

DİNAMİK MEKAN-ZAMAN PANEL VERİ MODELLERİYLE TÜRKİYE'DE BÖLGESEL ENFLASYON YAKINSAMASININ ANALİZİ

K. Batu TUNAY *

A. Murat SİLPAGAR "

Öz:

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'deki farklı coğrafi bölgelerarası enflasyon yakınsaması olgusunu analiz etmektir. Ayrıca, enflasyon yakınsamasının hızını ve bölgelerarası yayılma ya da taşma etkisinin önemini tahmin etmek de amaçlanmaktadır. Çalışmada, ekonometrik yöntem olarak panel veri modellerinden yararlanılmıştır. Panel birim kök testleri, kesitsel veya mekansal bağlılığın belirlenmesinde kullanılmıştır. Diğer taraftan, dinamik mekan-zaman panel veri modelleri de hem yakınsama hızı katsayısı hem de taşma etkisi katsayısının tahmin edilmesinde kullanılmaktadır. Elde edilen bulgular, farklı coğrafi bölgeler itibarıyla ciddi bir enflasyon yakınsaması olgusunun varlığını ve yakınsama sürecinin oldukça hızlı olduğunu göstermektedir. Taşma ya da yayılma etkisi ise, güçlü olduğu kadar hem cari döneme hem de geçmiş dönemlere bağlı görünmektedir. Sonuç olarak, para otoritelerinin politik karar alma sürecinde enflasyon yakınsaması ve yayılmasından kaynaklanabilecek kırılganlıklara karşı duyarlı ve dikkatli olmaları gerekmektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon yakınsaması, enflasyon yayılması, mekansal bağlılık, panel birim kök testleri, dinamik mekan-zaman panel veri modelleri.

REGIONAL INFLATION CONVERGENCE ANALYSIS IN TURKEY WITH DYNAMIC SPACE-TIME PANEL DATA MODELS

Abstract:

The aim of this study is to analyse inflation convergence phenomenon across different geographical regions in Turkey. Also, another aim is to estimate the speed of inflation convergence and the importance of dispersion or spill-over

Yrd.Doç.Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, İktisadi ve İdari Programlar Bölümü, btunay@yildiz.edu.tr
Öğr.Gör., Yıldız Teknik Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Teknik Programlar Bölümü, silpagar@yildiz.edu.tr

effect among regions. in this study, panel unit root tests and dynamic space-time panel data models are used as econometrical methods. Panel unit root tests are used to determine the cross-sectional or spatial dependency. On the other hand, dynamic space-time panel data models are used to estimate the coefficient of convergence speed and the coefficient of spill-over effect. The empirical findings point out the existence of a serious inflation convergence phenomenon and rather fast convergence process among different geographical regions. fWhereas the dispersion or spill-over effect seems robust and depends on its values of current period and past period. Consequently, monetary authorities must be sensitive and careful towards vulnerabilities arised from inflation convergence and dispersion in political decision making process.

Keywords: inflation convergence, inflation dispersion, spatial dependence, panel unit root tests, dynamic space-time panel data models.

GİRİŞ

Yakınsama Teorisi, 1959'da ünlü Hollandalı iktisatçı Jan Tinbergen tarafından ilk ortaya atıldığında, ekonomi teorisi alanında ciddi tartışmalara neden olmuş ve önemli ölçüde yankı uyandırmıştır. Ancak, bu teorinin gerçek yükselişinin doğu bloğunun çöküşünün ardından, küreselleşme ve ekonomik bütünleşme eğilimlerinin hız kazanmasıyla birlikte başladığını söylemek yanlış olmaz. Küreselleşme ve ekonomik bütünleşme eğilimlerinin artmasıyla; gerek ülkeler arası, gerek ülke blokları arası ve gerekse ülkelerin kendi içlerinde bölgelerarası önemli ekonomik değişken ve olguların yakınsamasına dayalı süreçler gözlenmeye başlamıştır. Dolayısıyla, ekonomi yazınında özellikle de uygulamalı ekonomi alanında temel ekonomik değişken ve olguların yakınsaması ciddi bir araştırma konusu haline gelmiştir.

Bu bağlamda, enflasyon yakınsaması üzerinde çok tartışılan ve uygulamalı çalışmalara konu olan başlıca araştırma konularından birisi olmuştur. Küresel ve bölgesel ekonomik bütünleşme sürecinde, ülkeler arası ekonomik ve finansal ilişkilerin yoğunlaşması enflasyonun ülkeler ve bölgelerarasında yayılmasına neden olmaktadır. Bu yayılma enflasyon oranlarını düşürücü şekilde olumlu yönde olabileceği gibi, enflasyon oranlarını yükseltici şekilde olumsuz yönde de gerçekleşebilmektedir. Ülkelerin kendi içlerinde de, yapısal sosyo-ekonomik nedenlerle coğrafi bölgelerarasında ekonomik gelişmişlik farklılıkları önemli bir kalkınma sorunudur ve genellikle olumsuz anlamda enflasyon yakınsamasına yol açtığı gözlemlenmiştir. Özellikle fiyat istikrarını sağlamak ve sürekli kılmak için mücadele eden ülkelerde, sorun bir kat daha önem kazanmakta ve politika yapanların karar alma süreçlerinde dikkate almaları gereken önemli bir değişken haline gelmektedir. Ülke içi ekonomik ilişkilerin gelişmesi ve bölgelerin karşılıklı ekonomik bağılıklarının artması, yerel bazda enflasyon yakınsaması sürecinin temel dinamikleridir. Para otoritelerinin politik karar alma süreçlerinin etkinliği kadar politikaların gerek genel gerekse yerel alanda

başarı güçleri de, bu dinamiklerin doğru değerlendirilmesine ve hesaba katılmasına bağlıdır. Doğal olarak, ülke içi bölgesel ekonomik ilişkiler çerçevesinde enflasyon yakınsaması önemli bir araştırma konusudur.

Bu çalışmanın temel amacı da, çağdaş ekonometrik yöntemlerle Türkiye'de farklı yapısal özellikleri olan coğrafi bölgelerarasında enflasyon yakınsaması olgusunun analizidir. Çalışmanın iki önemli boyutu vardır. Birincisi, enflasyon yakınsaması olgusunun tanımlanması, ekonomi teorisi ve politikası açılarından irdelenmesidir. İkincisi ve daha önemli olanı, Türkiye verileriyle ekonometrik olarak analiz edilmesi ve elde edilen bulgular ışığında öneriler sunulmasıdır. Son dönemde geliştirilen ekonometrik tekniklerle, enflasyon yakınsamasının hem yerel hem de ülkeler arası boyutlarda modellenmesi ve tahmini olanaklı hale gelmiştir. Uygulamalı ekonomi ve ekonometri yazınlarında bu konuda pek çok çalışma yapıldığı gözlenmektedir. Sözü edilen çalışmalar farklı kategorilere ayrılmakla birlikte; temel amaçlarının enflasyon yakınsamasının belirlenmesi ve enflasyonun yayılma hızının ölçülmesi olduğu söylenebilir. Özellikle, panel veri tekniklerindeki ve mekan-zaman modellerine dayalı mekansal ekonometrideki gelişmelerle yakınsama olgusunun analizinde geçmiş dönemlere oranla büyük mesafe kaydedilmiştir. Bu çalışmanın en önemli farklılığı da, ülkemiz için çok yeni olan mekansal ekonometri tekniklerini temel almasıdır. Panel birim kök testleriyle yakınsamanın varlığının belirlenmesi, mekansal ağırlık matrisleri ile coğrafi bölgelerin karşılıklı etkileşimlerinin tanımlanması ve dinamik mekan-zaman panel veri modelleriyle enflasyon yakınsamasının ve sürecin hızının tahmin edilmesi; çalışmanın getirdiği başlıca teknik yenilikler olarak sıralanabilir.

Çalışma, üç ana bölümden meydana gelmektedir. İlk bölümde; enflasyon yakınsamasının bileşenlerine, ekonomik etkileri ile para politikalarındaki rolüne ve modellenmesine ilişkin teorik açıklamalar yapılacaktır. İkinci bölüm, yararlanılan ekonometrik analiz yöntemlerinin tanıtılmasına ayrılmıştır. Üçüncü bölümde ise, Türkiye verileriyle yapılan tahminler ve elde edilen bulgular yer almaktadır.

D) TEORİK ÇERÇEVE

Fiyat yakınsaması ve onun doğal bir uzantısı olan enflasyon yakınsaması olguları, son dönem uygulamalı ekonomi yazınında giderek artan oranda incelenen bir araştırma konusu haline gelmiştir. Bu alandaki çalışmalar, tek bir ülkede coğrafi bölgelerarasında, aynı coğrafyadaki ülkeler ve/veya ülke grupları arasında ve farklı coğrafyalardaki ülkeler ve/veya ülke grupları arasında olmak üzere temelde üç doğrultuda yapılmaktadır. Diğer taraftan, çalışmaların bir ülke ya da ülkeler grubundaki şehirler temelinde "mikro" ve bölgesel siyasi ve ekonomik birliklerin (Avrupa Birliği, Kuzey Amerika Ticaret Anlaşması (NAFTA) v.b.) birbirleri arasındaki ilişkiler temelinde "makro" olarak çok geniş bir skalada çeşitlendiği de belirtilmelidir. Ayrıca, bölgesel siyasi ve ekonomik bütünleşme süreçlerinde, üye ülkelerin birliğe

katılımlarının neden olabileceği avantaj ve dezavantajların belirlenmesi açısından da konuyu ele alan son derece fazla çalışma yapıldığı gözlenmektedir.

Aynı coğrafyadaki ülkeler ve/veya ülke grupları arasında yapılan son dönemdeki çalışmaların büyük bir bölümü Avrupa Birliği ülkelerini kapsamaktadır. Bu bağlamda, De Grauwe'un (1996), Siklos ve Wohar'ın (1997), Mentz ve Sebastian'ın (2003), Rogers, Hufbauer ve Wada'nın (2001) çalışmaları sayılabilir. Farklı coğrafyalardaki ülke ya da ülke grupları arasında enflasyon yakınsaması konusunda ise; ABD ve Kanada'yı kapsayan Engel ve Rogers'in (1996), Latin Amerika ülkelerini kapsayan Gruben ve McLeod'un (2004), AB, ABD, Japonya ve Kanada'yı ele alan Beck ve Weber'in (2005) çalışmaları ilk akla gelenlerdir.

İnceleme konumuzu oluşturan tek bir ülkedeki coğrafi bölgelerarasında enflasyon yakınsaması olgusunu ele alan çalışmalar da son derece fazladır. Bu bağlamda; ABD ve diğer ülkeler olarak bir ayrıma gidilebilir. Örneğin Parsley ve Wei'nin (1996) ile Cecchetti, Mark ve Sonora'nın (2002) çalışmaları ABD'yi şehirler bazında ele almaktadır. Diğer yandan, Gluscenko (1999) Rusya'yı, Ceglowski (2003) Kanada'yı, Nenna (2001) İtalya'yı, Fan ve Wei (2003) Çin'i, Das ve Bhattacharya (2005) Hindistan'ı, bölgeler itibariyle incelemektedir.

Bölgeler ya da ülkeler arasında yüksek enflasyonun yayılması ve bu olgunun zaman içinde süreklilik göstermesi, enflasyon yakınsaması alanındaki çalışmaların odak noktasını oluşturan bir sorundur. İncelenen ister bir ülkeyi oluşturan coğrafi bölgeler isterse ülkelerin birbirleriyle olan etkileşimi olsun; 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 ve Bhattacharya, 2005: 1-2).

Özellikle 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 bütünleşik çalışması bozulmakta ve politika yapıcıların aldıkları kararların etkinliği düşmektedir.

A) Enflasyon Yakınsamasının Bileşenleri

Farklı bölgelerden derlenen enflasyon oranlarında bir heterojenlik gözlenmediğinden, enflasyon yakınsaması ve yayılması çok tartışılan olgulardır. Enflasyon yakınsaması, hem geçici hem de sürekli etkileri içeren farklı unsurların bir kombinasyonu olarak değerlendirilebilir (ECB, 2003: 19-25).

Gerek farklı bölgelerde gerekse farklı ülkelerde yer alan mal piyasalarının birbirleriyle bütünleşmesi arttıkça, bu piyasalarda ticareti yapılan malların fiyatları birbirlerine yakınsamakta ve fiyat şeffaflığı olgusu da güçlenmektedir. Ticareti

yapılamaz malların fiyatlarındaki yakınsama konusunda Balassa-Samuelson etkisinin geçerli olduğu dile getirilse de, uygulamalı çalışmalar bu etkinin sadece gözlenen enflasyon farklılıklarının küçük bir kısmı için geçerli olduğunu ortaya koymuştur (Angeloni ve Ehrmann, 2004: 8). Bilindiği gibi Balassa-Samuelson etkisi veya hipotezi; fakir ülkeler arasında ticareti yapılmayan malların fiyatlarının neden hızla arttığını açıklar. Bu hipotezde, fakir ülkelerde başlangıçta düşük fiyatlar genel düzeyinin geçerli olduğu ve ekonomik bütünleşmenin ticareti yapılan malların verimliliğinin yakınsamasına yol açtığı varsayılmaktadır. Ayrıca, ticareti yapılmayan malların verimliliklerinin daha yavaş yakınlığı da varsayılır. Bu kabuller altında; fakir ülkeler kendi verimlilikleri ticareti yapılan mallar sektörüne yoğunlaşarak arttırmaya çalışacaklardır. Ticareti yapılan mallar sektörünün verimliliğindeki artış, verimlilik yayılmasına yol açacaktır. Öte yandan, ticareti yapılmayan mallar sektöründe ücretler ve fiyatlar yükselecektir (Balassa, 1964; Samuelson, 1964). Balassa-Samuelson etkisi, ülkelerarası enflasyon yakınsaması olgusunu açıklamakta kullanılan bir yaklaşım olmakla birlikte, önemli oranda aynı ülkenin içinde yer alan farklı gelişmişlik düzeylerindeki bölgeler için de geçerlidir.

Bölgesel arz ve talep şokları, bölgesel enflasyon oranları arasındaki farklılıkları derinleştiren unsurlardır. Farklı bölgelerdeki emek piyasaları tam anlamıyla bütünleşmemiş olduğunda, fiyat mekanizması arz ve talebin dengelenmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Bundan ötürü, kısa dönemli enflasyon farklılıkları, uyumlama mekanizmalarının doğal bir yansıması olarak değerlendirilmektedir. Asimetrik şokları takip eden dönemde görülen bölgesel enflasyon oranı farklılıkları, enflasyon sürekliliği olgusuna bağlı olarak yoğunlaşmaktadır (Weber, 2004: 15-16).

Bölgelere has şokların yayılması, bölgelerarasında gözlenen enflasyon heterojenliğine bir tepki olarak yorumlanabilir. Farklı gelişmişlik düzeylerindeki bölgeler; kendi uzmanlık alanlarına, piyasa yapılarına ve/veya bunlarda ekonomik birimlerin enflasyon beklentilerinin nasıl şekillendiğine göre söz konusu şoklardan farklı düzeylerde etkileneceklerdir. Örnek olarak, daha gelişmiş bölgelerdeki fiyat şokları daha az gelişmiş bölgelerde daha güçlü hissedilebilir (Weber, 2004:16).

B) Enflasyon Yakınsamasının Etkileri ve Fara Politikalarının Rolü

Genellikle ülkeler arası bütünleşmelerde, AB örneğinde olduğu gibi, nominal faiz oranlarının yakınsamasıyla farklı enflasyon oranlarının farklı reel faiz oranlarına yol açtığı gözlemlenir. Yüksek enflasyon yaşanan ülkelerde, düşük enflasyon oranlarının hüküm sürdüğü ülkelere nazaran daha düşük reel faiz oranları söz konusudur. Bu durum, yüksek enflasyonlu ülkelerde tüketim ve yatırım harcamalarını uyarırken kamu borçlanma maliyetlerini de düşürür. Elbette düşük enflasyonlu ülkelerde de bunun tam tersi geçerlidir. Sözü edilen mekanizma, bazı ufak farklılıklarla bir ülkenin farklı bölgelerinde de geçerli olabilir. Özellikle sermaye piyasalarının gelişmiş ve rekabetçi bir yapıda olduğu ülkelerde, bölgelerarası gelişmişlik farklılıkları

yöresel fiyatlardaki heterojenlik nedeniyle reel faizlerin farklılaşmasına neden olabilir. Ancak bu durum, harcama eğilimlerini bölgeden bölgeye farklılaştırırsa da kamu iç borçlanmasında bir değişiklik yaratmaz (Weber, 2004: 17; Coenen, 2003: 1-4).

Para otoritelerinin enflasyon yakınsamasına ve yayılmasına bakışları, uygulanacak politikaların doğrultusu konusunda belirleyici olmaktadır. Yani otoritelerin bu olguyu nasıl değerlendirdiklerine göre uygulayacakları politikalar şekil değiştirecektir. Gerek bir ülkenin kendi içinde gerekse bir grup ülke tarafından oluşturulan birliklerde para politikaları tek tip olduğundan; uygulanacak politikaların bölgesel ya da ülkesel enflasyon yakınsamasına etkileri sınırlı ve dolaylı olacaktır. Diğer taraftan, enflasyon yakınsamasının belirli bir düzeyin ötesinde etkilenmesi bazı önemli olumsuzlukları da beraberinde getirebilir. Daha açık bir deyişle; para otoritelerinin seçenekleri oldukça sınırlıdır (Beningo ve Lopez-Salido, 2002: 7-8).

Para politikası alanında, bölgeler itibariyle farklılaşan nispi fiyatlara bir hareket alanı tanınması piyasalarda arz-talep dengesinin sağlanması ve uyumlama mekanizmasının önemli bir unsuru olarak değerlendirilmektedir. Ayrıca, piyasa ekonomilerinin fonksiyonelliğinin de önemli bir özelliğidir. Böylece, belirli düzeyde enflasyon oranları arasında heterojenlik olması uyumlama süreçlerinin doğal yansımasıdır. Veri bir enflasyon yayılmasına göz yumulması, deflasyon sorununa karşı bir güvenlik tedbiri olarak da görülmektedir. Bununla birlikte, enflasyon oranlarının sürekli izlenmesi gerekmektedir. 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: 18-19).

C) Enflasyon Yakınsamasının Teorik Modellemesi

Buraya dek yapılan açıklamalar ışığında, bölgesel enflasyon yakınsamasının teorik bir modellemesi yapılabilir. Eğer n^i ($i = 1, \dots, n$) bölgesindeki enflasyon oranını simgelerse, bu bölgenin j bölgesiyle arasındaki yakınsama sürecinin özellikleri enflasyon farkının zaman serisi özelliklerinden hareketle incelenebilir. Söz konusu zaman serisi özellikleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Busetti, Forni, Harvey ve Veniditti, 2006: 11):

$$\pi_t^{ij} = \pi_{i,t} - \pi_{j,t}, \quad i, j = 1, \dots, n \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte; n_t^{ij} i vey bölgesindeki enflasyon oranlarının farkını, n_{jt} ise / bölgesindeki enflasyon oranını simgelemektedir.

Yakınsama için uygun bir modelin, aşağıdaki koşulu sağlayarak sonuçmaz (asymtotic) olarak durağan olması gerekir:

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E(\pi_{t+\tau}^{ij} | \Pi_t^{ij}) = \alpha \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikte, αf_{+T} incelenen iki bölge arasındaki enflasyon farkını, u_f ise bu bölgelerden derlenen enflasyon verilerinden meydana gelen serilerin şu andaki ve geçmişteki gözlemlerini simgeler, $a = 0$ olduğunda, iki bölge arasında mutlak (absolute) bir yakınsama var demektir. Aksi takdirde, nispi veya koşullu bir yakınsamadan söz edilebilir (Durlauf ve Quah, 1999: 245-248).

Yakınsama modelinin en basit hali, aşağıda sunulduğu gibi birinci derece bir ardışık bağlanım sürecidir:

$$\Delta \pi_t^j = \gamma + (\beta - 1)\pi_{t-1}^j + \eta_t \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

(3) numaralı eşitlikte; η_t ler yeniliklerin farkım simgeler ve $\gamma - a(1 - \beta)$ 'dir. Cari dönemde beklenen enflasyon artış oranı, sürekli bir fark (a) için iki bölge arasındaki açığın negatif bir oranıdır. Bundan ötürü, yakınsama birim kök testiyle belirlenebilir. Uygulanacak birim kök testinin gücü, başlangıçtaki koşullara yani π_0 'nin a 'dan ne kadar uzak olduğuna bağlıdır (Busetti, Forni, Harvey ve Veniditti, 2006: 11).

Buraya dek yapılan açıklamalar, iki bölge arasındaki enflasyon yakınsamasının modellenmesini kapsamaktadır. Ancak uygulamada; enflasyon yakınsamasının çoğu zaman ikiden çok bölge arasında gözlemlenen bir olgu olduğu gerçeğinden hareketle, çok sayıda bölge için yakınsamanın modellenmesi üzerine yapılan çalışmalar yoğunluktadır. Bu tür çalışmalarda, 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 (Busetti, Forni, Harvey ve Veniditti, 2006: 12):

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

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

$$\pi_t = \Phi \pi_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte; Φ bir $N \times N$ matrisi ve η_t , sabit varyanslı yeniliklerin farkının N boyutlu vektörünü simgelemektedir. Eğer $0 = \text{tr}(\Phi)$ ise, bu modelin homojen olduğu söylenebilir. 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 kullanılabileceğini göstermiştir. Dolayısıyla, (4) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi genelleştirilebilir:

$$\Delta \pi_t = (\Phi - I)\pi_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \pi_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \pi_{t-p+1} + \eta_t$$

$$\Delta \pi_t = (\Phi - I)\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta \pi_{t-p+1} + \eta_t \quad (5)$$

(5) numaralı eşitlikte de, $O = \text{tr}(\Phi)$ olduğu kabul edilmektedir (Busetti, Forni, Harvey ve Veniditti, 2006: 12).

II) EKONOMETRİM MODELLEME VE ANALİZ YÖNTEMLERİ

Fiyat ve enflasyon yakınsaması olguları konusundaki çalışmalar, genelde kontrollü koşullar altında "Tek Fiyat Yasası"nın test edilmesine yöneliktir. Analizi basitleştirmek amacıyla, döviz kuru dalgalanmalarının ve/veya faktör piyasalarında katılıkların olmadığı yönünde koşullar konularak analizler daha basit bir temelde yapılmaktadır. Bu bağlamda, önceleri uygulamalı çalışmalarda eş-bütünleşik vektör ardışık bağlanım modelleri ve bölgelerarasında nispi fiyatların tek değişkenli birim kök testleri kullanılmaktaydı (Engel ve Rogers, 2001; Taylor, 2001). Bununla birlikte, teknik anlamda kesit birimler olarak tanımlayabileceğimiz bölgelerin sayısı arttıkça, vektör ardışık bağlanım modellerinin kullanılması güçleşmektedir. Öte yandan, seriler uzadıkça yani gözlem sayısı arttıkça birim kök testleriyle yapılan analizler gücünü kaybetmektedir. Çünkü serilerdeki uzama, yapısal kırılma sorununun artmasına neden olmaktadır.

Yukarıda kısaca bahsedilen soranlardan ötürü, daha yeni tarihli çalışmalarda yaygın olarak panel birim kök testlerinin kullanıldığı görülür. Parsley ve Wei'nin (1996), Cecchetti, Mark ve Sonora'nın (2002), Ceglovski'nin (2003). Engel ve Rogers'in (1996), Nenna'nın (2001), Fan ve Wei'nin (2003) çalışmaları söz konusu yöntemin önemli örnekleri olarak gösterilebilir. Son dönemde ise, bölgelerarası bağıllığı ölçmeye yönelik ekonometrik tekniklerin kullanıldığı görülmektedir. Teknik anlamda, son dönem çalışmaları kesitsel bağıllığının güçlü veya zayıf olup-olmadığını test eden çalışmalar olarak da nitelendirilmektedir. Bu bağlamda; Breitung ve Das'ın (2003), Das ve Bhattacharya'nın (2005) ortak çalışmaları önemli örneklerdir.

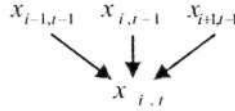
Panel birim kök testleri tek değişkenli zaman serisi birim kök testlerine göre daha güçlü olmalarına karşın, bunlar kullanılırken dikkatli olunmalıdır. Madalla ve Wu (1999), Levin, Lin ve Chu (2002), im, Pesaran ve Shin (2003) tarafından yapılanlar gibi panel birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmalarda, kesit birimlerin bağımsız olduğu şeklinde sınırlandırıcı bir varsayım temel alınmaktadır. Bununla birlikte, genelde kesit birimlerin eşanlı olarak ilişkili olduğu kabul edilmektedir. Kesit verilerin bağıllığı varsayımı altında yapılan Monte-Carlo deneylerinde; panel birim kök testlerinin gözlem sayısından ciddi şekilde etkilendiği görülmüştür (Breitung ve Das, 2003: 16; O'Connell, 1998: 4-7). Panel birim kök testlerinin uygulanabilmesi için, kesitsel bağıllığın test edilmesi bir ön koşuldur (Das ve Bhattacharya, 2005: 2).

A) Mekansal Bağlılık ve Mekansal Ağırlık Matrisi

Kesitsel bağıllık, farklı coğrafi bölgelerden elde edilen veriler farklı kesitlerde toplandığından mekansal bağıllık olarak da adlandırılmaktadır. Kesitsel veya mekansal bağıllığın yapısını ortaya koyan mekansal ağırlık matrisi konusunda önsel bir bilginin olmadığı durumlarda, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen Lagranj Çarpımı testi (Lagrange Multiplier / *LM* Test) kullanılabilir. *LM* testi, sınırlı sayıda

denklemden ve sınırsız sayıda zaman boyutundan meydana gelen regresyonlarda kesitsel bağıllığı belirlemede son derece yararlıdır. Ancak, denklem sayısı ya da kesitler arttığında, ki kare dağılımına uyan orijinal *LM* testinin uygulanması yararlıdır. Bunun yerine, basit bir dönüşümle *LM* testinin çok denklemleri kapsayacak şekilde yenilenmesi ve normal dağılıma uygun hale getirilmesi gerekmektedir (Das ve Bhattacharya, 2005: 2-3).

Mekansal bağıllık yapısını tasvir eden bir ağırlık matrisi oluşturulabilirse, *LM* testi yapılmasına gerek olmayacaktır. Mekansal bağıllık matrisinin nasıl oluşturulduğunun açıklanabilmesi için, öncelikle mekansal bağıllık olgusunun teorik olarak açıklanması gerekir. Bu amaçla basit bir örnekten yararlanılabilir. *t*'nin birbirlerine komşu olan *i-1*, *i* ve *i+1* olarak simgeleyeceğimiz üç coğrafi bölgede zaman içinde ölçülen bir ekonomik değişken olduğunu kabul edelim. Bölgelerin mekansal yakınlığından ötürü, *i* bölgesinde / zamanındaki değişkenin değerinin aynı değişkenin *t-1* zamanında sözü edilen üç bölgeden elde edilen verilerine bağlı olduğunu varsayabiliriz. Bunu aşağıdaki gibi gösterebiliriz (Giacomini ve Granger, 2004: 9):



$x_{i,t}$ *t* zamanında *i-1* ve *i+1* bölgelerinden elde edilen *x* değerlerinin gecikmeleri ile *i* bölgesinden elde edilen *x* değerinin gecikmesinin fonksiyonudur. Örnekte, kenar etkileri adı verilen ve *t*'nin iki yanında yer alan bölgelerin diğer olası bölgelerle ilişkilerinin analizi basitlik sağlamak için kasten ihmal edilmiştir. Değişilen varsayımlar altında, mekansal bağıllık aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$x_{i,t} = \phi x_{i,t-1} + \psi_1 x_{i-1,t-1} + \psi_2 x_{i+1,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

(6) numaralı eşitlikte; ε , ortalaması sıfır ve bölgelerarasında ilişkisiz olan beyaz gürültü hata terimidir. x değerlerinin *t* zamanında *i* bölgesindeki mekansal toplama

$S_{i,t}(x) = \sum_{k=i-1}^{i+1} x_{k,t}$ şeklinde gösterilirse; aşağıdaki ifadeyi yazabiliriz:

$$S_{i,t}(x) = \phi S_{i,t-1}(x) + \psi_1 S_{i-1,t-1}(x) + \psi_2 S_{i+1,t-1}(x) + S_{i,t}(\varepsilon) \quad (7)$$

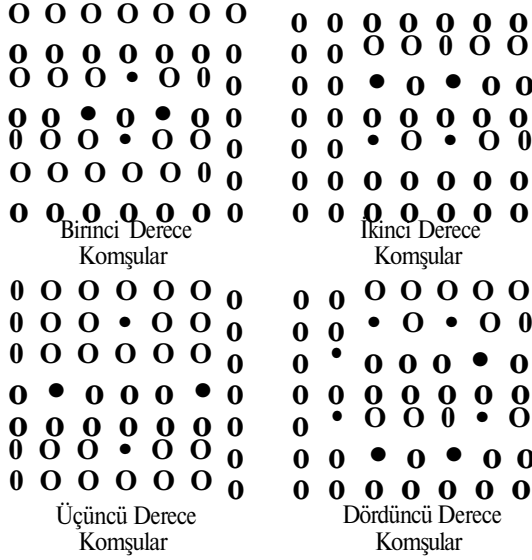
Kenar etkilerinin ihmal edilebilir olduğu varsayımı altında, $S_{i-1,t}$, $S_{i,t}$ ve $S_{i+1,t}$ toplamları yaklaşık olarak birbirlerine eşittir ve dolayısıyla (7) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$S_i(x) = W + \phi S_i(x) + S_i(\varepsilon) \quad (8)$$

Özetle, (8) numaralı eşitlikle ifade edilen süreç yaklaşık olarak birinci dereceden bir ardışık bağlanım ($AB(1)$) sürecidir ve mekansal bağıllık katsayıları olan y/x ile $y/2$ ardışık bağlanım katsayısına dâhil edilmiştir. Böylece, yapılan "toplulaştırma" ile ele alınan örnekte sürecin dinamik özellikleri basit bir biçimde ifade edilebilmektedir (Giacomini ve Granger, 2004: 10).

Bir mekan-zaman modeli, hem mekan hem de zamanda değişkenler arasındaki doğrusal bağıllığı hesaplamakta kullanılan bir zaman serisi modelidir. *,'nin N sayıda sabit bölgeden ($i = 1, 2, \dots, N$) elde edilen ve birden fazla döneme ait ($t = 1, 2, \dots, T$) gözlemlerden meydana gelen bir ekonomik değişken olduğunu varsayalım. Bölgelerden kastedilen; iller, çok sayıda ilden meydana gelen coğrafi bölgeler veya ülkeler olabilir. Mekan-zaman modellerinin tasarımı, bölgelerarasındaki nispi uzaklığa sistematik bir bağıllık olduğu kabulü altında çeşitli bölgelerden elde edilen veriler arasında ilişkiler bulunduğu varsayımına dayanır. Böylece x_{it} değişkeninin koşullu ortalaması, i ve buna komşu bölgelerden sağlanan söz konusu değişkenin geçmiş değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak modellenebilir. Dolayısıyla bir bölgedeki değişkenin diğer bölgelerde aynı değişkenin gözlemleriyle ilişkili olabilmesi için, mekansal gecikme düşüncesinin açıklanması gerekmektedir. Ancak mekansal gecikme yaklaşımı, zaman gecikmesi (time lag) veya zamansal gecikme kadar kolay tanımlanamaz (Giacomini ve Granger, 2004: 10).

Zamansal gecikme işlemcisi incelenen değişkenin zamamn bir veya daha fazla dönemleri için tek bir doğrultuda yer değiştirmesine yol açarken; mekanda aynı değişkenin yer değiştirmesinin tek bir doğrultusu yoktur. Dolayısıyla, mekansal gecikmenin tanımlanması verilerin mekansal düzenine bağlı olarak değişiklik gösterecektir. Mekan 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 (Lee, 2004: 18). Teorik olarak, veri bir i bölgesinin birinci ve daha yüksek dereceden komşuları iki boyutlu sistemler halinde Şekil 1'deki gibi tasvir edilebilir.



Şekil: 1
Veri Bir Bölgenin Komşuluk İlişkileri ve
Mekansal Gecikmelerin İki Boyutlu Tanımlaması

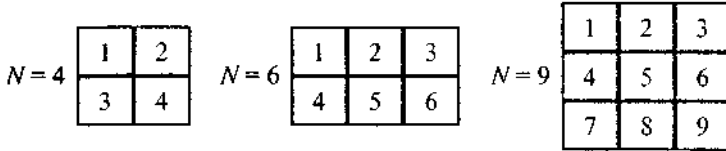
Her bölgenin belirli dereceden komşuluk seti bir defa tanımlandığında, mekansal gecikme işlemcisi veri alınan komşuluk setindeki tüm gözlemlerin ağırlıklı bir ortalaması olarak hesaplanabilir. x_i i bölgesindeki gözlemleri ve J_s s 'nci dereceden komşuların setini simgelerse; s 'inci derece mekansal gecikmesi aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Giacomini ve Granger, 2004: 10):

$$L^{(s)} x_i = \sum_{j \in J_s} w_{ij}^{(s)} x_j \quad s = 1, 2, \dots \quad (9)$$

Uygulamada, mekansal gecikmeler dağıtılmış gecikmelere benzemektedir. Ancak zaman serisi analizinde kullanılan dağıtılmış gecikme yapısından farklı olarak, mekansal gecikmeler tek bir doğrultuda değildir. (9) numaralı eşitlikte $w_{ij}^{(s)}$ ağırlıklarının seçimi, mekansal ekonometride son derece önemlidir. Bu ağırlıkların genellikle dışsal olduğu, stokastik olmadığı ve aşağıdaki özellikleri gösterdiği varsayılmaktadır (Giacomini ve Granger, 2004: 10-11):

$$\begin{aligned} w_{ij}^{(s)} &\geq 0, \\ w_{ii}^{(s)} &= 0, \\ \sum_{j \in J_s} w_{ij}^{(s)} &= 1 \end{aligned} \quad (10)$$

Yukarıda özellikleri tanımlanan ağırlıklardan meydana gelen matrislerin oluşturulabilmesi için, öncelikle incelenecek bölgelerin ve bunların birbirleriyle bağlantılarının teorik olarak iki boyutlu mekanda (x,y koordinat ekseninde) veya coğrafi enlem ve boylam olarak tanımlanması gerekmektedir. Örnek olarak, dört ($N = 4$), altı ($A' = 6$) ve dokuz ($N = 9$) bölgeden oluşan düzenli yapılar şeklinde tasarlanmış alanlar aşağıdaki gibi gösterilebilir (Giacomini ve Granger, 2004: 17):



Bölgelerin münferit mekansal düzenlerinden dolayı, ele alınan sistemler kenar etkileri tarafından etkilenebilecektir. Örneğin $M = 9$ için, 5 numaralı bölge sistemde 4 birinci derece komşusu olan tek bölgedir. Diğer bölgeler kenarda kalmaktadır ve bundan ötürü sistemde yer almayan birimler tarafından etkilenmektedir (Giacomini ve Granger, 2004: 17-18).

Mekansal ağırlık matrisi 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. Örnek olarak; $N = 4$ ve $N = 6$ için birinci derece komşuluk ilişkileri çerçevesinde ağırlık matrisleri (W) aşağıdaki gibi oluşturulabilir (Giacomini ve Granger, 2004: 18):

$$W^{(4)} = \begin{bmatrix} 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0.5 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$W^{(6)} = \begin{bmatrix} 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0.5 & 0 \\ 0.33 & 0 & 0.33 & 0 & 0.33 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0.5 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0.33 & 0 & 0.33 & 0 & 0.33 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0.5 & 0 \end{bmatrix} \quad (12)$$

(11) numaralı eşitlikte; ilk satır bölge 1'in birinci derece komşularının ağırlıklarını, satır 2 bölge 2'nin birinci derece komşularının ağırlıklarını içerir. 3 ve 4 nolu bölgeler için de aynı mantık geçerlidir. Aslında $N = 4$ matrisi özel bir durumdur. Çünkü sadece $N = 4$ olması halinde, ağırlık matrisinin kolon toplamları eşit olmaktadır. "Havuzlanabilirlik koşulu" adı verilen bu durum, \sqrt{N} in tüm diğer değerleri için söz konusu değildir.

İkinci yöntemde, her bir bölgenin kendi aralarında eşit olarak paylaşılan ağırlıklarla n sayıda s 'inci derece komşuya sahip olduğu varsayılarak bir ağırlık matrisi oluşturulur. Dolayısıyla, ağırlık matrisleri bunlardaki her sıfır olmayan eleman 0.25'e eşit olacak şekilde tasarlanır. Şekil 1 'de tasvir edilen yapı çerçevesinde, dördüncü ve daha üst dereceden komşular için matriste belirlenen ağırlıklar komşu eleman sayısı arttığı oranda düşmektedir. Örneğin dördüncü derece komşular veya mekan gecikmeleri sekiz tane olacağından, her ağırlık $1/8 = 0.125$ olarak belirlenecektir.' Aşağıda, $N = 4$ ve $N = 6$ durumları için ikinci yöntemle oluşturulmuş birinci derece komşuluk ilişkilerinin ağırlık matrisleri görülmektedir (Lee, 2004: 27-28):

$$W^{(4)} = \begin{bmatrix} 0 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0 & 0.25 \\ 0.25 & 0 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0.25 & 0.25 & 0 \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$W^{(6)} = \begin{bmatrix} 0 & 0.25 & 0 & 0 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 \\ 0 & 0.25 & 0 & 0 & 0 & 0.25 \\ 0.25 & 0 & 0 & 0 & 0.25 & 0 \\ 0 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

Mekansal 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 yöntemleri temel alan yaklaşımlar da kullanılmaktadır. Bu bağlamda, kullanılan yöntem her ne olursa olsun mekan-zaman modellerinde ağırlık matrisinin yanlış belirlenmesi, katsayı tahminlerinde tutarsızlık yaratan ve modellerin kestirim güçlerini düşüren önemli bir sorundur (Anselin, 1999: 5-6).

B) Yakınsamanın Varlığının Sınanması: Panel Birim Kök Testleri

Kesit veya mekan boyutlarının sayısına (N) bağlı olarak, kesitsel bağıllık "zayıf veya "güçlü" olabilir. Bu da, hata kovaryans matrisinin özdeğerlerinin tümünün sınırlı

veya sınırsız olmasına bağlıdır. Eğer özdeğerlerin tümü sınırlı ise "zayıf, sınırsız ise "güçlü" bir kesitsel bağıllık söz konusudur. Bağıllığın güçlü olması halinde, kesitsel boyutlar (N) arttıkça hata kovaryans matrisinin özdeğerleri sonsuza yaklaştığından, her bir kesitte yer alan seri iki bileşene ayrıştırılabilir. Birinci bileşen, tüm seriler için genel ve geçerli olan ortak özellik ya da özelliklerdir. İkinci bileşen ise, o seriye has olan özelliktir (Forni, Hallin, Lippi ve Reichlin, 2000: 13-14). Çalışmamızda incelenen bölgelerarasında zayıf kesitsel bağıllık olduğu varsayılacağından, güçlü kesitsel bağıllık konusunun ayrıntılarına girmeyecektir.

Zayıf bir kesitsel bağıllık olması halinde, Chang (2002 ve 2004), Breitung ve Das'ın (2003) çalışmalarında ele alındığı gibi, aşağıdaki test süreci kullanılmalıdır:

$$\Delta\pi_{it} = \omega_i + \theta\pi_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \nu_{ij}\Delta\pi_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

(15) numaralı eşitlik, (5) numaralı eşitliğin kesit verileri yansıtacak şekilde düzenlenmiş bir başka ifadesidir. (5) numaralı eşitliğe bir sabit terim eklenmiştir. (15) numaralı eşitlikte; $n_i \bullet = n_{i0} \dots n_{i_{t-1}}$ başlangıç değerleri sifra eşit olan kesit veri setleridir. Kısa dönemli dinamiklerin genel olarak verilerde şu anda kendini gösterdiği beklendiğinden; verilerdeki ardışık bağılanımı gösterecek şekilde $\sum_{j=1}^{p_i} \nu_{ij}\Delta\pi_{i,t-j}$ terimine modelde yer verilir. \hat{u}_j 'ler, incelenen her bir bölgeye (gruba) spesifik sabitlerdir ve ortalamaları genellikle sıfır değildir, $s = \{e_{s1}, \dots, e_{sm}\}$ olan hata terimleri vektörüdür, $E(\varepsilon_i) = 0$ ve $E(s, s') = Ci$. özelliklerini taşır, fi'un, daima diyagonal bir matris olması gerekmez.

Boş hipotez aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0 : \theta = 0 \quad (16)$$

Bunun anlamı; tüm serilerin rassal yürüyüş gösterdiğiidir. $\theta < 0$ olan alternatif hipotez, incelenen serilerin durağan olduklarını kabul eder.

C) Dinamik Mekan-Zaman Panel Veri Yöntemi

Bölgesel yakınsamanın analizi konusunda pek çok modelleme ve tahmin tekniği geliştirilmiştir. Bölgesel enflasyon yakınsaması ve bölgesel büyüme yakınsaması olguları en yoğun araştırılan ve tartışılan alt konuları oluşturduğundan; sözü edilen tekniklerin büyük çoğunluğu bu konular üzerinedir. Ekonomik büyüme bağlamında yakınsama olgusunu inceleyen Barro ve Sala-i-Martin'in (1995) ortak çalışmalarının yayınlanmasından sonra, iki yeni tekniğin öne çıktığı görülür. Bunlar; kesitsel modeller ve panel veri modelleridir. Kesitsel modellerin ele alınan bütün alanı homojen kabul ederek, bu alandaki bölgelere özel ve zamanla içinde değişim göstermeyen değişkenleri ihmal etmesi nedeniyle yakınsamanın analizi için yeterli olmadığı görülmüştür. Panel

veri modelleri ise, olası tüm değişkenleri analize dahil etmeye olanak veren yapılarından ötürü daha güçlü ve tercih edilen analiz araçları haline gelmiştir.

Mekansal ekonometri yazınında, bölgesel veriler komşu bölgelerarasındaki benzerliklerden ötürü bağımsız şekilde türetilemezler. Dolayısıyla, geçmiş dönemde bu alanda yapılan pek çok uygulamalı çalışmada kullanılan standart tahmin yöntemleri; ya yakınsama oranının tahmininde yetersiz kalmış ya da tahminler ciddi eğilim gösterdiğinden etkinliği düşük olmuştur. Bahsedilen mekansal etkilerin panel veri tekniğinde dikkate alınması çok yeni bir konudur. Elhorst'un (2003), panel veri modellerine mekansal etkilerin dahil edilebileceğini ispatlayan çalışmasından sonra bu konuda yeni araştırmalar yapılmaya başlanmıştır. Ancak yazında hala bu tekniğe dayanan çalışmalar son derece azdır.

Panel veri yöntemiyle yapılacak bir bölgesel yakınsama analizinde, hem mekansal hem de zamansal etkiler dikkate alınmalıdır. Arbia, Elhorst ve Piras'm (2005: 13) gösterdiği gibi, zamansal etkilerin seri olarak değerlendirilmesi ve analize dahil edilmesi gerekmektedir. Bölgesel yakınsama sürecinde hem mekan hem de zaman etkileri belirleyici olduğundan; bağımlı değişkenin gerek kendi gecikmeli değerlerinin gerekse komşu bölgelerdeki değerlerin gecikmelerinin bağımsız değişkenler olarak modelde yer alması gerekecektir. Spesifik olarak bir bölgedeki enflasyon oranı; kendi başlangıç değerinin, önceki dönemlerde bu bölgedeki enflasyon oranlarının, komşu bölgelerin enflasyon oranlarının ve komşu bölgelerin önceki dönemlerdeki enflasyon oranlarının bir fonksiyonudur. Bu çerçevede; gecikmeli enflasyon oranları "seri gecikmeleri", komşu bölgelerin cari enflasyon oranları "mekan gecikmeleri"ni ve komşu bölgelerin enflasyon oranlarının gecikmeleri de "mekan-zaman gecikmeleri"ni oluşturacaktır. Enflasyonun kendi başlangıç değeri ise, yakınsama düzeyini ölçmek için fonksiyona dahil edilen bir değişkendir.

Mekan-zaman panel veri tahmininde, "en yüksek olabilirlik" (maximum likelihood) tekniği kullanılmaktadır. Bilindiği gibi, geleneksel panel veri modellerinin en yüksek olabilirlikle yapılan tahminleri "dinamik" olarak nitelendirilmektedir. Bu nedenle, modelleme ve tahmin süreci aslında "dinamik mekansal panel veri yöntemi"ne dayanmaktadır. Elhorst (2005: 14) tarafından geliştirilen bu yöntem, daha önce Arbia ve Piras'm (2004: 3-6) geliştirdikleri yöntemin dinamik bir türüdür. Arbia, Elhorst ve Piras (2005: 13) tarafından ekonomik büyümenin bölgesel yakınsamasının analizi amacıyla, söz konusu yöntem iki farklı model kalıbı çerçevesinde kullanılmıştır. Biz bu model kalıplarını; Beck ve Weber'in (2005: 6-7), Sala-i-Martin'in (1996a: 1022-1024 ve 1996b: 1327-1334) çalışmalarının ışığında enflasyon yakınsaması bağlamında kullanacağımızdan, enflasyona göre tanımlamayı uygun bulduk. İlk model kalıbı aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta \pi_{i,t} = \mu_t + \beta \pi_{i,t} + \phi \Delta \pi_{i,t-1} + \rho W \Delta \pi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

(17) numaralı eşitlikte; 4^{\wedge} enflasyon oranının birinci farkını, A fark işlemcisini, $Wk * K_u$ cari enflasyon oranının mekansal gecikmelerini, W mekansal ağırlık matrisini, n_u cari dönemin enflasyon oranını, s_u hata terimini simgeler. Modelde; $//, /?, <j>$, p katsayılarıdır ve yakınsamanın analizi açısından özel anlamlar taşırlar, f_i bölgesel sabit etkileri simgeleyen model sabitidir. Daha açık bir ifadeyle; $/u$, o bölgeye özel olan enflasyon dinamiklerinin etkilerini yansıtmaktadır, fJ katsayısı, yakınsama hızını ölçer ve ilgili yazında genelde "beta yakınsama katsayısı" olarak adlandırılır. $<j>$ katsayısı, komşu bölgelerin ele alman bölgeyi önceki dönemlerde de etkilediği varsayımı altında, komşuluk etkilerini de kapsayan ilgili bölgenin geçen dönemdeki enflasyon oranının etkisini ölçmektedir, p katsayısı ise; komşu bölgelerin enflasyon oranlarının ele alman bölgedeki enflasyon oranına etkisini veya teknik adıyla taşma etkisini ölçer.

İkinci model kalıbı da şöyle ifade edilebilir:

$$\Delta \pi_{i,t} = \mu_i + \beta \pi_{i,t} + \phi \Delta \pi_{i,t-1} + \rho W \Delta \pi_{i,t} + \lambda W \Delta \pi_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

(18) numaralı eşitlik; $AWAx_{ir,t}$ terimi eklenerek (17) numaralı eşitliğin genişletilmiş halidir. Bu terim, bağımlı değişkenin mekansal gecikmelerinin seri gecikmesinden oluşur. \hat{A} katsayısı, önceki dönemde komşu bölgelerdeki enflasyon oranının taşma etkisini ölçmektedir. İki model bir birinin alternatifi değil tamamlayıcısı olarak görülmelidir. (18) numaralı model tek başına (17) numaralı modeldeki unsurları kapsamaktadır. Dolayısıyla, (17) numaralı modelin kullanılması gereksiz görülebilir. Oysa, her iki model birlikte kullanıldığında yakınsama ve taşma etkilerini yansıtan katsayıların değerlerinin değişmelerine bakılarak teorik tutarlılık gözlemlenebilir. Mekansal gecikmenin seri gecikmesi (17) numaralı modele eklendiği halde, sözü edilen katsayı değerleri belirgin farklılaşmalar göstermiyorsa teorik bir tutarlılık var demektir.

Bu konudaki açıklamalarımıza son vermeden önce, (17) ve (18) numaralı modellerin (5) ve ondan türeyen (15) numaralı modellerin mekan-zaman anlayışı çerçevesinde tasarlanmış bir türü olduğunu belirtmeliyiz.

III) TÜRKİYE'DE BÖLGESEL ENFLASYON YAKINSAMASININ ANALİZİ VE BULGULAR

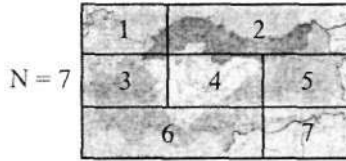
A) Kullanılan Veri Seti ve Özellikleri

Çalışmada, Türkiye'de coğrafi bölgelerarasında enflasyon yakınsamasının analizi, buraya dek yapılan teorik ve ekonometrik açıklamalar ışığında yapılmıştır. D.I.E. tarafından yayınlanan 1994=100 bazlı aylık bölgesel tüketici fiyat endekslerinden (Bölgesel T.Ü.F.E.) hareketle hesaplanan aylık tüketici fiyat enflasyonunu temel alınmaktadır. Gözlem dönemi, 1994-2004 yıllarını kapsayan 132 aydır. Ancak bilinen enflasyon hesaplamasından ötürü ($r_t = [(P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}] \times 100$),

testlerde kullanılan gözlemler 131 aylıktır. D.İ.E.; 2004 yılından itibaren baz değiştirdiği ve aylık bölgesel verileri yeni bazda henüz yayınlamadığı için 2004'den sonrasını da içeren daha güncel bir analiz yapma olanağı bulunmamaktadır. Öte yandan, D.İ.E. tarafından toptan eşya fiyat endeksinin (T.E.F.E.) içeriğinin değiştirilmesi (üretici fiyat endeksi (Ü.F.E.) olarak) nedeniyle 2004'ten sonrasına ait veri olmadığı gibi; bölgesel bazdaki T.E.F.E. verileri de yayımlanmamaktadır.

B) Mekansal Ağırlık Matrisinin Oluşturulması

Çalışmada, Türkiye'nin yedi coğrafi bölgesinden derlenen enflasyon verileri kullanıldığından; oluşturulacak mekansal ağırlık matrisinin "düzenli bir yapıya" dayanması mümkün değildir. Bu durumda, ya matrisin en yakın düzenli yapıya uygun hale getirilmesi ya da özel bir matris oluşturulması gerekecektir. Şayet, en yakın düzenli yapı dikkate alınacak olursa, 7 olan bölge sayısı iki sanal bölge eklenerek 9'a çıkartılacaktır. İlk bakışta mantıklı gibi görünen bu yöntem, bölgelerarası komşuluk ilişkilerini yanlış tasvir ettiği için bizi ciddi hatalara sürükleyecektir. Tercih edilmesi gereken yöntem, bölgelerarasındaki gerçek komşuluk ilişkilerini yansıtan düzensiz yapıdan hareketle 7x7'lik bir mekansal ağırlık matrisinin oluşturulmasıdır. Bunu aşağıdaki gibi ifade edebiliriz:



Daha sonra ağırlıklandırma yöntemi konusunda karar verilmelidir. Eğer birinci yöntem olan referans bölgenin her s'nci derece komşusuna verilen ağırlıklar eşit olarak paylaştırılırsa, (19) numaralı eşitlikteki ağırlık matrisi kullanılacaktır. İkinci yöntem olan referans bölgenin her s'inci derece komşusuna n adet komşu olduğu varsayılarak eşit değer verilirse, (20) numaralı eşitlikteki ağırlık matrisi kullanılacaktır.

$$W^{(7)} = \begin{bmatrix} 0 & 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.33 & 0 & 0 & 0.33 & 0.33 & 0 & 0 \\ 0.33 & 0 & 0 & 0.33 & 0 & 0.33 & 0 \\ 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0 & 0.33 & 0 & 0.33 & 0 & 0 & 0.33 \\ 0 & 0 & 0.33 & 0.33 & 0 & 0 & 0.33 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \end{bmatrix} \quad (19)$$

$$W^{(7)} = \begin{bmatrix} 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 \\ 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0 \end{bmatrix}$$

Belirlenmesi gereken bir başka önemli unsur da, mekansal gecikmelerin sayısıdır. Mekansal gecikmelerin sayısı, incelenen komşu bölgelerin sayısına bağlıdır. İncelenen bölge sayısı arttıkça, mekansal gecikmelerin sayısı da artacaktır. Yedi bölgenin esas alındığı bu çalışmada, kenar etkileri de ihmal edildiğinde, 2 mekansal gecikmeden fazlası kullanılamaz. Çalışmamızda; Arbia, Elhorst ve Piras'ın (2005: 13) geliştirdiği modelleme ve tahmin anlayışı dikkate alındığı halde, mekansal gecikmelerin ve mekansal ağırlık matrisinin oluşturulması konularında Giacomini ve Granger'ın (2004: 17-18) yaklaşımı kullanılmaktadır. Arbia, Elhorst ve Piras (2005: 9-13); coğrafi enlem ve boylamları esas alan ve coğrafi mesafenin fonksiyonu olarak hesaplanan ağırlıklardan meydana gelen bir yöntemi benimsemektedir.² Ancak, bu yöntem dar alanı kapsayan çok sayıda komşu bölgeleri (şehirler gibi) incelemekte elverişli olduğu halde, geniş alanı kapsayan az sayıda komşu bölgeleri incelemekte kullanışlı değildir. Oysa Giacomini ve Granger'ın (2004: 17-18) yöntemi, alan büyüklüğü ve/veya bölge sayısı ne olursa olsun sağlıklı sonuçlar verecek kadar esnekler. Çünkü, x-y koordinat yapısını esas almaktadır.

Bu aşamada, her gecikme için yeni bir ağırlık matrisi oluşturulması gerektiği de belirtilmelidir. Şekil 1 'de tasvir edilen teorik komşuluk dereceleri göz önüne alınarak, birinci ve ikinci yönteme göre ikinci derece mekansal gecikmeler matrislerle gösterilebilir. Ancak, Arbia, Elhorst ve Piras'ın (2005: 13) modelleme anlayışına sadık kalınarak; bu çalışma kapsamında birinci derece mekan gecikmeler kullanılacak, ikinci derece mekan gecikmelerine yer verilmeyecektir.

C) Model Tahminleri ve Bulgular

Türkiye'de bölgelerarasında enflasyon oranlarının mekansal bağlılığının, dolayısıyla enflasyon yakınsamasının varlığını belirleyebilmek için panel veri birim kök testleri kullanılmıştır. Temelde Breitung ve Das'ın (2003) yöntemi izlenerek, Breitung tarafından geliştirilen (15) numaralı panel birim kök testi modeli çerçevesinde analiz yapılmaktadır. Bununla birlikte, karşılaştırmalı bir değerlendirme için Levin, Lin ve Chu (2002), im Pesaran ve Shin (2003) tarafından geliştirilen panel birim kök testlerinden de yararlanılmıştır.

Tablo : 1'de söz konusu testlere ilişkin özet sonuçlar sunulmaktadır. Sonuçlar birbirleriyle son derece tutarlıdır ve Türkiye'de güçlü bir bölgesel enflasyon yakınsamasının varlığını ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, (17) ve (18) numaralı modellerin tahminleri yapılabilir ve varlığı tespit edilen enflasyon yakınsamasının dinamikleri değerlendirilebilir.

2'den 5'e kadar ki tablolarda, Giacomini ve Granger (2004: 17-18) tarafından açıklanan her iki mekansal ağırlıklandırma yöntemine göre (17) ve (18) numaralı modellerin en yüksek olabilirlik tahminleri yer almaktadır. Tablo : 2'de (17) numaralı modelin, Tablo : 3'de ise (18) numaralı modelin (19) numaralı eşitlikte belirtilen mekansal ağırlık matrisi esas alınarak yapılan tahmin sonuçları görülmektedir. Tablo : 4'de (17) numaralı modelin, Tablo : 5'de ise (18) numaralı modelin (20) numaralı eşitlikte belirtilen mekansal ağırlık matrisi esas alınarak yapılan tahmin sonuçları verilmektedir.

Tablo : 1
(15) numaralı Modelin Tahminiyle Elde Edilen
Panel Birim Kök Testlerinin Özet Sonuçları

$\Delta \pi_{it} = \omega_i + \theta \pi_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} v_{ij} \Delta \pi_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$				
Yöntem	t Testi	Anlamlılık	Kesit Sayısı	Gözlem Sayısı
Breitung t Testi	-13.6899	0.0000	7	902
Levin, Lin ve Chu t Testi	-16.6903	0.0000	7	909
Im, Pesaran ve Shin W Testi	-13.8287	0.0000	7	909

Tahminler, Eviews 5.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo : 2'de sunulan (17) numaralı modelin tahmin sonuçlarına bakılarak; istatistik anlamlılığın son derece yüksek ve dolayısıyla katsayı tahminlerinin güçlü olduğu rahatlıkla söylenebilir. Seri gecikmenin negatif katsayı değerinden ötürü, cari enflasyon artış hızı üzerinde bir dönem önceki enflasyon artış hızının etkisinin negatif olduğu veya aralarında ters yönlü bir etkileşim olduğu söylenebilir. Buna bakılarak, veri bir bölgede cari enflasyonun artış hızının geçmişe bağlılığının beklenenin aksine zayıf olduğu düşünülebilir. Oysa, mekansal açıklayıcı değişkenin katsayı değeri pozitifdir. Dolayısıyla, veri bölgedeki enflasyon oranları komşu bölgelerdeki enflasyon oranlarıyla doğrusal bir etkileşim içindedir. Her bölgedeki enflasyon artış hızı, birinci derece komşularındaki enflasyon artış hızından neredeyse %93 oranında etkilenmektedir. Bir başka deyişle, veri dönemdeki enflasyon artışının %93'ü, komşu bölgelerdeki enflasyon artışından ileri gelmektedir. Böylece, her hangi bir bölgedeki enflasyon hızla diğer bölgelere yayılmakta ya da taşmaktadır. Başlangıçtaki enflasyon

oranının katsayısı olan ρ 'nm değeri, sözü edilen bölgesel enflasyon yayılmasının veya yakınsamasının hızını göstermektedir. Tahinin sonuçlarına göre, enflasyonun bir bölgeden diğerine yayılma hızı %5 gibi oldukça düşük bir düzeydedir. Verilerin aylık olduğu göz önüne alınırsa, her hangi bir bölgedeki enflasyon artışı 20 ay gibi bir süre içinde tümüyle diğer bölgelere sıçramış olacaktır.

Tablo : 2
(17) Numaralı Modelin 1. Ağırlıklandırma Yöntemine Göre
En Yüksek Olabilirlik Tahmini Sonuçları

$\Delta\pi_{i,t} = \mu_i + \beta\pi_{i,t} + \phi\Delta\pi_{i,t-1} + \rho W\Delta\pi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
	Katsayı	Std. Hata	z İstatistiği	Anlamlılık
$\hat{\mu}$	-0.2096242	0.0418330	-5.01	0.000
$\hat{\beta}$	0.0523440	0.0091733	5.71	0.000
$\hat{\phi}$	-0.0428911	0.0085356	-5.02	0.000
$\hat{\rho}$	0.9277929	0.0093472	99.26	0.000
Gözlem Sayısı:	903	Logaritmik Olabilirlik:	-882.093	
Grup Sayısı:	7	Log. Olabilirlik χ^2 :	2711.38	
Gruptaki Gözlem Sayısı:	129	Anlamlılık:	0.0000	

Tahminler, Stata 8.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo : 3'de sunulan sonuçlar, (17) numaralı modelin tahmininden elde edilenlerle son derece tutarlıdır. Hatta bu tutarlılık öylesine yüksektir ki; bir önceki modeldekiyle aynı olan değişkenlerin katsayıları neredeyse eşittir. Dolayısıyla, aynı açıklayıcı değişkenler göz önüne alındığında üste yapmış olduğumuz değerlendirmeler geçerlidir. Bununla birlikte, iki modelin en önemli farkını oluşturan mekan-zaman gecikmeli açıklayıcı değişkendir. Bu değişkenin katsayısı olan X pozitif ve oldukça yüksektir. Aslında bu hiç de şaşırtıcı değildir. Nasıl cari dönemde veri bölgenin enflasyon oranı birinci derece komşularındaki enflasyon oranlarından %93 oranında etkilenecek artıyorsa, komşularındaki bir önceki dönemin enflasyon oranlarından da belirli ölçüde etkilenecektir. Yani enflasyonun yayılma veya taşması, geçmişe bağlılık göstermektedir. Bu bağlılık, yaklaşık %26 düzeyindedir. Bir başka önemli bulgu da, yayılma veya yakınsama hızının, modeldeki açıklayıcı değişken sayısı artmış olmasına karşın hemen hemen aynı kalmış olmasıdır.

Tablo : 4'deki sonuçlar, Tablo : 2'de sunulanlarla önemli ölçüde tutarlıdır. Farklı mekansal ağırlık matrislerinin kullanılmasına karşın aynı model kalıbına dayalı olarak tahmin edildikleri düşünülürse, bu son derece doğaldır. Bununla birlikte, temel alınan mekansal ağırlık matrislerinin değişmesinin tahmin edilen katsayı değerlerinin

de değişmesine yol açlığı belirtilmelidir. Bu özellikle, p katsayısı için söz konusudur. İkinci ağırlıklandırma yöntemine göre yapılan tahminde; yakınsama hızını belirten fi katsayısı aynı kalırken, taşma veya yayılma etkisini gösteren p katsayısı yükselmektedir. Sağlıklı bir değerlendirme yapılabilmesi için; yakınsama hızının (fj) %4 ile %5 arasında ve taşma ya da yayılma etkisinin (p) de %93 ile %130 arasında değişeceği söylenebilir.

Tablo : 3
(18) Numaralı Modelin 1. Ağırlıklandırma Yöntemine Göre En Yüksek Olabilirlik Tahmini Sonuçları

$\Delta\pi_{i,t} = \mu_i + \beta\pi_{i,t} + \phi\Delta\pi_{i,t-1} + \rho W\Delta\pi_{i,t} + \lambda W\Delta\pi_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$				
	Katsayı	Std. Hata	z İstatistiği	Anlamlılık
$\hat{\mu}$	-0.1900735	.0403023	-4.72	0.000
$\hat{\beta}$	0.0473875	.0088424	5.36	0.000
$\hat{\phi}$	-0.3014277	.0311333	-9.68	0.000
$\hat{\rho}$	0.9328774	.0091030	103.53	0.000
$\hat{\lambda}$	0.2659345	.0308906	8.61	0.000
Gözlem Sayısı:	903	Logaritmik Olabilirlik:	-846.566	
Grup Sayısı:	7	Log. Olabilirlik χ^2 :	2782.65	
Gruptaki Gözlem Sayısı:	129	Anlamlılık:	0.0000	

Tahminler, Stata 8.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo : 4
(17) Numaralı Modelin 2. Ağırlıklandırma Yöntemine Göre En Yüksek Olabilirlik Tahmini Sonuçları

$\Delta\pi_{i,t} = \mu_i + \beta\pi_{i,t} + \phi\Delta\pi_{i,t-1} + \rho W\Delta\pi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
	Katsayı	Std. Hata	z İstatistiği	Anlamlılık
$\hat{\mu}$	-0.2003536	0.0410550	-4.88	0.000
$\hat{\beta}$	0.0500620	0.0090043	5.56	0.000
$\hat{\phi}$	-0.0405393	0.0083783	-4.84	0.000
$\hat{\rho}$	1.2926430	0.0127496	101.39	0.000
Gözlem Sayısı:	903	Logaritmik Olabilirlik:	-864.262	
Grup Sayısı:	7	Log. Olabilirlik χ^2 :	2747.04	
Gruptaki Gözlem Sayısı:	129	Anlamlılık:	0.0000	

Tahminler, Stata 8.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo : 5'deki sonuçlar da, Tablo : 3'dekilerle önemli oranda tutarlıdır ve Tablo : 2 ile Tablo 4'deki sonuçlar konusunda yapmış olduğumuz değerlendirmeler bunlar içinde geçerlidir. Ancak, (18) numaralı modele has olan k katsayısının değerinin (%36) her iki yöntemle göre yapılan tahminlerde önemli ölçüde değiştiği (yaklaşık %10 oranında) belirtilmelidir. Mekan-zaman gecikmeli açıklayıcı değişkenin katsayısı olan A'nın anlamlı olması enflasyonun yayılma ya da taşma etkisinin geçmişe bağlılığını olduğunu ve esas alman yöntemle göre değişmesi yöntem seçiminde dikkatli davranılması gerektiğini göstermektedir. Hangi ağırlıklandırma yönteminin hangi durumlarda tercih edilmesi gerektiği konusu ilgili yazında açık değildir.

Öte yandan, Tablo : 2 ile Tablo : 3 arasındaki katsayı tutarlılığı Tablo 4 ile Tablo 5'tede kendini göstermektedir. Daha açık bir deyişle, ağırlıklandırma yöntemi değiştiğinde bile, aynı mekansal ağırlıklara göre yapılan tahminlerde, (17) ve (18) numaralı modellerin ortak katsayıları hemen hemen eşit değerler vermektedir. Bu temel alman teorik model kalıplarının tutarlılığını ortaya koyan önemli bir bulgudur.

Tablo : 5
(18) Numaralı Modelin 2. Ağırlıklandırma Yöntemine Göre
En Yüksek Olabilirlik Tahmini Sonuçları

$\Delta\pi_{i,t} = \mu_t + \beta\pi_{i,t} + \phi\Delta\pi_{i,t-1} + \rho W\Delta\pi_{i,t} + \lambda W\Delta\pi_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$				
	Katsayı	Std. Hata	z İstatistiği	Anlamlılık
$\hat{\mu}$	-0.1827042	0.0396189	-4.61	0.000
$\hat{\beta}$	0.0455967	0.0086934	5.24	0.000
$\hat{\phi}$	-0.2937957	0.0312339	-9.41	0.000
$\hat{\rho}$	1.2992240	0.0123113	105.53	0.000
$\hat{\lambda}$	0.3612509	0.0430385	8.39	0.000
Gözlem Sayısı:	903	Logaritmik Olabilirlik:	-830.324	
Grup Sayısı:	7	Log. Olabilirlik χ^2 :	2814.92	
Gruptaki Gözlem Sayısı:	129	Anlamlılık:	0.0000	

Tahminler, Stata 8.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

SONUÇLAR

Türkiye'de bölgesel enflasyon yakınsaması olgusunun varlığının ve hızının uygulamalı olarak araştırıldığı bu çalışmada, farklı coğrafi bölgelerde gözlenen enflasyon oranlarının karşılıklı bağlılık içinde olduğu tespit edilmiştir. Uygulanan panel birim kök testleri, mekansal bağlılığın ve dolayısıyla bölgesel enflasyon yakınsamasının varlığını ortaya koymaktadır. Diğer taraftan, dinamik mekan-zaman panel veri tekniğiyle yapılan tahminlerle hem yakınsamanın hızı hem de yakınsama süreci üzerinde mekansal ve zamansal etkilerin gücü belirlenmiştir. Elde edilen

bulgular; yakınsama hızının nispeten düşük olmasına rağmen bölgelerarası enflasyon yayılmasının güçlü ve gerek cari döneme gerekse geçmişe bağlılığının da yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Aslında, Türkiye'nin günümüzde önemli ölçüde istikrar sağlanmış olsa da köklü bir yüksek ve kronik enflasyon geçmişi olduğu düşünülürse, söz konusu bulgular hiç şaşırtıcı değildir. Ayrıca, bölgelerarası ekonomik gelişmişlik farkları olmasına karşın bölgelerin ekonomik bir bütünsellik sergilemesinden ötürü fiyat artışlarının hızlı yayılma eğilimi göstermesi doğal karşılanmalıdır.

Ekonomi yazınında enflasyon yakınsaması, para politikalarının oluşturulması ve başarıya ulaştırılması açısından önemli bir karar kriteri olarak değerlendirilmektedir. Enflasyonun yayılması ve bu olgunun zaman içinde süreklilik göstermesi; ücret oranlarını ve bunun fonksiyonu olarak değerlendirilebilecek alım gücünü düşürerek ve hayat standardını bozarak refah düzeyini azaltmaktadır. Dolayısıyla, bir bölgedeki enflasyona bağlı refah düşüşü hızla diğer bölgelere yayılmaktadır. Ayrıca, kaynakların tahsisi sürecinin etkinliği de azalmaktadır. Tüm bu etkiler birlikte değerlendirildiğinde; enflasyon yakınsamasının mevcut 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. 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.

SONNOTLAR

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

Bu konuya ilgi duyanlar, Anselin'in (1988) eserinden yararlanabilirler. Bu tür ağırlıklandırma yaklaşımı, kendi içinde çeşitli ağırlık formüllerinden yararlanılarak kullanılmaktadır. Ağırlıklar hesaplandıktan sonra ağırlık matrisi, Giacomini ve Granger'ın (2004: 17-18) belirttiği yöntemlerden her hangi birisine göre oluşturulabilir. En basit ağırlık formülü, $w_g = 1/r_f$ 'dir. Bu eşitlikte; v_j komşu bölgelerin ağırlıklarını, d komşu bölgelerarasındaki coğrafi mesafeyi ve a ilişkiyi düzenleyen ve çoğunlukla model performansını arttıran ilave bir parametreyi simgelemektedir.

KAYNAKÇA

- ABUAF, Niso and JORION, Philipp. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, Vol. 45, No: 1, pp. J 57-174.
- ANGELONI, Ignazio and EHRMANN, Michael. (2004), "Euro Area Inflation Differentials", *ECB Working Papers*, No: 388.
- ANSELIN, Luc. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- ANSELIN, Luc. (1999), "Spatial Econometrics", *Center for Spatially Integrated Social Sciences, Working Papers*, No: 2, <http://www.csiss.org> (7.05.2006).
- ARBJA, Giuseppe and PIRAS, Gianfranco. (2004), "Convergence in Per-capita GDP Across EU-NUTS2 Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects", *44th European Congress of the European Regional Sciences Association (ERSA). Region and Fiscal Federalism. University of Porto. Portugal 25-29 August 2004*, <http://www2.uiuc.edu/unit/real/tseries.htm> (7.05.2006).
- ARBIA, Giuseppe; ELHORST, J. Paul and PIRAS, Gianfranco. (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 (7.05.2006).
- BALASSA, Bela. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Re-Appraisal", *Journal of Political Economy*, Vol. 72, (December), pp. 584-596.
- BARRO, Robert J. and SALA-i-MARTIN, Xavier X. (1995), *Economic Growth*, McGraw Hill, New York.
- BECK, Günter W. and WEBER, Axel A. (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 (2.05.2006).
- BENINGO, Pierpaolo and LOPEZ-SALÍDO, J. David. (2002), "Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area", *ECB Working Papers*. No: 178.
- BREITUNG, Joerg and DAS. Samarjit. (2003), "Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence", *Mimeo*, University of Bonn, <http://ideas.repec.org/p/ecni/nasm04/55.html> (5.05.2006).
- BREUSCH, Trevor S. and PAGAN, Adrian R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No: 2, pp. 239-253.
- BUSETTI, Fabio; FORNI, Lorenzo; HARVEY, Andrew and VENDITTI, Fabrizio. (2006), "Inflation Convergence and Divergence with in European Monetary Union", *ECB Working Papers*, No: 574.
- CECCHETTI Stephen G.; MARK, Nelson C. and SONORA, Robert .I. (2002), "Price Index Convergence among United States Cities", *International Economic Review*, Vol. 43, No: 4, pp. 1081-1099.

- CEGLOV/SKI, Janet. (2003), "The Law of One Price: International Evidence for Canada". *Canadian Journal of Economics*, Vol.36, No:2, pp.373-400.
- CHANG, Yoosoon. (2002). "Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, Vol. 110, No: 2, pp. 261-292.
- CHANG, Yoosoon. (2004), "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, Vol. 120, No: 2, pp. 263-293.
- COENEN, Günter. (2003). "Inflation Persistence and Monetary Policy Design", *ECB Working Papers*, No: 290.
- DAS, Samarjit and BHATTACHARYA, Kauslik. (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> (15.04.2006).
- De GRAUWE. Paul. (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> (24.04.2006).
- DURLAUF, Steven N. and QUAH, Danny T. (1999), "The New Empirics of Economic Growth" *Handbook of Macroeconomics*, Vol. I., (Eds.) John B. Taylor ve Michael Woodford, Elsevier Science, Amsterdam, pp. 235-308.
- ECB. (2003). *Inflation Differentials in the Euro Area: Potential Causes and Policy Implications*, ECB Repon (30 September), <http://www.ecb.int/press/pr/date/2003/html/pr030930.en.html> (12.04.2006).
- ELHORST, J.Paul. (2001). "Dynamic Models in Space and Time", *Geographical Analysis*, Vol. 33. No: 1, pp. 119-140.
- ELHORST, J. Paul. (2003). "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Science Review*, Vol. 26. No: 1. pp. 244-26S.
- ELHORST, J. Paul. (2005), "Models for Dynamic Panels in Space and Time: An application to Regional Unemployment in the EU", *Horhlop on Spatial Econometrics*, Kiel Institute for World Economics, Kiel, 8-9April 2005, <http://ideas.repec.org/p/wiw/wiwrsa/ersa05pSl.html> (7.05.2006).
- ENGEL, Charles and ROGERS, John H. (1996), "How Wide Is the Border?", *American Economic Review*, Vol. 86, (December), pp. 1112-1125.
- ENGEL, Charles and ROGERS, John H. (2001), "Violating the Law of One Price: Should We Make a Federal Case Out of it?", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 33, No: 1, pp. 1-15.
- FAN, C. Simon and WEI, Xiangdong. (2003), "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China. *Mimeo*, Department of Economics, Lingnan University", China. http://www.hiebs.hku.hk7events_tupdates/pdf/weixiangdong.pdf (3.05.2006).
- FORNI, Mario; HALLIN, Marc; LIPPI, Marco and REICHLIN, Lucrezia. (2000). "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No: 4, pp. 540-554.

- GIACOMINI, Raffaella and GRANGER, Clive W.J. (2004), "Aggregation of Space-Time Process", *Journal of Econometrics*, Vol. 118, No: 1, pp. 7-26.
- GLUSCHENKO, Konstantin. (1999), "Inter-regional Variability of Inflation Rates", *Economics Education and Research Consortium Working Papers*, No: 99/17, <http://ideas.repec.org/p/eer/vvpalle/99-17e.html> (12.04.2006).
- GRUBEN, William C. and McLEOD, Darryl. (2004), "Currency Competition and Inflation Convergence", *Cemre for Latin American Economics IWorking Papers*, No: 0204, <http://www.dallasfed.org/latin/papers/2004/lawp0402.pdf> (12.04.2006).
- HARVEY, Andrew C. and BATES, David. (2003), "Multivariate (Jnit Root Tests and Testing for Convergence)", *University of Cambridge D.A.E. IWorking Papers*, No: 0301, <http://ideas.repec.org/p/cam/camdae/0301.html> (18.04.2006).
- İM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem and SHIN, S. Yongcheol. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No: 1, pp. 53-74.
- LEE, Cheng-Yu. (2004), *An Integrated Environment for Analyzing STARMA Models*, Department of Forestry, Michigan State University, (December), <http://fried.for.msu.edu/what-is-IEAST/what-is-IEAST.html> (29.04.2006).
- LEVIN, Andrew; LIN Chien and CHU, C. James. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No: 1, pp. 1-24.
- MADDALA, G.S. and WU, Shaowen. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, (Special Issue, November), pp. 631-652.
- MENTZ, Marcus and SEBASTIAN Steffen P. (2003), "Inflation Convergence After the Introduction of the Euro", *Centre for Financial Studies IWorking Papers*, No: 2003/30, Frankfurt: Goethe University, <http://ideas.repec.org/p/cfs/cfswop/wp200330.html> (2.05.2006).
- NENNA, Manuela. (2001), "Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis?", *CIDEI IWorking Papers*, No: 64, University of Rome, <http://www.eco.uniroma1.it/cidei/wp/abswp64.pdf> (24.04.2006).
- O'CONNELL, Paul. (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, Vol. 44, No: 1, pp. 1-19.
- PARSLEY David C. and WEI, Shang-Jin. (1996), "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No: 4, pp. 1211-1236.
- ROGERS, John H.; HUFBOUER, Gary Clide and WADA Erika. (2001), "Price Level Convergence and Inflation in Europe", *Institute for International Economics IWorking Papers*, No: 01-1, Washington, <http://www.iie.com/publications/wp/01-1.pdf> (24.4.2006).
- SALA-i-MARTIN, Xavier X. (1996a), "The Classical Approach to Convergence Analysis", *The Economic Journal*, Vol. 106, No: 437, pp. 1019-1036.
- SALA-i-MARTIN, Xavier X. (1996b), "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review*, Vol. 40, No: 6, pp. 1325-1352.

SAMUELSON, Paul. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problem", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No: 2, (May), pp. 145-154.

SIKLOS. Pierre L. and WOHAR, Mark E. (1997), "Convergence in Interest Rates and Inflation Rates Across Countries and Over Time", *Review of International Economics*, Vol. 5, No: 1, pp. 129-141.

TAYLOR. A. Mark. (2001), "Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price", *Econometrica*, Vol. 69, No: 2, pp. 473-498.

TINBERGEN. Jan. (1959). "On the Theory of Trend Movements", *Selected Papers*, (Eds.) Jan Tinbergen, North Holland, Amsterdam, pp. 182-221.

WEBER, Axel 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> (24.04.2006).