.730	26.64	78.4	0.676	44.09
Rejim 2	42.6	0.270	9.87	56.6	0.324	21.09
π_t^{jb}						
Rejim 1	90.1	0.700	15.93	81.4	0.650	17.96
Rejim 2	43.9	0.300	6.84	49.6	0.350	9.67

Maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilen modellerin ortalama ve sabitte kaymayı gösteren parametrelerin çoğu anlamlı bulunmuştur²⁵. Dolayısıyla rejim farklılıkları bu modeller tarafından da ortaya konmuştur. Tahmin edilen modellerden elde edilen bir diğer bulgu ise Phillips eğrisi ilişkisinin sabitte kaymayı içeren enerji ve gıda hariç enflasyonun kullanıldığı MSIH(2)-VARX(1) hariç tüm modeller için geçerli bulunmasıdır.

Yukarıdaki MSVAR modelleri tahmin edildikten sonra (4.18), (4.20) ve (4.21) nolu denklemlerde tanımlanan rejim bağımlı etki tepki fonksiyonları hesaplanmıştır. Etki-tepki fonksiyonlarından elde edilen sonuçları aşağıdaki şekilde özetlemek mümkündür²⁶:

- Etki-tepki fonksiyon sonuçları beklentilerle paraleldir. Değişkenlerin hata terimlerine verilen şokların farklı rejimlerdeki etkilerini ortaya koyan rejim bağımlı etki-tepki fonksiyonları akaryakıt fiyatları ile enflasyon arasında pozitif yönlü bir geçiş etkisi olduğunu doğrulamaktadır. Sonuçlar kullanılan enflasyon ölçüsüne ve rejim değişimi modellemesine tutarlıdır.
- Bunun yanında tepki fonksiyonları sözü edilen geçiş etkisinin rejimlere göre asimetric özellikler taşıdığını göstermektedir. Örneğin Enflasyonun ve akaryakıt fiyatlarındaki değişimin daha düşük bir seyir izlediği rejim 1’de akaryakıt fiyatlarındaki değişime verilen bir birimlik pozitif şokun 5 ay sonraki etkisi 0.15 iken, aynı şokun aynı dönemde rejim 2’deki etkisi yaklaşık 0.50’dir. Dolayısıyla arada her iki dönemde tepki katsayıları açısından 3 katın üzerinde bir fark söz konusudur. Sözü edilen asimetric tepki ile ilgili yorumları diğer enflasyon oranları için de tekrarlamak mümkündür.
- Rejimdeki kaymalara sistemin tepkisini ölçen tepki fonksiyonları beklentilere paralel olarak değişkenlerin düşük enflasyon rejimine, rejim 1’e tepkisinin negatif,

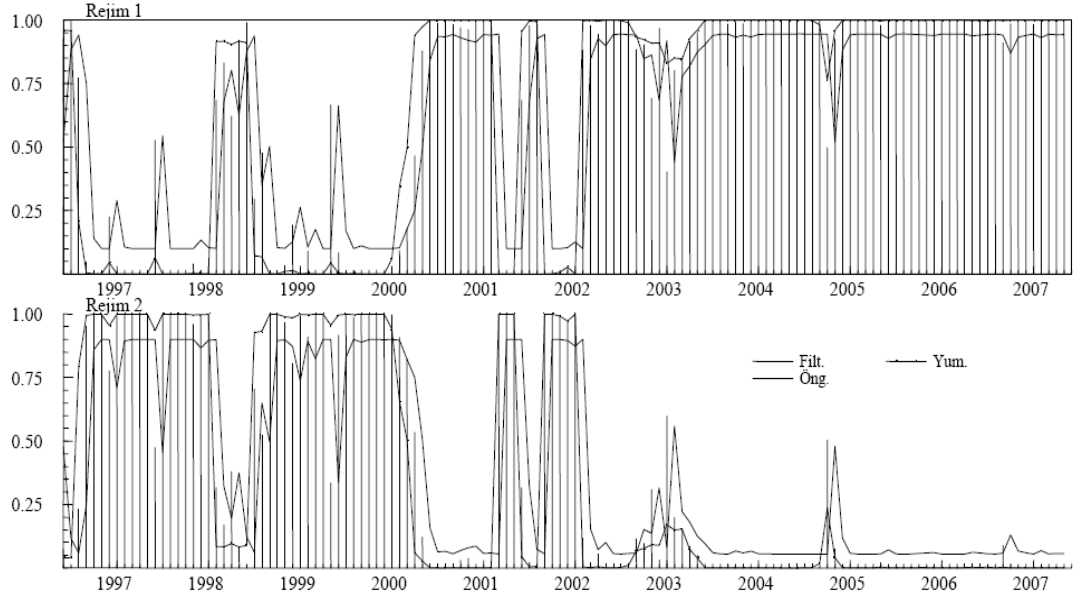
²⁵ Rejim etki tepki fonksiyonlarının hesaplanmasında kullanılan MSVAR tahmin sonuçları Ek Tablo 4.2’den 4.7’ye kadarki tablolarda verilmiştir.

²⁶ MSVAR modelleri etki-tepki fonksiyonlarına ait şekiller Ek Şekil 4.1-4.2-4.3’te yer almaktadır .

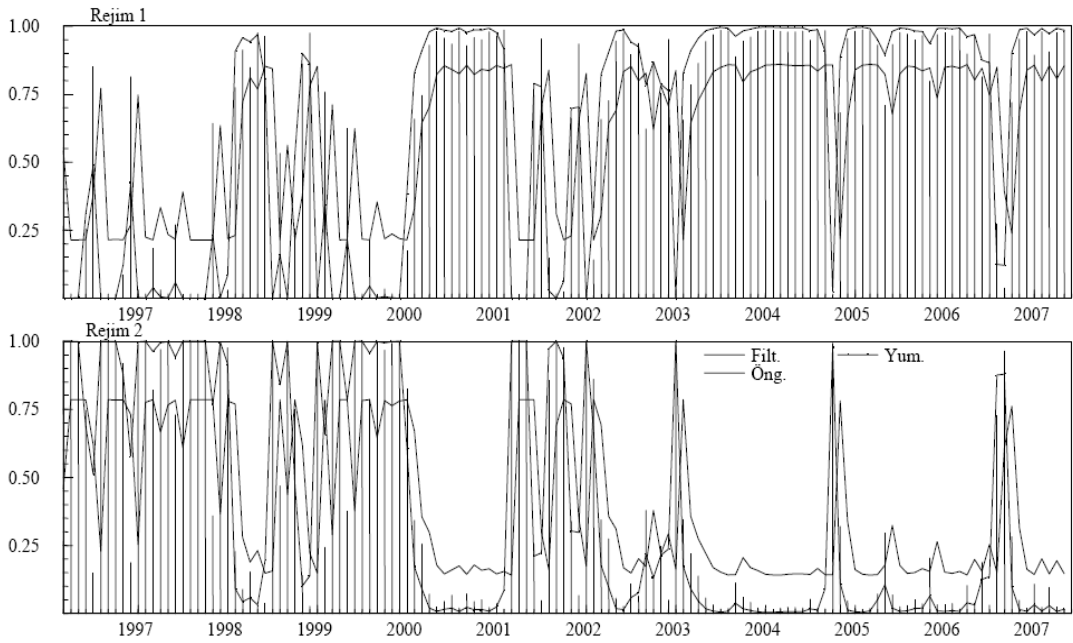
yüksek enflasyon rejimine tepkisinin ise pozitif olduğunu göstermektedir. Her iki etki mutlak büyüklük olarak karşılaştırıldığında yüksek enflasyona tepki düşük enflasyona tepkiden daha yüksektir. Dolayısıyla asimetrik tepkinin varlığı rejim kaymalarına dayalı etki tepki fonksiyonları tarafından da doğrulanmaktadır.

Şekil 4. 4 MSVAR Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar: π_t^{tot} İçsel Değişken

A. Spesifikasyon: MSMH(2)-VARX(4)

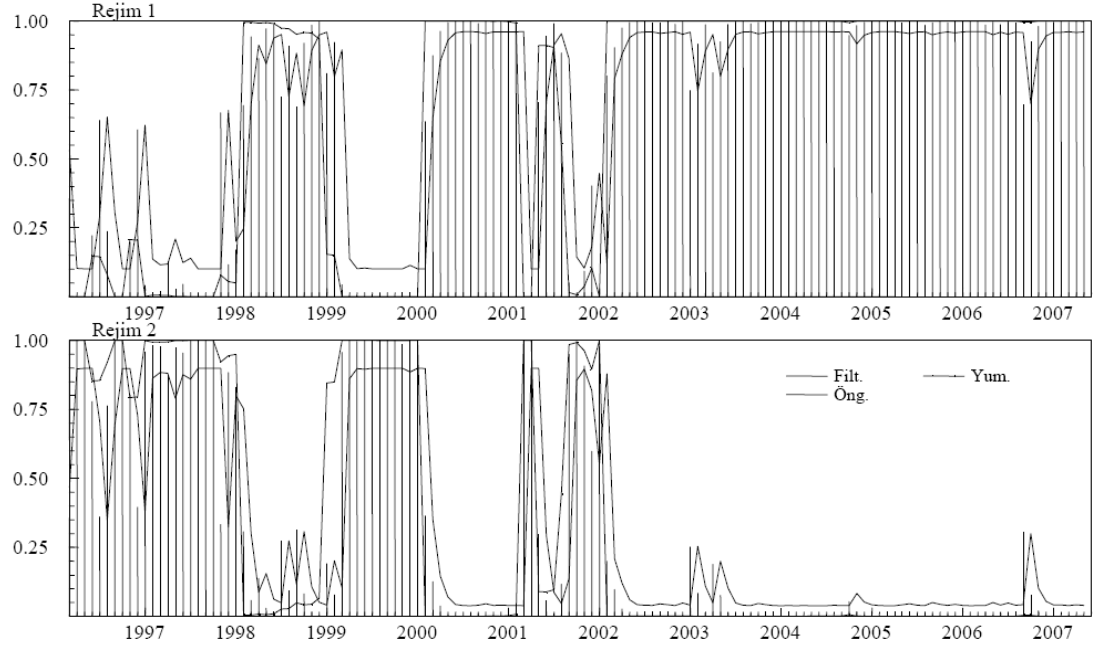


B. Spesifikasyon: MSIH(2)-VARX(4)

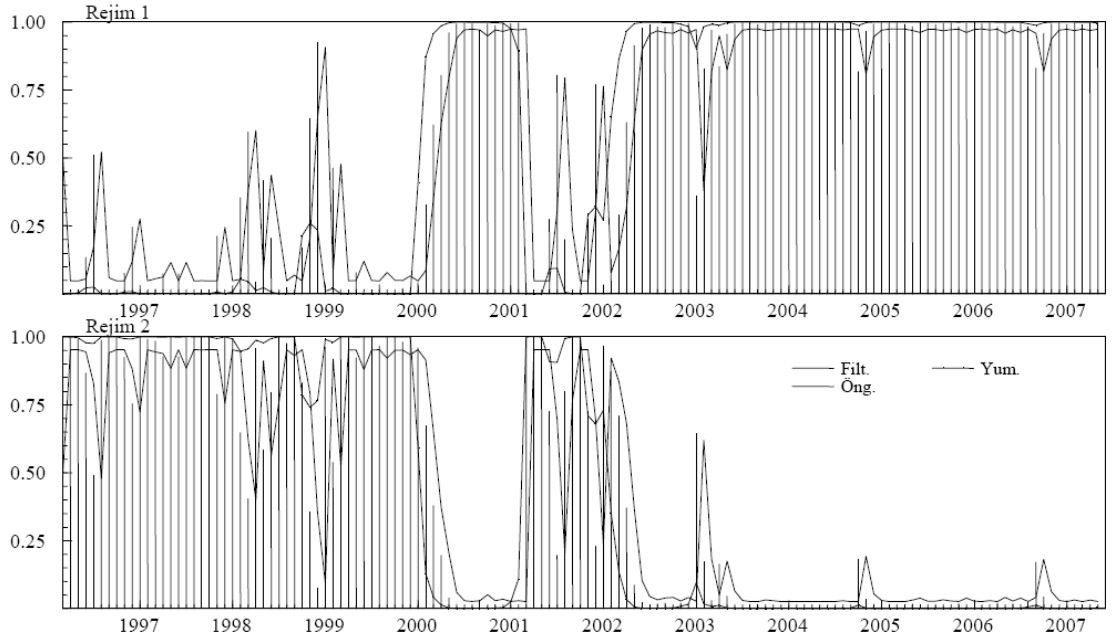


Şekil 4.5 MSVAR Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar: π_t^{ex1} İçsel Değişken

A. Spesifikasyon: MSMH(2)-VARX(1)

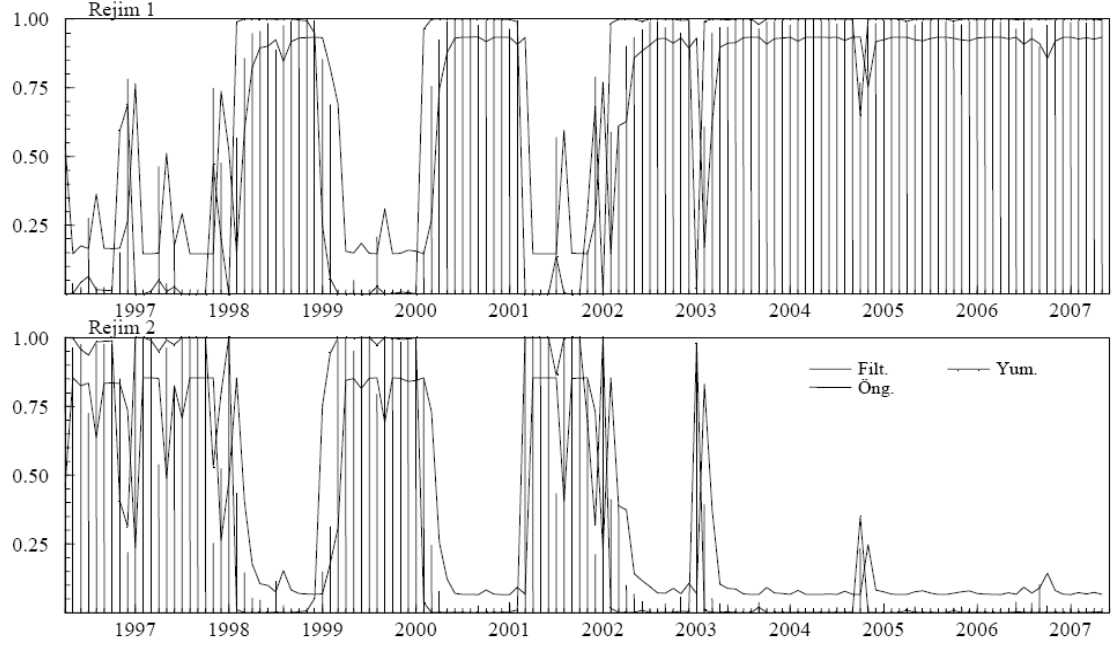


B. Spesifikasyon: MSIH(2)-VARX(1)

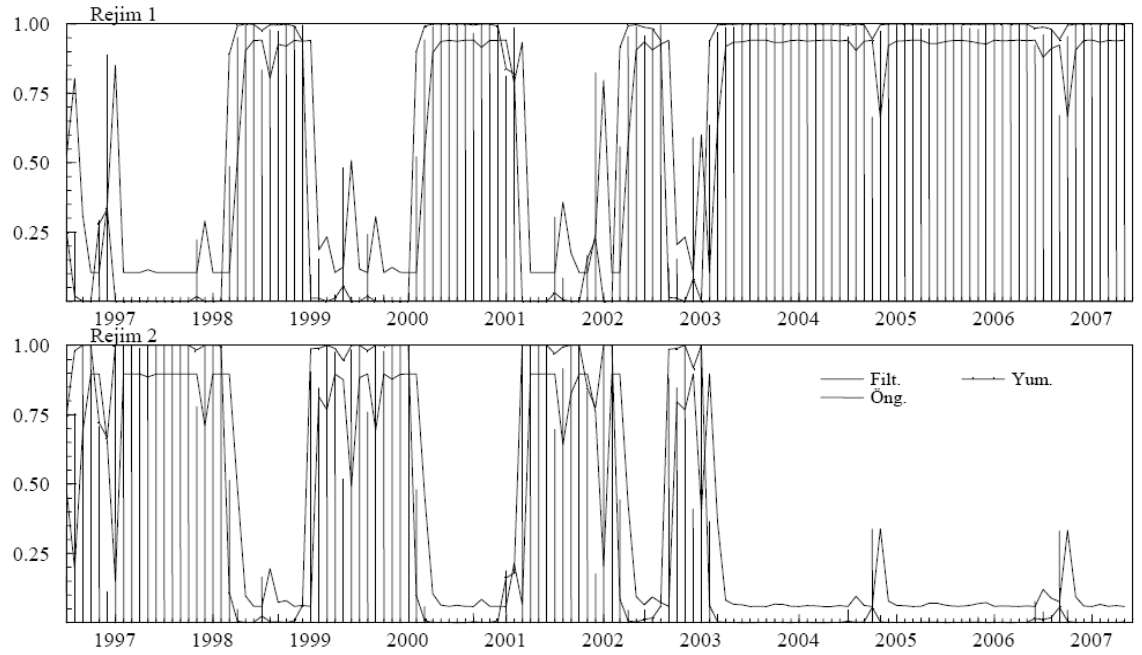


Şekil 4. 6 MSVAR Filtrelenmiş ve Yumuşatılmış Olasılıklar: π_t^{jb} İçsel Değişken

A. Spesifikasyon: MSMH(2)-VARX(2)



B. Spesifikasyon: MSIH(2)-VARX(5)



4.5 Değerlendirme

Çalışmanın modelleme kısmında ilk olarak ithal petrol fiyatları değişimleri, enflasyon ve akaryakıt fiyat değişimleri arasındaki ilişki korelasyon analizleri ile ortaya konmaya çalışılmıştır. Korelasyon analizleri cari ve gecikmeli ilişkileri de kapsamaktadır. Analizler ithal petrol fiyatlarındaki değişim ile enflasyon arasında cari dönem, t-1 ve t-12 dönemlerinde herhangi bir ilişki olmadığını, akaryakıt fiyatları ile enflasyon arasında ise cari dönemde güçlü, gecikme sayısı arttıkça azalan bir korelasyon ilişkisi olduğunu göstermiştir. Ampirik analizin bir sonraki aşamasında petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkilerinin ortaya konması amacıyla, petrol ve akaryakıt fiyat değişimlerinin eklendiği toplam enflasyon ve enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon ve Jarque-Bera enflasyonun bağımlı değişken olduğu Phillips eğrileri en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiştir. EKK tahminlerinde, korelasyon analizine paralel olarak, tüm enflasyon oranları için petrol fiyatları ile anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır, akaryakıt fiyatları ile ise pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur, bunun yanında π_t^{ex1} ve π_t^{jb} 'nin kullanıldığı modellerde Phillips eğrisi ilişkisinin geçerliliği elde edilen diğer bir bulgudur. Geçiş etkisi akaryakıt fiyatları üzerinden tahmin edilen modelde anlamlı bulunduğu için analizlerin geri kalan kısmında bu değişken esas alınmıştır. Türkiye’de yaşanan krizin model parametrelerinin istikrarlılığı üzerindeki etkisi Bai ve Perron (1998, 2003) tarafından önerilen bir yapısal kırılmanın kabul edildiği $\sup F_T(k)$, UD max ve WD max testleri ile araştırılmıştır. Tüm çoklu yapısal değişim testleri en az bir yapısal kırılmanın olduğunu göstermektedir. Modelde içsel olarak elde edilen kırılma tarihlerinin Kasım 2000- Şubat 2001 krizi sonrasına denk gelmesi söz konusu dönemden sonra enflasyonda bir rejim değişimi sürecinin yaşandığını, sözü edilen ilişkinin doğrusal olmadığını ima etmektedir.

Söz konusu bulgulardan hareket edilerek; akaryakıt fiyatlarının kullanıldığı Phillips eğrisi modelleri doğrusal olmayan Markov rejim değişimi modelleri ile tahmin edilmiştir. MSVAR modeli analizleri iki kısımdan oluşmaktadır. İlk olarak Phillips eğrileri

toplam ve çekirdek enflasyon oranları için sabitte parametrelerde ve hata terimlerinin varyansında değişmeye izin veren tek denklemlili 2 rejimli model (MSIAH) yardımı ile tahmin edilmiştir. Buna göre yüksek ve düşük enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatları enflasyon ilişkisi asimetriktir, akaryakıt fiyatları düşük enflasyon rejiminde tüm Phillips eğrileri için anlamsızdır. Yüksek enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatlarının uzun dönemli katsayısı Jarque-Bera çekirdek enflasyonda π_t^{jb} , en düşüktür, dolayısıyla Jarque-Bera çekirdek enflasyon geçici arz şoklarına daha az tepki vermektedir. Söz konusu bulgu, Jarque-Bera enflasyonu dışlamaya dayalı enflasyona karşı TCMB tarafından daha tercih edilir hale getirmiştir. Phillips eğrisi ilişkisinin ise genel olarak yüksek enflasyon rejiminde geçerli olduğu görülmektedir. Buna göre yüksek enflasyon rejiminde enflasyon ile çıktı açığı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki söz konusudur.

Markov rejim değişim analizlerinin ikinci kısmında geçiş etkisinin dinamik analizi için Krolzig (2006) tarafından geliştirilen rejim bağımlı etki tepki analizi yapılmıştır. Rejim değişiminin ortalama ve sabitteki değişme ile modellendiği MSMH ve MSIH modellerinden elde edilen etki-tepki fonksiyonlarına göre, akaryakıt fiyatlarındaki değişim ile enflasyon arasında her iki rejimde de pozitif bir geçiş etkisi bulunmaktadır. Ancak yüksek enflasyon rejiminde akaryakıt fiyat değişmelerine verilen şoklar enflasyon oranlarının düşük enflasyon rejimine göre daha fazla artmasına neden olmuştur. Rejimdeki kaymalara sistemin tepkisini ölçen tepki fonksiyonları mutlak büyüklük olarak karşılaştırıldığında yüksek enflasyona tepki düşük enflasyona tepkiden daha yüksek çıkmıştır.

SONUÇ VE GENEL DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada çekirdek enflasyon ölçülerinin Türkiye için alternatif yöntemler çerçevesinde hesaplanması ve en iyi çekirdek göstergelerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Enflasyonun uzun dönemli patikasını yansıtan, güvenilir çekirdek enflasyon göstergelerinin hesaplanması Türkiye açısından büyük bir önem arz etmektedir. Çünkü 2006 yılından itibaren uygulanmakta olan açık enflasyon hedeflemesi stratejisi, para otoritelerinin enflasyondaki kısa dönemli şoklardan çok, uzun dönemli yapısal değişmelere tepki vermesini gerektirmektedir. Bu amaçla enflasyonun uzun dönemli trendini temsil eden çekirdek enflasyon göstergeleri istatistiksel ve ampirik yöntemler kullanılarak Türkiye için hesaplanmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde çekirdek enflasyonun ölçülmesinde istatistiksel yöntemler ele alınmıştır. İlk olarak uygulamada en fazla tercih edilen enerji ve mevsimsel gıda kalemlerinin dışlandığı basit dışlama yöntemleri üzerinde durulmuştur. Daha sonra belirli bileşenlerin arz şoklarının kaynağı olduğu varsayımına dayanan bu yöntemin eksikliği dikkate alınarak, tüm bileşenlerin değişkenliklerinin tersi ile ağırlandırılmasına dayanan Edgeworth endeksleri hesaplanmıştır. Cutler (2001) tarafından geliştirilen, ağırlıkların otoregresif bir model çerçevesinde hesaplandığı süreğen ağırlıklı enflasyon birinci bölümde dikkate alınan diğer bir yöntemdir. Dışlamaya ve yeniden ağırlıklandırmaya dayalı yöntemler, enflasyonun hesaplanmasında kullanılan bileşenlerin yatay kesit dağılım özelliklerini dikkate almamaktadır. Nitekim hesaplanan çarpıklık ve basıklık istatistikleri enflasyon bileşenlerinin basık ve sağa çarpık olduğunu dolayısıyla normal dağılmadığını, merkezi eğilim ölçüsü olarak ağırlıklı ortalamanın enflasyonun etkin bir tahmin edicisi olmadığını göstermektedir. Bu nedenle çekirdek enflasyonun hesaplanmasında, bileşenlerin yatay kesitsel dağılımını dikkate alan dirençli (robust) tahmin yöntemleri kullanılmıştır. Dirençli tahmin yöntemleri yatay kesit dağılımın dışa düşen uç değerlerinin kırılmasına dayanmaktadır. Bu çalışmada önceki çalışmalardan farklı olarak dağılımın sağa çarpıklığı dikkate alınmış, her iki kuyruktan farklı oranlarda

kırpmaya izin veren çekirdek göstergeler asimetrik, Jarque-Bera ve MAD kırılmış ortalamalar Türkiye için ilk defa hesaplanmıştır.

Çalışmanın diğer özgün bir tarafı da çekirdek enflasyonun ölçülmesinde ampirik yöntemlerin ilk defa kullanılmasıdır. Bu amaçla ikinci bölümde ilk olarak çekirdek enflasyonun paranın miktar teorisinden türetildiği P-star yaklaşımı dikkate alınmıştır. Daha sonra makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin tanımlandığı SVAR modelleri tahmin edilmiş, uzun dönemli etki matrislerine konulan iktisadi kısıtlarla enflasyonun kalıcı ve geçici kısımları birbirinden ayrıştırılmıştır. Ampirik kısımda son olarak enflasyonun alt bileşenlerinin yer aldığı bir dinamik faktör modeli kurularak, bileşenlerin ortak davranışını temsil eden bir çekirdek enflasyon serisi türetilmiştir.

Üçüncü bölümde istatistiksel ve ampirik yöntemlerle hesaplanan çekirdek enflasyon göstergeleri sapmasızlık, dayanıklılık, zamanlılık ve öngörü gücü gibi sağlamaları gereken kriterler bağlamında karşılaştırılmıştır. Önceki çalışmalarda çekirdek enflasyon oranlarının karşılaştırılmasında sadece bir ölçüt dikkate alınırken, çalışmamızda yukarıdaki kriterlerin sağlanıp sağlanmadığı hem istatistiksel hem de ampirik yöntemler ile ayrıntılı olarak ortaya konmuştur. Bu çerçevede test edilen ilk ölçüt olan sapmasızlık P-star, dinamik faktör ve SVAR gibi ampirik yöntemlerden elde edilen göstergelerin önemli bir kısmı tarafından sağlanamamıştır. Ancak dışlamaya dayalı ve dirençli ölçülerin toplam enflasyonun sapmasız bir tahmin edicisi olduğunu söylemek mümkündür. Çalışmada değerlendirme konusu olan diğer bir performans kriteri dayanıklılık ve zamanlılıktır. Varyans ağırlıklı ve çift ağırlıklı çekirdek enflasyon göstergeleri hariç tüm istatistiksel göstergeler zamanlı ve dayanıklıdır. Buna karşın ampirik yöntemlere dayalı göstergeler modele yeni değişken ve gözlemin eklenmesine duyarlı olduğu için dayanıksızdır. Sözü edilen göstergeler tahminde kullanılan fiyat dışı değişkenlere anında ulaşamamasından ötürü zamanlılık koşulunu da karşılayamamaktadır. Çekirdek enflasyonların karşılaştırılmasında kullanılan bir diğer ölçüt toplam enflasyonu öngörebilme güçleridir. Başta Jarque-Bera enflasyon ve ağırlıklı medyan olmak üzere

dirençli çekirdek enflasyonların çoğu, dışlamaya dayalı çekirdek enflasyonlardan daha iyi bir öngörü gücüne sahiptir. Ampirik göstergeler, diğer kriterlerde olduğu gibi öngörü gücü açısından dışlamaya dayalı göstergelerin gerisinde kalmıştır. Tüm kriterler genel olarak değerlendirildiğinde; dirençli yöntemlerin, ampirik yöntemlere göre daha başarılı olduğu anlaşılmaktadır. Jarque-Bera enflasyon test edilebilir kriterlerin tümünden geçmiştir. Diğer dirençli ölçülerden ağırlıklı medyan, yüzde 25 asimetrik kırılmış ortalama ve MAD enflasyon da yapılan testlerin çoğunda dışlamaya dayalı enflasyonlardan daha anlamlı sonuçlar vermiştir. Bu durum, başta Jarque-Bera enflasyon olmak üzere, dirençli çekirdek enflasyonları dışlamaya dayalı göstergeler yanında TCMB tarafından dikkate alınabilecek önemli göstergeler haline getirmektedir.

Çalışmanın dördüncü ve son bölümünde karşılaştırma kriterleri açısından en iyi performansı gösteren Jarque-Bera enflasyon, petrol fiyatlarından enflasyona geçiş etkisinin analizinde toplam enflasyon ve TCMB tarafından kullanılan enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon ile karşılaştırmalı olarak kullanılmıştır. Buradaki amaç çekirdek enflasyon göstergelerinin dışsal şoklara daha az tepki verip vermediğinin ortaya konmasıdır. Geçiş etkisinin girdi çıktı tabloları ve doğrusal modellerle araştırıldığı diğer çalışmalardan farklı olarak yüksek enflasyondan düşük enflasyon rejimine geçişin parametreler üzerindeki etkilerini de hesaba katan MSVAR modelleri tahmin edilmiş ve rejim bağımlı etki tepki analizleri gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları 2001 krizi sonrası yapısal kırılma nedeni ile doğrusal modellemenin geçersiz olduğunu, yüksek ve düşük enflasyon olmak üzere iki farkı rejimin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Analiz döneminde ithal petrol fiyatları ile enflasyon arasında doğrudan bir ilişkiye rastlanmamıştır. Söz konusu bulgu aynı ilişkinin araştırıldığı Berument ve Taşçı (2002) ve Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu (1999) ile paraleldir. Ancak doğrusal VAR yönteminin kullanıldığı Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu (1999)'dan farklı olarak çalışmamızda akaryakıt fiyatları ile enflasyon arasında yüksek enflasyon rejiminde güçlü bir ilişki bulunmuştur.

Phillips eğrilerinin toplam ve çekirdek enflasyon oranları için tüm parametrelerde ve hata terimlerinin varyansında değişmeye izin veren tek denklemlilikli 2 rejimli model (MSIAH) yardımı ile tahmin edildiği MSVAR modellerinde akaryakıt fiyatları düşük enflasyon rejiminde tüm Phillips eğrileri için anlamsız bulunmuştur. **Yüksek enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatlarının uzun dönemli katsayısı Jarque-Bera çekirdek enflasyonda, en düşüktür, dolayısıyla Jarque-Bera çekirdek enflasyon geçici arz şoklarına daha az tepki vermektedir. Ayrıca MSVAR modelleri üzerinden yapılan etki-tepki analizinde enflasyonun akaryakıt fiyatlarındaki değişimlere yüksek ve düşük enflasyon rejimlerinde farklı tepkiler verdiği gözlemlenmiş, geçiş etkisi Jarque-Bera çekirdek enflasyonun kullanıldığı modelde toplam enflasyona göre daha düşük çıkmıştır. Bu durum Jarque-Bera enflasyon oranını, geçici arz şoklarına daha az tepki veren, TCMB tarafından fiyat hareketlerinin analizinde kullanılabilecek alternatif bir gösterge haline getirmiştir.** Rejimdeki kaymalara sistemin tepkisini ölçen tepki fonksiyonları mutlak büyüklük olarak karşılaştırıldığında yüksek enflasyona tepki düşük enflasyona tepkiden daha yüksek çıkmıştır. Bu durum son dönemlerde gelişmekte olan ülkelerde düşük enflasyon ortamına geçişle birlikte geçiş etkisinin azaldığını gösteren çalışmalarla paralellik göstermektedir (Örneğin bkz. De Gregorio, Landerretche ve Neilson (2007) ve Blanchard ve Gali (2007)). Bu çalışmalarda geçiş etkisinin düşmesi ile ilgili üretimin petrol bağımlılığının azalması, petrol piyasalarının regülasyonu, petrol fiyat artışlarının eski dönemlere göre çok kalıcı olmaması gibi nedenler sayılmıştır. Buna rağmen Türkiye'deki geçiş etkisindeki düşmeyi dışsal etkilerden çok içsel etkilere bağlamak daha gerçekçi olacaktır. Türkiye'deki geçiş etkisini diğer ülkelere göre yurtiçi enflasyonla ilgili beklentiler ve hükümetlerin akaryakıt üzerinden aldığı vergiler belirlemektedir. Özellikle 2001 krizi öncesi dönemde hükümetlerin akaryakıt fiyatlarını dünya petrol fiyatlarındaki değişimle açıklanmayacak ölçüde fazla artırmış oldukları önemli bir gerçektir. MSVAR sonuçlarının yüksek enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatlarının enflasyonist etkilerinin daha yüksek olduğunu göstermesi hükümetlerin akaryakıt fiyatlarının enflasyonist etkilerini göz ardı ederek vergileme amacı ile kullandığını teyit etmektedir.

Sonu olarak; bu alıřmada ekirdek enflasyonun llmesinde kullanılan istatistiksel ve ampirik yntemler karřılařtırmalı olarak ele alınmıřtır. alıřmamızın bulguları literatrdeki genel eēilime paralel olarak sadece dıřlamaya dayalı gstergelerin para politikası analizinde kullanımının eřitli sakıncaları olabileceēini gstermektedir. Bu nedenle ekirdek enflasyonun llmesinde belirli bir metodolojiye dayanan, daēılım merkezi eēilimini daha iyi temsil eden bařta Jarque-Bera enflasyon olmak zere eřitli direnli yntemlerin TCMB tarafından uzun dnemli fiyat hareketlerinin analizinde kullanılması enflasyon hedeflemesi stratejisinin bařarıya ulařmasında nemli katkılar saēlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Altimari, N. (2001), "Does Money Lead Inflation in the Euro Area?," *European Central Bank Working Paper Series*, No. 63.
- Alvarez, L.J. ve M. Matea (1999), "Underlying Inflation Measures in Spain," *Bank of Spain Working Paper*, No. 99/11.
- Andrews, D.W.K., Lee, I., ve Ploberger, W. (1996), "Optimal Change Point Tests for Normal Linear Regression," *Journal of Econometrics*, 70:9-38.
- Aucremanne, Luc (2000) "The Use of Robust Estimators as Measures of Core Inflation," *National Bank of Belgium Working Paper*, No. 2.
- Aydoğuş, O. (1993), "Türkiye Ekonomisinde Maliyet-Fiyat İlişkileri, Sektörel Fiyat Oluşumu ve Enflasyon," 3. İzmir İktisat Kongresi, 4-7 Haziran 1992, Cilt 3: Sektörel Gelişme Stratejileri, ss. 35- 48, Ankara: DPT.
- Bagliano, F. C., ve Morana, C. A. (2003b), "Measuring US core inflation: A common trends approach," *Journal of Macroeconomics*, 25: 197-212.
- Bagliano, F. C., ve Morana, C. A. (2003a), "Common trends model of UK core inflation," *Empirical Economics*, 28: 157- 172.
- Bagliano, Fabio C., Golinelli, Roberto ve Morana, Claudio (2002), "Core inflation in the Euro area," *Applied Economics Letters*, 96: 353 - 357.

- Bai, J. ve P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1-22.
- Bai, J. ve P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66: 47-78.
- Bakhshi, H., ve A Yates, (1999), "To Trim or Not to Trim? An Application of a Trimmed Mean Inflation Estimator to the United Kingdom," *MPC Working Paper*, No. 97.
- Ball, L. ve Mankiw, N.G. (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *Economic Journal*, 104 (423): 247-261.
- Ball, L. ve Mankiw, N.G. (1995), "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1): 161-193.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. ve Stock J. H. (1992), "Recursive Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 271-287.
- Blanchard, O. ve J. Gali (2007), "The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s?," mimeo, MIT.
- Berkmen P. (2002), "Measuring Core Inflation for Turkey Trimmed Means Approach," *Central Bank Review*, 2002, 2 (2): 1-18.
- Bernanke, B. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25: 49-100.

- Berument, H. ve H. Taşçı (2002), "Inflationary Effect of Crude Oil Prices in Turkey," *Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications*, 316 (1-4): 568-580
- Bjornland, H. C. (1997), "Estimating Core Inflation: The Role of Oil Price Shocks and Imported Inflation," *Research Department of Statistics of Norway Discussion Papers*, No. 200.
- Blinder, A. S. (1997), "Commentary," *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, 79: 157-160.
- Blix, M., (1995), "Underlying Inflation: A Common Trends Approach", *Sveriges Riksbank Working Paper*, No. 23 (Mart).
- Bowley, A.L. (1920), *Elements of Statistics*, 4. Basım, New York: Charles Scribner's Sons.
- Bryan, M. F. ve C. J. Pike (1991), "Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, Aralık, 1-4.
- Bryan, M. F. ve S. G. Cecchetti (1993), "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation", *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Cleveland*, 29 (4): 15-24.
- Bryan, M. F., S. G. Cecchetti ve R. L. Wiggins II (1997), "Efficient Inflation Estimation", *NBER Working Paper*, No. 6183.
- Bryan, Michael F., ve Stephen G. Cecchetti,(1994), "Measuring Core Inflation", *Monetary Policy* içinde, editör: N. Gregory Mankiw (Chicago, University of Chicago Press for National Bureau of Economic Research): 195-215.

- Bryan, M.F. and Cecchetti, S.G. (1999), "Inflation and The Distribution of Price Changes," *The Review of Economics and Statistics*, No. 81 (May): 188-196.
- Bryan, Michael F., ve Cecchetti, S. G. (2000), "A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil," Banco Central do Brasil Working Paper, No. 11.
- Campa, J. M. ve Goldberg, L. S. (2002), "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?," *NBER Working Papers*, No. 8934.
- Ceylan, S. (2005), *Çekirdek Enflasyon: Kavram, Literatür ve Uygulama*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Cihan, C. (2002), *Measuring Core Inflation in Turkey*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ortadoğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Choudhri, E. U. ve Hakura, D. S. (2001), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does The Inflationary Environment Matter?," *IMF Working Paper*, No. 01/194.
- Coimbra, Carlos ve Neves P. D. (1997), "Trend Inflation Indicators," *Economic Bulletin*, Banco de Portugal, Cilt 3, No. 1.
- Cristadoro R., Forni M., Reichlin L. and Veronese G.(2001), "A Core Inflation Index for the Euro Area," *Bank of Italy Discussion Paper*, No. 435.
- Crow, E.L. ve Siddiqui, M.M. (1967), "Robust Estimation of Location," *Journal of the American Statistical Association*, 62: 353-389.
- Cutler, J. (2001), "A New Measure of Core Inflation in the U.K.," *Bank of England MPC Unit Discussion Paper*, No. 3.

- Davis, M. ve Hamilton J. (2003), "Why Are Prices Sticky? The Dynamics of Wholesale Gasoline Prices," *NBER Working Papers*, No. 9741.
- De Gregorio, J., Landerretche, O. ve Neilson C. (2007), "Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation," *Central Bank of Chile Working Papers*, No. 417.
- Dempster, A.P., Laird N.M ve Rubin D.B. (1977), "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm," *Journal of the Royal Statistical Society*, 39: 1-38.
- Dewachter, H. and H. Lustig (1997), "A Cross-Country Comparison of CPI as a Measure of Inflation," *CES Discussion Paper Series*, No. 97/06.
- Diewert, W.E. (1995), "On the Stochastic Approach to Index Numbers," *University of British Columbia Department of Economics Discussion Paper*, No. 95/31.
- Dow, J. P. (1994), "Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes," *mimeo*, University of California-Riverside.
- Durai, S. R. S. ve M. Ramachandran (2007), "Core Inflation for India," *Journal of Asian Economics*, 18 : 365-383.
- Eckstein, O. (1981), *Core inflation*, Englewood-Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.
- Eurostat (2001), *Compendium of HICP Reference Documents*, Eriřim adresi: <http://europa.eu.int>, Eriřim Tarihi: 3-06-2008.

- Figueiredo, F. M. R. ve Staub, R. B. (2002), "Evaluation and Combination of Core Inflation Measures for Brazil," *Centre for Latin American Studies (CEMLA) Discussion Papers*, Eriřim Adresi: www.cemla.org/pdf/red/BR_Rodrigues_Blass.pdf, Eriřim Tarihi: 25-11-2008.
- Fiorentini G. ve Planas C. (2003), "Busy Program User-Manual," *Joint Research Centre of European Commission, Tools and Practices for Business Cycle Analysis in European Union*, EC Fifth Framework Program, Ispra, Italy.
- Folkertsma, C. K. ve K. Hubrich (2001), "Performance of Core Inflation Measures," *De Economist*, 149: 455-508.
- Forni M., Lippi, M. Hallin ve L. Reichlin (2000), "The Generalised Dynamic Factor Model: Identification and Estimation", *Review of Economics and Statistics*, 82 (4): 540-554.
- Freeman, D.G. (1998), " Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?," *Economics Letters*, 58: 143-147.
- Gagnon, J. ve J. Ihrig, (2001), "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through," *FED International Finance Discussion Papers*, No. 704.
- Gartner, C. ve G.D. Wehinger (1998), "Core Inflation in Selected European Countries," *Topics in Monetary Policy Modelling* içinde, Editör: Bank for International Settlements: 1-44.
- Giannone, D. ve Matheson, T. (2007), "A New Core Inflation Indicator for New Zealand," *International Journal of Central Banking*, 3 (4): 145- 180.

- Goldfajn, I. ve Werlang, S. R. (2000), "The Pass-Through from Depreciation to Inflation : A Panel Study," *PUC-Rio University Department of Economics Discussion Paper Series*, No. 423.
- Gregorio J., O. Landerretche ve C. Neilson (2007)"Another Passthrough Bites the Dust? Oil Prices and Inflation," *Banco Central de Chile Working Paper*, No. 417.
- Groeneveld, R.A. ve Meeden, G. (1984), "Measuring Skewness and Kurtosis," *The Statistician*, 33: 391-399.
- Hallman, Jeffrey J., Richard D. Porter ve David H. Small (1989), "M2 per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level, Board of Governors of the Federal Reserve System," Staff Study No. 157.
- Hallman, Jeffrey J., Richard D. Porter ve David H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?," *American Economic Review*, 81: 841-858.
- Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle," *Econometrica*, 57: 357-384.
- Hamilton, J. D. ve Herrera, A. M. (2001), "Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy," *University of California Economics Working Paper Series*, No. 2001-10.
- Hamilton, J. D. (1996), "This is What Happened to The Oil Price-Macroeconomy Relationship," *Journal of Monetary Economics*, 38: 215-220.

- Hampel, Frank R. (1974), "The Influence Curve and its Role in Robust Estimation," *Journal of the American Statistical Association*, 69 (346): 383-393.
- Heath, A., Roberts, I. ve Bulman, T. (2004), "Inflation in Australia: Measurement and Modelling", Reserve Bank of Australia, Eriřim Adresi: www.rba.gov.au/.../Conferences/2004/Heath_Roberts_Bulman.pdf, Eriřim Tarihi: 25-11-2008.
- Hodrick, R. J. ve E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29: 1-16.
- Hoeller, P. ve Poret, P. (1991), "Is P-Star A Good Indicator of Inflationary Pressure in OECD Countries?," *OECD Economic Studies*, No. 17.
- Hogan, H., Johnson, M. ve Lafleche T. (2001), "Core Inflation," Bank of Canada Technical Report, No. 89.
- Hooker, M. A. (2002), "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime," *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2): 540-561.
- Johnson, M. (1999), "Core Inflation: A Measure of Inflation For Policy Purposes," Eriřim Adresi: www.bis.org/publ/bisp05_p4.pdf, Eriřim Tarihi: 25-11-2008.
- Kara H. ve F. Ögünç (2005), "Exchange Rate Pass-Through in Turkey: It is Slow, But is It Really Low?," *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, No. 05/10.

- Kearns, J. (1998), "The Distribution and Measurement of Inflation," *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper*, No. 10.
- Kibritçioğlu, A. ve B. Kibritçioğlu (1999), "Ham Petrol ve Akaryakıt Ürünü Fiyat Artışlarının Türkiye'deki Enflasyonist Etkileri," Ankara: TC Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı, Araştırma ve İnceleme Dizisi, No. 21 (Nisan).
- Kim C-J. ve Nelson C. (1999), *State Space Models with Regime Switching*, Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- King, R.J., Plosser, C., Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1991), "Stochastic trends and economic fluctuations", *American Economic Review*, 81 (Eylül): 819-840.
- Koenker, R. ve G. Basset, Jr. (1978), "Regression Quantiles," *Econometrica*, 46(1): 33-50.
- Krolzig, H. M. (2006), "Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models," Erişim Adresi: https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=res2007&paper_id=700, Erişim Tarihi: 25/11/2008.
- Krolzig, H. M. (1997), *Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis: Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Berlin: Springer-Verlag.
- Krolzig, H.-M. (1998), "Econometric modeling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox," *University of Oxford Department of Economics Discussion Paper*, Erişim Adresi : <http://www.economics.ox.ac.uk/hendry/krolzig>, Erişim Tarihi: 25-11-2008.

- Krolzig, H.-M. ve Toro, J. (1999), "A New Approach to the Analysis of Shocks and the Cycle in a Model of Output and Employment," European University Institute, EUI Working Paper ECO 99/30.
- Lafleche, T. (1997), "Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation," *Bank of Canada Review*, (Sonbahar): 29-47.
- Landau, B. (2000), "Core Inflation Rates: A Comparison of Methods Based on West German Data," *Economic Research Centre of The Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No. 4/00.
- Le Bihan, H. Sedillot, F. (1999), "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The Case of France," *Banque de France Notes d'Etudes et de Recherche*, No. 69.
- Leigh, D. ve M. Rossi (2002), "Exchange Rate Pass-Through in Turkey," *IMF Working Paper*, No. 02/204.
- Lumsdaine, R.L. ve Papell, D.H. (1997) "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis," *Review of Economics and Statistics*, 79: 212-218.
- Marques C. R., P. D. Neves ve A. G. da Silva (2002), "Why should Central Banks avoid the use of the underlying inflation indicator?," *Economics Letters*, 75: 17-23.
- Marques, C. R. ve Mota (2000) "Using the asymmetric trimmed mean as a core inflation indicator," *Banco de Portugal Working Papers*, No. 6.
- Marques, C. R., P. D. Neves, ve L. M. Sarmiento (2000), "Evaluating Core Inflation Indicators," *Banco de Portugal Working Paper*, No. 3.

- Mellander, E., Vredin, A. ve Warne, A., (1992), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy," *Journal of Applied Econometrics*, 7 (4): 369-394.
- Moors, J. J. A. (1988), "A Quantile Alternative for Kurtosis," *The Statistician*, 37: 25-32.
- Mork, K. A. (1989), "Oil And Macroeconomy When Prices Go up and down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy*, 97(3): 740-744.
- Olgun, H. (1982), *Current Account, Money and Inflation in Turkey, 1963-1976*, Ankara: METU Press.
- Önder, A. O. (2006), "The stability of the Turkish Phillips curve and alternative regime shifting models," *Ege University Department of Economics Working Paper*, No. 06/02.
- Quah, D. ve S. Vahey (1995), "Measuring Core Inflation," *The Economic Journal*, 105: 1130-1144.
- Rich, R. ve Steindel C. (2005), "A Review of Core Inflation and an Evaluation of Its Measures," *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*, No. 236.
- Roberts, I. (2005), "Underlying Inflation: Concepts, Measurement and Performance," *Bank of Australia Research Discussion Paper*, No: 2005/05.
- Roger, S. (1997), "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96," *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series*, No. 7.

- Roger, S. (1998), "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement," *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, No. 98/9.
- Rousseeuw, P. J. ve Leroy, A. M. (1987), *Robust Regression and Outlier Detection*, New York: John Wiley and Sons.
- Silver, M. (2007), "Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in Choosing Among Alternative Measures," *IMF Staff Papers*, 54, No. 1.
- Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48 (6) : 1-48.
- Stavrev, E. (2006), "Measures of Underlying Inflation in the Euro Area: Assessment and Role for Informing Monetary Policy," *IMF Working Paper*, No. 06/197.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (1998), "Diffusion Indexes," *NBER Working Paper*, No. 6702.
- Timm, Neill (2001), *Applied Multivariate Analysis*, New York: Springer-Verlag.
- Tödter, K.-H. (2002), "Monetary indicators and policy rules in the P-star model", *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No. 18/02.
- Tödter, K.-H. ve H.-E. Reimers (1994), "P-Star as a Link between Money and Prices in Germany", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130: 273-289.
- Vega, J.-L. ve M. Wynne (2002), "A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Era," *Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper*, No. 0205.
- Warne, A. (1993), "A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference," *IIES, Stockholm University Seminar Paper*, No. 555.

Yap, J. T. I. (1996), "Can P^* Be a Basis for Core Inflation in the Philippines?," *Philippine Institute for Development Studies Discussion Paper*, No. 96-10.

EKLER

EK 1

Ek Tablo 1. 1 Uyumlandırılmış TÜFE (HICP) Altbileşen Ağırlıkları

	Bileşen Adı	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
cp0111	Ekmek ve Tahıllar	73.5	70.9	73.8	67.7	68.0	68.0	74.6	66.1	67.9	65.6	60.9	62.7
cp0112	Et	51.4	46.7	51.9	67.9	51.8	51.4	37.0	46.5	46.6	41.5	43.8	44.0
cp0113	Balık ve Deniz ürünleri	6.8	3.5	4.9	4.7	4.6	4.6	3.2	3.8	3.5	3.7	3.2	3.5
cp0114	Süt, Peynir ve Yumurta	43.8	47.8	52.1	42.9	39.6	41.0	37.9	35.8	36.2	38.2	31.9	34.4
cp0115	Bitkisel ve Hayvani Yağlar	22.9	23.2	23.8	22.7	20.7	18.9	25.7	20.2	17.7	18.3	16.7	16.7
cp0116	Meyve	33.8	29.8	31.4	29.8	26.7	26.9	26.5	29.7	25.7	24.9	23.3	27.7
cp0117	Sebze	48.8	47.6	55.8	50.7	43.0	41.0	48.9	39.3	49.0	52.7	54.4	53.3
cp0118	Seker, Reçel, Bal, Çikolata, Pasta	21.3	20.5	21.2	20.3	19.5	18.0	20.7	22.7	24.2	24.5	23.1	22.3
cp0119	Diğer Gıda Ürünleri	3.6	3.2	4.8	3.9	3.3	3.5	3.4	3.2	3.6	3.6	3.6	3.7
cp0121	Kahve, Çay ve Kakao	9.6	8.7	10.3	10.4	10.8	9.3	7.4	7.9	10.0	10.5	8.8	8.6
cp0122	Maden Suyu, Hafif İçecekler, Meyve ve Sebze Suları	6.7	6.5	6.8	6.8	6.6	6.6	7.3	6.6	9.5	9.3	8.6	9.2
cp0211	Alkollü İçecekler	2.3	2.2	2.5	2.1	3.5	2.8	3.0	3.2	1.9	2.2	2.0	1.8
cp0212	Sarap	0.1	0.2	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.4	0.3
cp0213	İtra	1.4	1.3	1.4	1.4	1.4	1.4	1.6	1.2	1.2	1.1	1.4	1.2
cp022	Tütün	21.0	20.0	23.1	19.7	30.5	24.7	30.0	29.5	45.8	43.8	52.7	47.6
cp0311	Giyim Malzemeleri	6.5	6.3	5.5	5.1	4.3	4.5	4.5	4.4	1.3	1.3	1.1	1.0
cp0312	Dış Giyim	77.5	83.1	74.9	78.1	68.0	65.7	61.1	66.4	57.1	53.4	56.8	55.0
cp0313	Diğer Giyim Kalemleri ve Aksesuarlar	3.9	3.9	3.9	3.5	3.4	3.6	3.7	3.8	2.9	2.8	2.7	2.6
cp0314	Temizleme, Tamir ve Giysi Kiralama	2.5	2.5	2.6	2.5	2.4	2.4	2.5	1.9	0.7	0.7	0.8	0.7
cp032	Tamir Dahil Ayak Giyim	29.7	31.8	29.0	28.9	25.8	27.2	26.7	29.3	21.8	21.7	21.8	19.6
cp041	Ev Kırını	42.9	44.4	44.3	35.5	65.4	71.7	57.4	57.2	42.4	44.3	45.6	47.3
cp043	Konut Tamir ve Bakımı	18.2	19.6	17.7	17.6	21.1	21.2	21.6	19.7	12.3	12.1	11.8	14.1
cp0441	Su	17.2	17.4	15.5	17.4	19.7	21.8	22.2	23.9	27.7	27.0	21.6	23.3
cp045	Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar	83.2	85.6	77.0	70.3	76.1	76.7	97.4	96.1	84.4	87.2	83.1	81.5
cp0511	Mobilya ve Döşeme	21.9	21.0	19.5	20.2	18.6	20.3	18.3	19.1	16.9	16.8	17.2	18.0
cp0512	Hali ve diğer yer kaplamaları	6.5	6.6	7.1	7.1	6.5	6.2	6.5	6.3	3.8	4.0	4.9	4.4
cp052	Ev Tekstili	9.1	9.1	8.1	7.4	7.1	7.1	7.5	7.8	5.9	5.5	7.4	7.4
cp0531-532	Büyük ve Küçük Ev Aletleri	27.0	26.5	24.1	23.9	23.1	24.9	23.9	23.9	10.6	9.4	13.4	15.4
cp0533	Ev Aletlerinin Bakımı	1.5	1.5	1.5	1.8	1.5	1.7	1.5	1.5	1.2	1.3	1.1	1.3
cp054	Zuccaciye, Sofra Takımı, Mutfak Aletleri	7.1	6.8	6.2	6.2	5.8	6.0	6.2	6.0	4.9	5.0	5.3	5.5
cp055	Ev ve Bahçe için Gerekli Araç ve Ekipmanlar	1.5	1.5	1.3	1.3	1.2	1.2	1.3	1.2	1.4	1.4	1.5	1.7
cp0561	Dayanıklı Olmayan Ev Aletleri	17.6	16.9	15.5	15.2	14.7	14.5	16.4	13.2	14.0	12.8	12.9	14.6
cp0562	Yurtiçi ve Hanehalkı Servisleri	2.7	2.9	3.6	4.1	4.6	4.0	4.0	4.0	5.8	6.0	5.6	4.3
cp0611	Ecza Ürünleri	10.6	11.6	9.8	13.4	12.1	12.3	14.0	11.4	9.7	9.8	8.0	8.1
cp0612-613	Diğer Tıbbi Ürünler	1.5	1.4	1.3	1.5	1.6	2.1	1.9	2.1	1.9	1.9	1.6	1.5
cp0621-623	Medikal ve Paramedikal Hizmetler	9.5	8.9	9.2	11.0	11.8	14.2	11.8	12.9	9.3	10.2	9.8	10.0
cp0622	Dişçilik Hizmetler	5.5	5.2	5.0	6.2	7.7	8.1	6.3	6.4	2.3	2.3	2.5	3.5
cp063	Hastane Hizmetleri	4.5	4.2	3.7	5.2	5.2	5.4	4.7	4.9	3.1	3.2	3.6	3.7
cp0711	Taşıtlar	41.3	41.3	37.5	36.6	35.3	34.4	31.8	40.0	26.2	24.9	23.2	37.7
cp0712-713-714	Motosiklet, Bisiklet ve Hayvanlar Tarafından Çekilen Araçlar	1.1	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.0	1.2	0.5	0.4	0.6	0.5
cp0721	Kişisel Ulaşım Araçlarının Yedek Parça ve Aksesuarları	3.3	3.3	3.1	3.0	3.0	2.8	3.3	2.7	1.7	1.6	1.8	2.1
cp0722	Kişisel Ulaşım Araçlarının Yakıt ve Yağ Giderleri	27.6	28.6	33.8	24.1	38.3	30.5	36.5	36.7	31.3	40.2	38.9	35.1
cp0723	Kişisel Ulaşım Araçlarının Bakım ve Onarımı	5.4	5.8	7.2	7.0	6.6	7.7	8.5	8.5	3.2	3.4	4.1	4.8
cp0724	Kişisel Ulaşım Araçlarının Diğer Servisleri	1.4	1.3	1.2	1.6	1.4	1.2	1.1	1.2	0.8	0.8	0.9	1.2
cp0731	Demiryolu Ulaşımı	0.7	0.7	0.6	0.7	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.9	0.7	0.7
cp0732	Karayolu Ulaşımı	31.0	31.1	32.4	33.5	39.7	38.8	37.3	34.9	35.0	34.4	33.2	32.6
cp0733	Havayolu Ulaşımı	0.9	0.9	0.8	0.8	0.9	0.9	1.1	0.9	1.2	1.0	1.1	1.1
cp0734	Deniz Yolu ve İç Karasuları Ulaşımı	0.5	0.6	0.6	0.7	0.7	0.7	0.6	0.6	0.4	0.3	0.3	0.4
cp0736	Diğer Ulaşım Hizmetleri	1.1	1.2	1.2	1.2	1.4	1.4	1.3	1.6	0.5	0.6	0.6	0.6
cp081	Posta Servisleri	0.2	0.2	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1
cp082	Telefon ve Telefaks Ekipmanı	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.4	0.3	4.0	4.8	5.6	3.1
cp083	Telefon ve Telefaks Hizmetleri	17.7	20.6	23.8	21.1	19.1	22.7	23.9	23.5	43.5	40.2	40.1	39.2
cp0911	Ses ve Resim Alımı, Kaydı ve Üretim Ekipmanları	8.9	8.4	7.3	7.1	6.5	6.2	6.1	6.0	4.3	3.4	7.7	6.6
cp0912	Fotografik ve Sinematografik Ekipman ve Optik Enstrümanlar	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.5	0.4	0.3	0.3
cp0914	Medya Kayıt	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.1	0.7	0.7	0.9	0.6
cp0915	Sesli-Görsülsüz, Fotoğrafik ve Bilgi İşlem Ekipmanlarının Tamiri	1.1	1.0	0.9	0.8	0.7	0.8	0.7	0.8	0.5	0.5	0.5	0.5
cp0921-922	Müzik Aletleri Dahil Eğlenceye Yönelik Ekipmanlar	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
cp0931	Oyunlar, Oyuncaklar ve Hobiler	0.9	0.7	0.7	0.5	0.4	0.4	0.5	0.4	1.2	1.3	1.9	2.2
cp0932	Spor, Kamp ve Açık Hava Eğlenceleri için Ekipmanlar	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.4	0.4	0.7	0.5
cp0934-935	Ev Hayvanı ve İlişkili Ürünler, Veteriner ve Diğer İlgili Hizmetler	0.5	0.5	0.3	0.5	0.3	0.4	0.3	0.4	0.4	0.4	0.5	0.1
cp0941	Eğlence ve Spor Servisleri	0.9	0.9	0.8	1.0	1.0	1.4	1.3	1.4	3.2	3.3	3.8	3.8
cp0942	Kültürel Servisler	3.4	3.8	3.6	3.5	3.4	3.7	3.4	3.4	4.1	4.2	4.3	3.4
cp0951	Kitaplar	6.7	6.0	6.4	7.7	9.8	8.7	7.2	8.5	3.3	3.1	3.8	3.3
cp0952	Gazete ve Mecmualar	10.7	10.0	7.6	7.0	6.0	5.5	4.6	3.6	2.5	2.3	2.2	2.0
cp0953-954	Çeşitli Basılı doküman, Kırtasiye ve Çizim Materyalleri	2.9	2.7	3.0	2.9	3.0	3.1	2.9	2.9	2.5	2.3	2.5	2.2
cp10	Eğitim	14.3	16.1	17.0	19.3	20.6	19.8	17.9	21.2	23.0	23.0	24.2	21.6
cp111	Yiyecek Temini	33.7	33.1	33.4	35.9	34.9	37.4	31.7	32.2	34.1	34.6	39.2	58.1
cp112	Konaklama Hizmetleri	3.2	3.2	3.3	3.7	3.3	3.2	2.5	3.3	26.7	26.1	28.5	6.3
cp1211	Kuaför Salonları ve Kişisel Bakım Hizmetleri	4.6	4.4	4.7	5.7	5.9	6.5	5.3	5.0	5.2	5.7	6.3	6.0
cp1212-1213	Kişisel Bakım için Elektrikli Aletler	8.3	8.2	8.1	8.5	8.4	8.3	9.8	8.8	15.1	14.2	16.1	16.3
cp1231	Mücevher, Duvar ve Kol Saati	6.3	6.1	4.6	4.3	4.3	3.9	4.9	5.0	17.2	16.3	12.2	10.3
cp1232	Diğer Kişisel Eşyalar	3.3	3.4	3.6	3.9	3.4	3.4	3.3	3.5	7.4	7.5	4.2	2.5

Kaynak: EUROSTAT.

Ek Tablo 1.2 Bileşenlere Ait Standart Sapma ve Değişim Katsayıları

	Kodu	Bileşen Adı	Standart Sapma σ	Değişim Katsayısı (σ/μ)
1	cp0117	Sebze	14.528	5.782
2	cp0116	Meyve	10.116	3.358
3	cp0934-935	Ev Hayvanı ve İlişkili Ürünler, Veteriner ve Diğer İlgili Hizmetler	9.731	3.343
4	cp081	Posta Servisleri	8.675	3.249
5	cp082	Telefon ve Telefaks Ekipmanı	7.394	3.223
6	cp10	Eğitim	9.866	3.161
7	cp0952	Gazete ve Mecmualar	5.631	3.115
8	cp0612-613	Diğer Tıbbi Ürünler	9.370	3.028
9	cp0312	Dış Giyim	6.889	2.740
10	cp0113	Balık ve Deniz ürünleri	7.368	2.727
11	cp0912	Fotoğrafik ve Sinematografik Ekipman ve Optik Enstrümanlar	4.978	2.578
12	cp083	Telefon ve Telefaks Hizmetleri	6.921	2.544
13	cp0951	Kitaplar	6.983	2.339
14	cp0712-713-714	Motosiklet, Bisiklet ve Hayvanlar Tarafından Çekilen Araçlar	6.084	2.291
15	cp0611	Ecza Ürünleri	5.729	2.245
16	cp0931	Oyunlar, Oyuncaklar ve Hobiler	4.324	2.128
17	cp0911	Ses ve Resim Alımı, Kaydı ve Üretim Ekipmanları	3.892	2.079
18	cp0211	Alkollü İçecekler	6.958	2.056
19	cp1231	Mücevher, Duvar ve Kol Saati	5.236	1.969
20	cp022	Tütün	6.577	1.956
21	cp0733	Havayolu Ulaşımı	5.295	1.918
22	cp0622	Dişçilik Hizmetleri	5.730	1.884
23	cp0731	Demiryolu Ulaşımı	5.585	1.868
24	cp032	Tamir Dahil Ayak Giyim	5.126	1.860
25	cp0921-922	Müzik Aletleri Dahil Eğlenceye Yönelik Ekipmanlar	6.092	1.859
26	cp0533	Ev Aletlerinin Bakımı	5.489	1.848
27	cp0734	Deniz Yolu ve İç Karasuları Ulaşımı	5.134	1.844
28	cp0121	Kahve, Çay ve Kakao	4.882	1.746
29	cp0723	Kişisel Ulaşım Araçlarının Bakım ve Onarımı	5.595	1.643
30	cp063	Hastane Hizmetleri	5.023	1.594
31	cp0915	Sesli-Görüntülü, Fotoğrafik ve Bilgi İşlem Ekipmanlarının Tamiri	3.277	1.592
32	cp0941	Eğlence ve Spor Servisleri	5.281	1.588
33	cp0722	Kişisel Ulaşım Araçlarının Yakıt ve Yağ Giderleri	4.945	1.556
34	cp0621-623	Medikal ve Paramedikal Hizmetler	4.785	1.536
35	cp0531-532	Büyük ve Küçük Ev Aletleri	3.634	1.503
36	cp0441	Su	4.511	1.413
37	cp0114	Süt, Peynir ve Yumurta	3.559	1.412
38	cp0115	Bitkisel ve Hayvani Yağlar	3.559	1.388
39	cp0953-954	Çeşitli Basılı doküman, Kırtasiye ve Çizim Materyalleri	3.458	1.375
40	cp0119	Diğer Gıda Ürünleri	3.424	1.345
41	cp0711	Taşıtlar	3.480	1.343
42	cp0213	Bira	3.895	1.279
43	cp0721	Kişisel Ulaşım Araçlarının Yedek Parça ve Aksesuarları	3.279	1.221
44	cp0724	Kişisel Ulaşım Araçlarının Diğer Servisleri	3.547	1.214
45	cp112	Konaklama Hizmetleri	3.382	1.211
46	cp0914	Medya Kayıt	3.090	1.194
47	cp0112	Et	3.114	1.171
48	cp0118	Şeker, Reçel, Bal, Çikolata, Pasta	3.138	1.153
49	cp0561	Dayanıklı Olmayan Ev Aletleri	2.618	1.146
50	cp1232	Diğer Kişisel Eşyalar	3.206	1.144
51	cp0511	Mobilya ve Döşeme	3.049	1.111
52	cp0732	Karayolu Ulaşımı	3.389	1.103
53	cp0111	Ekmek ve Tahıllar	2.942	1.097
54	cp0942	Kültürel Servisler	3.007	1.089
55	cp0212	Şarap	3.587	1.084
56	cp0122	Maden Suyu, Hafif İçecekler, Meyve ve Sebze Suları	2.909	1.073
57	cp045	Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar	3.038	1.044
58	cp043	Konut Tamir ve Bakımı	2.891	1.024
59	cp0562	Yurtiçi ve Hanehalkı Servisleri	3.296	0.995
60	cp0932	Spor, Kamp ve Açık Hava Eğlenceleri için Ekipmanlar	2.590	0.981
61	cp0311	Giyim Malzemeleri	2.210	0.977
62	cp0512	Halı ve diğer yer kaplamaları	2.570	0.976
63	cp0736	Diğer Ulaşım Hizmetleri	3.229	0.967
64	cp1212-1213	Kişisel Bakım için Elektrikli Aletler	2.481	0.960
65	cp0313	Diğer Giyim Kalemleri ve Aksesuarlar	2.412	0.933
66	cp052	Ev Tekstili	2.147	0.888
67	cp1211	Kuaför Salonları ve Kişisel Bakım Hizmetleri	2.698	0.883
68	cp055	Ev ve Bahçe için Gerekli Araç ve Ekipmanlar	2.260	0.878
69	cp054	Züccaciye, Sofra Takımı, Mutfak Aletleri	2.163	0.864
70	cp0314	Temizleme, Tamir ve Giysi Kiralama	2.228	0.820
71	cp111	Yiyecek Temini	2.117	0.714
72	cp041	Ev Kirası	2.161	0.671

EK 2**Ek Tablo 2. 1** P-star Fiyat Regresyonları

	(I)	(II)
α_1	2.209 (1.104)	8.009*** (6.689)
α_2	-1.577*** (-6.256)	-2.355** (-18.40)
α_3	0.919*** (43.088)	1.000 -
Düz. R-Kare	0.994	0.991
DW	0.071	0.057
$\chi^2_{sc}(12)$	128.793*** [0.000]	126.18*** [0.000]
χ^2_{HE}	34.999*** [0.000]	47.338 [0.000]
$\chi^2_{JB}(2)$	1.188 [0.550]	7.140** [0.028]
Wald Test kısıt: $\alpha_3 = 1$	0.187	[0.666]

Not: Değişen varyans ve otokorelasyona dayanlı t değerleri parantez () içinde verilmiştir. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. χ^2_{HE} , $\chi^2_{sc}(12)$, $\chi^2_{RESET}(4)$ ve $\chi^2_{JB}(2)$ sırasıyla olasılık değerleri [] ile verilen White değişen varyans, otokorelasyon LM testi, Ramsey Reset testi, Jarque-Bera Normalite testlerine ait Ki-kare istatistiklerini temsil etmektedir. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, ve 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Ek Tablo 2. 2 P-star Hata Düzeltme Modeli

	Katsayı	S.H.	t-ist	Olasılık
π_t^{hp}	0.606	0.103	3.813	0.000
π_{t-1}	0.394	0.103	3.813	0.000
$lp_{t-1}^* - lp_{t-1}$	0.096	0.033	2.928	0.004
dum_{2001}	0.054	0.002	25.933	0.000
R-Kare	0.888	Bağımlı Değ. Ort		0.028
Düz. R-Kare	0.886	Bağımlı Değ. S.H.		0.021
Reg. S.H.	0.007	AIC		-7.025
RSS	0.007	SC		-6.961
Log Ol.	477.213	Durbin-Watson ist.		1.815
Tanısal Testler				
Breusch-Godfrey İçsel Bağını LM Testi				
Obs*R-Kare	8.382	Ol. Ki-Kare (2)		(0.015)
White Değişen Varyans Testi				
Obs*R-Kare	17.908	Ol. Ki-Kare (11)		(0.084)
Jarque-Bera	51.52	Ol. Ki-Kare (2)		(0.000)
Ramsey Reset Testi				
Ki-Kare	2.654	Ol. Ki-Kare		(0.265)

Ek Tablo 2. 3 VAR Modelleri Gecikme Sayısının Belirlenmesi

	SVAR1			SVAR2			SVAR3		
Gecikme	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-11.572	-10.989*	-11.336	-4.4498	-3.576*	-4.0950	-15.890	-15.016*	-15.535
1	-11.615	-10.943	-11.342*	-4.6207	-3.5457	-4.1839	-16.054	-14.979	-15.617*
2	-11.619	-10.858	-11.310	-4.7336	-3.4571	-4.215*	-16.046	-14.770	-15.528
3	-11.603	-10.752	-11.257	-4.7792	-3.3011	-4.1787	-16.106	-14.628	-15.506
4	-11.707*	-10.767	-11.325	-4.880*	-3.2000	-4.1973	-16.193	-14.514	-15.511
5	-11.660	-10.629	-11.241	-4.8046	-2.9234	-4.0403	-16.102	-14.221	-15.337
6	-11.642	-10.522	-11.187	-4.7882	-2.7054	-3.9420	-16.229*	-14.146	-15.383
7	-11.595	-10.386	-11.104	-4.6791	-2.3948	-3.7510	-16.153	-13.869	-15.225
8	-11.589	-10.290	-11.061	-4.6592	-2.1733	-3.6492	-16.152	-13.666	-15.142

Not: * kriter tarafından belirlenen gecikme sayısını göstermektedir.

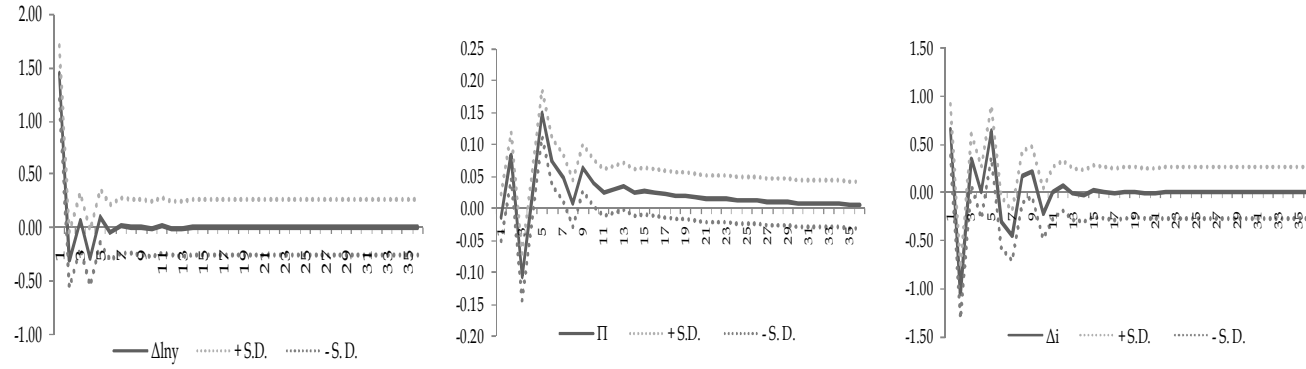
AIC: Akaike Bilgi Kriteri

SC: Schwarz Bilgi Kriteri

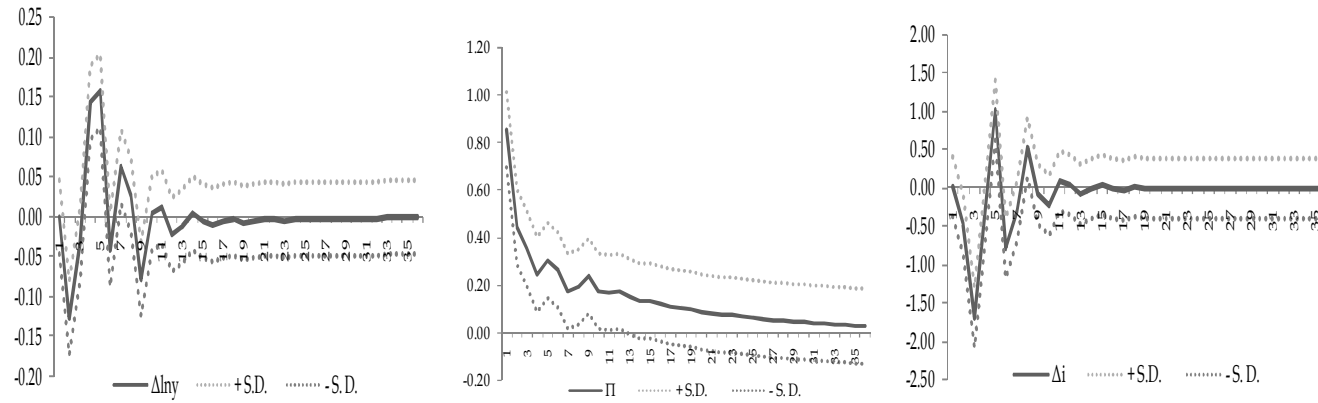
HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

Ek Şekil 2. 1 Yapısal Etki-Tepki Fonksiyonları SVAR2 Modeli: $Svar(\Delta lny, \pi, \Delta i)$

A. Çekirdek-Dışı Şoklara Tepki

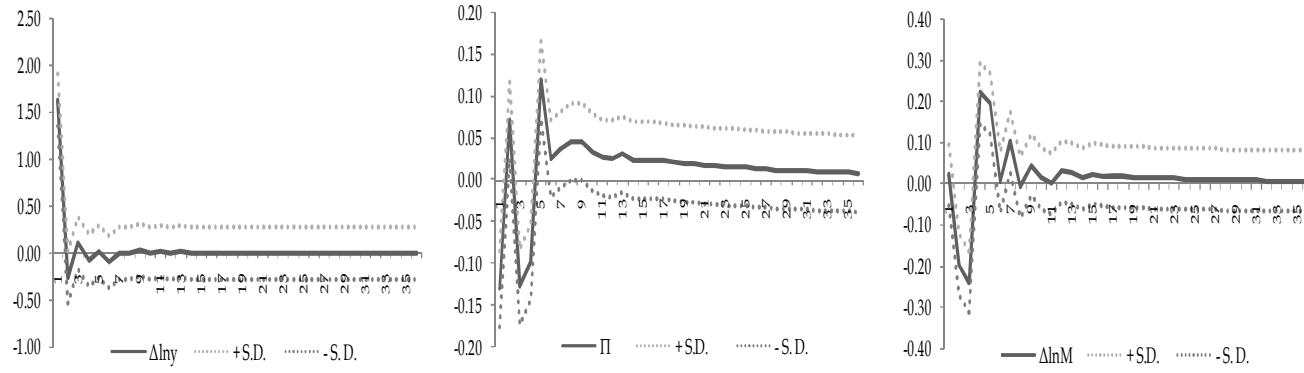


B. Çekirdek Şoklara Tepki

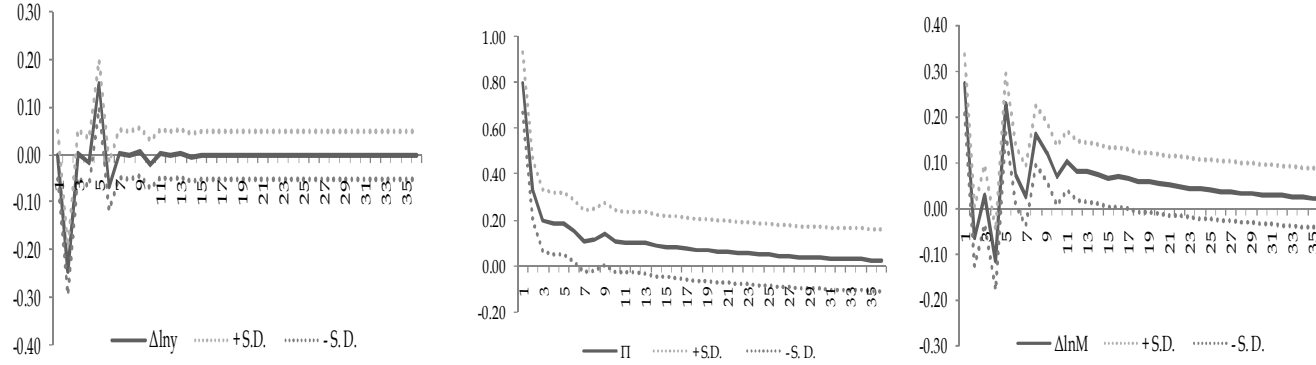


Ek Şekil 2. 2 Yapısal Etki-Tepki Fonksiyonları SVAR3 Modeli : $Svar(\Delta \ln y, \pi, \Delta \ln M)$

A. Çekirdek-Dışı Şoklara Tepki



B. Çekirdek Şoklara Tepki



Ek Tablo 2. 4 Yapısal Varyans Ayrıştırma Analizi

<i>Model SVAR2 : Svar(Δlny, π, Δi)</i>									
	Δlny			π			Δi		
	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Nominal	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Nominal	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Nominal
1	100.000	0.000	0.000	0.031	96.584	3.384	0.874	0.000	99.126
4	83.043	1.377	15.580	1.421	83.239	15.340	2.496	4.959	92.546
8	75.182	2.272	22.545	2.530	69.275	28.195	3.342	7.557	89.101
12	74.940	2.494	22.566	2.560	67.997	29.443	3.470	7.618	88.912
16	74.928	2.503	22.568	2.546	67.168	30.285	3.471	7.628	88.901
20	74.924	2.507	22.570	2.532	66.752	30.717	3.471	7.630	88.899
24	74.921	2.508	22.571	2.524	66.525	30.952	3.471	7.630	88.898
28	74.920	2.509	22.571	2.519	66.403	31.078	3.471	7.631	88.898
32	74.919	2.510	22.571	2.517	66.336	31.147	3.471	7.631	88.898
36	74.918	2.510	22.572	2.516	66.300	31.185	3.471	7.631	88.898
<i>Model SVAR3 : Svar(Δlny, π, ΔlnM)</i>									
	Δlny			π			ΔlnM		
	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Nominal	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Nominal	Çekirdek-Dışı	Çekirdek	Nominal
1	100.000	0.000	0.000	2.538	96.047	1.415	0.009	1.682	98.308
4	91.323	1.993	6.684	3.691	63.772	32.537	2.583	1.635	95.782
8	90.501	2.851	6.647	3.352	46.416	50.232	3.257	2.959	93.784
12	90.483	2.867	6.650	3.009	41.386	55.605	3.175	3.437	93.388
16	90.480	2.868	6.652	2.824	38.813	58.362	3.128	3.685	93.187
20	90.479	2.868	6.653	2.723	37.418	59.859	3.096	3.841	93.063
24	90.478	2.868	6.654	2.664	36.603	60.733	3.076	3.937	92.987
28	90.478	2.868	6.654	2.628	36.112	61.260	3.063	3.998	92.939
32	90.477	2.868	6.654	2.606	35.809	61.585	3.055	4.036	92.908
36	90.477	2.869	6.654	2.592	35.620	61.789	3.050	4.061	92.889

Ek Tablo 2. 5 Özdeğerler

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10	36.088	8.123	5.238	3.970	3.361	2.943	2.477	2.133	0.131	0.068
11	35.375	8.040	5.156	3.958	3.329	2.926	2.460	2.120	0.175	0.124
12	35.149	7.944	5.063	3.922	3.274	2.904	2.431	2.083	0.227	0.159
13	34.033	7.880	5.047	3.911	3.271	2.896	2.422	2.065	0.279	0.203
14	33.461	7.725	4.920	3.876	3.259	2.873	2.394	2.043	0.322	0.251
15	33.103	7.675	4.875	3.808	3.200	2.802	2.374	2.007	0.360	0.296
16	32.325	7.537	4.834	3.796	3.170	2.784	2.338	1.994	0.368	0.303
17	32.093	7.354	4.682	3.747	3.099	2.738	2.317	1.983	0.383	0.320
18	31.399	7.246	4.617	3.728	3.073	2.709	2.293	1.966	0.406	0.330
19	31.283	7.144	4.508	3.672	3.029	2.582	2.268	1.925	0.412	0.333
20	31.068	7.011	4.388	3.605	2.972	2.545	2.234	1.908	0.445	0.371
21	30.387	6.973	4.358	3.568	2.928	2.531	2.221	1.892	0.454	0.377
22	30.151	6.859	4.275	3.539	2.851	2.473	2.192	1.863	0.472	0.395
23	30.091	6.727	4.239	3.514	2.819	2.372	2.120	1.792	0.487	0.407
24	29.268	6.648	4.215	3.498	2.791	2.350	2.092	1.774	0.516	0.430
25	29.007	6.531	4.138	3.418	2.746	2.335	2.055	1.719	0.543	0.448
26	28.789	6.433	4.086	3.305	2.704	2.258	1.970	1.687	0.594	0.471
27	28.391	6.353	4.039	3.251	2.670	2.225	1.928	1.657	0.617	0.481
28	27.740	6.270	3.972	3.212	2.619	2.207	1.882	1.636	0.625	0.487
29	27.401	6.231	3.940	3.148	2.588	2.167	1.861	1.578	0.650	0.518
30	26.860	6.190	3.889	3.090	2.547	2.124	1.839	1.558	0.696	0.559
31	26.688	6.075	3.776	3.028	2.475	2.092	1.791	1.509	0.710	0.579
32	26.425	5.948	3.705	2.953	2.414	2.077	1.758	1.483	0.716	0.584
33	26.288	5.832	3.589	2.916	2.384	2.015	1.671	1.442	0.727	0.596
34	25.741	5.784	3.552	2.847	2.351	1.986	1.620	1.402	0.749	0.612
35	25.467	5.724	3.514	2.766	2.291	1.930	1.575	1.351	0.796	0.656
36	25.111	5.672	3.486	2.719	2.232	1.878	1.545	1.315	0.824	0.705
37	24.577	5.583	3.447	2.648	2.185	1.842	1.502	1.273	0.840	0.726
38	24.355	5.462	3.347	2.571	2.130	1.767	1.463	1.230	0.860	0.738
39	24.042	5.361	3.276	2.501	2.070	1.718	1.395	1.213	0.882	0.761
40	23.826	5.287	3.149	2.448	2.015	1.672	1.347	1.179	0.907	0.783
41	23.480	5.125	3.084	2.410	1.943	1.606	1.304	1.133	0.933	0.812
42	22.932	5.068	3.012	2.352	1.901	1.580	1.268	1.093	0.963	0.847
43	22.706	4.941	2.910	2.312	1.824	1.543	1.250	1.068	0.985	0.870
44	22.248	4.891	2.835	2.258	1.789	1.513	1.212	1.036	1.013	0.918
45	21.845	4.687	2.782	2.187	1.744	1.490	1.195	1.022	1.063	0.931
46	21.460	4.486	2.718	2.124	1.705	1.468	1.167	0.991	1.088	0.948
47	21.110	4.284	2.689	2.039	1.667	1.428	1.148	0.964	1.104	0.957
48	20.975	4.107	2.531	1.986	1.617	1.363	1.120	0.937	1.155	0.978
49	20.689	4.059	2.465	1.936	1.559	1.273	1.050	0.900	1.191	1.010
50	20.341	3.939	2.356	1.866	1.509	1.244	1.004	0.862	1.220	1.028
51	19.376	3.870	2.347	1.833	1.486	1.233	0.996	0.827	1.260	1.080
52	18.358	3.797	2.336	1.820	1.444	1.227	0.986	0.816	1.289	1.105
53	17.412	3.749	2.327	1.812	1.418	1.214	0.968	0.778	1.351	1.119
54	17.220	3.665	2.211	1.752	1.379	1.138	0.913	0.752	1.369	1.137
55	16.769	3.612	2.171	1.660	1.334	1.093	0.858	0.726	1.396	1.204
56	15.776	3.551	2.158	1.640	1.312	1.078	0.841	0.718	1.410	1.221
57	14.904	3.484	2.138	1.614	1.285	1.044	0.827	0.706	1.431	1.252
58	14.512	3.385	2.046	1.587	1.228	1.004	0.787	0.667	1.483	1.289
59	13.831	3.246	2.015	1.558	1.168	0.965	0.773	0.641	1.540	1.319
60	13.513	3.133	1.857	1.517	1.129	0.916	0.729	0.588	1.564	1.332
61	12.811	3.050	1.783	1.475	1.087	0.854	0.691	0.561	1.608	1.358
62	12.142	2.913	1.733	1.342	1.030	0.836	0.673	0.547	1.638	1.387
63	11.521	2.825	1.672	1.302	1.000	0.799	0.653	0.541	1.666	1.403
64	10.878	2.745	1.642	1.250	0.961	0.763	0.619	0.513	1.686	1.418
65	9.886	2.678	1.616	1.235	0.942	0.756	0.601	0.495	1.700	1.481
66	9.551	2.471	1.571	1.184	0.902	0.717	0.560	0.470	1.713	1.497
67	8.710	2.371	1.529	1.161	0.867	0.691	0.551	0.451	1.721	1.523
68	8.212	2.262	1.432	1.081	0.819	0.663	0.537	0.430	1.742	1.534
69	7.736	2.173	1.387	0.998	0.785	0.634	0.497	0.401	1.772	1.558
70	7.136	2.090	1.349	0.963	0.762	0.596	0.447	0.371	1.787	1.585
71	6.913	2.023	1.230	0.885	0.675	0.496	0.400	0.310	1.791	1.600
72	6.156	1.935	1.171	0.860	0.663	0.468	0.369	0.275	1.849	1.616
73	5.912	1.756	1.128	0.768	0.531	0.396	0.309	0.197	1.866	1.623

EK 3

Ek Tablo 3.1 Öngörü Gücünün Karşılaştırılması: Cutler Modeli

Model: $\pi_{t+k} = \alpha + \beta\pi_t^{Core} + (1-\beta)\pi_t + \varepsilon_t$	k=6			k=12		
	β	Olasılık	Düz. R ²	β	Olasılık	Düz. R ²
π_t^{ex1}	0.751	0.00	0.226	0.822	0.01	0.226
π_t^{ex2}	0.669	0.00	0.295	0.698	0.01	0.199
π_t^{ex3}	0.788	0.00	0.308	0.519	0.01	0.162
π_t^{cut}	0.123	0.69	0.241	0.156	0.70	0.138
π_t^{varw}	0.937	0.00	0.376	0.600	0.00	0.193
π_t^{dw}	0.924	0.00	0.342	0.855	0.00	0.225
π_t^{wm}	0.792	0.01	0.273	0.642	0.01	0.155
π_t^{jb}	0.815	0.00	0.284	0.772	0.00	0.174
π_t^{mad}	0.844	0.00	0.295	0.828	0.00	0.188
π_t^{asy10}	0.821	0.00	0.300	0.809	0.00	0.193
π_t^{asy15}	0.949	0.00	0.357	0.925	0.00	0.254
π_t^{asy20}	0.916	0.00	0.408	0.836	0.00	0.278
π_t^{asy25}	0.790	0.00	0.364	0.769	0.00	0.256
π_t^{psar}	0.742	0.00	0.448	0.523	0.00	0.367
$\pi_t^{s\text{ var }1}$	0.508	0.00	0.301	0.416	0.01	0.155
$\pi_t^{s\text{ var }2}$	0.690	0.00	0.300	0.327	0.15	0.107
$\pi_t^{s\text{ var }3}$	0.616	0.01	0.295	0.289	0.20	0.106
π_t^{dfa}	0.318	0.56	0.239	0.808	0.15	0.161

Not: Tüm regresyonlarda artıklardaki otokorelasyona dayanaklı Newey-West yöntemi kullanılmıştır.

Ek Tablo 3.2 Öngörü Gücünün Karşılaştırılması: Cogley Modeli (6 ay sonraki)

Model: $\pi_{t+k} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^{Core} - \pi_t) + \varepsilon_t$	F-testi için kısıt $\alpha=0, \beta=1$						
	α	Olasılık	β	Olasılık	R^2	F-ist.	Olasılık
π_t^{ex1}	-0.159	0.536	0.751	0.001	0.100	1.285	0.280
π_t^{ex2}	-0.168	0.520	0.669	0.002	0.080	1.843	0.163
π_t^{ex3}	-0.182	0.482	0.788	0.003	0.097	1.049	0.353
π_t^{cut}	-0.092	0.746	0.431	0.182	0.025	1.58	0.210
π_t^{varw}	-0.033	0.882	0.937	0.000	0.179	0.117	0.890
π_t^{dw}	-0.088	-0.362	0.924	0.000	0.134	0.191	0.827
π_t^{wm}	0.298	0.146	0.949	0.000	0.161	1.076	0.344
π_t^{jb}	0.025	0.908	0.916	0.000	0.227	0.133	0.876
π_t^{mad}	-0.155	0.525	0.790	0.000	0.164	2.764	0.067
π_t^{asy10}	-0.323	0.210	0.792	0.008	0.052	1.003	0.370
π_t^{asy15}	-0.207	0.431	0.815	0.002	0.065	0.526	0.592
π_t^{asy20}	-0.124	0.634	0.844	0.000	0.080	0.378	0.686
π_t^{asy25}	-0.062	0.809	0.821	0.000	0.087	0.484	0.618
π_t^{psrar}	-0.200	0.447	0.523	0.000	0.208	29.517	0.000
$\pi_t^{s\ var\ 1}$	-0.190	0.487	0.508	0.000	0.131	17.028	0.000
$\pi_t^{s\ var\ 2}$	-0.190	0.470	0.690	0.002	0.130	2.922	0.058
$\pi_t^{s\ var\ 3}$	-0.189	0.482	0.616	0.007	0.124	3.581	0.031
π_t^{dfa}	-0.175	0.522	0.318	0.562	0.007	0.964	0.384

Not: Tüm regresyonlarda artıklardaki otokorelasyona dayanıklı Newey-West yöntemi kullanılmıştır.

Ek Tablo 3.3 Öngörü Gücünün Karşılaştırılması: Cogley Modeli (12 ay sonraki)

Model: $\pi_{t+12} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^{Core} - \pi_t) + \varepsilon_t$	F-testi için kısıt $\alpha=0, \beta=1$						
	α	Olasılık	β	Olasılık	R ²	F-ist.	Olasılık
π_t^{ex1}	-0.379	0.20	0.822	0.005	0.111	1.028	0.361
π_t^{ex2}	-0.39	0.195	0.698	0.010	0.08	1.422	0.245
π_t^{ex3}	-0.402	0.189	0.519	0.010	0.039	3.085	0.049
π_t^{cut}	-0.367	0.285	0.156	0.698	0.003	2.21	0.114
π_t^{varw}	-0.298	0.336	0.600	0.001	0.066	2.58	0.08
π_t^{dw}	-0.300	0.313	0.855	0.001	0.103	0.634	0.532
π_t^{wm}	-0.200	0.458	0.836	0.001	0.172	0.519	0.596
π_t^{jb}	0.085	0.751	0.925	0.000	0.137	0.125	0.882
π_t^{mad}	-0.357	0.209	0.769	0.000	0.139	2.298	0.105
π_t^{asy10}	-0.510	0.078	0.642	0.012	0.031	1.992	0.141
π_t^{asy15}	-0.415	0.166	0.772	0.001	0.053	1.071	0.346
π_t^{asy20}	-0.332	0.278	0.828	0.000	0.068	0.68	0.509
π_t^{asy25}	-0.270	0.386	0.809	0.000	0.068	0.627	0.536
π_t^{psar}	-0.435	0.082	0.742	0.000	0.394	2.962	0.056
$\pi_t^{s\text{ var }1}$	-0.418	0.19	0.416	0.007	0.08	8.674	0.000
$\pi_t^{s\text{ var }2}$	-0.416	0.191	0.327	0.152	0.027	8.09	0.001
$\pi_t^{s\text{ var }3}$	-0.419	0.191	0.289	0.199	0.025	9.204	0.000
π_t^{dfa}	-0.394	0.196	0.808	0.154	0.037	1.074	0.345

Not: Tüm regresyonlarda artıklardaki otokorelasyona dayalı Newey-West yöntemi kullanılmıştır.

EK 4

Ek Tablo 4.1 Çoklu Yapısal Değişim Modelleri

	π_t^{tot}	π_t^{exl}	π_t^{jb}
I. Dönem			
Sabit	1.431*** (0.370)	1.107*** (0.340)	1.142*** (0.346)
$lygap_{t-1}$	0.444*** (0.073)	0.509*** (0.069)	0.564*** (0.081)
π_{t-1}	0.151*** (0.022)	0.137*** (0.018)	0.060*** (0.019)
π_t^{lf}	0.064*** (0.021)	0.073*** (0.018)	0.073*** (0.021)
π_{t-6}^{lf}	0.018 (0.033)	0.063** (0.029)	0.006 (0.038)
II. Dönem			
Sabit	0.489** (0.223)	0.441** (0.200)	0.451*** (0.158)
$lygap_{t-1}$	0.425*** (0.144)	0.362** (0.167)	0.098 (0.135)
π_{t-1}	0.049 (0.055)	0.038 (0.046)	0.069* (0.041)
π_t^{lf}	-0.021 (0.057)	-0.047 (0.048)	0.062*** (0.022)
π_{t-6}^{lf}	-0.023 (0.087)	-0.173*** (0.073)	-0.193*** (0.057)
$\bar{R}^2$	0.758	0.809	0.795
sup $F_T(1)$	26.921***	37.954***	41.562***
UD max	26.921***	37.954***	41.562***
WD max	26.921***	37.954***	41.562***
Kırılma Tarihleri	2002:01	2001:12	2001:05

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek Tablo 4. 2 MSVAR Modelleri Rejim Sınıflaması

	π_t^{tot}		π_t^{exl}		π_t^{jb}	
	MSMH(2)-VARX(4)	MSIH(2)-VARX(1)	MSMH(2)-VARX(1)	MSIH(2)-VARX(1)	MSMH(2)-VARX(2)	MSIH(2)-VARX(5)
Rejim 1	1996:6 - 1996:7 [0.96]	1998:2 - 1998:6 [0.9163]	1998:2 - 1998:12 [0.9741]	2000:2 - 2001:2 [0.9746]	1996:11 - 1996:12 [0.6404]	1998:3 - 1998:12 [0.9782]
	1998:2 - 1998:6 [0.913]	1998:10 - 1998:12 [0.7621]	2000:2 - 2001:2 [0.9991]	2002:2 - 2007:5 [0.9883]	1998:2 - 1998:12 [0.9933]	2000:2 - 2001:2 [0.9645]
	2000:4 - 2001:2 [0.992]	2000:2 - 2001:2 [0.9616]	2001:5 - 2001:8 [0.8202]		2000:2 - 2001:2 [0.9961]	2002:3 - 2002:8 [0.9694]
	2001:6 - 2001:8 [0.981]	2001:6 - 2001:7 [0.7833]	2002:2 - 2007:5 [0.9996]		2001:12 - 2001:12 [0.6819]	2003:2 - 2007:5 [0.9946]
	2002:2 - 2007:5 [0.980]	2001:11 - 2001:12 [0.70]			2002:2 - 2002:12 [0.9969]	
		2002:3 - 2002:12 [0.8763]			2003:2 - 2007:5 [0.9920]	
		2003:2 - 2004:9 [0.9714]				
		2004:11 - 2006:7 [0.9618]				
		2006:10 - 2007:5 [0.9737]				
Rejim 2	1996:8 - 1998:1 [0.982]	1996:3 - 1998:1 [0.9230]	1996:3 - 1998:1 [0.9570]	1996:3 - 2000:1 [0.9708]	1996:4 - 1996:10 [0.9783]	1996:7 - 1998:2 [0.9548]
	1998:7 - 2000:3 [0.947]	1998:7 - 1998:9 [0.9462]	1999:1 - 2000:1 [0.9764]	2001:3 - 2002:1 [0.9024]	1997:1 - 1998:1 [0.9410]	1999:1 - 2000:1 [0.9914]
	2001:3 - 2001:5 [1.000]	1999:1 - 2000:1 [0.9227]	2001:3 - 2001:4 [1.0000]		1999:1 - 2000:1 [0.9731]	2001:3 - 2002:2 [0.9653]
	2001:9 - 2002:1 [0.993]	2001:3 - 2001:5 [1.0000]	2001:9 - 2002:1 [0.9671]		2001:3 - 2001:11 [0.9508]	2002:9 - 2003:1 [0.9785]
		2001:8 - 2001:10 [0.9700]			2002:1 - 2002:1 [1.0000]	
		2002:1 - 2002:2 [0.8337]			2003:1 - 2003:1 [0.9808]	
		2003:1 - 2003:1 [0.9993]				
		2004:10 - 2004:10 [0.9758]				
		2006:8 - 2006:9 [0.8773]				

Not: Parantez içindeki değerler Rejim olasılıklarını göstermektedir.

Ek Tablo 4. 3 MSVAR Modeli: π_t^{tot} İçsel Değişken, MSMH(2)-VARX(4)

	π_t^{lf}	π_t^{tot}
<i>Ortalama (Reg.1)</i>	1.477*** (0.791)	1.516*** (0.426)
<i>Ortalama (Reg.2)</i>	3.788*** (1.648)	4.329*** (0.852)
π_{t-1}^{lf}	0.476*** (0.084)	0.027 (0.028)
π_{t-2}^{lf}	-0.046 (0.069)	0.046** (0.02)
π_{t-3}^{lf}	-0.019 (0.067)	0.023 (0.026)
π_{t-4}^{lf}	0.036 (0.059)	0.025 (0.023)
π_{t-1}^{tot}	-0.256 (0.227)	0.375*** (0.086)
π_{t-2}^{tot}	0.348 (0.234)	-0.019 (0.094)
π_{t-3}^{tot}	0.062 (0.238)	0.013 (0.093)
π_{t-4}^{tot}	0.125 (0.181)	0.141** (0.07)
<i>lygap_{t-1}</i>	-0.065 (0.08)	0.074*** (0.032)
Standart Hata (Reg.1)	2.039	0.837
Standart Hata (Reg.2)	6.082	1.346
LR Doğrusallık Testi	72.135**	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-543.348	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-579.415	

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek Tablo 4.4 MSVAR Modeli: π_t^{tot} İçsel Değişken, MSIH(2)-VARX(1)

	π_t^{lf}	π_t^{tot}
<i>Sabit (Reg.1)</i>	0.827*** (0.301)	0.419*** (0.126)
<i>Sabit (Reg.2)</i>	4.241*** (1.169)	1.8537*** (0.466)
π_{t-1}^{lf}	0.423*** (0.076)	0.047** (0.025)
π_{t-1}^{tot}	-0.093 (0.128)	0.617*** (0.060)
<i>lygap_{t-1}</i>	-0.028 (0.061)	0.060*** (0.027)
Standart Hata (Reg.1)	1.705	0.735
Standart Hata (Reg.2)	6.098	1.606
LR Doğrusallık Testi	96.545**	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-554.534	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-602.807	

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek Tablo 4.5 MSVAR Modeli: π_t^{ex1} İçsel Değişken, MSMH(2)-VARX(1)

	π_t^{lf}	π_t^{ex1}
<i>Ortalama (Reg.1)</i>	1.449*** (0.480)	1.882*** (0.498)
<i>Ortalama (Reg.2)</i>	6.051*** (1.509)	4.566*** (0.601)
π_{t-1}^{lf}	0.211*** (0.065)	0.028 (0.018)
π_{t-1}^{ex1}	0.095 (0.162)	0.773*** (0.044)
<i>lygap_{t-1}</i>	-0.078 (0.08)	0.053*** (0.023)
Standart Hata (Reg.1)	2.241	0.680
Standart Hata (Reg.2)	7.536	1.541
LR Doğrusallık Testi	120.7536 **	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-545.430	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-605.807	

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek Tablo 4.6 MSVAR Modeli: π_t^{ex1} İçsel Değişken, MSIH(2)-VARX(1)

	π_t^{lf}	π_t^{ex1}
<i>Sabit (Reg.1)</i>	0.877*** (0.396)	0.489*** (0.128)
<i>Sabit (Reg.2)</i>	4.469*** (1.444)	1.83*** (0.434)
π_{t-1}^{lf}	0.335*** (0.081)	0.046*** (0.021)
π_{t-1}^{ex1}	-0.090 (0.208)	0.581*** (0.075)
<i>lygap_{t-1}</i>	-0.088 (0.090)	0.028 (0.030)
Standart Hata (Reg.1)	2.160	0.669
Standart Hata (Reg.2)	6.799	1.462
LR Doğrusallık Testi	115.755 **	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-547.930	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-605.807	

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek Tablo 4.7 MSVAR Modeli: π_t^{jb} İçsel Değişken, MSMH(2)-VARX(2)

	π_t^{lf}	π_t^{jb}
<i>Ortalama (Reg.1)</i>	1.264 (0.804)	1.358*** (0.648)
<i>Ortalama (Reg.2)</i>	4.104*** (1.841)	2.938*** (0.731)
π_{t-1}^{lf}	0.388*** (0.088)	0.028 (0.022)
π_{t-2}^{lf}	-0.065 (0.107)	0.065*** (0.024)
π_{t-1}^{jb}	0.057 (0.333)	0.261* (0.14)
π_{t-2}^{jb}	0.224 (0.377)	0.530*** (0.126)
<i>lyg ap_{t-1}</i>	-0.081 (0.082)	0.035* (0.02)
Standart Hata (Reg.1)	2.047	0.488
Standart Hata (Reg.2)	7.719	1.489
LR Doğrusallık Testi	135.077**	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-517.621	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-585.16	

Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

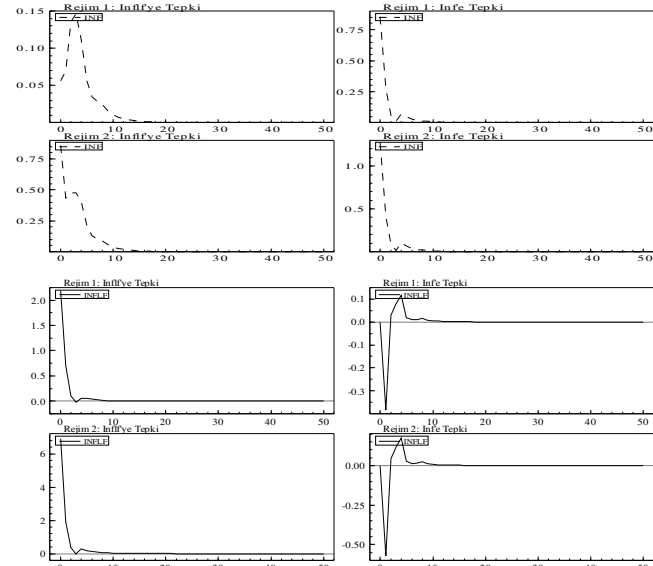
Ek Tablo 4.8 MSVAR Modeli: π_t^{jb} İçsel Değişken, MSIH(2)-VARX(5)

	π_t^{lf}	π_t^{jb}
<i>Sabit (Reg.1)</i>	0.614 (0.392)	0.183*** (0.062)
<i>Sabit (Reg.2)</i>	3.817*** (1.506)	1.186*** (0.26)
π_{t-1}^{lf}	0.419*** (0.092)	0.03** (0.015)
π_{t-2}^{lf}	-0.107 (0.089)	0.033*** (0.016)
π_{t-3}^{lf}	0.038 (0.091)	0.009 (0.016)
π_{t-4}^{lf}	-0.053 (0.092)	0.005 (0.015)
π_{t-5}^{lf}	0.022 (0.078)	-0.052*** (0.013)
π_{t-1}^{jb}	0.151 (0.411)	0.35*** (0.074)
π_{t-2}^{jb}	0.146 (0.329)	-0.085 (0.055)
π_{t-3}^{jb}	-0.311 (0.283)	0.159*** (0.046)
π_{t-4}^{jb}	-0.367 (0.296)	0.209 (0.047)
π_{t-5}^{jb}	0.501* (0.296)	0.118*** (0.049)
<i>lygap_{t-1}</i>	-0.04 (0.089)	0.062*** (0.015)
Standart Hata (Reg.1)	1.92766	0.30842
Standart Hata (Reg.2)	7.09412	1.37497
LR Doğrusallık Testi	181.675 **	
Log Lik. Doğrusal Olmayan Sistem	-465.1	
Log Lik. Doğrusal Sistem	-555.93	

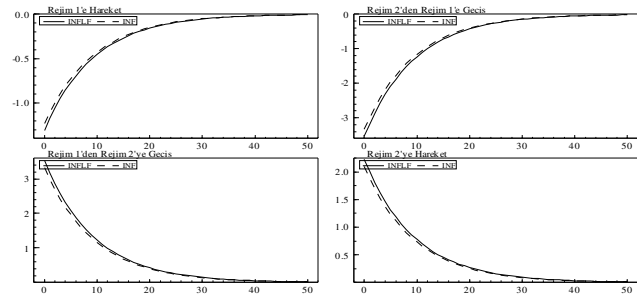
Not: Standart hatalar parantez içinde yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla yüzde 1, 5, and 10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Ek Şekil 4. 1 MSVAR Etki-Tepki Fonksiyonları π_t^{tot} içsel değişken

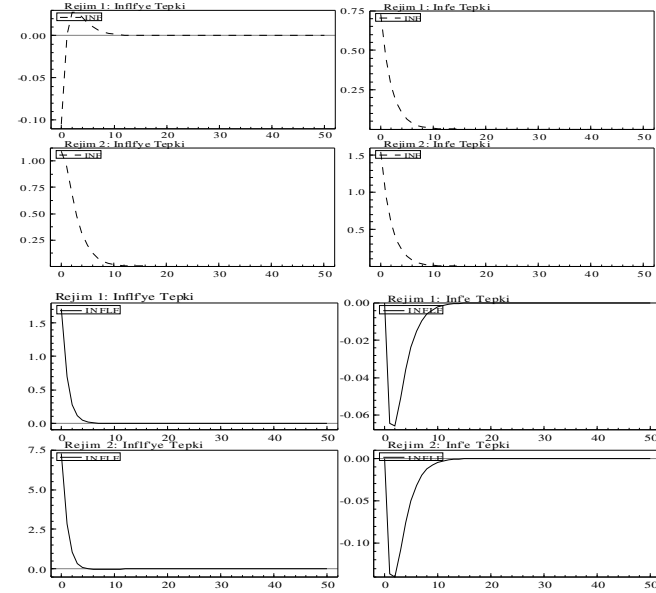
A1. Rejim Bağımlı Etki Tepki Fonksiyonları: MSMH(2)-VARX(4)



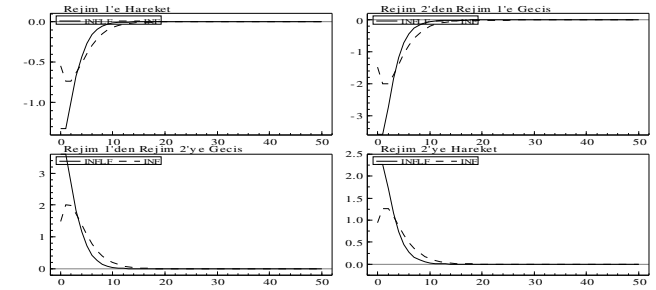
A2. Rejim Kaymaları: MSMH(2)-VARX(4)



B1. Etki-Tepki Fonksiyonları: MSIH(2)-VARX(1) π_t^{tot} içsel değişken

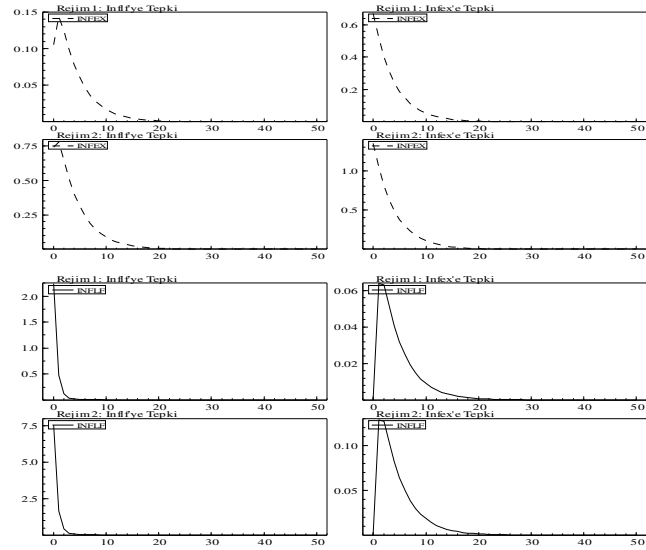


B2. Rejim Kaymaları: MSIH(2)-VARX(1)

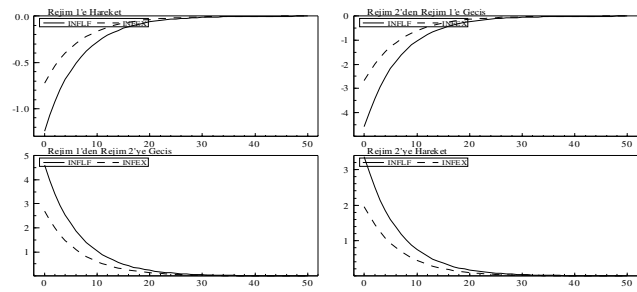


Ek Şekil 4. 2 MSVAR Etki-Tepki Fonksiyonları π_t^{ex1} içsel değişken

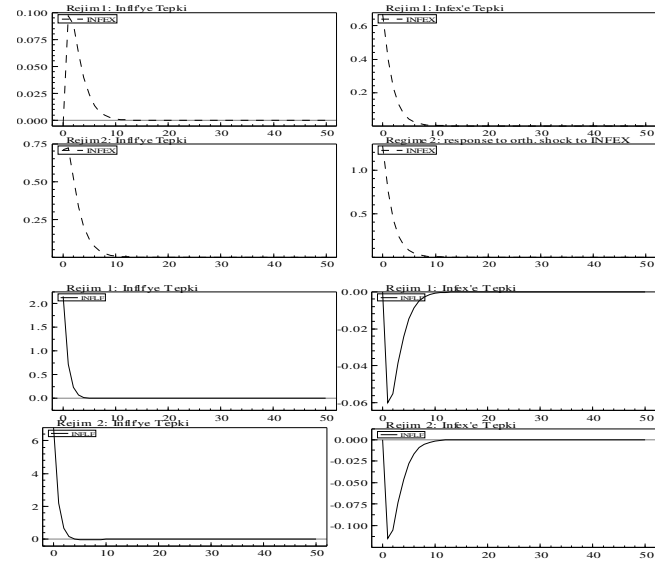
A1. Rejim Bağımlı Etki Tepki Fonksiyonları: MSMH(2)-VARX(1)



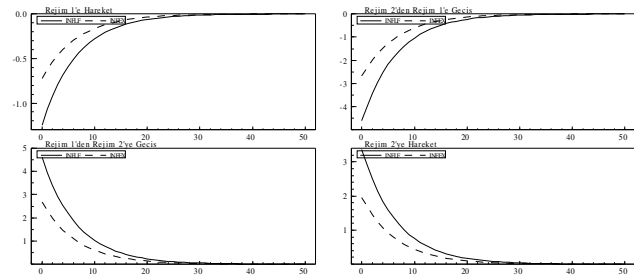
A2. Rejim Kaymaları: MSMH(2) VARX(1)



B1. Rejim Bağımlı Etki Tepki Fonksiyonları: MSIH(2)-VARX(1)

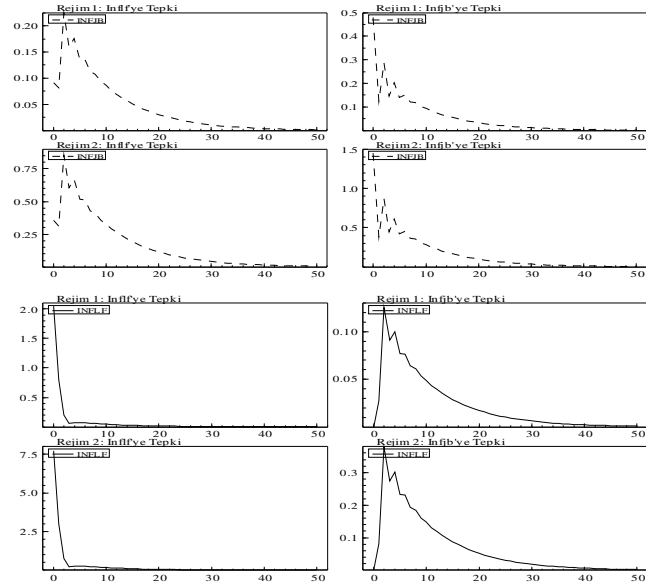


B2. Rejim Kaymaları: MSIH(2)-VARX(1)

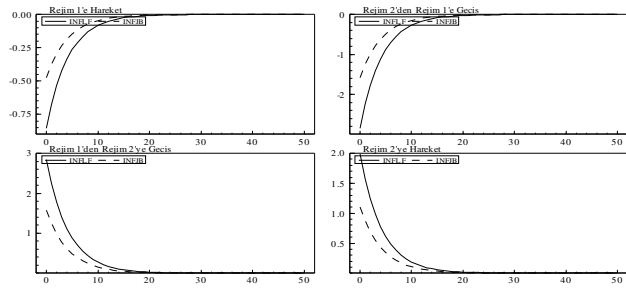


Ek Şekil 4.3 MSVAR Etki-Tepki Fonksiyonları π_t^{jb} içsel değişken

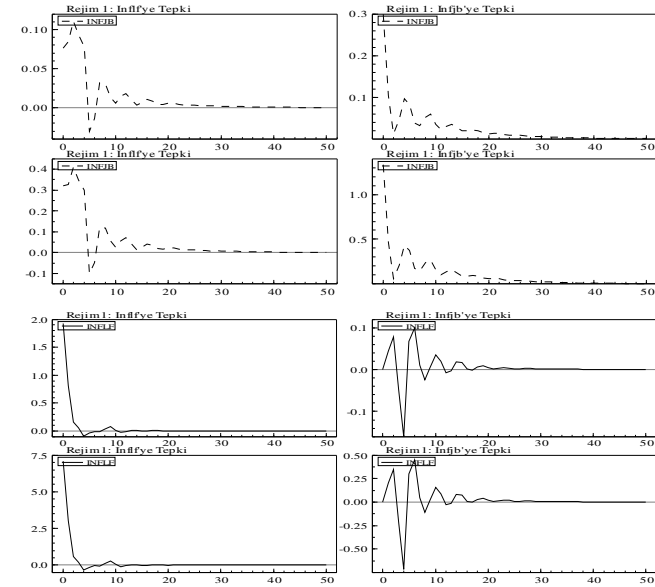
A1. Rejim Bağımlı Etki Tepki Fonksiyonları: MSMH(2)-VARX(2)



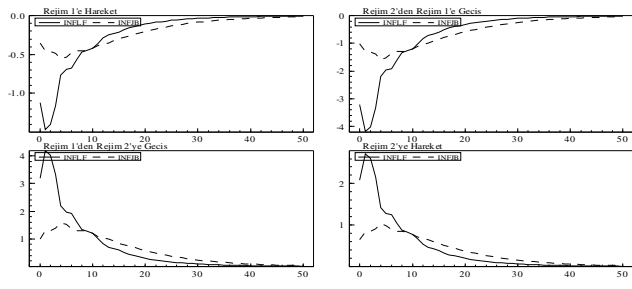
A2. Rejim Kaymaları: MSMH(2)-VARX(2)



B1. Rejim Bağımlı Etki Tepki Fonksiyonları: MSIH(2)-VARX(5)



B2. Rejim Kaymaları: MSIH(2)-VARX(5)



ÖZGEÇMİŞ

Abdurrahman Nazif Çatık, 1978 yılında Aydın'ın Germencik İlçesi'nde doğdu. İlk Öğrenimini Mursallı İlköğretim Okulu'nda, lise öğrenimini Germencik Lisesi'nde tamamladı. 1996 yılında Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi İktisat Bölümü'nü kazandı. 2001 yılında lisans öğrenimini tamamladıktan sonra 2002 Yılında Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilimdalı'nda Yüksek Lisans öğrenimine başladı. Aynı yıl Ege Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü'nde Araştırma Görevlisi oldu. 2005 Yılında yüksek lisans programından mezun olduktan sonra aynı üniversitede doktora eğitimine devam etti. Halen Ege Üniversitesi İktisat Bölümü'nde araştırma görevlisi olarak akademik hayatını sürdürmektedir.

ÖZET

Bu çalışmada çekirdek enflasyon ölçülerinin Türkiye için alternatif yöntemler çerçevesinde hesaplanması ve en iyi çekirdek göstergelerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Enflasyonun uzun dönemli patikasını yansıtan, güvenilir çekirdek enflasyon göstergelerinin hesaplanması Türkiye açısından büyük bir önem arz etmektedir. Çünkü 2006 yılından itibaren uygulanmakta olan açık enflasyon hedeflemesi stratejisi, para otoritelerinin enflasyondaki kısa dönemli şoklardan çok, uzun dönemli yapısal değişimlere tepki vermesini gerektirmektedir. Bu amaçla enflasyonun uzun dönemli trendini temsil eden çekirdek enflasyon göstergeleri istatistiksel ve ampirik yöntemler kullanılarak Türkiye için hesaplanmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde çekirdek enflasyonun ölçülmesinde istatistiksel yöntemler ele alınmıştır. İlk olarak uygulamada birçok merkez bankası tarafından kullanılan enerji ve mevsimsel gıda kalemlerinin dışlandığı basit dışlama yöntemleri üzerinde durulmuştur. Daha sonra belirli bileşenlerin arz şoklarının kaynağı olduğu varsayımına dayanan bu yöntemin eksikliği dikkate alınarak, tüm bileşenlerin değişkenliklerinin tersi ile ağırlandırılmasına dayanan Edgeworth endeksleri hesaplanmıştır. Cutler (2001) tarafından geliştirilen, ağırlıkların otoregresif bir model çerçevesinde hesaplandığı süregelen ağırlıklı enflasyon birinci bölümde dikkate alınan diğer bir yöntemdir. Dışlamaya ve yeniden ağırlıklandırmaya dayalı yöntemler, enflasyonun hesaplanmasında kullanılan bileşenlerin yatay kesit dağılım özelliklerini dikkate almamaktadır. Nitekim hesaplanan çarpıklık ve basıklık istatistikleri enflasyon bileşenlerinin basık ve sağa çarpık olduğunu dolayısıyla normal dağılmadığını, merkezi eğilim ölçüsü olarak ağırlıklı ortalamanın enflasyonun etkin bir tahmin edicisi olmadığını göstermektedir. Bu nedenle çekirdek enflasyonun hesaplanmasında, bileşenlerin yatay kesitsel dağılımını dikkate alan dirençli (robust) tahmin yöntemleri kullanılmıştır. Dirençli tahmin yöntemleri yatay kesit dağılımın dışa düşen uç değerlerinin kırılmasına dayanmaktadır. Bu çalışmada önceki çalışmalardan farklı olarak dağılımın kronik sağa çarpıklığı dikkate alınmış, her iki kuyruktan farklı oranlarda kırpmaya izin veren çekirdek göstergeler asimetrik, Jarque-Bera ve MAD kırpmış ortalamalar Türkiye için ilk defa hesaplanmıştır.

Çalışmanın diğer özgün bir tarafı da çekirdek enflasyonun ölçülmesinde ampirik yöntemlerin ilk defa kullanılmasıdır. Bu amaçla ilk olarak çekirdek enflasyonun paranın miktar teorisinden türetildiği P-star yaklaşımı dikkate alınmıştır. Daha sonra makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin tanımlandığı SVAR modelleri tahmin edilmiş, uzun dönemli etki matrislerine konulan iktisadi kısıtlarla enflasyonun kalıcı ve geçici kısımları birbirinden ayrıştırılmıştır. Ampirik kısımda son olarak enflasyonun alt bileşenlerinin yer aldığı bir dinamik faktör modeli kurularak, bileşenlerin ortak davranışını temsil eden bir çekirdek enflasyon serisi türetilmiştir.

Üçüncü bölümde istatistiksel ve ampirik yöntemlerle hesaplanan çekirdek enflasyon göstergeleri sapmasızlık, dayanıklılık, zamanlılık ve öngörü gücü gibi sağlamaları gereken kriterler bağlamında karşılaştırılmıştır. Önceki çalışmalarda çekirdek enflasyon oranlarının karşılaştırılmasında sadece bir ölçüt dikkate alınırken, çalışmamızda yukarıdaki kriterlerin sağlanıp sağlanmadığı hem istatistiksel hem de ampirik yöntemler ile ayrıntılı olarak ortaya konmuştur. Varyans ağırlıklı ve çift ağırlıklı çekirdek enflasyon göstergeleri hariç tüm istatistiksel göstergeler zamanlı ve dayanıklıdır. Buna karşın ampirik yöntemlere dayalı göstergeler modele yeni değişken ve gözlemin eklenmesine duyarlı olduğu için dayanıksızdır. Sözü edilen göstergeler tahminde kullanılan çıktı gibi fiyat dışı değişkenlere anında ulaşılabilmesinden ötürü zamanlılık koşulunu da karşılayamamaktadır. Çekirdek enflasyonların karşılaştırılmasında kullanılan bir diğer ölçüt toplam enflasyonu öngörebilme güçleridir. Başta Jarque-Bera enflasyon ve ağırlıklı medyan olmak üzere dirençli çekirdek

enflasyonların çoğu, dışlamaya dayalı çekirdek enflasyonlardan daha iyi bir öngörü gücüne sahiptir. Ampirik göstergeler, diğer kriterlerde olduğu gibi öngörü gücü açısından dışlamaya dayalı göstergelerin gerisinde kalmıştır. Tüm kriterler genel olarak değerlendirildiğinde; dirençli yöntemlerin, ampirik yöntemlere göre daha başarılı olduğu anlaşılmaktadır. Jarque-Bera enflasyon test edilebilir kriterlerin tümünden geçmiştir. Diğer dirençli ölçülerden ağırlıklı medyan, yüzde 25 asimetrik kırılmış ortalama ve MAD enflasyon da yapılan testlerin çoğunda dışlamaya dayalı enflasyonlardan daha anlamlı sonuçlar vermiştir. Bu durum, başta Jarque-Bera enflasyon olmak üzere, dirençli çekirdek enflasyonları dışlamaya dayalı göstergeler yanında TCMB tarafından dikkate alınabilecek önemli göstergeler haline getirmektedir.

Çalışmanın dördüncü ve son bölümünde karşılaştırma kriterleri açısından en iyi performansı gösteren Jarque-Bera enflasyon, petrol fiyatlarından enflasyona geçiş etkisinin analizinde toplam enflasyon ve TCMB tarafından kullanılan enerji ve gıda fiyatları hariç enflasyon ile karşılaştırmalı olarak kullanılmıştır. Buradaki amaç çekirdek enflasyon göstergelerinin dışsal şoklara daha az tepki verip vermediğinin ortaya konmasıdır. Geçiş etkisinin girdi çıktı tabloları ve doğrusal modellerle araştırıldığı diğer çalışmalardan farklı olarak yüksek enflasyondan düşük enflasyon rejimine geçişin parametreler üzerindeki etkilerini de hesaba katan MSVAR modelleri tahmin edilmiş ve rejim bağımlı etki tepki analizleri gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları 2001 krizi sonrası yapısal kırılma nedeni ile doğrusal modellemenin geçersiz olduğunu, yüksek ve düşük enflasyon olmak üzere iki farklı rejimin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Analiz döneminde ithal petrol fiyatları ile enflasyon arasında doğrudan bir ilişkiye rastlanmamıştır. Söz konusu bulgu aynı ilişkinin araştırıldığı Berument ve Taşçı (2002) ve Kibritçiöğlu ve Kibritçiöğlu (1999) ile paraleldir. Ancak doğrusal VAR yönteminin kullanıldığı Kibritçiöğlu ve Kibritçiöğlu (1999)'dan farklı olarak çalışmamızda akaryakıt fiyatları ile enflasyon arasında yüksek enflasyon rejiminde güçlü bir ilişki bulunmuştur. Phillips eğrilerinin toplam ve çekirdek enflasyon oranları için tüm parametrelerde ve hata terimlerinin varyansında değişmeye izin veren tek denklemlilikli 2 rejimli model (MSIAH) yardımı ile tahmin edildiği MSVAR modellerinde akaryakıt fiyatları düşük enflasyon rejiminde tüm Phillips eğrileri için anlamsız bulunmuştur. Yüksek enflasyon rejiminde akaryakıt fiyatlarının uzun dönemli katsayısı Jarque-Bera çekirdek enflasyonda, en düşüktür, dolayısıyla Jarque-Bera çekirdek enflasyon geçici arz şoklarına daha az tepki vermektedir. Ayrıca MSVAR modelleri üzerinden yapılan etki-tepki analizinde enflasyonun akaryakıt fiyatlarındaki değişimlere yüksek ve düşük enflasyon rejimlerinde farklı tepkiler verdiği gözlemlenmiş, geçiş etkisi Jarque-Bera çekirdek enflasyonun kullanıldığı modelde toplam enflasyona göre ilk periyotlarda daha düşük çıkmıştır. Söz konusu bulgular Jarque-Bera enflasyon oranını TCMB tarafından fiyat hareketlerinin uzun dönemli analizinde kullanılabilecek alternatif bir gösterge haline getirmiştir.

ABSTRACT

In this study we attempted to measure various core inflation indicators based on different methodologies and chose the best performers amongst the alternatives for Turkey. Having reliable core inflation indicators reflecting long-term path of price changes have of great importance for Turkey since inflation targeting strategy adopted by the year of 2006 requires responding long term structural changes rather than short term supply shocks in the inflation. To this end, core inflation indicators representing underlying trend of inflation have been calculated for Turkey using both statistical and empirical methods.

In the first section statistical measures of core inflation have been computed. Exclusion based measures already monitored by the most of the central banks are considered at first instance. Then due to weakness of the assumptions of exclusion-based methods, Edgeworth indices where all components are weighted inversely by their variabilities have been calculated. Persistent core inflation whose item's weights derived through an autoregressive model is another approach taken here. Exclusion based and reweighting methods do not take into account cross-sectional distributional properties of items used in the calculation of inflation. Likewise computed skewness and kurtosis statistics reveal that inflation components are highly kurtotic and skewed to right, hence nonnormal during the investigation period. Therefore weighted mean as a measure of central tendency is not an efficient estimator of headline inflation. In order to attach more importance for cross-sectional distribution of the data we have used robust estimation methodologies in the measurement of core inflation as well. Robust estimation methods are based on trimming of outlying observations from the both tails of the cross sectional distribution. As a novelty, asymmetric, Jarque-Bera and MAD Trimmed means allowing for different trimming percentages from each tails have been implemented to Turkey for the first time considering chronic right-skewness of the price change distribution.

Use of empirical methodologies is another distinctive feature of the study. In this framework, core inflation is first estimated from P-star model based on the quantity theory of money. Second, SVAR models including inflation and the other key macroeconomic variables are constructed, permanent and transitory component of inflation are decomposed by putting economic restrictions on the long run impact matrix. Finally, estimating a dynamic factor model including all items of inflation we derive a new core inflation series of which represents only the common behaviour of inflation components.

In the third section estimated core inflations have been evaluated in terms of some testable the criterion such as unbiasedness, robustness and timeliness, predictive power. In contrast to previous studies we have used empirical evaluation methods along with the statistical ones to get more concrete results whether those conditions are hold by different core indicators. Unbiasedness criteria do not meet by the most of the empirical measures including P-star approach, SVAR and dynamic factor models. But it's possible to say that all exclusion based and robust measures can be taken as an unbiased estimator of total inflation. Another criterion taken into consideration here is robustness and timeliness of the core indicators. Except for variance weighted and double weighted measures all statistical indicators can be described as robust and timely. On the other hand empirical measures of core inflation are not robust since they are sensitive inclusion of new variables and new observations. They are not timely either since non-price variables like output are not available at the same with the inflation data. Predictive power of core indicators is also examined using various empirical and statistical methods. In particular Jarque-Bera Inflation and weighted median and the other robust measures have much more predictive power than the exclusion based measures. Empirical measures are lagging behind the exclusion based measures

in predicting future trend of inflation like in the other criterias. When results of all comparison test taken into consideration, it can be generally said that robust measures are performing better than empirical ones. Jarque-Bera trimmed means has satisfied all desirable properties. Amongst the robust estimators weighted median inflation infwm, 25 percent asymmetric trimmed mean and MAD inflation always perform better than the exclusion based core indicators. This finding makes Jarque-Bera and the other robust measures important indicators to be considered by CBRT along with the exclusion based ones.

In the last section, Jarque-Bera Inflation one of the best performer in terms of satisfying testable criterions have been used in the analysis of pass through effect from oil prices to inflation along with total and food and energy excluding inflation. The objective here is to examine whether core measure is less responsive to external shocks than the headline inflation itself. Contrary to previous studies where the pass through effect is investigated by input output tables and linear models, MSVAR models have been used to capture effects of transition from high to low inflation on the parameters of the Phillips curve and regime dependent impulse response analyses are also conducted. Estimation results reveal that linear modeling is not valid due to structural break after the 2001 crises, two different inflation regimes (high and low inflation) prevails in the economy. Direct relation between imported oil prices and inflation is not evident during the investigation period. This finding is also parallel with the work of Berument and Taşçı (2002) and Kibritçiöğlu and Kibritçiöğlu (1999) which the same relation is previously analyzed. In contrast to finding of Kibritçiöğlu and Kibritçiöğlu (1999) we have found strong and positive relation between liquid fuel prices and inflation indicators in high inflation regime. Liquid fuel prices is found to be insignificant in the low inflation regime for all models when parameter changes and variance of the residuals is allowed to change in the one equation-two regime MSVAR models. In high inflation regime Jarque-Bera inflation has the lowest long term liquid fuel price coefficient. Therefore Jarque-Bera inflation gives less response to change in liquid fuel prices. In addition, impulse response analyses based on MSVAR models confirm that reaction of inflation to change in liquid fuel prices is asymmetric and differs across to high and low inflation regimes. Response of Jarque-Bera inflation to liquid fuel prices in the first period is found to be much lower than that of total inflation in both regimes. Those evidences make Jarque-Bera inflation as an alternative indicator can be used in the analysis of long term price movements by the CBRT.