

TÜRKİYE’DE İLLER TEMELİNDE ENFLASYONUN UZABHO MODELLEMESİ VE TAHMİNİ

K. Batu TUNAY*

Öz

Bu çalışmada Türkiye’de farklı iller temelinde enflasyonun uzay-zaman ardışık bağlantı hareketli ortalama (UZABHO) modelleriyle tahmini yapılmaktadır. Coğrafi temelli ekonomik değişkenlerin analiz edilmesinde etkin bir ekonometrik tahmin aracı olarak UZABHO modellerinin tanıtılması da amaçlanmaktadır. Elde edilen sonuçlar gerek istatistik anlamlılık gerekse açıklayıcı güçleri açısından son derece başarılıdır. Sonuçların başarısına bakılarak, söz konusu modelin bölgesel enflasyonun öngörüsünün yapılmasında başarıyla kullanılabileceği rahatlıkla söylenebilir. Böylelikle, politika yapanlar ülke genelinde olduğu gibi bölgesel düzeyde de enflasyonu öngörebilecek, bölgeye özel tedbirler alınabilecek ve uygulanacak politikaların başarı şansı da kuşkusuz artacaktır.

Anahtar Sözcükler: Enflasyon, uzaysal bağıllık, UZABHO modelleri.

Abstract

Starma Modeling and Estimation of Province-Based Inflation in Turkey

In this study, Turkey's province-based inflation is estimated by space-time autoregressive moving average (STARMA) models. Study also aims to introduce STARMA models as efficient econometrical estimation tools for the analysis of geographical based economic variables. Findings obtained shows us that statistically significance level and explanatory power of model are both expressively high. Consequently, this model can be used for forecasting of province-based inflation. Thus, political authorities can easily forecast inflation and thereby take necessary measures to cope with both province-based and country-wide inflation. As a result of these, success of executed policies will undoubtedly increase.

Keywords: Inflation, spatial dependence, STARMA models.

* Doç.Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi Meslek Yüksekokulu, Maslak/İSTANBUL,
btunay@yildiz.edu.tr
Katkılarından ötürü değerli meslektaşım Dr. Tekin Özübek’e teşekkür ederim.

GİRİŞ

Bilindiği gibi; birçok ekonomik değişken ya da gösterge, farklı coğrafi bölgelerden belirli zaman aralıklarıyla derlenen verilerle ölçülmektedir. Genellikle bu nitelikteki değişkenler, çeşitli yöntemlerle toplulaştırılarak analiz edilebilir hale getirilmektedir. Örneğin fiyat endeksleri, ülkelerin farklı yerleşim bölgelerinde önceden seçilmiş ve belirli nitelikteki bir grup mala ve/veya hizmete ilişkin anketler yoluyla derlenmekte, genel kabul görmüş istatistiksel endeks hesaplama formülleriyle fiyat endeksi haline getirilmekte ve ardından tüm yörelerin endeksleri toplulaştırılarak bütün ülkedeki fiyat düzeyini yansıtan tek bir diziye indirgenmektedir. Üretim endeksleri, istihdam ve işsizlik istatistikleri ve daha birçok önemli ekonomik değişken benzer bir yaklaşımla hesaplanmaktadır.

Geleneksel olarak, ekonomik değişkenlerin ekonometrik yöntemlerle modellenmesinde ve tahmininde tek bir diziye indirgenmiş yapılarından ötürü zaman boyutu esas alınmaktadır. Oysa özde bu değişkenler çeşitli zaman dilimlerinde şehirler, bölgeler ve ülkeler gibi farklı coğrafi alanlardan derlenen gözlemlere dayandığından, zaman boyutuna ek olarak bir de uzay ya da mekân boyutu taşırlar. Bahsedilen nitelikleri göz önüne alındığında verilerin tüm yönleriyle analiz edilebilmesi için, zaman boyutu kadar uzay boyutunun da dikkate alınması gerekmektedir. Ancak uygulamalı ekonomi alanındaki çalışmalarda, gerek bilişim teknolojilerindeki gerekse coğrafi veri tabanlarındaki yetersizlikler nedeniyle bu güne kadar değişkenler hep uzay boyutları ihmal edilerek analiz edilebilmiştir. Günümüzde söz konusu yetersizliklerin büyük ölçüde aşılmasıyla, ekonomik değişkenlerin her iki boyutlarıyla analiz edilebileceği yeni bir ekonometrik modelleme döneminin başlamış olduğu söylenebilir.

Bu bağlamda; kesit ve/veya panel verileri analiz edebilmek için oluşturulan regresyon modellerindeki uzaysal yapıyı ve uzaysal etkileşimi inceleyen ekonometrinin bir alt dalı olarak “uzaysal ekonometri” doğmuştur. Uzaysal ekonometri, coğrafyacılar tarafından kullanılan “coğrafi istatistik” ve fizikçiler tarafından kullanılan “uzaysal istatistiğe” benzemektedir. Bununla birlikte, geleneksel ekonometrinin istatistikten farklı olması gibi, uzaysal ekonometri de uzaysal istatistikten farklıdır. Uzaysal ekonometrinin ilgi odağında geleneksel ekonometride olduğu gibi verilerden çok modeller yer almaktadır (Anselin, 1999: 1). Uzaysal ekonometri bağlamında; vektör ardışık bağlantılı hareketli ortalama modelleri (VABHO), Bayesyen vektör ardışık bağlantılı modeller (BVAB), dinamik uzay-zaman modelleri ve geleneksel Box-Jenkins modellerinin özel bir türü olan uzay-zaman ardışık bağlantılı bütünleşik hareketli ortalama modelleri (UZABBHO) gibi teknikler geliştirilmiştir.

Bu çalışma, Türkiye’de bölgesel enflasyonun modellenmesini ve tahmin edilmesini amaçlamaktadır. Bununla birlikte, çalışmanın bölgesel enflasyonun analizi kadar önemli bir başka hedefi de uzay-zaman ardışık bağlanım modellerinin tanıtılmasıdır. Pfeifer ve Deutsch’un (1980a, 1980b, 1981a, 1981b ve 1981c) geliştirdiği modelleme anlayışı temel alınmakla birlikte, Giacomini ve Granger (2004) ile Lee’nin (2004 ve 2005) teorik açıklamaları ve bulguları çalışmanın ana eksenini oluşturmaktadır. Birinci bölümde, bölgesel enflasyon olgusunun önemi ve bölgesel enflasyonun kestirimi konusunda son dönemde yapılan çalışmalar üzerine açıklamalara yer verilmiştir. İkinci bölümde, uzaysal bağıllık, uzay-zaman gecikmelerinin ve uzaysal ağırlık matrislerinin tanımlanması, uzay-zaman ardışık bağlanım modellerinin türleri ile modelleme ve tahmin sürecinin aşamaları konularında teorik açıklamalar yapılmaktadır. Son bölüm ise, Türkiye’de bölgesel enflasyonun tahminine ve analizine ayrılmıştır.

1. TEORİK ÇERÇEVE

Enflasyonun modellenmesi ve tahmini konusundaki çalışmaların hareket noktası, fiyat istikrarının sağlanması ve sürdürülmesine yönelik para politikalarının sağlıklı bir temele oturtulabilmesidir. Bu çerçevede; genel enflasyon oranlarının tahmininin önemi açık olmasına karşın, bölgesel enflasyon oranlarının tahmininin önemi konusu oldukça muğlaktır. Ayrıca, doğru modelleme ve tahmin yaklaşımının ne olduğu konusu da açıklanmaya muhtaçtır. Aşağıda, bu konular sırasıyla açıklanacaktır.

1.1. Bölgesel Enflasyon Kestiriminin Önemi

Teorik olarak; bir parasal birliğe katılan ülkeler para politikalarının yönetimini merkezi bir otoriteye devrederler. Nispeten homojen yapıda ve iyi bütünleşmiş bölgelerden oluşan bazı parasal birlikler, kendilerine dâhil olan bölgelerdeki enflasyon oranı farklılıklarını çok önemsemezler. ABD ve Kanada gibi federal yapıdaki sanayileşmiş ülkeler bu tür birliklerin en tipik örnekleridir. Avrupa Birliği örneğinde olduğu gibi heterojen bir yapıda ve daha az bütünleşmiş ülkelere meydana gelen birliklerde ise; üyelerin yerel enflasyon oranlarındaki farklılıklar yakından izlenmektedir. Bunun en temel nedeni, üyelerin enflasyon oranlarının gerek münferit olarak ülke temelinde gerekse birliğin genelinde ekonomik koşullar üzerinde önemli rol oynamasıdır (Duarte and Wolman, 2005: 2).

Parasal birliklerde bölgesel farklılıklar konusunda yapılan açıklamalar, büyük oranda münferit ülkelerin farklı coğrafi bölgeleri için de geçerlidir. Bu anlamda, bölgesel gelişmişlik farklarının az olduğu sanayileşmiş ülkelerde yerel

enflasyon oranlarının genel ekonomik koşullar üzerindeki etkisi önemsizdir ve politikalar oluşturulurken dikkate alınmasına çok da gerek yoktur. Öte yandan, bölgesel gelişmişlik farklarının fazla olduğu ve nispeten az gelişmiş ülkelerde bölgesel enflasyon oranlarının dikkatle izlenmesi ve para politikaları oluşturulurken dikkate alınması gerekmektedir.

Parasal birliğe dayalı bölgesel bütünleşmeler, üye ülkelerin enflasyon oranlarının birbirine sirayet etmesine veya teknik deyimle “enflasyon yakınsaması” sorununun doğmasına neden olmaktadır. Özellikle, Avrupa Birliği gibi gelişmişlik düzeyleri farklı çok sayıda heterojen nitelikteki ülkeden meydana gelen bütünleşmelerde enflasyon yakınsaması daha güçlü bir şekilde kendisini hissettirmektedir. Yakınsama sürecinin gücünden kastedilen; ülkeler ya da bölgelerarası yayılma hızının fazla olması ve zaman içinde süreklilik göstermesidir.¹ Yazında, son dönemde bu konuda yapılmış son derece fazla çalışma bulunmaktadır. Bunların önemli bir bölümü; De Grauwe’un (1996), Siklos ve Wohar’ın (1997), Rogers, Hufbauer ve Wada’nın (2001), Mentz ve Sebastian’ın (2003), Pallis’in (2006) çalışmaları gibi Avrupa Birliğini ele almaktadır. Aynı konuda diğer ülke gruplarını ele alan çalışmalar da söz konusudur. Engel ve Rogers’in (1996) ABD ve Kanada’yı, Gruben ve McLeod’un (2004) Latin Amerika ülkelerini, Beck ve Weber’in (2005) AB, ABD, Japonya ve Kanada’yı, Beck, Hubrich ve Marcellino’nun (2006) AB ve ABD’yi ele alan çalışmaları bu çerçevede değerlendirilebilir. Sıralanan bu çalışmaların neredeyse tümünde, ülkeler arası kesitsel veya uzaysal bağlılığın gücü ve zaman içindeki sürekliliği araştırılmaktadır. Bu bağlamda, son dönemde çok gelişen panel birim kök testlerinden de yararlanılmaktadır.

Diğer taraftan, aynı ülke içinde yer alan farklı gelişmişlik düzeylerindeki bölgeler veya iller arasında da enflasyon yakınsaması olgusu gözlenmektedir. Bu tür enflasyon yakınsamasının etkileri çok sayıda ülke arasında gözlenen yakınsamadan hiç de farklı değildir. Doğal olarak, aynı esasa göre modellenmeleri ve tahmin edilmeleri mümkündür. Tek bir ülkenin farklı bölgeleri veya illeri bağlamında enflasyon yakınsamasının varlığı konusunda da son dönemde çok sayıda çalışma yapılmıştır. Parsley ve Wei (1996) ile Cecchetti, Mark ve Sonora’nın (2002) ABD’yi şehirler bazında; Alberola ve Marques (1999) İspanya’yı, Gluscenko (1999) Rusya’yı, Ceglowski (2003) Kanada’yı, Nenna (2001), Vaona ve Ascardi (2007) İtalya’yı, Jeanneney ve Hua (2001), Fan ve Wei (2003), Mehrotra v.d. (2007), Çin’i, Das ve Bhattacharya’nın (2005) Hindistan’ı bölgeler ve iller bazında inceleyen çalışmaları bu anlamda örnek gösterilebilir.

İster ülkeler arasında, isterse tek bir ülkenin kendi bölgeleri ya da illeri arasında olsun, enflasyon yakınsaması para politikası otoritelerinin karar alma süreçlerinde dikkate almaları gereken önemli bir etkidir. Özellikle de

enflasyon oranlarının yayılması yükseliş eğilimi göstererek gerçekleştiğinde. Yüksek enflasyona dayalı yakınsama süreci, ücret oranlarına ve bunun fonksiyonu olarak değerlendirilebilecek alım gücü ve hayat standardı unsurlarına önemli olumsuz etkiler yapmaktadır. Dolayısıyla, bir bölgedeki enflasyona bağlı refah düşüşü hızla diğer bölgelere yayılmaktadır. Ayrıca, kaynakların tahsisi sürecinin etkinliği de azalmaktadır (Das and Bhattacharya, 2005: 2).

Ülke içi bölgelerarasında büyük ve sistematik fiyat sapmalarının olması durumunda; tek bir para birimi kullanılmasına ve/veya üretim faktörlerinin hareketliliği üzerinde sınırlandırmalar olmamasına rağmen, yerel piyasaların bütünsel çalışması bozulmakta ve politika yapıcıların aldıkları kararların etkinliği düşmektedir (Das and Bhattacharya, 2005: 2-3).

Enflasyon yakınsaması, hem geçici hem de sürekli etkileri içeren farklı unsurların bir kombinasyonu olarak değerlendirildiğinden, önemli ve sürekli fiyat sapmalarına, uygun para politikalarıyla müdahale edilmelidir. Sözü edilen sapmalar, genellikle yanlış ücret politikalarının ve/veya yapısal eksikliklerin bir sonucudur ve ciddi ekonomik sorunlara dönüşme potansiyelleri vardır (Weber, 2004: 15-16). Tüm bu etkiler birlikte değerlendirildiğinde; enflasyon yakınsamasının güçlü olduğu ülkelerde, yüksek enflasyonun gelir dağılımını bozucu, tasarrufları ve dolayısıyla yatırımları düşürücü, kaynakların verimli kullanımını önleyici etkileri daha baskın şekilde hüküm sürecektir. Türkiye gibi geçmişinde yüksek ve sürekli enflasyon sorunu olan ülkelerde, bu açıdan riskin büyüklüğü çok açıktır.

Diğer taraftan, politika yapıcıların enflasyon yakınsamasına karşı uygulayabilecekleri çözüm seçenekleri ve bunların etkinlikleri sınırlıdır. Otoriteler yakınsamayı belirli bir düzeyin ötesinde kontrol edemedikleri gibi, edebilseler bile deflasyon gibi yeni sorunların doğmasına neden olabileceğinden, kararlarında bu olguyu veri almaktan başka seçenekleri olduğu söylenemez (Weber, 2004: 17). İster istemez para politikalarının etkinliği bu açıdan düşmektedir. Enflasyon oranlarının gelişiminin yakından izlenmesi, gerektiğinde kararlı ve hassas müdahaleler yapılarak ılımlı seyreden enflasyon oranlarının yüksek enflasyon sürecine dönüşmesinin önlenmesi gerekmektedir. Ancak bu şekilde, bölgesel piyasaların etkinliği ve genel ekonomik etkinlik korunabilir. Bu bağlamda, bölgesel enflasyonun bölgelerin uzay-zaman etkileşimleri göz önüne alınarak tahmini büyük önem kazanmaktadır.

1.2. Bölgeler ve İller Temelinde Enflasyonun Modellenmesi ve Tahmini

Genel enflasyon oranlarının tahmini ve kestiriminde, kökeni oldukça eskilere dayanmasına rağmen ABBHO modelleri hala en sık kullanılan yöntemlerden birisidir. Yakın tarihli pek çok çalışmada istatistik anlamlılığı ve açıklama gücü yüksek olmasından ötürü bu tahmin tekniğinin kullanıldığı gözlenmektedir. Bu çalışmaların bazıları; enflasyon beklentilerinin rasyonelliğinin sınanması (Razzak, 1997), yapısal kırılmaların analizi (Junttila, 2001) gibi konularda ABBHO modellerine dayalı kestirim sonuçlarını dolaylı olarak kullanmaktadır. Birçoğu ise, doğrudan enflasyon oranlarının kestirimine yöneliktir. Bu çerçevede Pretorius ve Janse van Rensburg (1996), Gundmundson (1998), Meyler, Kenny ve Quinn (1998), Valle (2002), Fritzer, Moser, ve Schanler (2002), de Reijer ve Vloar (2003), Abdus-Salam ve Parvaiz (2005), Bokhari ve Feridun (2006), Abdus-Salam v.d. (2006), Stovicek (2007) gibi araştırmacıların çalışmaları sayılabilir.²

Münferit ülkeler bazında genel enflasyon oranlarının kestirimine yönelik çok sayıda çalışma olmasına karşın, bölgeler veya iller temelinde enflasyon yakınsamasının varlığı veri kabul edilerek enflasyon verilerinin topluca modellenmesi ve kestirimine ilişkin hiç çalışma yoktur. Ancak, yukarıdaki açıklamalar ışığında bölgeler veya iller temelinde enflasyon modellemesi ve tahminine gereksinim olduğu ortadadır.

Hemen her ülkede genel enflasyon oranlarının o ülkenin çeşitli bölgelerinden derlenen enflasyon oranlarının ağırlıklı olarak toplanmasıyla elde edilebileceği söylenebilir. π_t 'nin bir ülkenin genel enflasyon oranını, i ($i=1,2,\dots,n$) fiyat verilerinin derlendiği coğrafi bölgeleri (veya illeri), p_i i bölgesinden derlenen logaritmik fiyatları, t zamanı, b baz yılı ve $w_{i,b}$ i bölgesinden derlenen fiyatların baz yıla göre ağırlığını simgelediğini kabul edersek söz konusu toplulaştırmayı şu şekilde gösterebiliriz (Hobijn and Lakagos, 2003 and Dheerasinghe, 1997):

$$\pi_t = \frac{\sum_{i=1}^n w_{i,b} \frac{p_{i,t}}{p_{i,b}}}{\sum_{i=1}^n w_{i,b} \frac{p_{i,t-1}}{p_{i,b}}} - 1 \quad (1)$$

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} - 1 = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \underbrace{\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right)}_{\pi_{i,t}} - 1 = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \pi_{i,t} \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikte; $\pi_{i,t}$ i bölgesinde t zamanındaki enflasyon oranını simgelemektedir.

Bölgesel enflasyon yakınsamasının olduğu kabulü altında, (2) numaralı eşitliğin bileşenlerinin tahmini yapılmalıdır. Bu tahmin çeşitli şekillerde gerçekleştirilebilir. Bununla birlikte, Giacomini ve Granger’in (2004) ispatlamış olduğu gibi uzay-zaman ABBHO modelleriyle yapılacak modelleme ve kestirim, kullanılabilir tüm diğer yöntemlere oranla daha etkin sonuçlar verecektir. Gerek Durlauf ve Quah (1999: 245-248) gerekse Buseti, Forni, Harvey ve Veniditti’nin (2006:11-12) ortak çalışmalarında gösterdikleri iki bölge arasındaki yakınsama süreci çok sayıda bölge arasında geçerli bir yakınsama sürecini ifade edecek şekilde genişletilirse bölgesel enflasyon tahmini başarıyla yapılabilir. Bunun için, bir bölge referans ya da kerteriz olarak alınmakta ve π_t ’nin referans bölge ile n sayıda bölge arasındaki enflasyon oranı farklarının $N=n-1$ vektörü olduğu kabulü yapılmaktadır:

$$\pi_t = (\pi_t^{1,n}, \pi_t^{2,n}, \dots, \pi_t^{n-1,n})'$$

Dolayısıyla, ikiden fazla bölge arasındaki enflasyon yakınsaması birinci dereceden vektör ardışık bağlanım süreci içinde modellenilebilir:

$$\pi_t = \Phi\pi_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

(3) numaralı eşitliğin iki önemli özelliği vardır. Birincisi, panel birim kök testlerinin özellikle de yakınsamanın varlığını test etmekte kullanılanların bu model kalıbından türemesidir. Abuaf ve Jorion’un (1990), ardından Harvey ve Bates’in (2003) çalışmaları; bu homojen modelden hareketle elde edilen çok değişkenli birim kök testlerinin yakınsamanın belirlenmesinde kullanılabilirliğini göstermiştir. Dolayısıyla, (3) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi genelleştirilebilir:

$$\Delta\pi_t = (\Phi - I)\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta\pi_{t-p+1} + \eta_t \quad (3')$$

(3') numaralı eşitlikte de, $\Phi = \beta I_N$ olduğu kabul edilmektedir. Enflasyon örneğinde olduğu gibi, farklı coğrafi bölgelerden elde edilen veriler farklı kesitlerde toplandığından uzaysal ilişkiler kesitsel bağıllık veya uzaysal bağıllık mantığı içinde araştırılır. Bu çerçevede, Levin, Lin ve Chu (2002), Im, Pesaran ve Shin (2003), Breitung ve Das (2003) gibi araştırmacıların geliştirdikleri panel birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu testlerin model kalıbı (3') numaralı genel modele uymaktadır. Yokluk hipotezi $H_0: (\Phi - I) = 0$ tüm serilerin rassal

yürüyüş gösterdiğini belirtmektedir. Alternatif hipotez ise; $H_1: (\Phi - I) < 0$ 'dır ve incelenen serilerin durağan olduklarını kabul eder.

İkincisi ve bizim için daha önemli olanı, (3) numaralı modelin Giacomini ve Granger'ın (2004) belirttiği anlamda bölgesel enflasyon oranlarının toplulaştırılmış eşanlı tahmininde kullanılabilmesidir. Bununla birlikte, önceden de değinildiği gibi, uzay-zaman ABBHO modellerinin tahmin ve kestirim performansları daha yüksek olduğundan, (3)'ün uzaysal etkileri de yansıtacak şekilde aşağıdaki gibi bir yapıya çevrilmesi yerinde olacaktır:

$$\pi_t = \phi\pi_{t-1} + \psi W^{(s)}\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Ayrıca, tahmin gücünü arttırabilmek için daha çok gecikmeli değişken eklenerek model genişletilebilir. (4) numaralı eşitlik, birinci derece uzay-zaman AB modelidir ve Pfeifer ve Deutsch'un (1980a, 1980b, 1981a, 1981b ve 1981c) geliştirdikleri uzay-zaman ABBHO modellerinin en yalın halidir. Eşitlikte; $W^{(s)}$ s'inci dereceden uzaysal gecikmeleri tasvir eden uzaysal ağırlık matrisini simgelemektedir. (4) numaralı eşitlik; bir UZABHO(p, q, k, m) sürecini ifade edecek şekilde aşağıdaki gibi genelleştirilebilir:

$$\pi_t = \sum_{\ell=1}^p \sum_{s=0}^{k_\ell} \phi_{\ell s} W^{(s)} \pi_{t-\ell} - \sum_{\ell=1}^q \sum_{s=0}^{m_\ell} \theta_{\ell s} W^{(s)} \varepsilon_{t-\ell} + \varepsilon_t \quad (5)$$

2. UZABHO MODELLERİ

Bir uzay-zaman modeli, hem uzay hem de zamanda değişkenler arasındaki doğrusal bağıllığı hesaplamakta kullanılan özel bir zaman serisi modelidir. Uzay-zaman modellerinin tasarımı, bölgeler arasındaki nispi uzaklığa sistematik bir bağıllık olduğu kabulü altında çeşitli bölgelerden elde edilen veriler arasında ilişkiler bulunduğu varsayımına dayanır. Bölgelerden kastedilen; iller, çok sayıda ilden meydana gelen coğrafi bölgeler veya ülkeler olabilir. Dolayısıyla bir bölgedeki değişkenin diğer bölgelerde aynı değişkenin gözlemleriyle ilişkili olabilmesi için, uzaysal gecikme düşüncesinin açıklanması gerekmektedir. Ancak uzaysal gecikme yaklaşımı, zaman gecikmesinin veya zamansal gecikme kadar kolayca da tanımlanamaz. Bu bölümde bu konuya ilişkin açıklamalar yapılacaktır.

2.1. Uzaysal Gecikmelerin Tanımlanması ve Ağırlık Matrislerinin Oluşturulması

Zamansal gecikme işlemcisi incelenen değişkenin zamanın bir veya daha fazla dönemleri için tek bir doğrultuda yer değiştirmesine yol açarken; uzayda aynı değişkenin yer değiştirmesinin tek bir doğrultusu yoktur. Dolayısıyla, uzaysal gecikmenin tanımlanması verilerin uzaysal düzenine bağlı olarak değişiklik gösterecektir. Uzay gecikmelerinin tanımlanmasının ilk adımı, bazı önsel belirleme kriterlerine göre her bir komşu bölgenin belirlenmesi ve komşuluk setleri halinde bunların gruplandırılmasıdır. Daha açık bir deyişle; önce bölgelerin sınırları saptanacak ve ardından birinci, ikinci ve daha yüksek dereceden komşular tanımlanacaktır.

Teorik olarak, veri bir i bölgesinin birinci ve daha yüksek dereceden komşuları iki boyutlu sistemler halinde tasvir edilebilir. Bu konunun ayrıntıları için, Lee (2004: 18), Dai ve Billard (1998) ve Dazelios ve Adamowski’nin (1995) çalışmalarında ele alınmıştır. Her bölgenin belirli dereceden komşuluk seti bir defa tanımlandığında, uzaysal gecikme işlemcisi veri alınan komşuluk setindeki tüm gözlemlerin ağırlıklı bir ortalaması olarak hesaplanabilir. y_i i bölgesindeki gözlemleri ve J_s s ’nci dereceden komşuların setini simgelerse; s ’inci derece uzay gecikmesi aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Giacomini ve Granger, 2004, 10; Di Giacinto, 2006; Zhou ve Buongiorno, 2006; Dazelios ve Adamowski, 1995):

$$L^{(s)} y_i = \sum_{j \in J^s} w_{ij}^{(s)} x_j \quad s = 1, 2, \dots \quad (6)$$

Uygulamada, uzaysal gecikmeler dağıtılmış gecikmelere benzemektedir. Ancak zaman serisi analizinde kullanılan dağıtılmış gecikme yapısından farklı olarak, uzaysal gecikmeler tek bir doğrultuda değildir. (6) numaralı eşitlikte $w_{ij}^{(s)}$ ağırlıklarının seçimi, uzaysal ekonometride son derece önemlidir. Bu ağırlıkların genellikle dışsal olduğu, stokastik olmadığı ve aşağıdaki özellikleri gösterdiği varsayılmaktadır (Giacomini and Granger, 2004: 10-11; Zhou and Buongiorno, 2006):

$$\begin{aligned} w_{ij}^{(s)} &\geq 0, \\ w_{ii}^{(s)} &= 0, \\ \sum_{j \in J_s} w_{ij}^{(s)} &= 1 \end{aligned}$$

Ağırlık matrislerinin oluşturulabilmesi için, öncelikle incelenecek bölgelerin ve bunların birbirleriyle bağlantılarının teorik olarak iki boyutlu uzayda (x,y koordinat ekseninde) veya coğrafi enlem ve boylam olarak tanımlanması gerekmektedir (Giacomini and Granger, 2004: 17, Dai and Billard, 1998). W 'nin iki alternatif yöntemle belirlenmesi mümkündür. Birincisi, her birimin (bölgenin) tüm s 'inci derece komşuları arasında ağırlıkların eşit olarak paylaşılmasıyla elde edilir. Dolayısıyla, her satırdaki ağırlıklar toplamı bire eşit olacaktır. Bu yöntemde, her satır sırasıyla bir bölgeyi simgelemektedir (birinci satır birinci bölge, üçüncü satır üçüncü bölge v.b.) ve satırda o bölgenin s 'inci dereceden komşuları hariç tüm elemanlar sıfır olacaktır (Dai and Billard, 1998; Kamarianakis, 2003).

İkinci yöntemde, her bir bölgenin kendi aralarında eşit olarak paylaşılan ağırlıklarla n sayıda s 'inci derece komşuya sahip olduğu varsayılarak ağırlık matrisi oluşturulur. Dolayısıyla, ağırlık matrisleri matrislerdeki her sıfır olmayan eleman 0.25'e eşit olacak şekilde tasarlanır. Bu yapı çerçevesinde, dördüncü ve daha üst dereceden komşular için matriste belirlenen ağırlıklar komşu eleman sayısı arttığı oranda düşmektedir. Örneğin dördüncü derece komşular veya uzay gecikmeleri sekiz tane olacağından, her ağırlık $1/8=0.125$ olarak belirlenecektir.³ (Lee, 2004: 27-28; 33-35; Lee, 2005: 23-26):

Komşuluk ilişkilerinin teorik olarak iki boyutlu uzayda tanımlanması yaklaşımının; hesaplanma güçlüğü, genellikle asimetric yapıdaki coğrafi bölgelerin ilişkilerini yansıtmakta yetersiz kalması ve kenar etkileri gibi önemli kusurları vardır. Bu bakımdan, bölgeler arası komşuluk ilişkilerinin coğrafi enlem ve boylamlar dikkate alınarak saptanması daha doğru, kullanışlı ve oldukça esnek bir yöntemdir.

Mesafeye dayalı matris hesaplamalarında; bir bölgeden derlenen gözlemin birim zamanda kendine ait tahmin sürecini etkilemediği kabul edildiğinden, W matrisinin diyagonalindeki elemanlar sıfırlardan ve diğer elemanları da pozitif sayılardan meydana gelecektir (Dubin, 1998). Bu bağlamda en yaygın kullanılan yöntemlerden bir tanesi; Cliff ve Ord'un (1981) geliştirdikleri "en yakın komşular" ya da "en yakın komşuluk" (nearest neighbors) yöntemidir. Bu yaklaşıma göre; i ve j bölgelerinden derlenen gözlemler araştırmacı tarafından belirlenen veri bir mesafenin (d_{ij}) içinde olduğunda (örneğin $d_{ij} \leq 100$ Km) veya j bölgesinden derlenen gözlem tüm gözlemler içinde i bölgesine en yakın gözlemler arasındaysa $w_{ij}=1$; aksi takdirde $w_{ij}=0$ değerini alacaktır.

Ağırlıkların (w_{ij}), her bir gözlem çifti (ij) arasındaki mesafenin ters bir polinomu olarak tanımlanması da yaygın bir uygulamadır (Militino, v.d.

2004:197). Ancak bu yöntem uygulamada bir takım farklı şekillerde kullanılmaktadır. En temel kullanım tarzı, iki bölge arasındaki mesafenin (d_{ij}) tersini almaktır.

$$w_{ij} = 1/d_{ij} \quad (7)$$

Uygulamada sık başvurulan bir başka yöntem de; iki bölge arasındaki mesafenin üstel olarak tersinin alınmasıdır. Bu yaklaşımda; α ilişkiyi düzenleyen ve modelin performansını arttıran ilave bir parametre olarak eşitliğe dahil edilmektedir:

$$w_{ij} = 1/d_{ij}^{\alpha} \quad (8)$$

Bu bağlamda, önemle vurgulanması gereken konu; kullanılan yöntem her ne olursa olsun uzay-zaman modellerinde ağırlık matrisinin yanlış belirlenmesinin katsayı tahminlerinde tutarsızlık yaratan ve modellerin kestirim güçlerini düşüren önemli bir sorun olduğudur (Anselin, 1999: 5-6).

Uzaysal ağırlıklar, araştırmacılar tarafından ele alınan bölgelerin mesafesi, sınırlarının uzunluğu, yol sayısı gibi coğrafi özelliklerini yansıtacak şekilde önsel olarak seçilmektedir. Ancak, ekonomik mesafenin tanımlanması gibi alternatif yaklaşımlar temel alan yaklaşımlar da kullanılmaktadır.

Bu çalışmada uzaysal ağırlık matrisleri (W) bölgeler arasındaki coğrafi uzaklığı temel alan bir anlayış benimsenerek oluşturulmuştur. Ancak, benimsenen yöntemin Cliff and Ord (1981), Militano v.d.’nin (2004:197) kullandıkları yöntemden bazı farklılıkları vardır. Cliff ve Ord’un geliştirdikleri “en yakın komşuluk” yaklaşımı temel alınmakta ancak Giacomini and Granger (2004) ile Lee’nin (2004) çalışmalarında ortaya koyduklarına benzer bir şekilde her komşuluk düzeyi için ayrı bir matris oluşturulmaktadır. Bu bakımdan, bizim yaklaşımımızın her iki yöntemin üstünlüklerini bir araya getiren karma bir anlayışta olduğu söylenebilir. Süreç dört adımdan meydana gelmektedir. İlk adımda, incelenen bölgeler arasındaki ortalama mesafe hesaplanmaktadır. İkinci adımda, bu mesafe dikkate alınarak birinci derece komşuların tanımlanması yapılmaktadır. Üçüncü adımda, aynı anlayış temelinde daha yüksek dereceden komşuluk ilişkileri tanımlanmaktadır. Bir bölgenin ikinci ve daha yüksek dereceden komşularını tanımlamanın en pratik yolu, bölgeler arası ortalama mesafe ile tanımlanması istenen komşuluk derecesinin çarpımı sonucu elde edilen mesafe bazında hesaplama yapmaktır. Örneğin bölgeler arası ortalama mesafe yaklaşık 50 km olduğunda üçüncü derece komşular ile referans bölge arasındaki mesafe 150 km civarında olmalıdır. Dördüncü adımda, her komşuluk derecesi

için ayrı ağırlık matrisleri ($W^{(s)}$) oluşturulmaktadır. $N \times N$ büyüklüğünde olan bu matrisler, uzaysal gecikmelerin hesaplanmasına temel teşkil etmektedir ve her elemanları $1/\kappa$ oranına göre tanımlanmaktadır. Burada, N bölge sayısı κ ise s 'inci derece komşuların sayısıdır.⁴

2.2. Uzay-Zaman Ardışık Bağlanım ve Hareketli Ortalama Süreçleri

Uzay-zaman ardışık bağlanımlı hareketli ortalama modelleri, zaman serisi tekniklerinin temelini oluşturan Box-Jenkins modellerinin özel bir türü olarak betimlenebilir. Daha açık bir deyişle, UZABHO modelleri bilinen ABHO modellerinin uzay gecikmeleriyle genişletilmiş bir halidir. Ancak hemen, uzay-zaman ardışık bağlanım modellerinin, uzaysal ardışık bağlanım modellerinden önemli ölçüde farklı oldukları belirtilmelidir. Çünkü uzaysal ardışık bağlanım modelleri, bağımlı değişkenin eşanlı uzaysal gecikmelerini içerirken; uzay-zaman ardışık bağlanım modelleri hem uzay hem de zaman gecikmelerini kapsamaktadır. Uzay-zaman ardışık bağlanım modelleri daha çok vektör ardışık bağlanım modellerine/VAB benzetilebilir. Örneğin, UZAB(1,1) modeli VAB(1) modelinin özel bir halidir. (Giacomini and Granger, 2004: 12; Epperson, 2000: 64).

UZABHO modellerini açıklayabilmek için; y_{it} 'nin ortalaması sıfır olan bir değişken olduğunu ve hem uzay hem de zamanda birinci gecikmeler ötesinde bir bağıllığı bulunmadığını varsayalım. Bu bağlamda; $w_{ij}^{(s)}$ her bir i bölgesi için toplamı 1 olan ve i 'nin birinci derece komşuları için sıfırdan farklı değerler alan uzaysal ağırlıkları simgelesin. $w_{ij}^{(s)}$ ağırlıkları, $W^{(s)} = (w_{ij}^{(s)})$ şeklinde $N \times N$ bir uzaysal ağırlık matrisi içinde toparlanarak, vektörel şekilde de yazılabilir (Giacomini ve Granger, 2004: 12; Epperson, 2000: 64, Epperson, 1993: 714; Lee, 2004: 20; Lee, 2005: 14-15). Bu kabuller altında, uzay-zaman ardışık bağlanımlı hareketli ortalama süreci / UZABHO aşağıdaki genel yapıda tanımlanabilir (Dai ve Billard, 1998; Epperson, 2000: 64; Lee, 2004: 19, Lee, 2005: 14-15):

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p \sum_{s=0}^{k_\ell} \phi_{\ell s} W^{(s)} y_{t-\ell} - \sum_{\ell=1}^q \sum_{s=0}^{m_\ell} \theta_{\ell s} W^{(s)} \varepsilon_{t-\ell} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Görüldüğü gibi, olduğu gibi, UZABHO modelleri klasik Box-Jenkins modelleriyle büyük bir benzerlik içindedir. Buna bağlı olarak, (9) numaralı eşitlik; bir UZABHO(p, q, k, m) sürecidir.

Box-Jenkins modellerine aşına olanlar, modellenen değişkenin farkı alınarak, uzay-zaman ardışık bağımlı bütünleşik hareketli ortalama/ UZABBHO sürecinin aynı mantık dokusu içinde kolayca tanımlanabileceğini fark edeceklerdir. Eğer d ile modellenen değişkenin durağanlaştırılması için alınacak fark sayısı ifade edilecek olursa; uzay-zaman ardışık bağımlı bütünleşik hareketli ortalama sürecinin genel tanımlaması $UZABBHO(p,d,q,k,m)$ olacaktır.

2.3. Modelleme ve Tahmin Süreci

UZABHO modelleri, VABHO modellerinin özel bir hali ya da türü olarak nitelendirilmektedir (Lee, 2005:5, Giacomini and Granger, 2004 ve Kamarianakis, 2003). Bu çerçevede UZABHO modelleri, uzaysal ya da mekansal ilişkileri yansıtan ağırlık matrislerinin uygulanmasıyla dönüşüm geçirmiş VABHO modelleri olarak tanımlanabilir. Analiz edilecek zaman serisi tek bir coğrafi bölgeden değil çok sayıda farklı coğrafi bölgeden toplandığında, VABHO modelinde bu durumun göz önüne alınması gerekmektedir. Çünkü söz konusu zaman serisi, derlendiği bölgelerin karşılıklı etkileşimlerinden ötürü coğrafi ya da teknik deyimle kesitsel bir bağıllık taşıyacaktır. UZABHO modellerinin bu özellikleri bir yana bırakılacak olursa, model katsayılarının tahmini VABHO modellerinin katsayılarıyla tamamen aynı esaslara göre yapılacaktır. Dolayısıyla, UZABHO modellerinin tahmin sürecinde, öncelikle VABHO modellerinin nasıl tahmin edildiğinin açıklanması gerekmektedir. VABHO modellerinin tahmininde alternatif yöntemler vardır, ama yazında en fazla kullanılan yöntem VABHO modellerinin durum-uzay modellerine dönüştürülerek tahminlerinin yapılmasıdır. Bu konuda detaylı açıklamalara geçilmeden önce tahmin sürecinin aşamalarına kısaca değinmek yerinde olacaktır.

2.3.1. Tahmin Sürecinin Aşamaları

Uzay-zaman modellerinin modelleme ve tahmin süreci, büyük oranda Box-Jenkins modellerinin tahmin sürecine benzemektedir. İlk aşamada, modellenecek ham veri setinin mevsimsellikten ve trendten arındırılmasına dayalı bir ön işleme süreci söz konusudur. İkinci aşamada, bu verilerin uzay-zaman ardışık bağımlı ve kısmi ardışık bağımlı fonksiyonları incelenir. Bunlar aynı değişkenin hem zamansal hem de uzaysal gecikmelerini kapsadığından, Box-Jenkins modellerindeki gibi tek boyutlu olmayıp iki boyutludur. Ancak, gecikmelerin örüntüsü tahmini yapılacak modelin yapısının belirlenmesinde yine aynı şekilde kullanılmaktadır. Ardışık bağımlılık ve kısmi ardışık bağımlılık fonksiyonlarının bağımlı çizimlerine bakılarak, modelde yer alması gereken gecikmeler seçilmektedir. Üçüncü aşamada, belirlenen modelin ön tahmini yer almaktadır. Tahmini yapılan ana kütle katsayılarının istatistik

anlamlılığı yüksekse, bir sonraki aşamaya geçilir. Eğer istatistik anlamlılık yakalanamamışsa, modele dahil edilmesi gereken maksimum uzay-zaman gecikmelerinin yeniden ve doğru bir şekilde tespiti için bir önceki aşamaya dönülür. Dördüncü aşama, ana kütle katsayılarının istatistik anlamlılıklarının yüksek olması halinde kalıntıların varsayımlar ışığında sınılanmasıdır. Yani modele tanı konmasıdır. Şayet kalıntılar uzay-zaman ardışık bağıllığı sergilemiyorsa, yani beyaz gürültüyse; modelleme ve tahmin süreci sona erer. Elde edilen model, kestirim için kullanılabilir (Lee, 2004: 21-22).

Sürecin ikinci aşamasında, ardışık bağımlılık ve kısmi ardışık bağımlılık fonksiyonları yardımıyla model tipinin ne olması gerektiği konusunda kesin bir fikir edinilemezse; sırayla olası tüm model tiplerinin denenmesi gerekecektir. Bu bağlamda, maksimum uzay-zaman gecikmeleri tespit edilmeli ve ardından olası modeller tahmin edilmelidir.

Tahmini yapılan modellerin Akaike Bilgi Kriteri, Schwartz Bilgi Kriteri ve/veya Bayesyen Bilgi Kriteri değerleri karşılaştırılarak en uygun modele karar verilir. Süreç dördüncü aşamadan itibaren yinelenerek tamamlanır (Lee, 2004: 22).

2.3.2. Ana Kütle Katsayılarının Tahmini

Modellerin katsayı tahminleri, genellikle en yüksek olasılık/EYO yöntemiyle yapılır (Giacomini and Granger, 2004: 14; Arbia, Elhorst and Piras, 2005: 13; Elhorst, 2005: 4,7; Dazlios and Adamowski, 1995). Bu çerçevede, durum-uzay modelleri ve Kalman filtresi tekniği sıkça kullanılmaktadır.

Bilindiği gibi, VABHO modellerinin tahmini VAB modellerine oranla daha karmaşık ve zordur. Tahmin sürecindeki zorluk, modelde yer alan hareketli ortalama katsayılarının doğrusal olmayan optimizasyon tekniklerinin kullanılmasını gerektirmesidir.⁵ Bir VABHO modelinin tahmin edilmesinin en etkili ve kolay yollarından bir tanesi onu durum-uzay modeli haline çevirerek tahmin etmektir. Aşağıdaki VABHO(p,q) modelinden hareketle bu tahmin sürecini açıklayabiliriz (Lütkepohl, 2006; Hamaker, 2006; Lee, 2005:4-5):

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p \Phi_{\ell} y_{t-\ell} + \sum_{\ell=1}^q \Theta_{\ell} \varepsilon_{t-\ell} + \varepsilon_t \quad (10)$$

(17) numaralı eşitlik incelendiğinde, değişken sayısı arttığında ve AB ve HO dereceleri de yükseldiğinde tahmini yapılması gereken katsayıların katlanarak artacağı hemen anlaşılacaktır. Haliyle böyle bir modelin tahmin edilmesinin ne denli güç olacağı da ortadadır.

(17) numaralı model, aşağıdaki gibi bir durum-uzay modeline dönüştürülebilir:

$$z_t = Az_{t-1} + Bu_t \quad (11)$$

$$y_t = Cz_t + De_t \quad (12)$$

(11) numaralı eşitlik “durum” (state) ya da “geçiş” (transition) denklemi olarak adlandırılmakta ve zaman içinde z_t durum değişkenlerinin davranışını tanımlamaktadır. (12) numaralı eşitlik ise, “sinyal” (signal) veya “gözlem” (observation) denklemi olarak adlandırılır ve gözlenen y_t değişkenlerinden hareketle gözlenemeyen durum değişkenlerinin belirlenmesini sağlar. Gözlenemeyen durum vektörünün zamanda birinci dereceden bir VAB şeklinde hareket ettiği varsayılmaktadır. Bu denklem sisteminde, u_t ve e_t aşağıdaki eşanlı varyans yapısı içinde seri olarak bağımsız oldukları varsayılan hata terimleri vektörleridir (Aksu ve Narayan, 1991; Ippoliti, 2001; De Jong ve Penzer, 2004; Mauricio, 2005).

$$\Omega = \text{var} \begin{bmatrix} u_t \\ e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_t & G_t \\ G_t' & Q_t \end{bmatrix} \quad (13)$$

(13) numaralı eşitlikte; H_t $n \times n$ varyans matrisini, Q_t $m \times m$ varyans matrisini ve G_t $n \times m$ kovaryans matrisini simgelemektedir.

(12) numaralı eşitlikteki hata terimi atılabilir ve denklem sistemi aşağıdaki daha basit yapıda ifade edilebilir:

$$z_t = Az_{t-1} + Bu_t \quad (11)$$

$$y_t = Cz_t \quad (12')$$

(11) ve (12') eşitliklerinden meydana gelen durum-uzay modeli aşağıdaki gibi vektör ve matrisler yoluyla da ifade edilebilir:

$$z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \\ \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t-1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{t-q+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{1,n \times n} & \Phi_{2,n \times n} & \cdots & \Phi_{p,n \times n} & \Theta_{1,n \times n} & \Theta_{2,n \times n} & \cdots & \Theta_{q,n \times n} \\ I_{n \times n} & 0_{n \times n} & \cdots & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & \cdots & 0_{n \times n} \\ 0_{n \times n} & I_{n \times n} & \cdots & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & \cdots & 0_{n \times n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & I_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} \\ 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} \\ 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & I_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & I_{n \times n} & 0_{n \times n} \end{bmatrix} \times z_{t-1} + \begin{bmatrix} \Theta_0 \\ 0_{n \times n} \\ \vdots \\ 0_{n \times n} \\ I_{n \times n} \\ 0_{n \times n} \\ \vdots \\ 0_{n \times n} \end{bmatrix} \times u_t \quad (11')$$

$$y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0_{n \times 1} & I_{n \times n} & 0_{n \times n(p+q-2)} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \\ \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t-1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{t-q+1} \end{bmatrix} \quad (12'')$$

(11') ve (12'') numaralı eşitliklerden oluşan durum-uzay modelinin tahmini sonucunda AB katsayıları durum denklemlerinden, HO katsayıları da gözlem denklemlerinden elde edilir (Brincker ve Andersen, 1999; De Jong ve Penzer, 2004; Hamaker, 2006). Durum-uzay tahminleri, Kalman filtresi yoluyla yapılmaktadır. Kalman filtresi ve “sabitlemiş aralık düzeltici” (fixed-interval smoother) kullanılarak, sistem matrislerinin bilinmeyen elemanları belirlenir. Tahmin süreci, u_t ve e_t 'nin Gaussian oldukları varsayımına dayanmakta ve aşağıda belirtilen örneklemin logaritmik olabilirlik fonksiyonu Kalman filtresi ile değerlendirilmektedir:

$$\log L(\Phi, \Theta) = -\frac{nT}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_t \log |\tilde{F}_t(\Phi, \Theta)| - \frac{1}{2} \sum_t \tilde{u}_t'(\Phi, \Theta) \tilde{F}_t(\Phi, \Theta)^{-1} \tilde{u}_t(\Phi, \Theta) \quad (14)$$

Bu bağlamda, sayısal türev ve standart yinelemeli tekniklerle bilinmeyen Φ ve Θ parametreleri açısından olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi, yani “en yüksek olabilirlik” (maximum likelihood) yöntemi söz konusudur. Optimizasyon algoritmalarıyla, model katsayılarının doğrusal olmayan tahminleri yapılmaktadır.⁶

Durum-uzay modelleriyle tahmini yapılacak UZABHO(p,q,k,m) modelinin genel yapısı (10) numaralı VABHO(p,q) modelinden hareketle şu şekilde tanımlanabilir (Di Giacinto, 2006; Kamarianakis, 2003):

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p \sum_{s=0}^{k_\ell} \Phi_{\ell s} W^{(s)} y_{t-\ell} + \sum_{\ell=1}^q \sum_{s=0}^{m_\ell} \Theta_{\ell s} W^{(s)} \varepsilon_{t-\ell} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Açıkça görüldüğü gibi, (15) numaralı eşitlik (10) numaralı eşitliğe k ve m 'inci dereceden uzaysal gecikmeleri içeren uzaysal ağırlık matrislerinin (W) eklenmesiyle elde edilmiştir.

Fakat VABHO modellerinde olduğu gibi UZABHO modellerinde de, değişken sayısı arttığında ve AB ile HO dereceleri de yükseldiğinde tahmini yapılması gereken katsayıların katlanarak artacağı gözden uzak tutulmamalıdır. Parametre sayıları çok fazla arttığında doğrusal olmayan tahminlerin etkinliği azalmaktadır. Bu, gerek VABHO gerekse UZABHO modellerinin durum-uzay modelleriyle tahminlerinde gözlenen en önemli sorunlardan birisidir (Dufour and Pelletier, 2002 and Kapetanios, 2002). UZABHO modellerinde, incelecek bölge sayısı arttıkça tahmini yapılacak katsayıların sayısı da katlanarak arttığından, bu sorun daha da önem kazanmaktadır (Kamarianakis, 2003).

UZABHO modelleri VABHO modellerinin özel bir türü olmakla birlikte, bir başka bakış açısından da ABHO modellerinin kesitsel ya da uzaysal bağıllığı içeren bir türüdür. Özünde de, VABHO modellerinin aksine birden fazla değişkeni eşanlı olarak modellemek yerine ABHO modellerindeki gibi tek bir değişkeni kesitsel bağıllığı gözeterek modellemek vardır. Dolayısıyla UZABHO modelleri VABHO şeklinde tahmin edilir, ancak sadece araştırılan değişkene ilişkin katsayılar önem taşıdığından özel bir ABHO gibi sunulur. O halde, (15) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi yeniden ifade edilmelidir:

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p \sum_{s=0}^{k_\ell} \phi_{\ell s} W^{(s)} y_{t-\ell} + \sum_{\ell=1}^q \sum_{s=0}^{m_\ell} \theta_{\ell s} W^{(s)} \varepsilon_{t-\ell} + \varepsilon_t \quad (15')$$

Hemen fark edileceği gibi (15') numaralı eşitlik, daha önce açıklanan (9) numaralı eşitlikten başka bir şey değildir.

2.3.3. Tanı Koyma

Ana kütle katsayılarının tahminini takiben, kalıntıların “beyaz gürültü” davranışı sergileyip-sergilemediği araştırılır. Bilindiği gibi, beyaz gürültü ortalaması sıfır, varyansı sabit ve ilişkisiz rassal hata terimlerini nitelendirmekte kullanılan teknik bir kavramdır. Ana kütle katsayılarının tahmini sonrasında

bulunan kalıntıların ardışık bağımlılık fonksiyonları ve bunların bağımlı çizimleri incelenerek, yukarıda belirtilen beyaz gürültü özellikleri gösterip göstermedikleri belirlenir. Sonuçta uzay-zaman ardışık bağımlılık olmadığı kanaatine varılırsa, tahmin süreci başarıya ulaşmış demektir (Lee, 2004: 20-21; Dazelios ve Adamowski, 1995).

3. TÜRKİYE'DE BÖLGESEL ENFLASYONUN MODELLENMESİ VE TAHMİNİ

Çalışmanın bu bölümünde, 2.2 numaralı alt bölümde belirtilen (5) numaralı model kalıbı çerçevesinde Türkiye'nin farklı coğrafi bölgeleri bazında enflasyonun UZABHO tahmini yapılacaktır. Bu çerçevede, yedi ayrı coğrafi bölgede yer alan 19 ilden TÜİK tarafından derlenen fiyat verileri kullanılacaktır.⁷ Söz konusu iller; Adana, Ankara, Antalya, Bursa, Diyarbakır, Denizli, Erzurum, Eskişehir, Gaziantep, İçel, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli, Konya, Malatya, Samsun, Trabzon ve Zonguldak'tır. Örneklem, 1995:I ile 2009:I dönemini kapsayan üç aylık tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) değerlerinden meydana gelmektedir. Örneklem, 1994=100 ve 2003=100 bazlı endekslerin bilinen istatistiksel yöntemlerle birleştirilmesiyle elde edilmiştir. Dolayısıyla, her kesiti 57 gözlemden meydana gelen 19 kesitte toplam 1083 gözlemlik bir veri seti ile çalışılmıştır. Örneklemde, Söz konusu endeks serisinin doğal logaritması alındıktan sonra enflasyon serisi hesaplanmıştır. Buna bağlı olarak, her kesitte 1 gözlem değeri kaybedildiğinden toplam gözlem sayısı 1064'e düşmüştür.

Genellikle üç aylık iktisadi zaman serilerinin büyük bir bölümünde olduğu gibi enflasyon verilerinde de mevsimlik etkiler söz konusudur. Bundan ötürü enflasyon serisi mevsimlik etkilerden arındırılmıştır. Seride trend hareketlerinin etkisi de araştırılmıştır. Bilindiği gibi, trend hareketleri 15 ila 18 yıllık dönemleri kapsar ve içinde 5 ila 8 yıllık en az iki yada üç konjonktür dalgasının yer alması beklenir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005: 11-14). Kullanılan veriler 14 yıllık olmasına karşın, trendin başlangıç noktası olarak bir durgunluk döneminin seçilmesi gerektiğinden ve gözlemlerin başlangıcında değil ancak ortalarında (2001 sonrası ve 2008 sonrası) bir durgunluk dönemi yer aldığından trendten arındırma işlemine gerek duyulmamıştır.

3.1. Uzaysal Bağlılığın ve Durağanlığın Araştırılması

Yapılan dönüşümleri takiben, enflasyon serisinin durağanlığı araştırılmıştır. Bu tahmin sürecinin ilk aşamasını oluşturmaktadır. Farklı illerden elde edilen veriler farklı kesitlerde toplandığından, uzaysal ilişkiler kesitsel bağıllık veya uzaysal bağıllık mantığı içinde araştırılabilir. Bu

çerçevede, daha önce 2.2 numaralı alt bölümde değinilen Levin, Lin and Chu (2002), Im, Pesaran and Shin (2003), Breitung ve Das (2003) gibi araştırmacıların geliştirdikleri panel birim kök testleri kullanılmıştır. Testlere ilişkin sonuçlar Tablo 1’de sunulmaktadır. Bulgular, üç ayrı panel birim kök testi açısından da enflasyon serisinin durağan olduğunu açıkça ortaya koymaktadır.

3.3.1. numaralı alt bölümde belirtilen tahmin süreci çerçevesinde bölgesel mevduat serisinin ardışık bağlanım ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonları çizdirilmiştir. Bunlar Grafik 1’de sunulmaktadır. Analiz on dokuz ili kapsadığından, optimum uzaysal gecikme sayısı dört olarak öngörülmüştür. Dolayısıyla, ardışık bağlanım ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonları bu çerçevede hesaplanmıştır. Sırasıyla her uzaysal gecikme bağlamında ardışık bağlanım ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonları çizilmiş. Sadece dördüncü uzaysal gecikmede bağım çizimlerin düzgün bir örüntü gösterdiği gözlenmiştir. Böylece uygun uzaysal gecikmenin dört olduğu ve tahmin sürecinin ilk adımında zaman gecikmelerinin de buna göre belirlenmesi gerektiği kanısına varılmıştır. Bağım çizimler, düzgün örüntüleriyle panel birim kök testleriyle paralel bir şekilde bölgesel enflasyon serisinin durağan olduğunu ortaya koymaktadır.

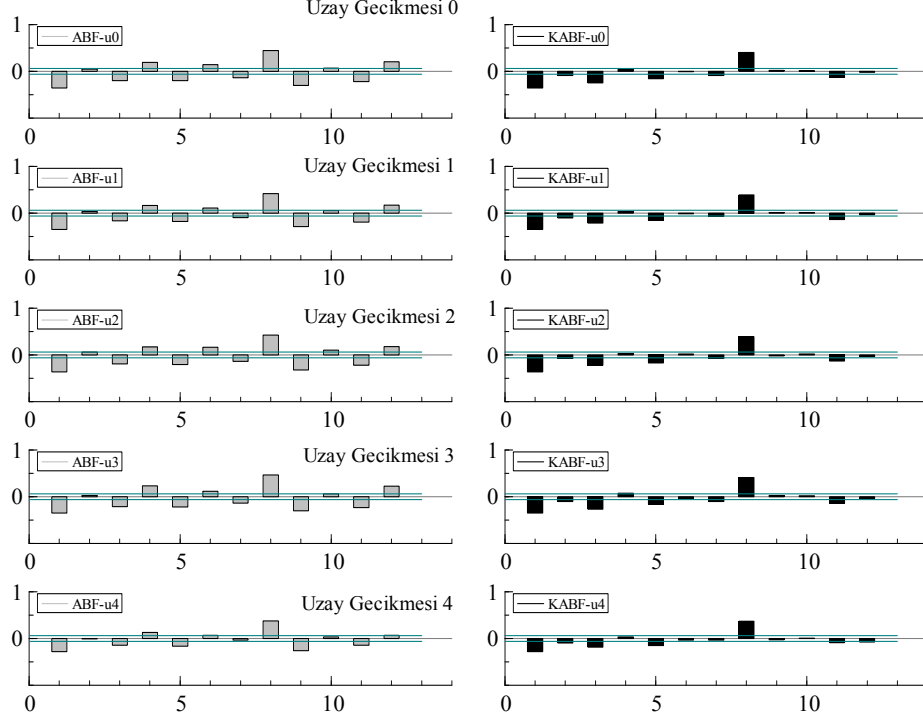
Tablo 1. Panel Birim Kök Testlerinin Özet Sonuçları*

$$\Delta\pi_t = (\Phi - I)\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta\pi_{t-p+1} + \eta_t$$

Yöntem	t Testi	Anlamlılık	Kesit Sayısı	Gözlem Sayısı
Breitung t Testi	-5.195	0.000	19	1007
Levin, Lin ve Chu t Testi	-14.773	0.000	19	1026
Im, Pesaran ve Shin W Testi	-12.491	0.000	19	1026

(*) Tahminler Eviews 5.0 paket yazılımı ile yapılmıştır.

Grafik 1. Değişkenlerin Ardışık Bağlanım ve Kısmi Ardışık Bağlanım Fonksiyonları



3.2. Uygun Model Türünün Belirlenmesi ve Katsayıların Tahmini

Grafik 1’de sunulan ardışık bağlanım ve kısmi ardışık bağlanım fonksiyonlarının incelenmesi sonucunda uygun uzaysal gecikmenin dört olduğu belirlenmiş ve ön tahminler yapılmıştır. Bu çerçevede dördüncü uzaysal gecikme temelinde farklı zaman gecikmeleri için model tekrar tekrar tahmin edilmiştir. Bu ön tahminlerin bulgularının değerlendirilmesi sonucunda, en anlamlı katsayı değerleri hem ardışık bağlanım hem de hareketli ortalama terimi bağlamında dördüncü zaman gecikmesinde elde edilmiştir. Farklı modellerin tahminlerinden elde edilen Akaike Bilgi Kriteri, Schwartz Bilgi Kriteri ve/veya Bayesyen Bilgi Kriteri değerleri karşılaştırıldığında da yine aynı sonuca ulaşılmıştır. Böylece analize uygun modelin UZABHO(4,4,4,4) olduğu kararına varılmıştır. Bu model aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\pi_t = \sum_{\ell=1}^4 \sum_{s=0}^4 \phi_{\ell s} W^{(s)} \pi_{t-\ell} - \sum_{\ell=1}^4 \sum_{s=0}^4 \theta_{\ell s} W^{(s)} \varepsilon_{t-\ell} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\begin{aligned}
\pi_t = & \phi_{1,0}\pi_{t-1} + \phi_{2,0}\pi_{t-2} + \phi_{3,0}\pi_{t-3} + \phi_{4,0}\pi_{t-4} + \phi_{1,1}W^{(1)}\pi_{t-1} + \phi_{2,1}W^{(1)}\pi_{t-2} + \phi_{3,1}W^{(1)}\pi_{t-3} + \phi_{4,1}W^{(1)}\pi_{t-4} \\
& + \phi_{1,2}W^{(2)}\pi_{t-1} + \phi_{2,2}W^{(2)}\pi_{t-2} + \phi_{3,2}W^{(2)}\pi_{t-3} + \phi_{4,2}W^{(2)}\pi_{t-4} + \phi_{1,3}W^{(3)}\pi_{t-1} + \phi_{2,3}W^{(3)}\pi_{t-2} \\
& + \phi_{3,3}W^{(3)}\pi_{t-3} + \phi_{4,3}W^{(3)}\pi_{t-4} + \phi_{1,4}W^{(4)}\pi_{t-1} + \phi_{2,4}W^{(4)}\pi_{t-2} + \phi_{3,4}W^{(4)}\pi_{t-3} + \phi_{4,4}W^{(4)}\pi_{t-4} \quad (16') \\
& + \theta_{1,0}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,0}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,0}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,0}\varepsilon_{t-4} + \theta_{1,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-4} \\
& + \theta_{1,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-4} + \theta_{1,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-2} \\
& + \theta_{3,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-4} + \theta_{1,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-4}
\end{aligned}$$

Bir sonraki aşamada (16') numaralı modelin durum-uzay modeli tahminlerine dayanan katsayı değerleri ve diğer test sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Tablo 2’de sunulan sonuçlar, bu kadar çok açıklayıcı değişken ve elbette katsayı içeren bir model düşünüldüğünde oldukça başarılıdır. Dördü hariç diğer tüm katsayılar %1 düzeyinde anlamlıdır. Dolayısıyla, modelin enflasyonun hem bölgesel hem de zaman içindeki davranışını analiz etmekte kullanılabilirliği söylenebilir. Ancak önce tahmin sürecinin son aşamasına, yani model kalıntılarında hareketle tanı koyma (diagnostic checking) aşamasına geçilmeli ve model bu anlamda da sınanmalıdır.

3.3. Tanı Koyma

Tanı koyma aşamasında, tahmini yapılan modelin kalıntılarının beyaz gürültü özellikleri gösterip göstermediği incelenmiştir. UZABHO(4,4,4,4) modelinin kalıntılarının ardışık bağlanım fonksiyonları Grafik 2’de sunulmaktadır. Söz konusu fonksiyonlar incelendiğinde model kalıntılarının uzun zaman gecikmelerinde bile ilişkisiz tekil bir hareket sergilemektedir. Bilindiği gibi; belirli bir bant aralığında istatistik açıdan ilişkisiz (beyaz) ve sürekli bir dağılım gösteren (gürültü) hata terimleri “beyaz gürültü” olarak nitelendirilmektedir.⁸ Böylece kalıntıların rassal (random) bir davranış içinde hareket ettikleri ve beyaz gürültü özellikleri gösterdikleri kanaatine varılmıştır. Tahmini yapılan UZABHO(4,4,4,4) modeli, sürecin tüm adımlarında uygulanan sınamalardan geçmiştir. Dolayısıyla Türkiye’de TÜİK’in fiyat istatistiklerini derlediği bölgeler temelinde enflasyonu analiz etmekte rahatlıkla kullanılabilir.

Grafik 3, cari enflasyon serisi ile bunun UZABHO(4,4,4,4) tahmininin karşılaştırılması için hazırlanmıştır. Grafik 3, hem bütün örnekleme (A paneli) hem de bölgeler bazında alt örneklemleri (B paneli) içermektedir. Hemen fark edileceği gibi, gerek bütün örnekleme gerekse örneklemin farklı kesitleri temelinde tahmin serisi cari enflasyon serisinin hareketlerini büyük ölçüde taklit etmektedir. Bu benzer davranış şekli, modelin gerçek enflasyonu analiz etmekte yararlı olabileceğini göstermektedir. Öte yandan, Grafik 3 modelin örnekleme içi performansının yüksek olmasının bir işareti olarak da değerlendirilebilir.

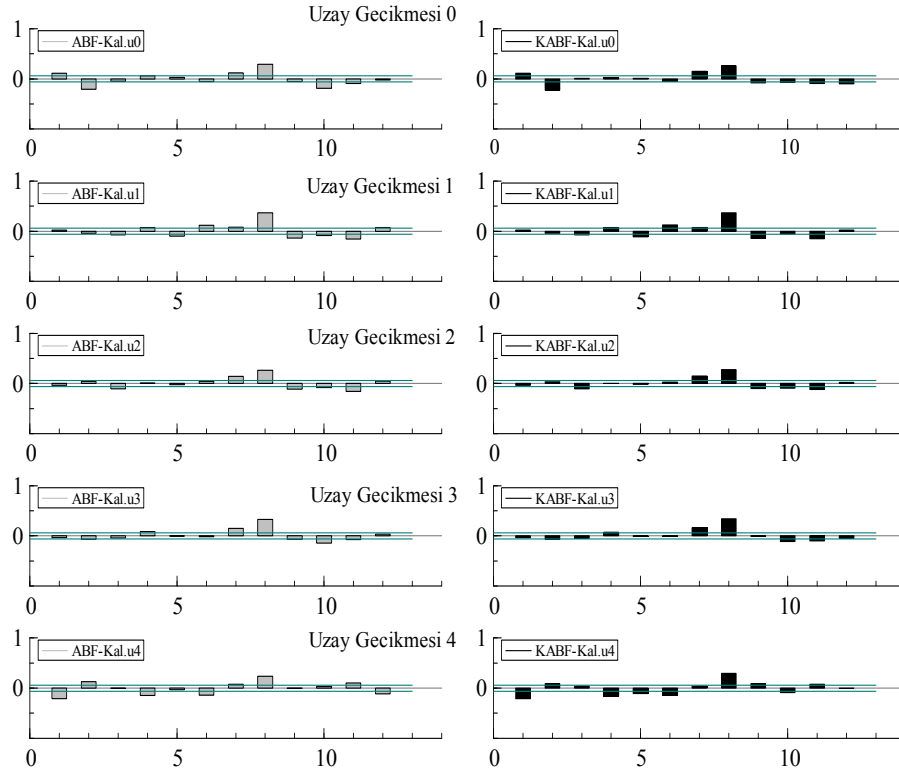
Tablo 2. UZABBHO(4,4,4,4) Modeli Durum-Uzay Tahmini Sonuçları*

$$\pi_t = \phi_{1,0}\pi_{t-1} + \phi_{2,0}\pi_{t-2} + \phi_{3,0}\pi_{t-3} + \phi_{4,0}\pi_{t-4} + \phi_{1,1}W^{(1)}\pi_{t-1} + \phi_{2,1}W^{(1)}\pi_{t-2} + \phi_{3,1}W^{(1)}\pi_{t-3} + \phi_{4,1}W^{(1)}\pi_{t-4} \\ + \phi_{1,2}W^{(2)}\pi_{t-1} + \phi_{2,2}W^{(2)}\pi_{t-2} + \phi_{3,2}W^{(2)}\pi_{t-3} + \phi_{4,2}W^{(2)}\pi_{t-4} + \phi_{1,3}W^{(3)}\pi_{t-1} + \phi_{2,3}W^{(3)}\pi_{t-2} \\ + \phi_{3,3}W^{(3)}\pi_{t-3} + \phi_{4,3}W^{(3)}\pi_{t-4} + \phi_{1,4}W^{(4)}\pi_{t-1} + \phi_{2,4}W^{(4)}\pi_{t-2} + \phi_{3,4}W^{(4)}\pi_{t-3} + \phi_{4,4}W^{(4)}\pi_{t-4} \\ + \theta_{1,0}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,0}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,0}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,0}\varepsilon_{t-4} + \theta_{1,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,1}W^{(1)}\varepsilon_{t-4} \\ + \theta_{1,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,2}W^{(2)}\varepsilon_{t-4} + \theta_{1,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-2} \\ + \theta_{3,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,3}W^{(3)}\varepsilon_{t-4} + \theta_{1,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-1} + \theta_{2,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-2} + \theta_{3,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-3} + \theta_{4,4}W^{(4)}\varepsilon_{t-4}$$

	Katsayılar	Std. Hata	z Testi	p Değeri																									
$\phi_{1,0}$	0.627	0.041	15.279	0.000																									
$\phi_{2,0}$	0.177	0.049	3.591	0.000																									
$\phi_{3,0}$	-0.639	0.047	-13.486	0.000																									
$\phi_{4,0}$	0.809	0.045	17.852	0.000																									
$\phi_{1,1}$	0.750	0.044	17.038	0.000																									
$\phi_{2,1}$	0.558	0.133	4.193	0.000																									
$\phi_{3,1}$	0.428	0.156	2.744	0.006																									
$\phi_{4,1}$	-0.737	0.068	-10.694	0.000																									
$\phi_{1,2}$	0.268	0.034	7.887	0.000																									
$\phi_{2,2}$	1.542	0.017	85.899	0.000																									
$\phi_{3,2}$	-0.037	0.035	-1.042	0.297																									
$\phi_{4,2}$	-0.773	0.012	-63.05	0.000																									
$\phi_{1,3}$	0.039	0.101	0.388	0.697																									
$\phi_{2,3}$	1.635	0.067	24.377	0.000																									
$\phi_{3,3}$	0.040	0.092	0.430	0.666																									
$\phi_{4,3}$	-0.721	0.066	-10.783	0.000																									
$\phi_{1,4}$	1.078	0.024	44.295	0.000																									
$\phi_{2,4}$	0.378	0.028	13.500	0.000																									
$\phi_{3,4}$	-1.070	0.027	-38.500	0.000																									
$\phi_{4,4}$	0.531	0.025	20.937	0.000																									
$\theta_{1,0}$	-1.715	0.313	-5.464	0.000																									
$\theta_{2,0}$	0.538	0.100	-5.337	0.000																									
$\theta_{3,0}$	0.260	0.121	2.143	0.032																									
$\theta_{4,0}$	1.904	0.310	-6.125	0.000																									
$\theta_{1,1}$	-0.225	0.056	-3.977	0.000																									
$\theta_{2,1}$	-0.413	0.101	-4.073	0.000																									
$\theta_{3,1}$	-0.707	0.110	-6.400	0.000																									
$\theta_{4,1}$	0.331	0.049	6.707	0.000																									
$\theta_{1,2}$	0.464	0.017	26.666	0.000																									
$\theta_{2,2}$	-1.234	0.013	-91.134	0.000																									
$\theta_{3,2}$	-0.682	0.033	-20.086	0.000																									
$\theta_{4,2}$	0.453	0.026	17.110	0.000																									
$\theta_{1,3}$	0.522	0.072	7.172	0.000																									
$\theta_{2,3}$	-1.247	0.102	-12.164	0.000																									
$\theta_{3,3}$	-0.708	0.085	-8.246	0.000																									
$\theta_{4,3}$	0.254	0.056	4.530	0.000																									
$\theta_{1,4}$	1.382	0.099	13.933	0.000																									
$\theta_{2,4}$	-1.875	0.066	-28.098	0.000																									
$\theta_{3,4}$	0.356	0.065	-5.428	0.000																									
$\theta_{4,4}$	2.418	0.111	21.707	0.000																									
Log. Olabilirlik:	9760.825																												
Akaike B.K.:	-18.262																												
Schwartz B.K.:	-18.052																												
Hannan-Quinn :	-18.183																												
		$\hat{\Sigma} =$	<table border="1"> <tr><td>1.019</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr> <tr><td>0.885</td><td>1.059</td><td></td><td></td><td></td></tr> <tr><td>0.834</td><td>0.823</td><td>1.022</td><td></td><td></td></tr> <tr><td>0.851</td><td>0.825</td><td>0.768</td><td>0.997</td><td></td></tr> <tr><td>0.395</td><td>0.351</td><td>0.273</td><td>0.484</td><td>0.858</td></tr> </table>	1.019					0.885	1.059				0.834	0.823	1.022			0.851	0.825	0.768	0.997		0.395	0.351	0.273	0.484	0.858	**
1.019																													
0.885	1.059																												
0.834	0.823	1.022																											
0.851	0.825	0.768	0.997																										
0.395	0.351	0.273	0.484	0.858																									

(*) Tahminler Eviews 5.0 paket yazılımı ile yapılmıştır. (**) Model kalıntılarının kovaryans matrisi.

Grafik 2. Model Kalıntılarının Ardışık Bağlanım ve Kısmi Ardışık Bağlanım Fonksiyonları



SONUÇ

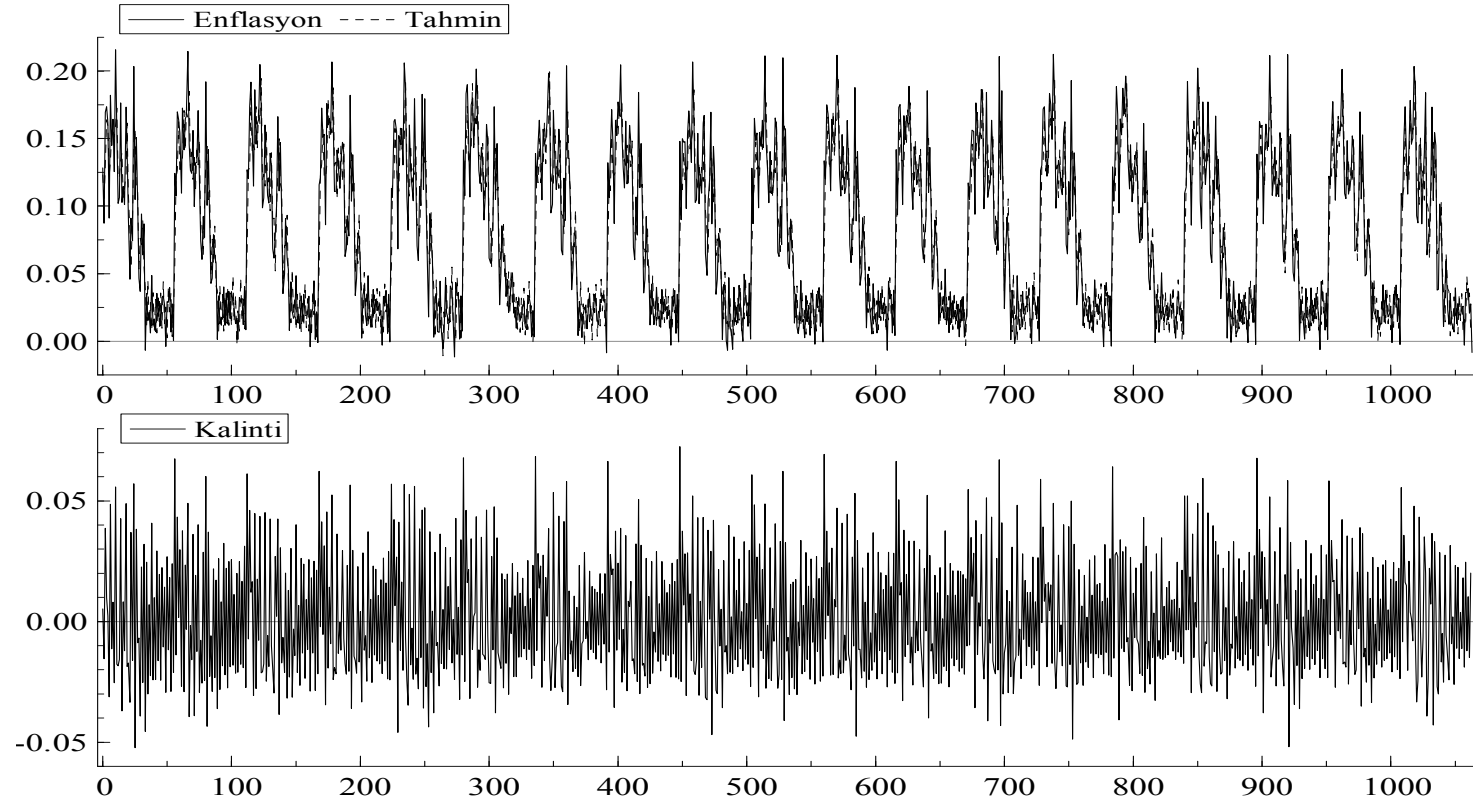
Bu çalışma Türkiye’de enflasyonun uzay-zaman ardışık bağlanım hareketli ortalama (UZABHO) modelleriyle tahmin edilmesini konu almaktadır. Ayrıca, coğrafi temelli veri setlerine dayalı ekonomik değişkenlerin tahmin edilmesinde etkin bir ekonometrik araç olarak UZABHO modellerinin tanıtılması da amaçlanmıştır.

Çalışmada yukarıda belirtilen mantık dokusu içinde 19 il bazında bölgesel enflasyon verileri modellenmiş ve tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar gerek istatistik anlamlılık gerekse açıklayıcı güçleri açısından son derece başarılıdır. Sonuçların başarısına bakılarak, söz konusu modelin bölgesel enflasyonun öngörüsünün yapılmasında başarıyla kullanılabileceği söylenebilir. Politika yapanlar ülke genelinde olduğu gibi bölgesel düzeyde de enflasyonu

öngörebilecek, bölgeye özel tedbirler alınabilecek ve uygulanacak politikaların başarı şansı da kuşkusuz artacaktır.

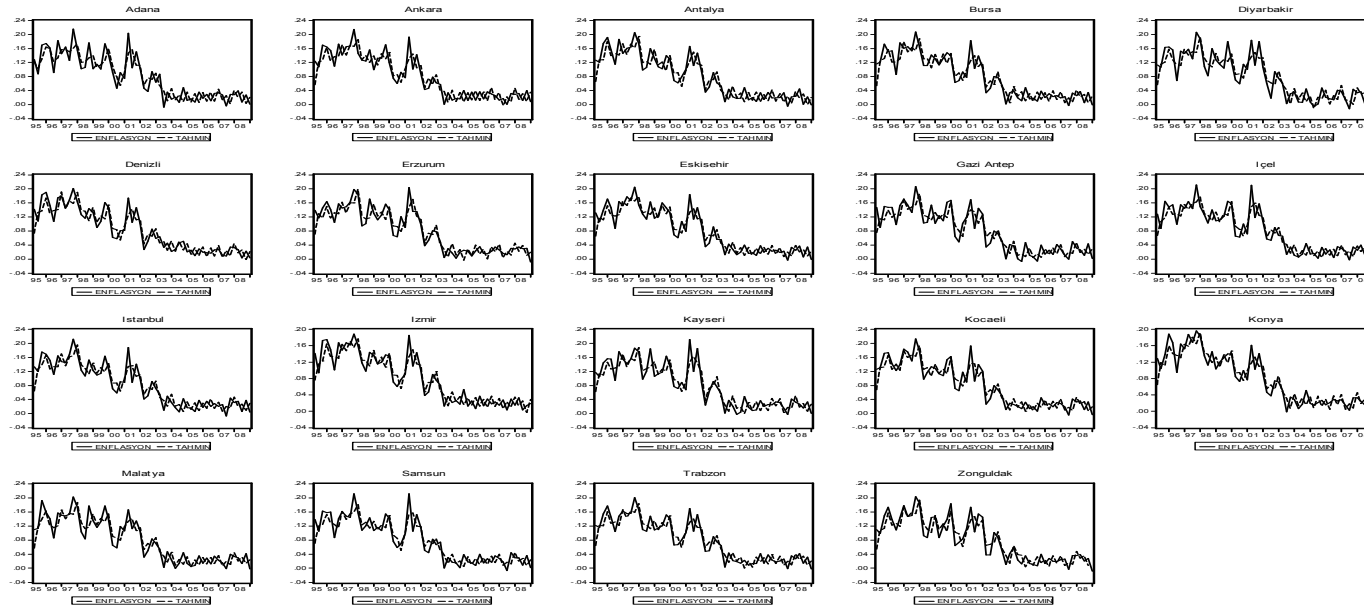
Bu çalışma özelinde, tahmin bulguları bölgeler arası güçlü enflasyon dinamiklerinin varlığına işaret etmektedir. Modelleme ve tahmin süreci sonucunda UZABHO(4,4,4,4) modelinin enflasyonu en doğru yansıtan model olduğu anlaşılmıştır. Söz konusu model, çok sayıda uzaysal ve zamansal gecikme terimi içermektedir. Bir başka deyişle, enflasyonun hem çok sayıda komşu bölgeye hem de zamana yayılan bir yapısı olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, enflasyon yakınsaması ve yayılması eğilimlerinin güçlü olduğu ve bu eğilimlerin zamana bağlılık gösterdiği söylenebilir. Daha açık deyişle, güçlü bölgesel fiyat hareketleri hızla yayılma ve kalıcı olma eğilimi gösterme potansiyeli taşımaktadır. O halde, fiyat istikrarsızlıklarıyla, ülke genelinde olduğu kadar bölgeler temelinde de mücadele edilmesi gerektiğini söylemek yanlış olmayacaktır.

Bölgelerin gelişmişlik farkları ve farklı ekonomik potansiyelleri dikkate alınarak mikro planlamalar yapılmalı ve her bölgeye özel tedbirlerle genel makro politikalar desteklenmelidir. Bölgesel temelli fiyat hareketleri, hem geçici hem de sürekli etkiler içerebileceğinden, sadece önemli ve sürekli fiyat hareketlerine müdahale edilmelidir. Süreklilik gösteren bölgesel fiyat hareketleri, yanlış fiyat ve ücret politikalarından ve yapısal sorunlardan ileri gelebilir. Bunların yayılmadan ve daha büyük boyutlar kazanmadan önlenmesi için bölgesel temelli fiyat analizlerinin sonuçlarına göre hareket edilmelidir. Böyle bir yaklaşım, fiyat istikrarında çok daha başarılı sonuçlar alınmasını sağlayabilir. Benzer bir yaklaşım bölgesel temelli pek çok makro ekonomik değişken için de kullanılabilir.



Grafik 3. Üç Aylık Bölgesel Enflasyon Serisinin UZABBHO(4,4,4,4) Modeli

Panel – A: Bütün Örneklem Bazında Cari Enflasyon ve Tahmin



Panel – B: İller Bazında Cari Enflasyon ve Tahmin

NOTLAR

¹ Enflasyon oranlarının, 1980’lerde düşmeye başlaması ve 1990’larda bu düşüş eğiliminin Latin Amerika ve eski Doğu Bloku ülkeleri gibi geçmişte yüksek ve kronik enflasyon yaşanan ülkelerde bile kendini göstermesinden hareketle; Cecchetti ve Debelle (2005:2-3) gibi bazı araştırmacılar enflasyonun sürekliliğinin düştüğünü ileri sürmektedir. Bununla birlikte, pek çok ülkede enflasyon oranlarının düşmesine karşın hala geçmişe bağlılığının sürdüğünü gösteren azımsanmayacak sayıda çalışma vardır.

² Farklı ülkeleri konu almalarına karşın bu tür çalışmaların ortak noktaları; “uyumlaştırılmış tüketici fiyat endeksi”nden hesaplanmış enflasyon oranlarını kullanmaları ve para politikası karar alma sürecinde bu yolla yapılan kestirimlerden yararlanılması gerektiğini önermeleridir. Ayrıca bu çalışmaların bir bölümü, ABBHO modelleri ile onların bir uzantısı olan vektör ardışık bağlanım (VAB) ve vektör hata düzeltme modellerini (VHDM) birlikte ele almaktadır. Valle’nin (2002), Fritzer, Moser, ve Schanler’in (2002) den Reijer ve Vloar’ın (2003) çalışmaları gibi. UZABHO modelleri konusunda daha detaylı açıklamalar yapılırken, bunların ABBHO ile VAB modellerinin üstünlüklerini birleştiren bir yapıları olduğu görülecektir.

³ Sözü edilen mantık dokusu içinde, 5. dereceden komşuların sayısı on altıya ulaştığından her ağırlık $1/16=0.0625$ şeklinde tespit edilecektir. Ancak uygulamada, $0.0625 \approx 0.063$ olarak yuvarlanmaktadır. Aslında bu yuvarlama, ilk yöntemde de geçerlidir. Veri bölgenin üç komşusu olması durumunda, $1/3=0.3333... \approx 0.33$ kabul edilmektedir.

⁴ Bu alternatif yaklaşım, dinamik uzay-zaman panel veri modelleriyle yapılan analizlerde kullanılmış ve son derece tutarlı parametre tahminleri yapılmasını sağlamıştır (bkz. Tunay, 2008).

⁵ VABHO modellerinin doğrusal regresyon teknikleriyle de etkin bir şekilde tahmin edilmesi mümkündür. Ancak yinelemeli (recursive) SEK algoritmalarına dayalı bu tür tahminleri yapabilecek yaygın bilgisayar yazılımları bulunmadığından, yöntem olarak kolay olmasına rağmen uygulama açısından önemli zorluklar söz konusudur. VABHO modellerinin doğrusal SEK tahminleri konusunda; Koreisha ve Pukkila (1989, 1990a, 1990b ve 2004), Galbraith, Ullah ve Zinde-Walsh (2002), Kapetanios (2002), De Frutos ve Serrano (2002), Dufour ve Tarek (2005), Dufour ve Pelletier (2008) gibi araştırmacıların çalışmaları incelenebilir.

⁶ UZABHO modellerinin katsayılarının tahmini, VABHO modellerinin katsayı tahminlerinin yapılabildiği tüm istatistik ve ekonometrik paket yazılımlar yardımıyla kolayca yapılabilir. Bu tür paket yazılımlarda, genellikle EYO tahmincisi kullanılmaktadır. 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. Ancak daha önce de değinildiği gibi, modelde tahmin edilmesi gereken katsayıların sayısı arttıkça, EYO tahmincisinin etkinliği azalmaktadır. Dolayısıyla, çok sayıda katsayı içeren UZABHO modellerinin tahmininde doğrusal tekniklerin kullanılması gerekmektedir. Diğer bir sorun da, uzaysal ağırlık matrislerinin hesaplanmasının zorluğudur. IEAST adlı yazılım, yinelenen üç adımlı Hannan-Rissanen algoritması ile doğrusal katsayı tahminleri yapabildiği gibi uzaysal ağırlık matrislerini

de hesaplayabilmektedir (Lee, 2004 ve 2005). Ancak bu yazılım ne ticari ne de akademik olarak henüz araştırmacılarla paylaşılmamaktadır (<http://asia.edu.tw/~leecheng/ieast.htm>).

⁷ 2003 sonrası veriler TÜİK tarafından 26 ilden derlenmesine karşın, kullanılan veri seti daha uzun bir dönemi kapsadığından, 2003 öncesinde verilerin toplandığı 19 il esas alınmıştır.

⁸ Söz konusu dağılımın Gaussyan yani “normal dağılım” olması şart değildir, Poisson ve diğer dağılım türleri için de beyaz gürültü söz konusu olabilir.

KAYNAKÇA

- Abdus-Salam, M., S. Salam and M. Feridun (2006) “Forecasting Inflation in Developing Nations: The Case of Pakistan”, **International Research Journal of Finance and Economics**, 3(May), 138-159.
- Abdus-Salam, M. and M.K. Pervaiz (2005) “Modeling and Forecasting Pakistan’s Inflation by Using Time Series ARIMA Models”, **European Journal of Scientific Research**, 9(1), 65-99.
- Abuaf, N. and P. Jorion (1990) “Purchasing Power Parity in the Long Run”, **Journal of Finance**, 45(1), 157-174.
- Aksu, C. and J.Y. Narayan (1991) “Forecasting with Vector ARMA and State Space Methods”, **International Journal of Forecasting**, 7(1), 17-30.
- Alberola, E. and J.M. Marques (1999) “On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: The Case of Spain”, **Banco de Espana, Working Papers**, No: 9913.
- Anselin, L. (1999) “Spatial Econometrics”, **Center for Spatially Integrated Social Sciences, Working Papers**, No: 2, <http://www.csiss.org>.
- Anselin, L. (1988) **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Arbia, G., J.P. Elhorst and G. Piras (2005) “Serial and Spatial Dependence in the Growth Process of EU Regions”, **Workshop on Spatial Econometrics**, Kiel Institute for World Economics, Kiel, 8-9 April 2005, http://www.uni-kiel.com/ifw/konfer/spatial/arbia_elhorst_piras.pdf.
- Beck, G., K. Hubrich and M. Marcellino (2006) “Regional Inflation Dynamics Within and Across Euro Area Countries and A Comparison with the US”, **European Central Bank, Working Paper Series**, No: 681.

- Beck, G.W. and A.A. Weber (2005) “Inflation Rate Dispersion and Convergence in Monetary and Economic Unions: Lessons for the ECB”, **Center for Financial Studies Working Papers**, No: 2005/31, Frankfurt: Goethe University, http://www.ifk-cfs.de/papers/05_31.pdf.
- Bokhari, S.M.H. and M. Feridun (2006) “Forecasting Inflation Through Econometric Models: An Empirical Study on Pakistan Data”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 7(1), 39-47.
- Box, G.E.P., G.M. Jenkins and G.C. Reinsel (1994) **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, (third ed.), New Jersey: Prentice Hall.
- Breitung, J. and S. Das (2003) “Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence”, Mimeo, **University of Bonn**, <http://ideas.repec.org/p/ecm/nasm04/55.html>.
- Brincker, R. and P. Andersen (1999) “ARMA Models in Modal Space”, **Proceedings of the 17th International Modal Analysis Conference**, Proc. SPIE, 3727, 330-334, ftp://ftp.svibs.com/Download/Literature-/Papers/1999/1999_3.pdf.
- Busetti, F., L. Forni, A. Harvey and F. Venditti (2006) “Inflation Convergence and Divergence with in European Monetary Union”, **ECB Working Papers**, No: 574.
- Cecchetti S.G., N.C. Mark and R.J. Sonora (2002) “Price Index Convergence among United States Cities”, **International Economic Review**, 43(4), 1081-1099.
- Cecchetti, S. and G. Debelle (2005), “Has the Inflation Process Changed?”, **BIS Working Papers**, No: 185, November, <http://www.bis.org/publ/work185.pdf>.
- Ceglowski, J. (2003) “The Law of one Price: International Evidence for Canada”, **Canadian Journal of Economics**, 36(2), 373-400.
- Cliff, A.D. and J.K. Ord (1975) “Space-Time Modeling with an Application to Regional Forecasting”, **Transactions of the Institute of British Geographers**, 64, 119-128.
- Cliff, A.D. and J.K. Ord (1981) **Spatial Processes: Models and Applications**. London: Pion Limited (Militino v.d. 2004: 197 içinden aktarma).
- Dai, Y. and L. Billard (1998) “A Space-Time Bilinear Model Its Identification”, **Journal of Time Series Analysis**, 19(6), 657-679.
- Dalezios, N.R. and K. Adamowski (1995) “Spatio-Temporal Precipitation Modelling in Rural Watersheds”, **Hydrological Sciences**, 40(5), 553-568.

- Das, S. and K. Bhattacharya (2005) "Price Convergence Across Regions in India", **Bonn Econ Discussion Papers**, No: 2005/1, University of Bonn, Bonn Graduate School of Economics, Department of Economics
<http://www.ect.uni-bonn.de/forschung/discussion/cpik.pdf>
- De Grauwe, P. (1996) "Inflation Targeting to Achieve Inflation Convergence in the Transition Towards EMU". **Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series**, No: 1457, (September).
<http://www.cepr.org/pubs/new-dps/dplist.asp?dpno=1457>
- De Jong, P. and J. Penzer (2004) "The ARMA Model in the State Space Form", **Statistics and Probability Letters**, 70(1), 119-125.
- den Reijer, A.H.J. and P.J.G. Vloar (2003) "Forecasting Inflation: An Art as well as a Science", **DNB Staff Reports**, No: 107/2003,
(<http://www.dnb.nl/dnb/pagina.jsp?pid=tcm:13-39088-64&activepage=>).
- Dheerasinghe, K.G.K. (1997) "Disparity in Regional Inflation in Sri Lanka", **Central Bank of Sri Lanka, Staff Studies**, 27-28, 46-79.
http://www.centralbanklanka.org/staff_studies_vol_27-28c.PDF
- Di Giacinto, V. (2006) "A Generalized Space-Time ARMA Model with an Application to Regional Unemployment Analysis in Italy", **International Regional Science Review**, 29(2), 159-198.
- Duarte, M. and A.L. Wolman (2005) Fiscal Policy and Regional Inflation in A Currency Union. **Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper**, No: 03-11'in yenilenmiş versiyonu.
http://home.comcast.net/~margarida.duarte/research/DW_paper.pdf
- Dubin, R.A. (1998) "Spatial Autocorrelation: A Primer", **Journal of Housing Economics**, (December), 7(4), 304-327.
- Dufour, J.M. and D. Pelletier (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. and D. Pelletier (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. and J. Tarek (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.

- Durlauf, S. and D. Quah (1999) “The New Empirics of Economic Growth”, in J.B. Taylor and M. Woodford (ed.), **Handbook of Macroeconomics**, Vol. I, Amsterdam: Elsevier Science, 235-308.
- Elhorst, J.P. (2001) “Dynamic Models in Space and Time”, **Geographical Analysis**, 33(1), 119-140.
- Elhorst, J.P. (2003) “Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models”, **International Regional Science Review**, 26(1) 244-268.
- Elhorst, J.P. (2005) “Models for Dynamic Panels in Space and Time; An application to Regional Unemployment in the EU”, **Workshop on Spatial Econometrics**, Kiel Institute for World Economics, Kiel, 8-9April 2005. <http://ideas.repec.org/p/wiw/wiwsa/ersa05p81.html>
- Engel, C. and J. H. Rogers (1996) “How Wide Is the Border?”, **American Economic Review**, 86(December), 1112-1125.
- Epperson, B.K. (1993) “Spatial and Space-Time Correlations in Systems of Subpopulations With Genetic Drift and Migration”, **Genetics**, 133(March), 711-727.
- Epperson, B.K. (2000) “Spatial and Space-Time Correlations in Ecological Models”, **Ecological Modelling**, 132(1), 63-76.
- Fan, C. S. and X. Wei (2003) “The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China”, Mimeo, **Department of Economics, Lingnan University**, China. http://www.hiebs.hku.hk/events_updates/pdf/weixiangdong.pdf
- Fassois, S.D. and J.E. Lee (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.
- Fritzer, F., G. Moser and J. Schanler (2002) “Forecasting Austrian HICP and Its Components Using VAR and ARIMA Models”, **ONB Working Papers**, No: 73, (August), http://www.oenb.at/en/img/wp73_tcm16-6163.pdf
- Galbraith, J.W., A. Ullah and V. Zinde-Walsh (2002) “Estimation of The Vector Moving Average Model by Vector Autoregression”, **Econometric Reviews**, 21(2), 205-219.
- Giacomini, R. and C.W.J. Granger (2004) “Aggregation of Space-Time Process”, **Journal of Econometrics**, 118(1), 7-26.

- Gluschenko, K. (1999) "Inter-regional Variability of Inflation Rates", **Economics Education and Research Consortium Working Papers**, No: 99/17. <http://ideas.repec.org/p/eer/wpalle/99-17e.html>
- Gruben, W.C. and D. (McLeod 2004) "Currency Competition and Inflation Convergence", **Centre for Latin American Economics Working Papers**, No: 0204 <http://www.dallasfed.org/latin/papers/2004/lawp0402.pdf>
- Gujarati, D.N. (1999) **Temel Ekonometri**, Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen (Çev.), İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Gudmundson, G. (1998) "A Model of Inflation with Variable Time Lags", **Central Banks of Iceland Working Papers**, No: 2, (June).
- Hamaker, E.L. (2006) "Kalman Filter and State-Space Representations", University of Virginia, **Center for Developmental and Health Research Methodology Papers**. <http://www.cdhrm.org/showimg.php?iid=41>
- Harvey, A.C. and D. Bates (2003) "Multivariate Unit Root Tests and Testing for Convergence", **University of Cambridge D.A.E. Working Papers**, No: 0301. <http://ideas.repec.org/p/cam/camdae/0301.html>
- Hobijn, B. and D. Lakagos (2003) "Inflation Inequality in the United States", **Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports**, No: 173, (October). http://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr173.pdf
- Jeanneney, S.G. and P. Hua (2001) "Does the Balassa-Samuelson Effect Apply to the Chinese Provinces?", **Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), Working Papers**, No: 2001-6.
- Junttila, J. (2001) "Structurals Breaks, ARIMA Model and Finnish Inflation Forecasts", **International Journal of Forecasting**, 17(2), 203-230.
- Im, K.S. -, M.H. Pesaran and S. Shin (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**, 115(1), 53-74.
- Ippoliti, L. (2001) "On-Line Spatio-Temporal Prediction by A State-Space Representation of the Generalised Space Time Autoregressive Model", **Metron – International Journal of Statistics**, 59(1-2), 157-168.
- Kamarianakis, Y. (2003) "Spatial-Time Series Modeling: A Review of The Proposed Methodologies", **Regional Economics Applications Laboratory (REAL) Discussion Papers**, No: REAL 03-T-19.

- Kamarianakis, I. and P. Practacos (2001) “Multivariate Hierarchical Bayesian Space-Time Models in Economics”, **ETK-NTTS 2001 Proceedings New Techniques and Technologies for Statistics**, Eurostat, 503-514.
www.iacm.forth.gr/regional/people/kamarianakis.html
- Kamarianakis, I. and P. Practacos (2002) “Space-Time Modeling of Traffic Flow”, **Methods of spatial analysis – spatial time series analysis**, ERSA Proceedings.
<http://www.iacm.forth.gr/regional/people/kamarianakis.html>
- Kamarianakis, I. and P. Practacos (2003) “Forecasting Traffic Flow Conditions in an Urban Network: A Comparison of Univariate and Multivariate Procedures”, **Journal of the Transportation Research Board**. No: 1857, 74-84.
www.iacm.forth.gr/regional/people/kamarianakis.html
- Kamarianakis, Y. and P. Practacos (2005) “Space-Time Modelling of Traffic Flow”, **Computers & Geosciences**, 31(1), 119-133.
- Kapetanios, G. (2002) “A Note on an Iterative Least Squares Estimation Method for ARMA and VARMA Models”, **Economic Letters**, 79(3), 305-312.
- Koreisha, S.G. and T. Pukkila (1989) “Fast Linear Estimation Methods for Vector Autoregressive Moving-Average Models”, **Journal of Time Series Analysis**, 10(4), 325-339.
- Koreisha, S.G. and T. Pukkila (1990a) “A GLS Approach for Estimation of ARMA Models”, **Journal of Time Series Analysis**, 11(2), 139-151.
- Koreisha, S.G. and T. Pukkila (1990b), “Linear Methods for Estimating ARMA and Regression Models with Serial Correlation”, **Communications in Statistics – Simulation**, 19(1), 71-102.
- Koreisha, S.G. and G. Yoshimoto (1991) “A Comparison Between Identification Procedures for ARMA Models”, **International Statistical Review**, 59(1), 37-57.
- Koreisha, S.G. and T. Pukkila (2004) “The Specification of Vector Autoregressive Moving Average Models”, **Journal of Statistical Computation and Simulation**, 74(8), 547-565.
- Lee, C.Y. (2004) **An Integrated Environment for Analyzing STARMA Models**, Department of Forestry, Michigan: Michigan State University, (December).
<http://fried.for.msu.edu/ieast-manual/iemanual.pdf>
- Lee, C.Y. (2005) **Space-Time Modeling and Application to Emerging Infectious Diseases**, Doctorate Dissertation, Supervisor: B.K. Epperson, Michigan State University, Department of Forestry.

- LeSage, J.P. and A. Krivelyova (1999) "A Spatial Prior for Bayesian Vector Autoregressive Models", **Journal of Regional Science**, 39(2), 297-317.
- Levin, A., C. Lin and C.J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties" **Journal of Econometrics**, 108(1), 1-24.
- Lütkepohl, H. (1987) **Forecasting Aggregated Vector ARMA Processes**, Berlin: Springer-Verlag.
- Lütkepohl, H. (2002) "Forecasting Cointegrated VARMA Processes", in M.P. Clements & D.F. Hendry (ed.), **A Companion to Economic Forecasting**, Oxford: Blackwell, 179-205.
- Lütkepohl, H. (2004) "Forecasting with VARMA Models", **ECO Working Papers**, No:13, Department of Economics, European University Institute, Florence. <http://www.iue.it/PUB/ECO2004-25.pdf>
- Lütkepohl, H. (2005) **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**, Berlin: Springer.
- Lütkepohl, H. (2006) "Forecasting with VARMA Models", **Handbook of Economic Forecasting**, Eds. G. Elliott, C. Granger ve A. Timmermann, 1(1), Elsevier, 287-325.
- Lütkepohl, H. and H. Claessen (1997) "Analysis of Cointegrated VARMA Processes", **Journal of Econometrics**, 80(2), 223-239.
- Lütkepohl, H. and D.S. Poskitt (1996) "Specification of Echelon Form VARMA Models", **Journal of Business & Economic Statistics**, 14(1), 69-79.
- Mauricio, J.A. (2005) "Exact Maximum Likelihood Estimation of Partially Nonstationary Vector ARMA Models", **Computational Statistics and Data Analysis**, 50(12), 3644-3662.
- Mehrotra, A., T. Peltonen and A.S. Rivera (2007) "Modeling Inflation in China: A Regional Perspective", **Bank of Finland Institute for Economics in Transition (BOFIT), Discussion Papers**, No: 19/2007.
- Mentz, M. and S.P. Sebastian (2003) "Inflation Convergence After the Introduction of the Euro", **Centre for Financial Studies Working Papers**, No: 2003/30, Frankfurt: Goethe University. <http://ideas.repec.org/p/cfs/cfswop/wp200330.html>
- Meyler, A., G. Kenny and T. Quinn (1998) "Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models", **Central Bank of Ireland Technical Paper**, No:3/RT/98, (December). <http://www.centralbank.ie/data/TechPaperFiles/3RT98.pdf>

- Militano, A.F., M.D. Ugarte and L. Garcia-Reinaldos (2004) “Alternative Models for Describing Spatial Dependence among Dwelling Selling Prices”, **Journal of Real Estate Finance and Economics**, 29(2), 193-209.
- Nenna, M. (2001) “Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis?” **CIDEI Working Papers**, No: 64, University of Rome.
<http://www.eco.uniroma1.it/cidei/wp/abswp64.pdf>
- Pallis, D. (2006). “The Trade-Off Between Inflation and Unemployment in the New European Union Member-States”, **International Research Journal of Finance and Economics**, 1, (January), 80-97.
- Parsley, D. and S. Wei (1996) “Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations”, **Quarterly Journal of Economics**, 111(4), 1211-1236.
- Pfeifer, P.E. and S.E. Bodily (1990) “A Test of Space-Time ARMA Modeling and Forecasting with An Application to Real Estate Prices”, **International Journal of Forecasting**, 16, 255-272.
- Pfeifer, P.E. and S.J. Deutsch (1980a) A Three-Stage Iterative Procedure for Space-Time Modeling, **Technometrics**, 22(1), 35-47.
- Pfeifer, P.E. and S.J. Deutsch (1980b) “Identification and Interpretation of First-Order Space-Time ARMA Models”, **Technometrics**, 22 (3), 397-403.
- Pfeifer, P.E. and S.J. Deutsch (1981a) “Variance of the Sample-Time Autocorrelation Function of Contemporaneously Correlated Variables”, **SIAM Journal of Applied Mathematics, Series A**, 40(1), 133-136.
- Pfeifer, P.E. and S.J. Deutsch (1981b) “Seasonal Space-Time ARIMA Modeling”, **Geographical Analysis**, 13(2), 117-133.
- Pfeifer, P.E. and S.J. Deutsch (1981c) “Space-Time ARMA Modeling with Contemporaneously Correlated Innovations”, **Technometrics**, 23(4), 410-409.
- Pretorius, C.J. and T.N. Janse van Rensburg (1996) “The Forecast Performance of Alternative Models of Inflation”, **South African Reserve Bank, Occasional Paper**, No: 10.
- Razzak, W.A. (1997) “Testing the Rationality of the National Bank of New Zealand’s Survey Data”, **Bank of New Zealand Working Paper**, No: G97/5.
http://www.rbnz.govt.nz/research/discusspapers/g97_5.pdf

- Rogers, J.H., G.C. Hufbauer and E. Wada (2001) "Price Level Convergence and Inflation in Europe", **Institute for International Economics Working Papers**, No: 01-1, Washington.
<http://www.iie.com/publications/wp/01-1.pdf>
- Sevüktekin, M. and M. Nargeleçekenler (2005) **Zaman Serileri Analizi**, Ankara: Nobel.
- Siklos, P.L. and M.E. Wohar (1997) "Convergence in Interest Rates and Inflation Rates Across Countries and Over Time", **Review of International Economics**, 5(1), 129-141.
- Stoffer, D.S. (1986) "Estimation and Interpretation of Space-Time ARMAX Models in the Presence of Missing Data", **Journal of the American Statistical Association**, 81(395), 762-772.
- Stovicek, K. (2007) "Forecasting with ARMA Models: The Case of Slovenian Inflation", **Banka Slovenije Prikazi in Analize**, XIV(1), May, 23-55.
- Tunay, K.B. (2008) "Türk Bankacılık Sektöründe Mevduatların ve Kredilerin Dinamik Uzay-Zaman Panel Veri Yöntemiyle Modellenmesi ve Tahmini", **Bankacılar Dergisi**, Sayı 64, 3-26.
- Tunay, K.B. and A.M. Silpagar (2007) "Dinamik Mekan-Zaman Panel Veri Modelleriyle Türkiye'de Bölgesel Enflasyon Yakınsamasının Analizi", **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, 9(1), 1-25.
- Tunay, K.B. (2008) "Türk Bankacılık Sektöründe Mevduatların ve Kredilerin Dinamik Uzay-Zaman Panel Veri Yöntemiyle Modellenmesi ve Tahmini", **Bankacılar Dergisi**, Sayı: 64, 3-26.
- Vaona, A. and G. Acardi (2007) "Regional Inflation Persistence: Evidence from Italy", **University of Pavia, Departments of Economics Working Papers**, No: 192(02-07).
- Valle, H.A. (2002) "Inflation Forecasts with ARIMA and Vector Autoregressive Models in Guatemala", **Economic Research Department Banco de Guatemala, Working Papers**, May-2002.
- Weber, A.A. (2004) "European Inflation Dynamics and Inflation Convergence", **Open Macro Models and Policy in the Development of European Economy**, Conference at the European University Institute, 15 October, Florence.
<http://www.bundesbank.de/download/presse/reden/20041015weber.pdf>
- Zhou, M. and J. Buongiorno (2006) "Space-Time Modeling of Timber Prices", **Journal of Agricultural and Resource Economics**, 31(1), 40-56.