



TÜRKİYE’DE ENFLASYON VE NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ İLİŞKİSİ: VABHO MODELLERİYLE UZUN DÖNEM ANALİZİ

K. Batu TUNAY*

Abstract

This study analyzes long-term relation between inflation and relative price variability in Turkey. Vector autoregressive moving average (VARMA) models are used as analyzing methodology. Data base taken into consideration in models are monthly wholesale price index and monthly commodity price indices forming this index between the period 1990:1-2008:12. Findings obtained from VARMA models show that there is a strong positive relationship in the long-term between inflation and relative price variability in Turkey.

Keywords: Inflation, Relative Price Variability, VAR Models, VARMA Models, Iterative Linear Algorithms, OLS.

Jel Classification: E310, E520, C320, C510

Özet

Bu çalışmada Türkiye’de enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişki analiz edilmektedir. Analizlerde, 1990:1-2008:12 dönemi aylık toptan eşya fiyatları endeksi ve bu endeksi oluşturan mal endeksleri kullanılmıştır. Analiz yöntemi olarak vektör ardışık bağımlı hareketli ortalama (VABHO) modellerinden yararlanılmıştır. Elde edilen bulgular, Türkiye’de enflasyonla nispi fiyat değişkenliği arasında uzun dönemde de güçlü pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Nispi Fiyat Değişkenliği, VAB Modelleri, VABHO Modelleri, Yinelemeli Doğrusal Algoritmalar, SEK.

Jel Sınıflaması: E310, E520, C320, C510

* Doç. Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi Meslek Yüksekokulu, Bankacılık ve Sigortacılık Programı, E-mail: btunay@yildiz.edu.tr



1. GİRİŞ

Enflasyon ve fiyat değişkenliği arasındaki ilişki uzun bir süredir iktisatçılar için önemli bir araştırma konusudur. Bunun temel nedeni, söz konusu ilişkinin enflasyonun ekonominin farklı sektörlerinde ve piyasalarındaki etkilerinin anlaşılmasına ve ekonomik birimlerin refah düzeyleri üzerindeki maliyetlerinin belirlenmesine olanak vermesidir. Literatürde, enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği arasında pozitif bir ilişki olduğuna dair genel bir fikir birliği vardır. Ancak bu ortak kanaat kısa dönem için geçerlidir. Uzun dönemde bu ilişkinin geçerli olup olmadığı konusu bir hayli tartışmalıdır. Tartışmalar, büyük oranda uzun dönemde bu ilişkinin varlığını kanıtlamaya yönelik olarak yapılan uygulamalı çalışmaların çelişkili sonuçlarından ileri gelmektedir. Çeşitli ülkelerde, değişik dönemleri kapsayan ve farklı yöntemlerle elde edilmiş veri setleri farklı ekonometrik tahmin teknikleriyle analiz edildiğinden; bugüne kadar tutarlı sonuçlar elde edilememiştir. Tartışmaların bir başka kaynağı da, uzun dönemde enflasyonda gözlenen yapısal değişmelerin ilişkiyi test etmeyi güçleştirmesidir.

Bu çalışmanın temel amacı, yukarıda yapılan açıklamalar ışığında Türkiye’de uzun dönemde enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği ilişkisinin analiz edilmesidir. Söz konusu ilişkinin uzun dönemde geçerliliğini araştıran uluslararası çalışmaların sayısı oldukça azdır. Ulusal literatürde de bu konuda uygulamalı bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu konuda uluslararası alanda yapılan çalışmalar, ya eşbütünleşme ya da vektör ardışık bağlanım / VAB modelleriyle uzun dönem ilişkisi analiz edilmiştir. Fakat ilgili yazında, eşbütünleşmenin enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz etmek için uygun bir araç olmadığını gösteren çalışmalar vardır. Dolayısıyla bunun yerine, VAB modellerinin daha ileri ve etkin bir türü olan VABHO modelleri kullanılmıştır.

Çalışmanın diğer bir amacı da, “vektör ardışık bağlanım hareketli ortalama / VABHO” (vector autoregressive moving average / VARMA) modellerini tanıtmaktır. VABHO modelleri, oldukça eski bir teknik olmasına rağmen, hesaplama güçlüklerinden ötürü fazla kullanılmayan ve belki de bu nedenle fazla tanınmayan bir ekonometrik analiz aracıdır. Son yıllarda geliştirilen yazılımlar ile bu modelleri daha kolay tahmin edebilme imkânı doğmuştur. Sözü edilen yazılımların büyük bir bölümü doğrusal olmayan yöntemlerle

VABHO tahminlerini gerçekleştirmektedir.¹ Ancak bu modellerin doğrusal yöntemlerle daha etkin tahminlerinin de yapılabileceği ispatlanmıştır. Bu çalışmada VABHO modellerinin ana hatlarıyla tanıtılmasının yanında uygulanması kolay bir doğrusal tahmin algoritmasına da yer verilecektir. Yinelemeli doğrusal en küçük kareler yöntemini esas alan bu algoritma, VABHO kadar ABHO ve UZABHO gibi benzer yapıdaki modellerin tahmininde de kullanılabilir.²

Çalışma, giriş ve sonuç dışında üç ana bölümden meydana gelmektedir. Öncelikle, enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği ilişkisi konusunda açıklamalar yapılmakta, bu alandaki belli başlı uluslararası ve ulusal çalışmalara değinilmektedir. Ardından, VABHO modelleri ana hatlarıyla açıklanmakta ve doğrusal tahmin yöntemleri incelenmektedir. Son olarak, Türkiye verileriyle yapılan analizlerin bulguları değerlendirilmektedir.

2. LİTERATÜR

2.1. Uluslararası Çalışmalar

Enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişki üzerine, çok sayıda teorik ve uygulamalı çalışmalar yapılmıştır. Böylece bu alanda son derece geniş bir literatür oluşmuştur. Üstelik iktisat yazınındaki birçok konunun aksine, enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği ilişkisinin çeşitli boyutları üzerinde geniş bir fikir birliği sağlandığı da gözlenmektedir. Örneğin Vining ve Elwertowski (1976) ve Parks’ın (1978) ünlü çalışmalarından bu yana, enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği arasında pozitif ve güçlü bir ilişkinin bulunduğunu açıklayan çok sayıda uygulamalı çalışmalar yapılmıştır.

Ancak, ilgili yazında genellikle bu ilişkinin kısa dönemdeki yapısının ele alındığı görülür. Enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişki ise, tartışmalı bir konudur. Son otuz yıldır, söz konusu ilişkiyi açıklamaya yönelik olarak çeşitli teorik modeller

¹ Matlab, Gauss (Time Series MT 1.0), SAS/ETS-R, Rats, Scilab-Grocer gibi yazılımlar VABHO modellerini tahmin edebilmektedir. Ayrıca Eviews gibi daha yaygın yazılımlar kullanılarak durum-uzay (state-space) modelleri yardımıyla da VABHO tahminleri yapılabilir.

² Bu kısaltmalar; ardışık bağımlı hareketli ortalama / ABHO (autoregressive moving average / ARMA) ve uzay-zaman ardışık bağımlı hareketli ortalama / UZABHO (space-time autoregressive moving average / STARMA) modellerini ifade etmektedir.



geliştirilmiştir. Geliştirilen modellerin büyük bir bölümü enflasyon ile fiyat değişkenliği arasındaki ilişkiyi kısa dönemli bir olgu olduğu varsayımına dayalı olarak açıklamaktadır. Lucas (1973) ve Barro'nun (1976) geliştirdikleri modeller ve bunların devamı niteliğindeki Parks (1978) ve Herkowitz'in (1981) çalışmaları beklenmeyen olayların neden olduğu mutlak ve nispi fiyat değişmelerine dair yanlış algılamaların nispi fiyat değişmelerinin yayılmasında artışlara yol açtığını ortaya koymuştur. Herkowitz gibi Cukierman'da (1983), beklenmeyen olaylara dikkati çekmiştir. Cukierman, arzın fiyat esnekliği farklı firmalar veri alındığında beklenmeyen toplam talep şoklarına fiyat tepkilerinin farklı olacağını belirtmiş ve beklenmeyen enflasyonun önemine işaret etmiştir. Bu bağlamda, şokun büyüklüğü kilit bir unsur olarak öne çıkmaktadır.

Daha sonraları, Ball ve Mankiw (1995), fiyat ayarlamalarında firmaların karşılaştıkları menü maliyetlerini nispi fiyat değişmelerini arttırdığını ve bunun da enflasyonu tetiklediğini ileri sürmüşlerdir. Ancak tüm bu modeller, enflasyon ile nispi fiyat değişmeleri arasındaki pozitif ilişkinin kısa dönemde geçerli olduğunu öngörmektedir. Parsley (1996), Debelle ve Lamont (1997), Balke ve Wynne (2000) gibi bazı araştırmacılar, enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği ilişkisinin uzun dönemde geçerliliğini sorgulayan çalışmalar yapmışlardır. Parsley, iki farklı yöntemle söz konusu ilişkinin uzun dönemde geçerliliğini sınamıştır. Birincisi, ayrı ayrı enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği dizilerinin “sürekliliği”nin (persistence) birim kök testleriyle araştırılmasıdır. Bu değişkenlerin farklı mertebelerde durağan olduklarını tespit eden Parsley, uzun dönem bir ilişkiye işaret edebilecek bir “eşbütünleşme” (cointegration) ilişkisinin kurulamayacağını tespit etmiştir. İkincisi, iki değişkenli bir VAB modeli yardımıyla bir standart sapmalı enflasyonist şoka fiyat değişkenliğinin tepkisinin incelenmesidir. Parsley, enflasyon şokuna nispi fiyat değişkenliğinin tepkisinin hızla sönümlendiğini ve bunun da değişkenler arası etkileşimin kısa dönemli olduğunu açıkça ortaya koyduğu sonucuna varmıştır.

Debelle ve Lamont (1997) ise; uzun dönemli ilişkiyi belirleyebilmek için beş yıllık fiyat değişimlerini kullanarak enflasyonu nispi fiyat değişkenliği ile açıklayan regresyon modellerini tahmin etmiştir. Debelle ve Lamont, bu yöntemle uzun dönemde güçlü pozitif bir ilişkinin mevcut olduğu sonucuna varmışlardır.

Diğer yandan, Balke ve Wynne (2000) aynı pozitif ilişkinin uzun dönemde de geçerli olduğunu savunmuştur. Balke ve Wynne’na göre; teknoloji şoklarının dağılımının yüksek dereceden momentleri bu şokların neden olduğu nispi fiyat değişkenliklerinin bir göstergesi olabilir. Dolayısıyla, fiyat değişkenlikleri ile enflasyon uzun dönemde de pozitif bir ilişki sergileyecektir. Nath (2004) da, farklı kestirim ufukları için uzun dönemde değişkenler arasında pozitif ilişkinin varlığını araştırmıştır. VAB modellerinden yararlanan Nath, etkin bir şekilde değişkenlerin dinamik özelliklerini belirlemeye çalışmıştır. Elde ettiği bulgular, uzun dönemde güçlü pozitif bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Miszler (2003), Almanya, Japonya, ABD, İspanya ve Arjantin’i kapsayan karşılaştırmalı çalışmasında eşbütünleşme yöntemiyle uzun dönemde enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği ilişkisini araştırmıştır. Miszler’in bulguları iki noktada özetlenebilir: İlki, yüksek enflasyon oranları ile nispi fiyat değişkenliği arasında uzun dönemli bir ilişkinin eşbütünleşme yoluyla ispatlanamadığıdır. İkincisi ise, eşbütünleşme yönteminin nispi fiyat değişkenliği üzerinde enflasyonun etkisini analiz etmek için uygun bir analiz aracı olmadığıdır.

2.2. Türkiye Üzerine Yapılan Çalışmalar

Türkiye’de enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği ilişkisini ele alan çeşitli uygulamalı çalışmalar yapılmıştır. Bunların belli başlıları; Yamak ve Karahasan (1994), Yamak (1997), Alper ve Üçer (1998), Karasulu (1998), Yamak ve Sivri (1999), Çağlayan ve Filiztekin (2003), Dikmen (2004), Küçük ve Tuğer (2004), Yamak ve Tanrıöver (2006) olarak sıralanabilir.

Yamak ve Karahasan (1994), Türkiye’de enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki pozitif ilişkiyi çeşitli şehirler bazında araştırmışlardır. 1983-1991 dönemini kapsayan bu çalışmanın bulguları söz konusu pozitif ilişkinin geçerli olduğunu göstermektedir. Yamak (1997), 13 şehir bazında harcama grubu bazında enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği ilişkisini incelemiştir. Yamak’ın bulguları, gıda dışı harcama gruplarında enflasyon oranının nispi fiyat değişkenliğini arttırdığını ortaya koymaktadır. Alper ve Üçer’in (1998) Türkiye’de enflasyonun incelendiği çalışmalarında nispi fiyat değişkenliği de



uygulamalı olarak test edilmiştir. Alper ve Üçer, nispi fiyat değişkenliğinin enflasyonun bir nedeni olmadığını tespit etmişlerdir. Ancak, bu iki değişkenin güçlü pozitif bir ilişki içinde olduklarını belirlemişlerdir.

Karasulu (1998) ise, enflasyonun reel maliyetlerini araştırdığı çalışmasında nispi fiyat değişkenliğini mikro bir bakış açısıyla değerlendirmiştir. 1991:1 ile 1996:12 döneminde üç büyük ilden derlenen verilerin kullanıldığı çalışmada, Alper ve Üçer'in bulgularıyla aynı doğrultuda sonuçlar elde edilmiştir. Tüketiciler açısından enflasyonla üretim içinde araştırma maliyetleri artarken, üreticiler açısından enflasyonla fiyatlama kararlarının bir unsuru olarak maliyet yapısının önemi azalmaktadır.

Yamak ve Sivri'nin (1999) ortak çalışmasında, nispi fiyat değişkenliğinin varyans ve standart sapma olarak alternatif ölçütleri kullanılmıştır. Ayrıca beklenen ve beklenmeyen enflasyon oranları dikkate alınmıştır. Sonuç olarak, tüm alternatif ölçütler bazında enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasında pozitif ve güçlü bir ilişki olduğu belirlenmiştir.

Çağlayan ve Filiztekin (2003), Türkiye'nin belli başlı 19 şehrinden derlenen 1948–1997 dönemine ait yıllık fiyat verilerini (22 ayrı gıda maddesi bazında) kullanarak enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çağlayan ve Filiztekin, söz konusu ilişki üzerinde enflasyonun davranışındaki yapısal değişimin önemli bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Onların bulgularına göre, enflasyonun artması ve yüksek oranlarda seyretmesi nispi fiyat değişkenliğini önemli ölçüde azaltmaktadır. Bu, ilişkinin yüksek ölçüde doğrusallıktan uzak olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde enflasyonun beklenen ya da beklenmeyen nitelikte oluşuna göre de nispi fiyat değişkenliği değişmektedir. Enflasyonun nispeten düşük olduğu dönemlerde, beklenen enflasyonun nispi fiyat değişkenliği üzerinde önemli pozitif tesirleri olduğu gözlenmiştir. Ancak enflasyon yükseldiğinde bu etki kaybolmaktadır. Beklenmeyen enflasyonun ise gerek düşük gerekse yüksek enflasyon dönemlerinde fiyat değişkenliği üzerinde tesiri olduğuna dair bir bulguya ulaşamamıştır.

Dikmen (2004), enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkiyi yedi coğrafi bölge için on ayrı harcama grubu bazında ayrı ayrı test etmiştir. Bölgesel tüketici fiyat

endekslerinin kullanıldığı bu çalışmada elde edilen bulgular, üç harcama grubu hariç enflasyon oranındaki artışın nispi fiyat değişkenliğini arttırdığını göstermektedir.

Küçük ve Tuğer (2004), enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasında güçlü pozitif bir ilişki olduğunu bu değişkenlerin farklı spesifikasyonlarını kullanarak kanıtlamıştır. Küçük ve Tuğer, tüketici fiyat endeksinin alt kalemleri arasında maskelenen bazı ilişkiler yardımıyla yaptıkları analizlerinde, nispi fiyat değişkenliğinin Türkiye’de enflasyonist dinamiklerin daha iyi anlaşılmasını sağladığını ifade etmişlerdir.

Yamak ve Tanrıöver’in (2006) ortak çalışmasında ise, 1994–2004 döneminde 19 şehirde on ayrı harcama grubundaki tüketim harcamaları kullanılarak enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişki araştırılmıştır. Yamak ve Tanrıöver, her şehir ve her harcama grubu için enflasyon ile değişkenliğin pozitif güçlü bir ilişki içinde olduğunu belirlemişlerdir. Görüldüğü gibi Türkiye üzerine yapılan uygulamalı çalışmaların tümü enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasında pozitif güçlü bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak bu çalışmaların hemen tümü söz konusu ilişkinin kısa dönemdeki dinamiklerini ele almaktadır.

3. VABHO MODELLERİ VE TAHMİN SÜRECİ

3.1. VABHO Modellerinin Gelişimi

VAB modelleri, çok değişkenli zaman serilerinin analizinde yaygın kullanım alanı bulan önemli bir analiz aracıdır. Oysa bu modellerin daha ileri bir türü olan VABHO modelleri, zaman serisi ekonometrisi alanında eski bir yöntem olmasına rağmen yeni yeni kullanım alanı bulmaktadır. Bu biraz da, hesaplama güçlüklerinden ileri gelmektedir. VABHO modellerinin hareket noktası olarak Wold (1938) tarafından geliştirilen “Ayrıştırma Teoremi” gösterilebilir. Dolayısıyla VABHO modellerinin, oldukça uzun sayılabilecek bir süredir zaman serisi analizi alanında bir inceleme konusu olduğu söylenebilir. Quenouille (1957), Hannan (1969), Tunnicliffe-Wilson (1973), Hillmer ve Tiao (1979), Tiao ve Box (1981), Tiao ve Tsay (1989), Tsay (1991), Poskitt (1992), Lütkepohl (1993), Lütkepohl ve Poskitt (1996), Reinsel (1997), Tiao (2001) gibi araştırmacıların çalışmaları da bu yargıyı desteklemektedir. Ancak, bu modellerin avantajları henüz makro ekonomi alanında çalışan



bilim adamlarına yeterince açıklanabilmiş değildir. Bunun belki de en önemli sebebi, VAB modeline alternatif olarak VABHO modelini kullanan makro ekonometrik çalışmaların çok yetersiz olmasıdır. Kuşkusuz bunun da altında yukarıda değinilen hesaplama güçlükleri yatmaktadır.

VAB modellerinin yaygın kullanımının temelinde kolayca hesaplanmasının yattığı söylenebilir. Bu modeller “Sıradan En Küçük Kareler” (SEK) yardımıyla kolayca tahmin edilebildiği halde, VABHO türü modellerde En Yüksek Olabilirlik (EYO) gibi doğrusal olmayan tahmin yöntemlerinin kullanılması gerekmektedir. Bununla birlikte VABHO modellerinin VAB modellerine karşı önemli üstünlükleri vardır. Öncelikle, VAR modelini meydana getiren vektörlerden bir tanesi tatminkar sonuçlar verdiği halde diğer vektörler aynı başarıyı gösterememektedir. Oysa VABHO modellerinde böyle bir durum söz konusu değildir. Benzer şekilde, bir VAB modelinin değişkenleri farklı frekanslarda ise, tahmin süreci bozulmakta ve süreç VAB modeli olmaktan çıkmaktadır. Aksine, VABHO türü modellerde farklı frekans sergileyen değişkenlerle bile tahmin süreci başarıyla tamamlanmaktadır. Ancak, farklı frekanslı değişkenlerle başarılı tahminler ancak zayıf VABHO modelleriyle yapılabilir. Bu bağlamda, bir VABHO modelinin “yenilikler” (innovations) bağımsız olduğunda “güçlü” ve yenilikler ilişkisiz olduğunda “zayıf” olduğu belirtilmelidir (Dufour ve Pelletier, 2002).

VABHO modellerinin tahmin edilmesindeki zorluklar, daha önce de belirtildiği gibi doğrusal olmayan optimizasyon tekniklerinin kullanılmasını gerektiren EYO ve Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (DOEK) gibi yöntemlere bağlı olmasından ileri gelmektedir. Fakat, VABHO modelindeki bağımlı değişkenlerin sayısının artmasına paralel olarak parametrelerin sayısındaki aşırı artışlar doğrusal olmayan optimizasyon teknikleriyle yapılacak tahminlerin etkinliğini ciddi şekilde düşürmektedir (Dufour ve Pelletier, 2002, Mauricio, 1995). Diğer taraftan, EYO ile yapılan tahminlerde yakınsamanın yavaş gerçekleşmesi ve başlangıç koşulları bakımından gözlenen zayıflıklar da belirtilmelidir (Kapetanios, 2002). Ancak nispeten basit doğrusal regresyona dayalı alternatif yöntemlerle VABHO modellerinin başarılı tahminlerini yapmak da mümkündür.

3.2. Doğrusal Tahmin Yöntemleri ve Uygulanması Kolay Bir Algoritma

Hannan ve Rissanen'in (1982) tek değişkenli ABHO modellerinin tahmini için geliştirdikleri regresyon temelli yöntemler VABHO modellerinin doğrusal yöntemlerle tahmin edilmesi için bir hareket noktası olmuştur. Bu yaklaşımın temelinde, gecikmeli yeniliklerin yeterince çok sayıda gecikmeden meydana gelen bir ardışık bağlanım modelinin regresyon tahmininden elde edilen ilişkili kalıntılar kullanılarak tanımlanması yatmaktadır. Koreisha ve Pukkila (1989, 1990a ve 1990b), Hannan ve Rissanen'in yöntemini VABHO modellerine uygulamışlardır. Bu konuda daha sonraları pek çok önemli çalışma yapılmıştır. Örnek olarak, Fassois ve Lee (1990), Koreisha ve Yoshimoto (1991), Poskitt (1992), Choudhury ve Power (1998), Galbraith, Ullah ve Zinde-Walsh (2002), Kapetanios (2002), De Frutos ve Serrano (2002), Koreisha ve Pukkila (2004), Dufour ve Tarek (2005), Dufour ve Pelletier (2008) gibi araştırmacıların çalışmaları sıralanabilir.³

Bir n değişkenli VABHO(p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \Theta_i \varepsilon_{t-i} + \eta_t \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikten hareketle iki değişkenli bir VABHO(1,1) modeli aşağıdaki gibi daha ayrıntılı bir yapıda yazılabilir:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \phi_{11} y_{1,t-1} + \phi_{12} y_{2,t-1} + \theta_{11} \varepsilon_{1,t-1} + \theta_{12} \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ y_{2,t} &= \phi_{21} y_{1,t-1} + \phi_{22} y_{2,t-1} + \theta_{21} \varepsilon_{1,t-1} + \theta_{22} \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlik incelendiğinde, değişken sayısı arttığında ve AB ve HO dereceleri de yükseldiğinde tahmini yapılması gereken katsayıların katlanarak arttığı görülür. Dolayısıyla, böyle bir modelin tahmin edilmesi gerçek anlamda çok güç olacaktır.

³ VABHO modellerinin alternatif tahmin yöntemlerinin karşılaştırmalı bir incelemesi için Kascha'nın (2007) çalışması incelenebilir.



Tekrar (1) numaralı eşitliğe dönecek olursak; n değişkenli bir VABHO(p,q) modelinin regresyon bazlı tekniklerle nasıl tahmin edilebileceğini açıklayabiliriz. Bu çalışmada, Kapetanios'un (2002) yinelemeli SEK (iterative OLS) algoritması benimsenmiştir. Kapetanios'un geliştirdiği bu algoritma hem hesaplama kolaylığı hem de başarılı sonuçlarından ötürü tercih edilmiştir. Söz konusu algoritma, (1) numaralı eşitlik çerçevesinde ana hatlarıyla aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

Adım-1: Bir VAB(p) modeli SEK ile tahmin edilerek hata terimlerinin başlangıç değerleri tahmin edilir.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Adım-2: (3) numaralı eşitlikten elde edilen ε_t kalıntı dizisi (1) numaralı eşitlikte yerine yerleştirilerek VABHO(p,q) modelinin başlangıç tahmini yapılır.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \Theta_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^0 + \eta_t \quad (1')$$

(1') numaralı eşitlik SEK yada GEK ile tahmin edilir.

Adım-3: Bir önceki adımdan elde edilen katsayı tahminleri ($\hat{\Phi}_i^0, i=1, \dots, p$ ve $\hat{\Theta}_i^0, i=1, \dots, q$) kullanılarak yeni kalıntı serisi ($\hat{\varepsilon}_t^1$) hesaplanır. Yeni hesaplanan kalıntılar başlangıçtakilerin yerine konularak tahmin yinelenir. Süreç bu şekilde devam eder. j 'inci tahminin kalıntıları $\hat{\varepsilon}_t^j$ simgeleyecek olursa, her yinelemede $\hat{\varepsilon}_t^0$ yerine $\hat{\varepsilon}_t^j$ yerleştirildiği de söylenebilir. Yineleme süreci $\|\hat{\varepsilon}^{j+1} - \hat{\varepsilon}^j\| < \varepsilon$ uygun şekilde tanımlanmış sabit bir ε için yakınsarsa $\hat{\Phi}_i^{j+1}, i=1, \dots, p$ ve $\hat{\Theta}_i^{j+1}, i=1, \dots, q$ katsayı tahminleri nihai katsayılar olarak benimsenir. Aksi takdirde, yani belirli sayıda süreç yinelenmesine karşın yakınsama sağlanamazsa başlangıçtaki katsayı tahminleri ($\hat{\Phi}_i^0, i=1, \dots, p$ ve $\hat{\Theta}_i^0, i=1, \dots, q$) nihai katsayılar olarak benimsenecektir.

4. TÜRKİYE’DE UZUN DÖNEMDE ENFLASYON İLE NİSPİ FİYAT DEĞİŞKENLİĞİ İLİŞKİSİ

4.1. Verilerin Tanımlanması ve Yapısının Analizi

Bu çalışmada 1990:1 – 2008:12 dönemini kapsayan ve İstanbul Ticaret Odası tarafından hesaplanan aylık Toptan Eşya Fiyatları Endeksi (1968=100) temel değişken olarak kullanılmıştır.⁴ Enflasyon, fiyat endeksi (P) serisinin doğal logaritmasının farkı alınarak aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$\pi_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (4)$$

Nispi fiyat değişkenliğinin hesaplanmasında ise, Nath (2004) ve Balderas ve Nath’ın (2008) çalışmalarında kullandıkları şu formülasyon tercih edilmiştir:

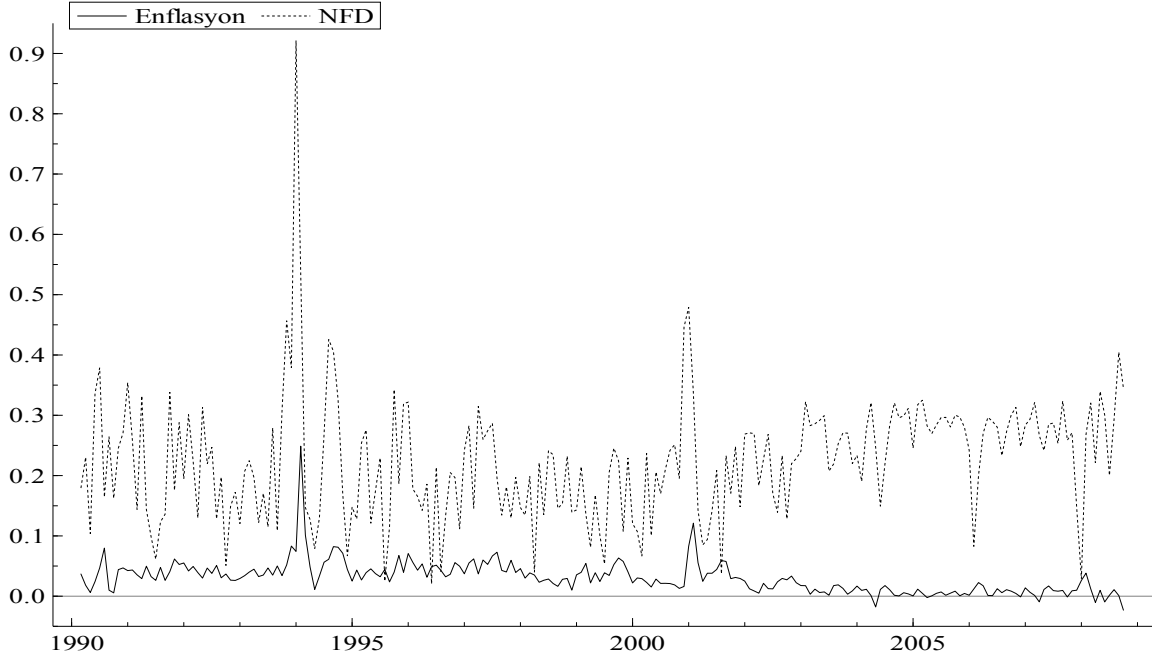
$$V_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t} - \bar{\pi}_t)^2} \quad (5)$$

(5) numaralı eşitlikte $\bar{\pi} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_{i,t}$ şeklinde hesaplanan t dönemindeki ortalama fiyat değişimlerini simgelemektedir. Bu eşitliklerde, i hesaplama esas olan endeksi, n ise kullanılan endekslerin toplam mal sayısını simgelemektedir. Çalışmada, İstanbul Ticaret Odası (İTO) TEFE (1968=100) genel endeksinin yedi bileşeni kullanılmıştır. Bunlar; gıda, işlenmiş maddeler, madenler, mensucat, inşaat malzemeleri, yakacak ve enerji maddeleri ve kimyevi maddeler endeksleridir. Enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği serilerinin incelenen dönemdeki seyri Şekil 1’de görülmektedir.

⁴ TÜİK tarafından TEFE endeksinin kullanımdan kaldırılması ve bunun yerine kullanılmaya başlanan ÜFE endeksinin 2003’den itibaren başlaması, TÜFE endeksi için de baz yılın 2003 olarak değiştirilmesi nedenleriyle, geçmişe dönük bütünlük yapıda yeterli gözlemi kapsamından ötürü İTO tarafından yayınlanan TEFE endeksi tercih edilmiştir.

Tablo 1’deki sonuçlar incelendiğinde ele alınan serilerin kendi ortalamaları etrafında normal dağılım gösterdikleri gözlenmektedir. Jarque-Bera test istatistiklerinin yüksek oranda anlamlı olması serilerin normal dağıldığını açıkça ortaya koymaktadır. Grafik 1’de sunulan söz konusu serilerin dağılımları incelendiğinde de aynı sonuca ulaşılmaktadır.

Şekil 1. Türkiye’de 1990:1–2008:12 Döneminde Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği

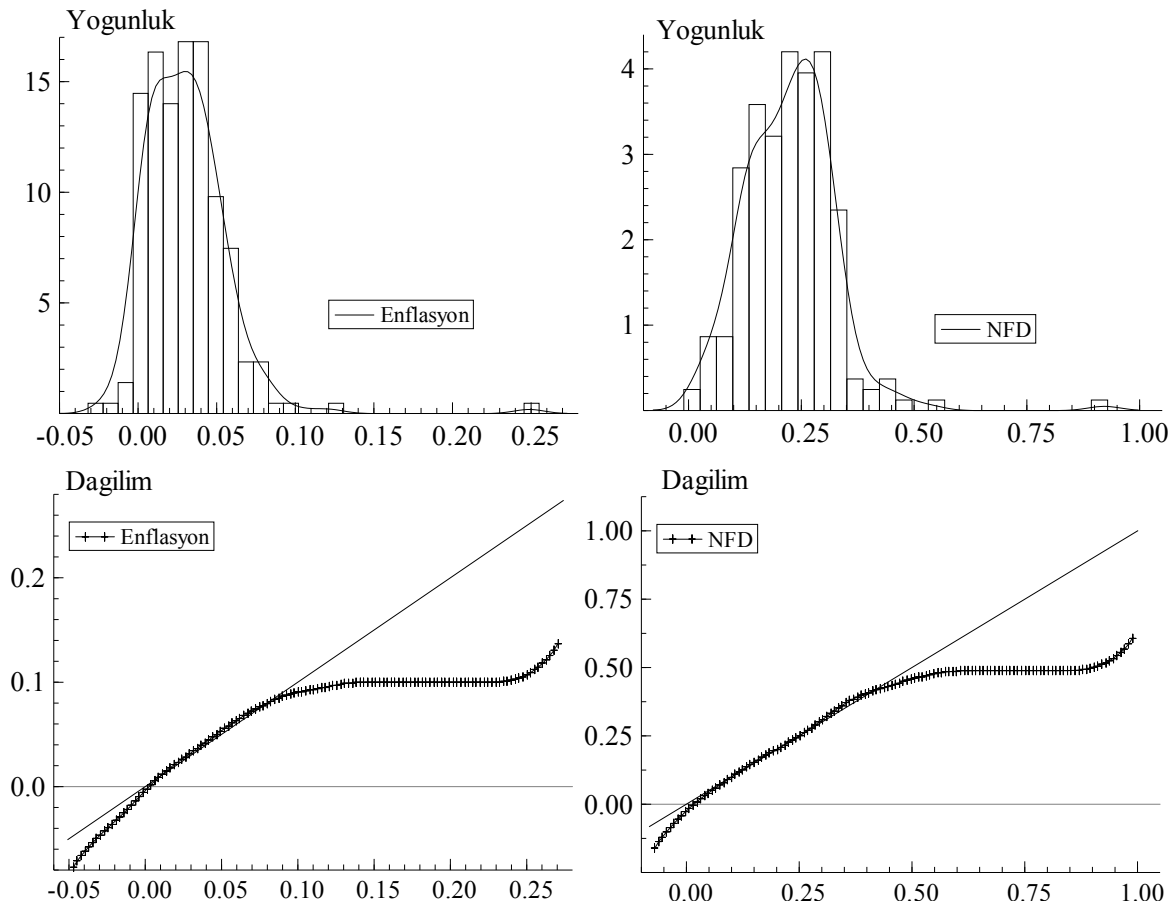


Çarpıklık (skewness) değerlerinin hem enflasyon hem de nispi fiyat değişkenliği için pozitif değerler almasına bakılarak bunların dağılımlarının sağ kuyruğu olduğu söylenebilir. Gerçekten Şekil 2’deki serilerin olasılık yoğunluk fonksiyonları incelenirse, bu fonksiyonların sağ kuyruk taşıdığı açıkça görülecektir. Diğer yandan, basıklık (kurtosis) değerleri incelendiğinde, gerek enflasyonun gerekse nispi fiyat değişkenliğinin dağılımlarının daha bombeli (leptokurtic) olduğu söylenebilir. Bilindiği gibi basıklığın normal dağılım değeri üçtür ve bir serinin basıklık değeri üçü aşarsa, dağılım normale nazaran daha şişkin bir yapı gösterir. Buna karşın, basıklık değerinin üçün altında olduğu bir serinin dağılımı daha yassı (platykurtic) bir görünümde olacaktır. Bu tespitler, Şekil 2 tarafından da desteklenmektedir. Son olarak, standart sapma değerlerine bakılarak verilerin ortalama etrafında yayılmış bir yapıları olduğu söylenebilir.

Tablo 1. Verilerin Yapısının Analizi

	Enflasyon	Nispi Fiyat Değişkenliği
Mean	0.2234	0.0302
Median	0.2258	0.0287
Maximum	0.9215	0.2487
Minimum	0.0206	-0.0231
Std. Sapma	0.1002	0.0264
Çarpıklık	1.5563	2.7919
Basıklık	12.3991	22.3702
Jarque-Bera	931.3012	3860.6880
Probability	0.0000	0.0000

Şekil 2. Verilerin Olasılık Yoğunluk ve Normal Dağılım Fonksiyonları



4.2. Bulgular ve Değerlendirmeler

Daha önce de değinildiği gibi, enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişkinin analiz edilmesinde eşbütünleşme ve VAB gibi ekonometrik tekniklerden yararlanılabilir. Bilindiği gibi, eşbütünleşme yönteminin kullanılabilmesi için değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmaları asgari bir koşuldur. Tablo 2’deki birim kök testi sonuçları incelenecek olursa, bu koşulun sağlandığı söylenebilir. Bu sonuçlara göre, hem enflasyon ve hem de nispi fiyat değişkenliği I(0) mertebesinde durağandır. Ancak birçok diğer makro ekonomik değişken gibi enflasyonun da düzey halinin durağan olması pek olası değildir. Gerçekten, enflasyon ve nispi fiyat değişkenliğinin ardışık bağlanım ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonları incelendiğinde (bkz. Şekil 3), nispi fiyat değişkenliğinin durağan olmasına karşın enflasyonun durağan olmadığı görülebilir. Diğer yandan, Miszler (2003) ve Nath (2004) gibi bazı araştırmacılar enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizi için eşbütünleşmenin uygun bir yöntem olmadığını ifade etmektedir. Dolayısıyla, VAB modellerinin daha gelişmiş ve etkin bir türü olan VABHO modelleri analiz için daha uygun modellerdir. Nath (2004) ve Balderas ve Nath (2008) gibi araştırmacıların çalışmaları göz önüne alındığında bu yaklaşımın benimsenmesinin daha doğru olacağı görülmektedir.⁵

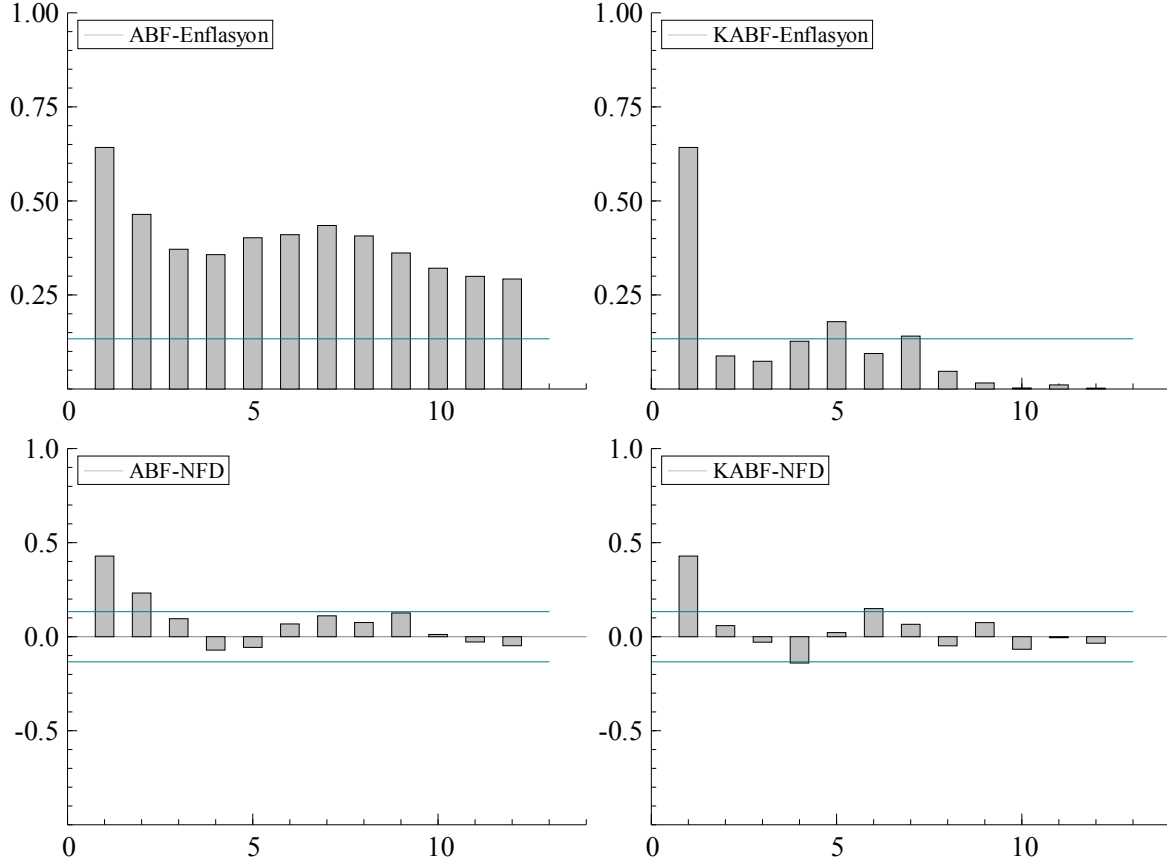
Tablo 2. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

$\Delta x_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 x_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^n \Delta x_{t-i} + \mu_t$				
	Gecikme*	t Testi	Olasılık	Kritik Değer**
π	0	-8.619	0.000	%1 düzeyinde -3.999
v	0	-9.630	0.000	
$\Delta \Delta x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \Delta x_{t-1} + \beta_i \sum_{j=1}^m \Delta \Delta x_{t-j} + \psi_t$				
				%5 düzeyinde -3.430
$\Delta \pi$	5	-10.519	0.000	%10 düzeyinde -3.138
Δv	5	-10.666	0.000	

(*) Uygun gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. (**) Kritik değerler MacKinnon’un (1996) geliştirdiği tek taraflı p değerlerini temel almaktadır.

⁵ Nath (2004) ve Balderas ve Nath’ın (2008) çalışmaları her ne kadar VAB modellerini kullanmış olsalar da, bu aynı tür analizlerde daha etkin bir yöntem olan VABHO modellerinin kullanımına cesaret vermektedir.

Şekil 3. Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği Serilerinin Ardışık Bağlanım ve Kısmi Ardışık Bağlanım Fonksiyonları



VABHO tahmin sürecinin ilk adımında bir VAB modeli çözülmüş ve uygun gecikme sayılarının belirlenebilmesi için Likelihood Oranı Testi (Likelihood Ratio Test), Nihai Tahmin Hatası Testi (Final Prediction Error Test) Testi, Akaike, Schwartz ve Hannan-Quinn Bilgi Kriterlerinden yararlanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 3’de sunulmaktadır. Akaike, Schwartz ve Hannan-Quinn Bilgi Kriterlerine bakılarak uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğu sonucuna varılmıştır.

3.2. numaralı bölümde yapılan açıklamalar ışığında VABHO(2,2) modelinin tahmini yapılmıştır. Tahmini yapılan modelin teorik yapısı aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \sum_{i=1}^2 \Phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \Theta_i \varepsilon_{t-i} + \eta_t \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \phi_{11}y_{1,t-1} + \phi_{12}y_{1,t-2} + \phi_{13}y_{2,t-1} + \phi_{14}y_{2,t-2} \\
 &\quad + \theta_{11}\varepsilon_{1,t-1} + \theta_{12}\varepsilon_{1,t-2} + \theta_{13}\varepsilon_{2,t-1} + \theta_{14}\varepsilon_{2,t-2} + \varepsilon_{1,t} \\
 y_{2,t} &= \phi_{21}y_{1,t-1} + \phi_{22}y_{1,t-2} + \phi_{23}y_{2,t-1} + \phi_{24}y_{2,t-2} \\
 &\quad + \theta_{21}\varepsilon_{1,t-1} + \theta_{22}\varepsilon_{1,t-2} + \theta_{23}\varepsilon_{2,t-1} + \theta_{24}\varepsilon_{2,t-2} + \varepsilon_{2,t}
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Tablo 3. Modelin Gecikme Sayılarının Belirlenmesi

Gecikme	Log. Olabilirlik	LR Testi	FPE Testi	Akaike B.K.	Schwarz B.K.	Hannan Quinn B.K.
0	676.8792	--	7.42E-06	-6.13527	-6.10441	-6.12281
1	774.605	192.7864	3.17E-06	-6.98732	-6.89477	-6.94994
2	797.2267	13.47108 *	2.67E-06	-7.26016 *	-7.00235 *	-7.12311 *
3	805.3536	15.73664	2.57E-06	-7.19412	-6.97817	-7.10691
4	813.5272	15.67844	2.48E-06	-7.23207	-6.95441	-7.11994
5	820.6173	44.21521	2.41E-06 *	-7.15661	-6.92079	-7.09431
6	823.4159	5.266459	2.44E-06	-7.24924	-6.84817	-7.08728
7	825.8469	4.530537	2.47E-06	-7.23497	-6.7722	-7.04809
8	826.4117	1.042304	2.55E-06	-7.20374	-6.67927	-6.99195

(*) Uygun değeri simgelemektedir.

Tablo 4. VABHO(2,2) Modelinin Tahmin Sonuçları

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \phi_{11}y_{1,t-1} + \phi_{12}y_{1,t-2} + \phi_{13}y_{2,t-1} + \phi_{14}y_{2,t-2} + \theta_{11}\varepsilon_{1,t-1} + \theta_{12}\varepsilon_{1,t-2} + \theta_{13}\varepsilon_{2,t-1} + \theta_{14}\varepsilon_{2,t-2} + \varepsilon_{1,t} \\
 y_{2,t} &= \phi_{21}y_{1,t-1} + \phi_{22}y_{1,t-2} + \phi_{23}y_{2,t-1} + \phi_{24}y_{2,t-2} + \theta_{21}\varepsilon_{1,t-1} + \theta_{22}\varepsilon_{1,t-2} + \theta_{23}\varepsilon_{2,t-1} + \theta_{24}\varepsilon_{2,t-2} + \varepsilon_{2,t}
 \end{aligned}$$

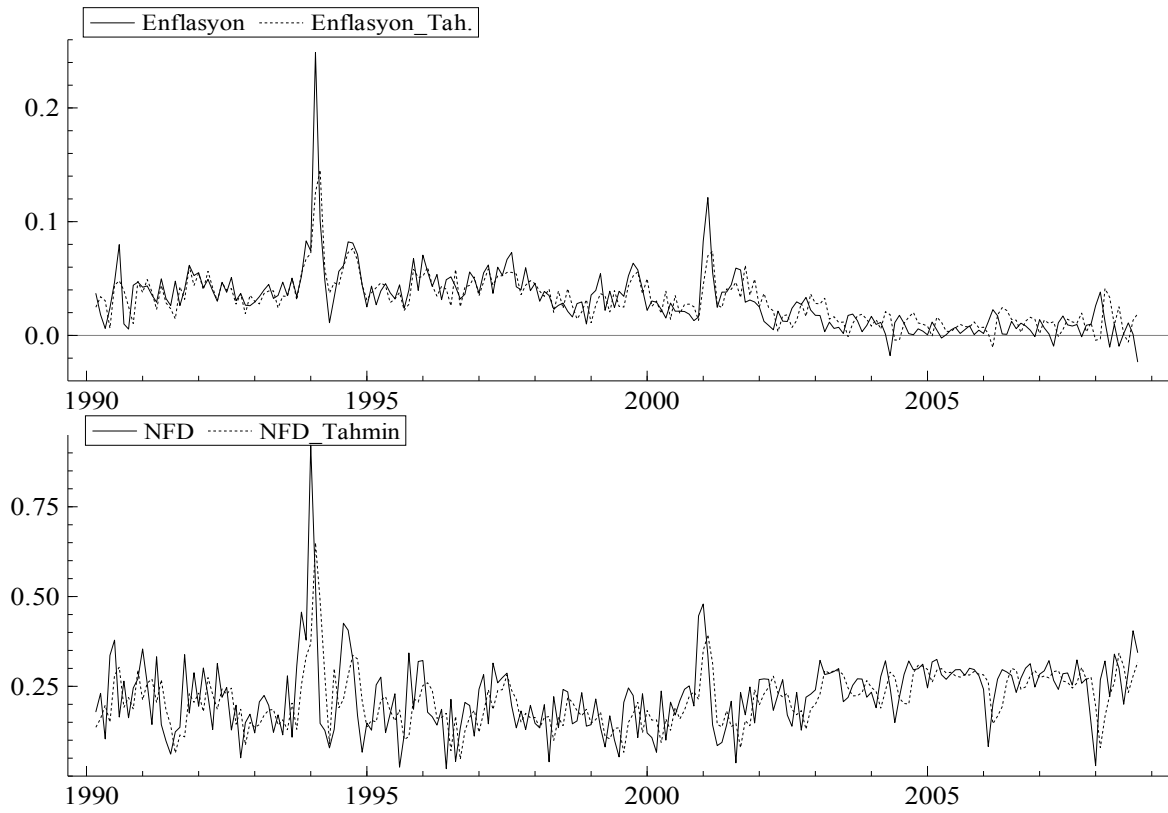
	Katsayı	std.hata	t testi	p değeri		Katsayı	std.hata	t testi	p değeri
ϕ_{11}	-1.3884	0.8363	-1.6602	0.0981	ϕ_{21}	-15.1862	4.7185	-3.2185	0.0015
ϕ_{12}	1.8614	0.6493	2.8668	0.0045	ϕ_{22}	11.6914	3.6634	3.1914	0.0016
ϕ_{13}	-0.9634	0.3968	-2.4280	0.0159	ϕ_{23}	-6.6707	2.2387	-2.9797	0.0032
ϕ_{14}	0.9731	0.3999	2.4332	0.0157	ϕ_{24}	7.7207	2.2565	3.4215	0.0007
θ_{11}	1.8864	0.8286	2.2766	0.0236	θ_{21}	14.8762	4.6752	3.1820	0.0016
θ_{12}	-1.0535	0.3054	-3.4490	0.0007	θ_{22}	-6.0145	1.7234	-3.4899	0.0006
θ_{13}	1.0783	0.3965	2.7198	0.0070	θ_{23}	7.2479	2.2370	3.2400	0.0014
θ_{14}	-0.1328	0.0705	-1.8834	0.0608	θ_{24}	-1.3171	0.3980	-3.3095	0.0011
R^2			0.7871		R^2			0.8228	
Log. Olabilirlik			47.5214		Log. Olabilirlik			-2.6569	
Akaike Bilgi Kriteri			-3.0704		Akaike Bilgi Kriteri			0.3901	
Schwarz Bilgi Kriteri			-2.9290		Schwarz Bilgi Kriteri			0.5316	
Hannan-Quinn Bilgi Kriteri			-3.0261		Hannan-Quinn Bilgi Kriteri			0.4344	

Yinelemeli doğrusal en küçük kareler tahmini sonuçları Tablo 4’de sunulmaktadır. Sonuçlar istatistik açıdan oldukça anlamlı ve açıklayıcı güçleri yüksektir. Şekil 4’ün A panelinde cari seriler ve bunların VABHO(2,2) tahminleri, B panelinde ise serpilme grafikleri ve tahmin kalıntılarının yapısı sunulmaktadır. Şekil 4 incelendiğinde, tahminlerin cari serilerin zaman içindeki davranışını büyük ölçüde yansıttığı gözlenmektedir. Şekil 5’de ise, sırasıyla model kalıntılarının ardışık ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonları ile olasılık

yoğunluk fonksiyonları sunulmuştur. Bunlar teşhis (diagnostic) için incelendiğinde de, modellemenin başarılı olduğu gözlenmektedir. Kalıntıların ardışık bağlanım ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonları sıfırın etrafında rassal bir dağılım göstermektedir. Kalıntıların olasılık yoğunluk fonksiyonlarının da sıfırın etrafında dar sivri (leptocurtic) bir yapıda olduğu gözlenmektedir. Tahmin sürecinin tatminkâr performansından hareketle, etki-tepki fonksiyonları ile enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişki değerlendirilebilir.

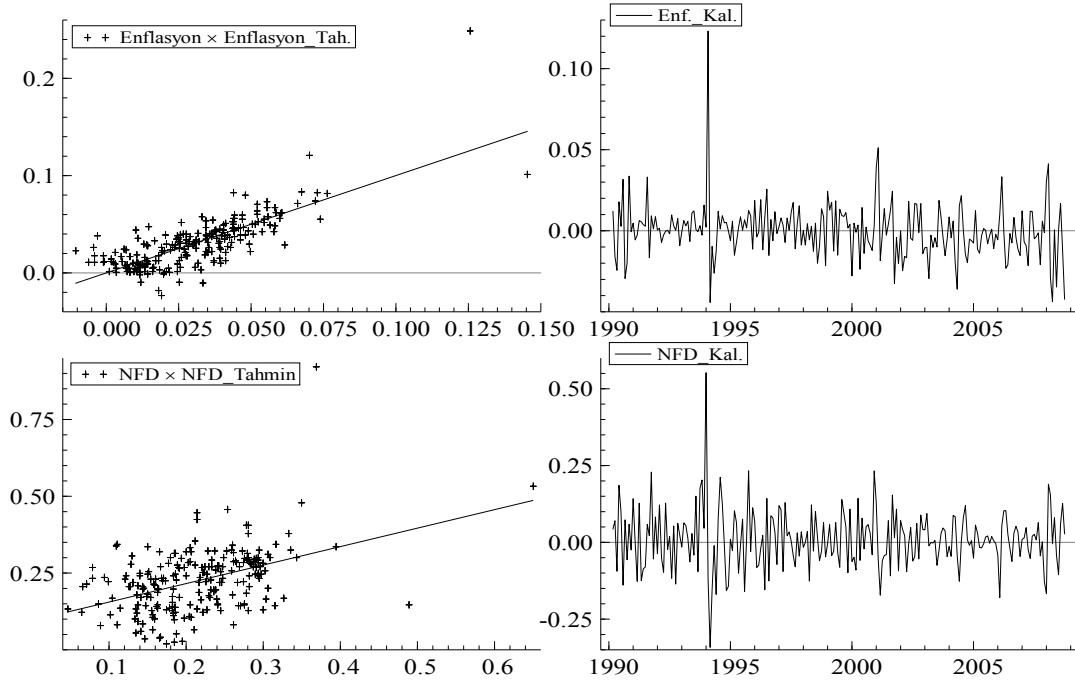
Şekil 4. VABHO Tahminleri

Panel - A Cari Seriler ve VABHO(2,2) Tahminleri

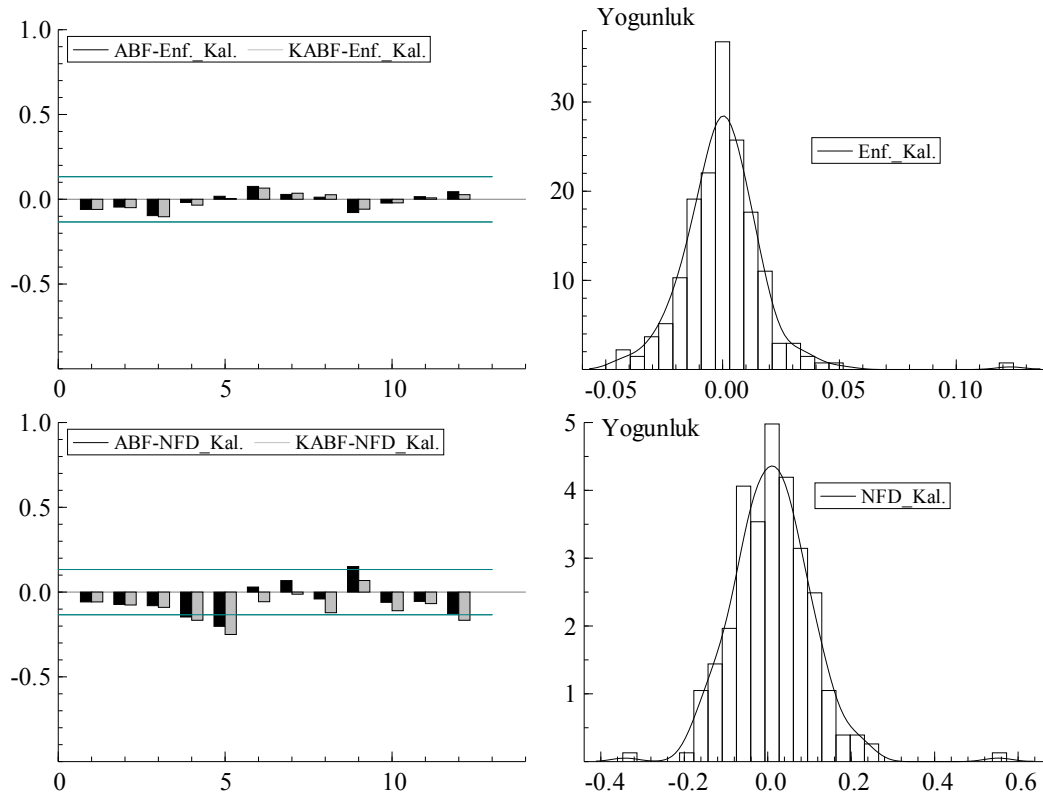




Panel - B Tahminlerin Serpilme Grafikleri ve Kalıntı Serileri



Şekil 5. VABHO(2,2) Modelinin Kalıntılarına Tanı Konulması



Şekil 6’da tahmini yapılan VABHO(2,2) modelinden hareketle oluşturulan etki-tepki fonksiyonları sunulmaktadır. Şekil 6 incelendiğinde, enflasyonun nispi fiyat değişkenliğine olan tepkisinin olası bir şoku takiben 15 ayda sönümlendiği gözlenmektedir. Oysa değişkenliğin enflasyona olan tepkisi, 24 ay sonra bile sönümlenmemektedir. Bunun uzun dönemde gücünü koruyan bir tepki olduğu ortadadır. Şayet iktisatçılar arasında genellikle benimsendiği gibi uzun dönem bir yılı aşan zaman dilimi olarak tanımlanırsa, enflasyonun nispi fiyat değişkenliğine olan yaklaşık 15 aylık tepkisi de uzun dönemli kabul edilebilir. Sadece, nispi fiyat değişkenliğinin enflasyona olan tepkisine oranla daha kısa ömürlüdür. Bunlara bakılarak, enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği ilişkisinin uzun dönemde de etkili olduğu sonucuna varılabilir. Ayrıca enflasyonun ve nispi fiyat değişkenliğinin kendi şoklarına tepkileri de bir yılı aşkın bir süreye yayılmaktadır.

Kullanılan VABHO modelinde yenilikler vektörünün (yada kalıntılar vektörünün) seri olarak korelasyon içinde olmadıkları varsayılmaktadır. Ama bunlar birbirleriyle korelasyon içinde olabilirler. Nath’ın (2004) yaklaşımı benimsenerek; tahmini yapılan VABHO(2,2) modelinden hareketle K dönem sonraki enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği kestirimleri şu şekilde hesaplanabilir:

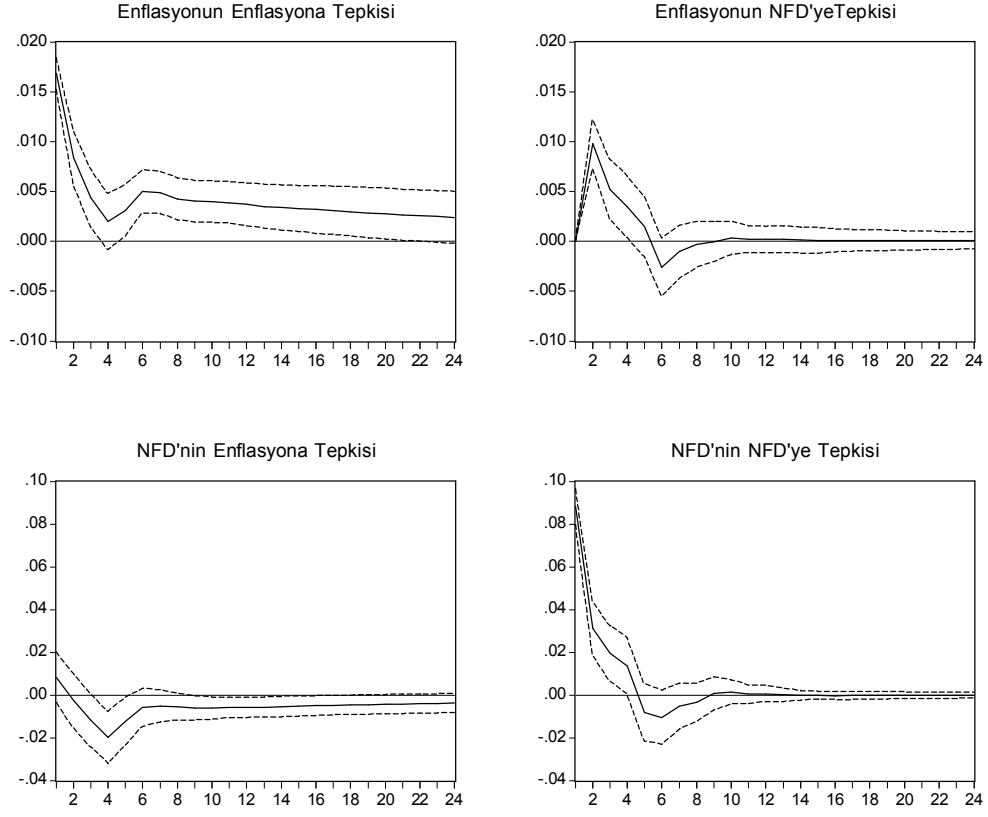
$$e_{t+K,t}^{\pi} = \pi_{t+K} - E_t \pi_{t+K} \quad (8)$$

$$e_{t+K,t}^V = V_{t+K} - E_t V_{t+K} \quad (9)$$

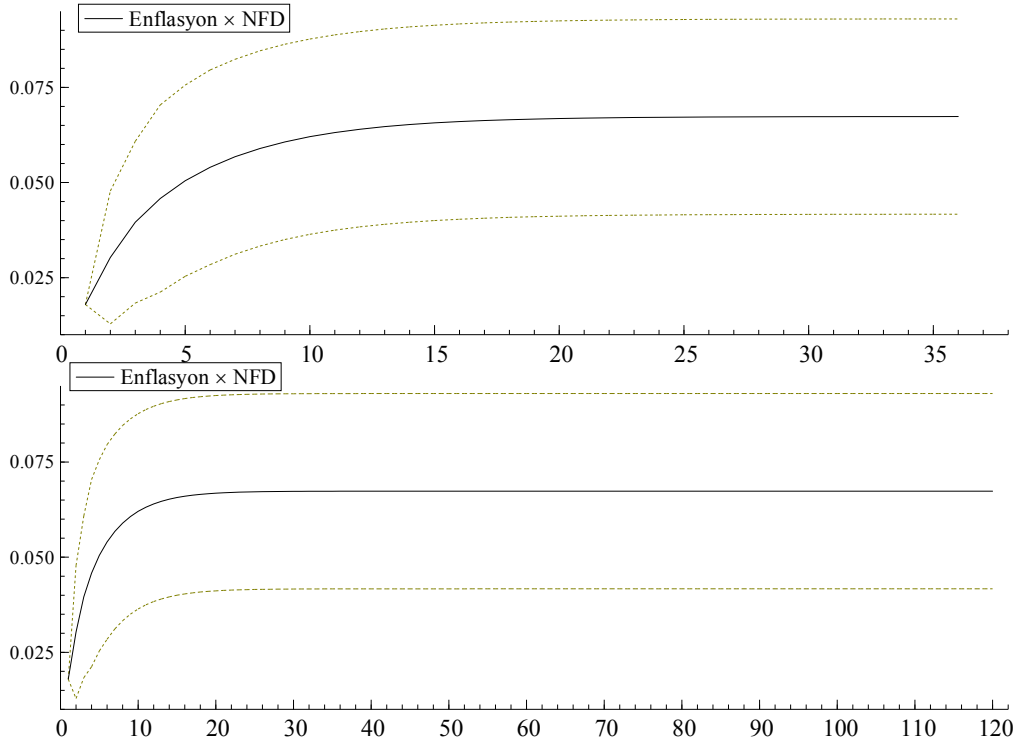
(8) ve (9) numaralı eşitliklerle tanımlanan $e_{t+K,t}^{\pi}$ ve $e_{t+K,t}^V$ arasındaki korelasyon hesaplanabilir. Bu korelasyonlar, uzun dönemde enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkinin durumunu yansıtacaktır. Grafik 7’de söz konusu korelasyonların sırasıyla gelecek 36 ay ve 120 aylık seyirleri sunulmaktadır. Grafik 7 incelendiğinde, kısa dönemde enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasında varlığı bilinen pozitif yönlü güçlü bir ilişkinin uzun dönemde de geçerli olduğu açıkça görülebilir.



Şekil 6. VABHO(2,2) Modelinin Etki-Tepki Fonksiyonları



Grafik 7. Uzun Dönemde Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği Arasındaki Korelasyon



5. SONUÇ

Bu çalışma, gerek uluslararası gerekse ulusal yazında fazla ele alınmayan bir araştırma konusu olan enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ele almaktadır. Enflasyon ile nispi fiyat değişkenliği arasında kısa dönemde pozitif bir ilişki olduğu konusunda iktisatçılar fikir birliği içerisinde. Ancak söz konusu ilişkinin uzun dönemdeki seyri sağlam ampirik bulgular olmadığından tartışmalıdır. Bu konuda yapılan uygulamalı çalışmalarda, sözü edilen pozitif ilişkinin araştırılmasında eşbütünleşme yerine VAB türü modellerin kullanılması tercih edilmektedir. Çünkü çeşitli uygulamalı çalışmalar sonucunda eşbütünleşme yönteminin sözü edilen uzun dönemli ilişkiyi yeterince tasvir edemediği sonucuna varılmıştır. Bu tespitlerden hareketle, Türkiye verileriyle yapılan analizde VAB modellerinin daha gelişkin ve etkin bir türü olan VABHO modellerinden yararlanılmıştır.

VABHO modelleri, oldukça eski sayılabilecek bir ekonometrik analiz yöntemi olmasına rağmen, karmaşık yapısı ve hesaplama güçlüklerinden ötürü uzun süre gölgede kalmıştır. Son dönemde giderek artan sayıda yazılımın bu yöntemi tahmin etme gücüne kavuşmasıyla popüler bir teknik haline gelmiştir. Bu yöntemin artan oranda yaygınlaşmasının



önemli bir nedeni de VAB modellerinden önemli ölçüde üstün özellikleri olmasıdır. Fakat, değişken ve gecikme sayısı arttıkça Tahmini yapılacak parametre sayısı da artmaktadır. Bu nedenle, doğrusal olmayan tahmin yöntemleriyle yapılan VABHO tahminlerinde ciddi sorunlarla karşılaşmaktadır. Bu sorunların aşılması ve etkin tahminler yapılabilmesi için yinelemeli doğrusal tahmin yöntemleri geliştirilmiştir. Çalışmada, uygulanması kolay bir doğrusal VABHO algoritması da tanıtılmış ve parametre tahminleri bu algoritmayla gerçekleştirilmiştir.

Elde edilen tahmin sonuçları, istatistik açıdan oldukça anlamlı ve açıklayıcı güçleri önemli oranda yüksektir. Bu tahminlere dayanılarak hesaplanan etki-tepki fonksiyonları, enflasyonla nispi fiyat değişkenliği arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Ancak, bu ilişkinin yönünü ve gücünü göstermemektedir. VABHO modelinin kalıntılarının korelasyonu kullanılarak gelecek sırasıyla gelecek 36 ve 120 aylık dönemler için enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkinin yönü ve gücü araştırılmıştır. Bulgular, kısa dönemde olduğu gibi uzun dönemde de söz konusu değişkenlerin güçlü pozitif bir ilişkileri olduğunu ortaya koymaktadır.

Türkiye'deki enflasyonist sürecin tüm yönleriyle analiz edilmesi açısından bu sonuçlar çok önemlidir. Bu ilişki, enflasyonun ekonominin farklı sektörlerinde ve piyasalarındaki etkilerinin anlaşılmasına ve ekonomik birimlerin refah düzeyleri üzerindeki maliyetlerinin belirlenmesine olanak vermektedir. Kısa dönemde varlığı bilinen enflasyon ve nispi fiyat değişkenliği arasındaki ilişkinin uzun dönemde de geçerli olduğu gözlenmiştir. Politika yapıcıların, gerek fiyat istikrarı konusunu gerekse farklı sektörlerdeki fiyat hareketlerinin etkilerini bu doğrultuda ele almaları gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- Alper, E.C. ve Üçer, M. (1998). "Some Observations on Turkish Inflation: A 'Random Walk' Down the Past Decade", *Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies*, 12(1), 7-38.
- Athanasopoulos, G. ve Vahid, F. (2007). "VARMA versus VAR for Macroeconomic Forecasting", [Monash Econometrics and Business Statistics Working Papers](#), No: 4/06.
- Balderas, U.J. ve Nath, H. (2008). "Inflation and Relative Price Variability in Mexico: The Role of Remittances", *Applied Economic Letters*, 15(3), 181-185.

- Balke, N.S. ve Wynne, M.A. (2000). “An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 45(2), 269–292.
- Ball, L. ve Mankiw, N.G. (1995). “Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks”, *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 161–193.
- Barro, R.J., (1976). “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 2(1), 1–32.
- Choudhury, A.H. ve Power, S. (1998). “A Simplified GLS Estimator for ARMA Models”, *Applied Economics Letters*, 5(4), 247-250.
- Çağlayan, M. ve Filiztekin, A. (2003). “Nonlinear Impact of Inflation on Relative Price Variability”, *Economic Letters*, 79, 213-218.
- De Frutos, R.F. ve Serrano, G.R. (2002). “A Generalized Least Squares Estimation Method for VARMA Models”, *Statistics*, 36(4), 303-316.
- Debelle, G. ve Lamont, O.S. (1997). “Relative Price Variability and Inflation: Evidence from US Cities”, *Journal of Political Economy*, 105 (1), 132–152.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1979). “Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root” *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74(366), 427-431.
- Dikmen, N. (2004). “Türkiye’de Harcama Gruplarına Göre Nispi Fiyat Değişkenliği ve Enflasyon İlişkisinin Ekonometrik Analizi”, *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 46-56.
- Dufour, J.M. ve Pelletier, D. (2002). “Linear Methods for Estimating VARMA Models with a Macroeconomic Application”, *2002 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, Washington, DC, 2659-2664.
- Dufour, J.M. ve Pelletier, D. (2008). “Practical Methods for Modelling Weak VARMA Processes: Identification, Estimation and Specification with a Macroeconomic Application”, *McGill University (Department of Economics), CIREQ and CIRANO, Discussion Paper*.
- Dufour, J.M. ve Tarek, J. (2005). “Asymptotic Distribution of a Simple Linear Estimator for VARMA Models in Echelon Form”, *Center for Interuniversity Research in Quantitative Economics (CIREQ), Working Papers*, No: 10-2005.
- Fassois, S.D. ve Lee, J.E. (1990). “A Linear Multi-Stage Method for ARMAX Process Identification – Part II: Effective Structure / Parameter Estimation and Performance Evaluation”, *UM-MEAM Report*, No: 90-05.
- Galbraith, J.W. – Ullah, A. ve Zinde-Walsh, V. (2002). Estimation of The Vector Moving Average Model by Vector Autoregression”, *Econometric Reviews*, 21(2), 205-219.
- Hall, A.D. and Nicholls, D.F.: (1979). “The Exact Maximum Likelihood Function of Multivariate Autoregressive Moving Average Models”, *Biometrika*, 66, 259–264.
- Hannan, E.J. (1969). “The Identification of Vector Mixed Autoregressive-Moving Average Systems”, *Biometrika*, 56(1), 223-225.
- Hannan, E.J. ve Rissanen, J. (1982). “Recursive Estimation of Mixed Autoregressive-Moving-Average Order”, *Biometrika*, 69(1), 81-94.
- Hercowitz, Z. (1981). “Money and the Dispersion of Relative Prices”, *Journal of Political Economy*, 89(21), 328–356.



- Hillmer, S.C. & Tiao, G.C. (1979). "Likelihood Function of Stationary Multiple Autoregressive Moving Average Models", *Journal of the American Statistical Association* 74(367), 652-660.
- Kapetanios, G. (2002). "A Note on an Iterative Least Squares Estimation Method for ARMA and VARMA Models", *Economic Letters*, 79(3), 305-312.
- Karasulu, M. (1998). "Relative Price Variability and Inflation: Empirical Findings from Turkey", *ISE Review*, 2(6), 1-26.
- Kascha, C. (2007). "A Comparison of Estimation Methods for Vector Autoregressive Moving-Average Models", *EUI Working Papers*, No: ECO 2007/12.
- Koreisha, S.G. ve Pukkila, T. (1989). "Fast Linear Estimation Methods for Vector Autoregressive Moving-Average Models", *Journal of Time Series Analysis*, 10(4), 325-339.
- Koreisha, S.G. ve Pukkila, T. (1990a). "A GLS Approach for Estimation of ARMA Models", *Journal of Time Series Analysis*, 11(2), 139-151.
- Koreisha, S.G. ve Pukkila, T. (1990b). "Linear Methods for Estimating ARMA and Regression Models with Serial Correlation", *Communications in Statistics – Simulation*, 19(1), 71-102.
- Koreisha, S.G. ve Yoshimoto, G. (1991), "A Comparison Between Identification Procedures for ARMA Models", *International Statistical Review*, 59(1), 37-57.
- Koreisha, S.G. ve Pukkila, T. (2004). "The Specification of Vector Autoregressive Moving Average Models", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 74(8), 547-565.
- Küçük, H. ve Tuğer, B. (2004). "Relative Price Variability: The Case of Turkey 1994-2002", *The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Working Paper*, (February), No: 04/02
- Lucas, R.E. (1973). "International Evidence on Output–Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63(3), 326–334.
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2nd Ed., Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg.
- Lütkepohl, H. ve Poskitt, D.S. (1996). "Specification of Echelon-form VARMA Models", *Journal of Business and Economic Statistics* 14(1), 69-79.
- MacKinnon, J.G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", *Long-run Economic Relationships: Reading in Cointegration* içinde, R.F. Engle and C.W.J. Granger (Ed.), Oxford University Press., 267-276.
- MacKinnon, J.G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mari, J. – Stoica, P. ve McKelvey, T. (2000). "Vector ARMA Estimation: A Reliable Subspace Approach", *IEEE Transactions on Signal Processing*, 48(7), 2092-2104.
- Mauricio, J.A. (1995). "Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models", *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 282-291.
- Miszler, J. (2003). "Inflation and Relative Price Variability: Evidence from a Cointegration Analysis", *Halle Institute for Economic Research, 4. IWH Workshop in Makroekonometris 27.11.2003*, Donnerstag. (http://www.iwh-halle.de/d/start/News/-workshop_cdr/index.htm)
- Nath, H.K. (2004). "Inflation and Relative Price Variability: Short-run vs. Long-run", *Economic Letters*, 82, 363-369.



- Parks, R.W. (1978). “Inflation and Relative Price Variability”, *Journal of Political Economy*, 86 (1), 79–95.
- Parsley, D.C. (1996). “Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long run: New Evidence from the United States”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(3), 323–341.
- Poskitt, D.S. (1992). “Identification of Echelon Canonical Forms for Vector Linear Processes Using Least Squares”, *The Annals of Statistics* 20(1), 195-215.
- Reinsel, G.C. (1997). *Elements of Multivariate Time Series*, 2nd Ed., New York: Springer-Verlag.
- Quenouille, M.H. (1957). *The Analysis of Multiple Time Series*, London: Charles Griffin Co.
- Tunncliffe-Wilson, G. (1973). “The Estimation of Parameters in Multivariate Time Series Models”, *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 35(1), 76-85.
- Tiao, G.C. & Box, G.E.P. (1981). “Modelling Multiple Time Series with Applications”, *Journal of the American Statistical Association*, 76(376), 802-816.
- Tiao, G.C. ve Tsay, R. (1989), “Model Specification in Multivariate Time Series (with Discussions)”, *Journal of the Royal Statistical Society B* 51, 157-213.
- Tiao, G.C. (2001). “Vector ARMA”, *A Course in Time Series Analysis* içinde, Ed. Daniel Peña, G.C. Tiao, ve Ruey S. Tsay, New York: John Wiley and Sons. 365-407.
- Vining, R.D. ve Elwertowski, C.T. (1976). “The Relationship between Relative Prices and the General Price Level”, *The American Economic Review*, 66(4), 699-708.
- Yamak, N. (1997). “Türkiye’de Enflasyon – Nispi Fiyat Değişkenliği İlişkisi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(2), 31-38.
- Yamak, N. ve Sivri, U. (1999). “Türkiye’de Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği”, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(1), 31-38.
- Yamak, N. ve Tanrıöver, B. (2006). “Türkiye’de Enflasyon – Nispi Fiyat Değişkenliği İlişkisi”, *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(2), 369-382.
- Yamak, R. ve Karahasan, N. (1994). “Türkiye’de Enflasyon ve Nispi Fiyat Değişkenliği”, *İ.Ü. Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Entegre Dergisi*, 1(2), 57-60.