

KURUCU AB ÜLKELERİ ARASINDAKİ FAİZ FARKLILIKLARININ MEKANSAL ANALİZ İLE İNCELENMESİ

Mehmet Özmen*
Fatma İdil Baktemur**

ÖZET

Tobler (1979)'in belirttiği coğrafyanın birinci kuralı olarak adlandırılan kural “Her şey diğer şeylerle ilişkilidir fakat yakın olanlar uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir.” şeklindedir. Yani, bölgesel düzeyde incelenen verilerde komşular arasında bağımlılık ve etkileşim ortaya çıkmaktadır. Veri bölgesel düzeyde toplandığında iki problem ortaya çıkabilmektedir. Bunlar veriler arasında mekansal bağımlılık ve modellediğimiz ilişkilerde mekansal değişimdir. Klasik ekonometri, bu iki konuyu göz ardı etmektedir. Mekansal ekonometri, kesit veya panel verideki mevcut mekansal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan ekonometrinin alt bir alanıdır. Çalışmada 1986-2013 dönemleri arası kurucu AB ülkeleri arasındaki reel faiz oranı yakınsamasının mekansal ekonometrik modeller yardımıyla tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Sonuçlar yakınsama hızının düşük olmasına rağmen bölgelerarası faiz yayılmasının güçlü ve cari döneme olan bağlılığının yüksek olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Reel faiz oranı, yakınsama, mekansal ekonometri

ABSTRACT – The Investigation of Interest Differences Among Founder European Countries By Spatial Analysis

The law which Tobler specifies is called as the first law of geography: everything is related to everything else, but near things are more related than distant things. It means that dependency and interaction emerge among neighbors in the data analyzed at the regional level. Two problems may occur when data are collected at the regional level. These are spatial dependence among variables and spatial heterogeneity in relations which we have modelled. Classical econometrics ignores these two subjects. Spatial econometrics is a subfield of econometrics that deals with the treatment of spatial interaction and spatial structure in regression models for cross-sectional and panel data. In the study, it has been aimed to estimate real interest rate convergence between the periods of 1986-2013 among founder European countries by spatial econometric models. The results indicate that interregional interest spread is strong and its dependence on current period is high even though the speed of convergence is low.

Key Words: Real interest rate, convergence, spatial econometrics

1. Giriş

Coğrafik konumlar arasındaki etkileşimler ve coğrafik konumların farklılığını ortaya koyma ihtiyacı kesit veri kullanımını giderek yaygın hale getirmiştir. Mekansal

*Doç.Dr., Çukurova Üniversitesi, İ.İ.B.F/Ekonometri, mozmen@cu.edu.tr

** Arş.Gör., Çukurova Üniversitesi, İ.İ.B.F/Ekonometri, idilbaktemur@gmail.com

ekonometri, hem kesit ve panel verileri için regresyon modellerindeki mekansal etkileşimi (bağımlılık) hem de mekansal yapı (heterojenlik) için oluşturulmuş bir alandır. Bu özelliği nedeniyle geleneksel ekonometriden ayrılmaktadır. (Zeren, 2010, s. 19)

Yakın konumların etkilerinin ölçülmesi ihtiyacı, mekansal ekonometrinin gelişmesinin başlıca nedenidir. Çünkü Waldo Tobler'e göre, coğrafyanın temel yasası şöyledir; her şey başka her şeyle ilişkilidir. Fakat yakın şeyler, uzak şeylere göre daha da ilişkilidir. Sonuç olarak, bir değişkene ait benzer özellikler genellikle yakın konumlarda ortaya çıkar ve bu durum mekansal kümeleme meydana getirir. (Zeren, 2010, s. 19)

Faiz oranı paritesi yaklaşımı, döviz kurlarının belirlenmesinde makro ekonomik yapıyı göz önüne almakta ve ödemeler bilançosunun sermaye hareketleri hesabını analize dahil etmektedir. Bu yaklaşım ile faiz oranları, spot ve forward döviz kurları ve spekülörlerin beklentileri arasında bir bağ kurulmaya çalışılmaktadır. Faiz oranı paritesi yaklaşımı ile spot ve vadeli döviz kurları ile nominal faiz oranları arasında bir bağ kurulmaktadır. Yurtiçi ve yurtdışı finansal varlıklar arasında tam ikame söz konusu olduğunda çeşitli finansal varlıkların getiri oranları eşitlenmektedir. Bu eşitlik faiz oranı paritesi olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın en temel önerisi aynı riske sahip iki finansal varlığın aynı getiriye sahip olmasıdır. Eğer aynı risk özelliğine sahip iki varlık aynı getiriye sahip değil ise, iktisadi ajanların iki varlığın getiri oranı eşitleninceye kadar arbitraj yapmaları kaçınılmaz olacaktır. (Classen, 1998, s. 39). Döviz kurlarında denge sağlanabilmesi için ülkeler arası faiz oranları farklılıklarının spot ve forward kurları arasındaki farka eşitlenmesi gerekmektedir. Çok büyük bir risk olmaması durumunda yurtdışı ve yurtiçi faiz oranlarının farklılık taşıması ülkeler arası parasal hareketlilikler doğurmaktadır. Arbitrajda (uluslararası mal fiyatlarının eşitlenmesine yol açmakta) olduğu gibi ödünç verilen fonların da sağladığı getirilerin uluslararası alanda eşitlenmesi gerekmektedir. Tasarruf sahipleri ellerindeki mali fonları belli bir risk düzeyinde faiz oranları en yüksek piyasalara yatırmakta iken, ödünç para almak isteyenler de faiz oranlarının en düşük olduğu piyasalardan borçlanmak istemektedir. Ülkeler arasındaki faiz farklılıkları bir yandan faiz arbitrajı doğurmakta, öte yandan spot kurlar ile forward kurlar arasındaki ilişkiyi belirlemektedir. Bu yaklaşıma göre, düşük faizli ülkenin parası yüksek faizli ülkenin parası karşısında, bu farkın tutarı kadar prim yapmaktadır. Yüksek faizli ülkenin parası ise, faiz farkı kadar vadeli iskonto doğurmaktadır. İki ülke arasında oluşan faiz oranları farklılıkları bu ülkelerin ulusal paraları arasındaki kuru etkilemektedir. Genelleştirilmiş Fisher Etkisi olarak bilinen bu yaklaşıma göre, bir ülkede faiz oranları, diğer ülkelerin faiz oranlarından yüksekse, mali fonlar iki ülke arasındaki reel faiz getirileri eşitleninceye kadar, faizin yüksek olduğu ülkeye gitmektedir. Enflasyon oranları yüksek olan ülkelerde faiz oranlarının, diğer ülkelere göre enflasyon oranından daha yüksek olması gerekmektedir. Bu bağlamda, uluslararası Fisher etkisi ortaya çıkmaktadır. Uluslararası Fisher etkisine göre, ulusal piyasalarında yüksek faiz oranlarına sahip olan ülkelerin ulusal paraları, faiz oranları ölçüsünde değer kaybetmektedir. Bu olgunun doğal bir sonucu olarak, enflasyon oranları düşükse faiz oranları da düşük olmakta ve ulusal para döviz piyasasında değer kazanmaktadır. Bu yaklaşımın kısa dönemde istikrarlı sonuçlar öngöremediği ancak uzun dönemde gerçekçi sonuçlar ortaya çıkardığı söylenebilmektedir. (Öztürk & Bayraktar, 2010, s. 175-177)

Hedefi, kuruluşundan itibaren siyasal bir birlik, tek devlet olan Avrupa Birliği, bu sürecin zorluğundan ötürü öncelikli olarak Ekonomik ve Parasal Birliği gerçekleştirmeyi amaçlamıştır. Girişimlerin başladığı ilk günlerden günümüze kadar dünya ekonomisinde yaşanan bunalımlar veya ülkelerin kendi ekonomileri üzerine yaptığı değerlendirmeler, çıkar çatışmalarının yol açtığı aksaklıklar dolayısıyla bu amaç 1993’de yürürlüğe giren Avrupa Birliği (Maastricht) Anlaşmasına kadar gerçekleşmemiştir. Bununla beraber, ortaya konan dirençli irade ile günümüzde tek devletin simgesi olan tek para(Euro) çıkarılmaya ve tek merkez bankası kurulmaya kadar önemli mesafeler kat edilmiştir. 2002 yılında 12 üye devletin (Belçika, Almanya, Yunanistan, İspanya, Fransa, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Avusturya, Portekiz, Finlandiya) ulusal paralarından vazgeçerek, birliğin tek parası olan Euro’yu kabul edip, kullanmaya başlamaları önemli bir dönüm noktası olmuştur. (Bal & Özalp, 2011, s.91)

Parasal birliğin beraberinde getirdiği önemli statik kazanç, döviz kuru riskini gidermesi ve ülkeler arasındaki faiz oranı farklılıklarını azaltarak fiyat mekanizmasının daha etkin bir şekilde işlemesine yol açmasıdır. Diğer bir ifadeyle, döviz kuru riskine ilişkin maliyetler azaldıkça, parasal birliğe üye ülkelerin kaynak dağılımı etkinliğinde olumlu yönde bir artış ortaya çıkacaktır. Azalan maliyetler üretimin daha ileri entegrasyonuna ve parasal birliğe üye ülkeler arasındaki ticaretin ve yatırım akımlarının artmasına neden olacaktır. (Değer & Öztürk, 2003, s.116)

Yakınsama Teorisi, 1959 yılında Hollandalı iktisatçı Jan Tinbergen tarafından ilk ortaya atıldığında, ekonomi teorisi alanında tartışmalara neden olmuş ve büyük 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. (Tunay & Silpagar, 2007, s. 2)

Sermaye, işgücü ve mal piyasaları mobilleştikçe faiz, ücret ve fiyat farklılıkları azalmakta ve yakınsama beklenmektedir. Bu amaçla kurucu AB ülkeleri arasındaki faiz yakınsamasının varlığı araştırılmıştır. Literatürde faiz yakınsaması ile ilgili çalışmalar mevcuttur.

Fountas ve ve Wu (1999) kısa ve uzun dönem reel faiz oranlarını alarak yakınsama olgusunu Avrupa ülkeleri için 1979-93 dönemi için incelemiştir. Koentegrasyon yönteminin uygulandığı çalışmada bazı Avrupa ülkelerinde para politikasının etkinliğini kaybettiği sonucuna varılmıştır. Camerero, Ordonez ve Tamarit (2002) çalışmasında birim kök testleri ile Avrupa bölgelerinde yakınsamanın sağlandığını ifade etmiştir. Lee ve Wu (2004) bazı küçük dış ticarete açık Asya ülkeleri için faiz yakınsamasını Im, Pesaran ve Shin birim kök testi ile incelemiştir. İlgili dönem 1998:1-1997:6’dır. Sonuçlar bu ülkelerin nominal faiz oranlarının ABD’ye yakınsadığını ancak Japonya’ya yakınsamadığını göstermiştir. Jenkins ve Madzharova (2008) euro altında faiz oranı yakınsamasını incelemiştir. Koentegrasyon yöntemi reel faiz oranlarının davranışlarının açıklanması için kullanılmıştır. Reel faiz oranlarının koentegre olmadığı ancak nominal faiz oranlarının olduğu bulunmuştur. Dow,

Montagnoli ve Napolitano (2012) faiz oranı farklılıklarını birim kök testleri ile İtalya için incelemiştir. Yakınsama olgusu yirmi bölge için elde edilemezken, dört bölge için elde edilmiştir. Su, Shen, Chang ve Liu (2012) doğrusal olmayan birim kök testleri ile reel faiz oranı paritesini incelemiştir. On Asya ülkesi için ve Çin arasında yakınsamanın incelendiği çalışmada sekiz ülke için yakınsama sağlanmıştır. Magonis ve Tsoponakis (2013) bazı OECD ülkeleri için reel faiz oranı paritesini incelemiştir. Analiz sonuçları yapısal kırılma olduğunu ve panel eşbütünlük yöntemi sonuçları paritenin gerçekleştiğini göstermiştir.

Literatüre bakıldığında yakınsama ilgili analizler çoğunlukla birim kök testleri ile incelenmiştir. Bu çalışmada mekansal analiz ile yakınsama hızı katsayısına ek olarak komşuluk ilişkisinin etkileri de ortaya konulmuştur.

2. Mekansal Panel Ekonometri

Son yıllarda panel veriye dayanan ekonometrik ilişkilerin ifade edilmesinde ve tahmin edilmesinde artan bir ilgi olmuştur. Bu ilgi, panel verinin zaman serisi gibi verilere kıyasla araştırmacıya genişletilmiş modelleme imkanı vermesinden kaynaklanmaktadır. Panel veri genel olarak daha bilgi vericidir ve değişkenler arasında daha az çoklu doğrusallığa neden olmaktadır. Ayrıca serbestlik derecesi için avantaj sağlamakta ve tahminlerde etkinliği artırmaktadır. Daha karmaşık davranışsal hipotezlere de imkan vermektedir. (Elhorst, 2003, s. 244)

Panel veri mekansal unsur içerirse iki sorun ortaya çıkar. Birinci sorun, zamanın her noktasında gözlemler arasında mekansal bağımlılık ortaya çıkabilmektedir. Mesafenin ekonomik teoriyi etkilemesi temel nedenidir. Bölgesel bilim iktisadi birimlerin kararlarını şu koşullara bağlı olarak değiştirebileceğini söylemektedir: (Elhorst, 2003, s. 244)

- 1) Bir bölgedeki piyasa koşullarının diğer bölgelere göre
- 2) Bölgeler arasındaki mesafeye göre

Gözlemler arasında mesafe olduğunda model hata teriminde mekansal otoregresif süreç içerebilir ya da mekansal otoregresif bağımlı değişken içerebilir. Birincisi mekansal hata modeli ve ikincisi mekansal gecikme modelidir. (Elhorst, 2003, s. 244)

İkinci sorun, panel veri mekansal unsur içerdiğinde parametrelerin uzay boyunca homojen olmaması fakat farklı coğrafik yerlerde değişkenlik göstermesidir. Dolayısıyla katsayılar zaman boyunca değişecektir. Parametre heterojenliği literatürde önemli bir konu olmuştur. Pesaran ve Smith (1995) ve özellikle Fotheringham, Charlton ve Brunsdan (1997) havuzlanmış modellerde homojen parametre varsayımını bırakmamızı ve ortalama tepki regresyonlarından kaçınmamızı savunmaktadırlar. Geleneksel panel verinin temel problemi sadece ortalama ya da tasviri davranışı yakalamasıdır. Sabit eğimli bir panel veri mekansal birimler arasında ortalama etkiye neden olmakta ve mekansal birimler arasındaki davranışlardaki farklılıkları gösterememektedir. (Quah 1996a,1996b) Tahmin edilen ilişkinin mekansal değişim göstermesindeki ikinci neden modelin tanımlama hatası göstermesidir çünkü bir veya daha çok değişken kaza ile modelden çıkarılmıştır ya da yanlış fonksiyonel form ile ifade edilmiştir. (Elhorst, 2003, s.245)

Mekansal ekonometri literatürü sıradan EKK tahmininin mekansal etki içeren modellerde uygun olmadığını göstermiştir. Mekansal otokorelasyon hata modeli

durumunda EKK tahmin edicisi yansız kalmakta ancak etkinliğini kaybetmektedir. Mekansal gecikmeli bağımlı değişken olması durumunda EKK tahmin edicisi yansızlığını kaybetmekle kalmamakta aynı zamanda tutarsız olmaktadır. Bu sorunun çözümünde Maksimum Olabilirlik yöntemi kullanılmaktadır. (Anselin 1998: Anselin ve Hudak 1992) (Elhorst, 2003, s. 246)

2.1 Sabit Etkili Mekansal Hata ve Mekansal Gecikme Modeli

Geleneksel sabit etkiler modeli mekansal otokorelasyon hata modeline genişletilebilir: (Elhorst, 2003, s.249-250)

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \phi_t, \phi_t = \delta W\phi_t + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma^2 I_n$$

Ve mekansal bağımlı gecikmeli model şu şekilde ifade edilir:

$$Y_t = \delta WY_t + X_t\beta + \mu + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma^2 I_n$$

Mekansal gecikme tanımlamasında açıklayıcı değişkenlerin sayısı bir artarken, mekansal hata tanımlamasında, hata yapısının kuralları değişmiştir. Mekansal hata tanımlamasında δ mekansal otokorelasyon katsayısı olarak ve mekansal gecikme tanımlamasında mekansal otoregresif katsayı olarak bilinmektedir.

Mekansal otokorelasyonlu hata modelinin Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile tahmininde log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki şekildedir:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t, e_t = (I - \delta W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$$

]

Ve mekansal gecikmeli bağımlı değişken modeli için

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t, e_t = (I - \delta W)(Y_t - \bar{Y}) - (X_t - \bar{X})\beta$$

şeklindedir.

Birinci modelin log olabilirlik fonksiyonunu maksimize edebilmek için iteratif iki aşamalı yöntem ve ikinci model için basit iki aşamalı yöntem kullanılabilir.

Sadece eğim katsayıları, T sabit ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumlarda tutarlı bir şekilde tahmin edilebilmektedir. Sabit birim etki katsayıları tutarlı bir şekilde tahmin edilemez çünkü μ_i 'nin tahmini için mevcut olan gözlem sayısı, T gözlemiyle sınırlıdır.

μ_i 'nin tutarsızlığı, kısaltılmış denklemdaki eğim katsayısı tahmin edicilerine etki etmez. Bu eğim katsayıları tahmin edilen μ_i 'nin bir fonksiyonu değildir. Böylelikle $N \rightarrow \infty$ gittiği durumlar için, sabit etki modellerinin büyük örneklem özellikleri, kısaltılmış denklemler içinde geçerlidir.

2.2 Rassal Etkili Mekansal Panel Modelleri

Sabit etki modellerinde meydana gelen serbestlik derecesi kaybı nedeniyle daha güçlü tahminler için alternatif olarak rassal etki modelleri kullanılır. μ_i 'ye rassal değişken gibi davranılırsa $E(\mu_i \mu_j')$ $= \sigma_\mu^2$ eğer $i=j$ ve değilse 0 olur. (Elhorst, 2003, s. 251-256)

Mekansal hata modeli:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ \cdot \\ Y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_t \\ \cdot \\ X_T \end{bmatrix} \beta + v$$

$$v = (I_T \otimes I_N) \mu + (I_T \otimes B^{-1}) \varepsilon$$

I_T (Tx1) vektör ve $B = I_N - \delta W$ 'dir.

v 'nin kovaryans matrisi

$$\Omega = E(vv') = \sigma_\mu^2 (I_T I_T' \otimes I_N) + \sigma^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1})$$

Magnus (1982) takip edilerek kovaryans matrisi şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\Omega = E(vv') = \frac{1}{T} I_T I_T' \otimes (T \sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1}) + \sigma^2 ((I_T - \frac{1}{T} I_T I_T') \otimes (B'B)^{-1})$$

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{T} I_T I_T' \otimes (T \sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1})^{-1} + \frac{1}{\sigma^2} (I_T - \frac{1}{T} I_T I_T') \otimes (B'B)$$

$$|\Omega| = |T \sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2 (B'B)^{-1}|^x |\sigma^2 (B'B)^{-1}|^{T-1} = (\sigma^2)^{NT} \left| T \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma^2} I_N + (B'B)^{-1} \right|^x |B|^{-2(T-1)}$$

$\theta^2 = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$ olarak tanımlarsak log olabilirlik fonksiyonu şu hale dönüşür:

$$\log L = \frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \log |T \theta^2 I_N + (B'B)^{-1}| + (T-1) \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta \omega_i)$$

$$- \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{e}' \left(\frac{1}{T} I_T I_T' \otimes (T \theta^2 I_N + (B'B)^{-1}) \right)^{-1} \tilde{e} + \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{e}' (I_T - \frac{1}{T} I_T I_T') \otimes (B'B) \tilde{e}$$

$$|T \theta^2 I_N + (B'B)^{-1}| = \prod_{i=1}^N \left[T \theta^2 + \frac{1}{(1 - \delta \omega_i)^2} \right], \text{dir.}$$

Sonuç olarak log olabilirlik fonksiyonu şu hale indirgenir:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + T\theta^2(1 - \delta\omega_i)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T e_i' e_i$$

$$e_t = Y_t^* - X_t^* \beta$$

$$Y_t^* = P\bar{Y} + B(Y_t - \bar{Y}) = BY_t + (P - B)\bar{Y} = (I_N - \delta W)Y_t - (P - (I_N - \delta W))\bar{Y}$$

$$X_t^* = (I_N - \delta W)X_t - (P - (I_N - \delta W))\bar{X}$$

β ve σ^2 birinci derece mertebe maksimizasyon koşulları ile elde edilebilir.

$$\hat{\beta} = (x^{*'} x^*)^{-1} (x^{*'} y^*)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^T e_i' e_i}{NT}$$

$$x^* = \begin{bmatrix} X_1^* \\ . \\ X_T^* \end{bmatrix}$$

$$y^* = \begin{bmatrix} Y_1^* \\ . \\ Y_T^* \end{bmatrix}$$

Logaritmik olabilirlik fonksiyonunda bu tahmin değerleri yerine koyularak yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu elde edilir. Bu fonksiyon ise aşağıdaki gibidir:

$$\log L = C - \frac{NT}{2} \log\left(\sum_{i=1}^T e_i' e_i\right) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + \theta^2(1 - \delta\omega_i)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta\omega_i)$$

$$C = -NT/2x \log(2\pi) - NT/2 + NT/2x \log(NT)$$

β, δ, σ^2 'nin tahmin edicileri, genelleştirilmiş en küçük kareler (G.E.K.K) tahmin edicileridir. Dönüştürülmüş değişken y 'nin, dönüştürülmüş değişken x üzerine regres edilmesiyle sağlanmaktadır. δ ve θ^2 verildiğinde, σ^2 'nin varyansı dönüştürülmüş kalıntılardan sağlanmaktadır. Tersine β ve σ^2 verildiğinde, θ ve σ^2 'nin tahmin edicileri nümerik metodlarla çözülebilmektedir.

Rassal etkili mekansal gecikme modeli ise şöyledir:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \cdot \\ Y_T \end{bmatrix} = \delta \begin{bmatrix} WY_1 \\ \cdot \\ WY_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ \cdot \\ X_T \end{bmatrix} \beta + v$$

$$v = (t_T \otimes I_N) \mu + (I_T \otimes I_N) \varepsilon$$

t_T (Tx1) vektör ve

v 'nin kovaryans matrisi

$$\Omega = E(vv') = \sigma_\mu^2 (t_T t_T' \otimes I_N) + \sigma^2 (I_T \otimes I_N)$$

Magnus'u (1982) takip ederek kovaryans matrisi şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\Omega = E(vv') = (T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2) \left(\frac{1}{T} t_T t_T' \otimes I_N \right) + \sigma^2 \left(\left(I_T - \frac{1}{T} t_T t_T' \right) \otimes I_N \right)$$

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{T\sigma_\mu^2 I_N + \sigma^2} \left(\frac{1}{T} t_T t_T' \otimes I_N \right) + \frac{1}{\sigma^2} \left(\left(I_T - \frac{1}{T} t_T t_T' \right) \otimes I_N \right)$$

$$|\Omega| = |(T\sigma_\mu^2 + \sigma^2) I_N| |\sigma^2 I_N|^{T-1}$$

$$= (T\sigma_\mu^2 + \sigma^2)^N (\sigma^2)^{N(T-1)} = \left(\frac{\sigma^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma^2} \right)^{-N} (\sigma^2)^{NT}$$

$\theta^2 = \sigma^2 / (T\sigma_\mu^2 + \sigma^2)$ olarak tanımlarsak:

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma^2} \left[\theta^2 \frac{1}{T} e_T e_T' \otimes I_N + \left(I_T - \frac{1}{T} t_T t_T' \right) \otimes I_N \right]$$

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma} \left[\theta \frac{1}{T} t_T t_T' \otimes I_N + \left(I_T - \frac{1}{T} t_T t_T' \right) \otimes I_N \right] = \frac{1}{\sigma} \left[I_{NT} - (1-\theta) \frac{1}{T} t_T t_T' \otimes I_N \right]$$

olabilirlik fonksiyonu

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + \frac{N}{2} \log \theta^2 + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T e_T' e_T$$

şeklindedir.

$$e_t = Y_t^* - X_t^* \beta$$

$$Y_t^* = BY_t - (1-\theta)\bar{Y} = (I_N - \delta W)Y_t - (1-\theta)\bar{Y}$$

$$X_t^* = (I_N - \delta W)X_t - (1-\theta)\bar{X}$$

θ^2 , mekansal birimler arasında değişime işaret eden ağırlığı ölçmektedir. Şayet bu ağırlık sıfır ise rassal etkili mekansal gecikmeli model, sabit etkili mekansal gecikmeli modele indirgenmektedir.

β ve σ^2 birinci derece mertebe maksimizasyon koşulları ile elde edilebilmektedir:

$$\hat{\beta} = (x^{*'} x^*)^{-1} (x^{*'} y^*)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^T e_i' e_i}{NT}$$

$$x^* = \begin{bmatrix} X_1^* \\ . \\ X_T^* \end{bmatrix}$$

$$y^* = \begin{bmatrix} Y_1^* \\ . \\ Y_T^* \end{bmatrix}$$

Logaritmik olabilirlik fonksiyonunda bu tahmin değerleri yerine koyularak yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu elde edilir. Bu fonksiyon ise aşağıdaki gibidir:

$$\log L = C - \frac{NT}{2} \log \left(\sum_{i=1}^T e_i' e_i \right) + \frac{N}{2} \log \theta^2 + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \delta \omega_i)$$

$$C = -NT / 2x \log(2\pi) - NT / 2 + NT / 2x \log(NT)$$

β, δ, σ^2 'nin tahmin edicileri, genelleştirilmiş en küçük kareler (G.E.K.K) tahmin edicileridir. Dönüştürülmüş değişken y 'nin, dönüştürülmüş değişken x üzerine regres edilmesiyle sağlanmaktadır. δ ve θ^2 verildiğinde, σ^2 'nin varyansı dönüştürülmüş kalıntılardan sağlanmaktadır. Tersine β ve σ^2 verildiğinde, θ ve σ^2 'nin tahmin edicileri nümerik metodlarla çözülebilmektedir.

$N \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty, \text{veya } N, T \rightarrow \infty$ 'a gittiğinde, rassal etkili mekansal gecikmeli model ile mekansal hata modellerinin parametre tahminleri tutarlıdır.

2. Uygulama

1970'lerden bu yana dünya finans piyasalarında göze çarpan değişikliklerden birisi sermaye hareketlerindeki kısıtlamaların gevşetilmesiyle beraber entegrasyondaki (bütünleşme) büyüme derecesidir. Özellikle, döviz kuru mekanizmasına (ERM) üye

olan çoğu ülke için sermaye kontrollerinin kaldırılması 1980'li yıllarda ilerlemiş ve 1 Temmuz 1990'da tamamlanmıştır. Sabit döviz kurunun olduğu bir ortamda finansal piyasaların uluslar arası entegrasyonunun artan derecesi reel faiz oranının denk olmasını sağlar. Esnek döviz kuru altında ise, reel faiz oranı yakınsaması döviz kuru üzerindeki beklentiler ve yabancı döviz kurlarıyla ilgili risk primlerinden ötürü elde edilemez. 1973 yılında esnek döviz kurunun gelişiyile bazı endüstrileşmiş ülkelerde sermaye hareketlerinin serbestleşmesinin reel faiz oranları yakınsamasında ters etkileri olmuştur. Fakat ERM'ye üye ülkelerde 1980'li yıllardaki sermaye hareketlerinin serbestleşmesi artan reel faiz oranı yakınsaması beklentilerine yol açmıştır. (Fountas & Wu, 1999, s. 158)

Bu çalışmanın amacı Avrupa Birliği kurucu ülkeleri arasındaki faiz oranı yakınsamasını analiz etmektir. Yapılan çalışmada 1986-2013 dönemi ele alınmıştır. Veriler Eurostat internet sitesinden elde edilmiştir. Uzun dönem reel faiz oranları kullanılmıştır.

Mekan zaman panel veri tahmininde en yüksek olabilirlik tekniği kullanılmaktadır. Geleneksel panel veri modellerinin en yüksek olabilirlikle yapılan tahminleri dinamik olarak nitelendirilir. Bu nedenle, modelleme ve tahmin süreci dinamik mekansal panel veri yöntemine dayanmaktadır. Beck ve Weber'in (2005, s. 6-7), Salai Martin'in (1996a:1022-1024 ve 1996b:1327-1334) çalışmalarının ışığında model kalıbı aşağıdaki gibi ifade edilmiştir. (Tunay & Silpagar, 2007, s. 15)

$$\Delta r_{i,t} = \mu_0 + \beta r_{i,t} + \phi \Delta r_{i,t-1} + \rho W \Delta r_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Eşitlikte; $\Delta r_{i,t}$ faiz oranının birinci farkını, Δ fark işlemcisini, $\rho W \Delta r_{i,t}$ faiz oranının mekansal gecikmelerini, W mekansal ağırlık matrisini, $\beta r_{i,t}$ cari dönemin faiz oranını, $\phi \Delta r_{i,t-1}$ bir önceki dönemin faiz oranının birinci farkını ve $\varepsilon_{i,t}$ hata terimini simgeler. Modelde; μ, β, ϕ, ρ katsayılarıdır ve yakınsamanın analizi açısından özel anlamlar taşırlar, μ , sabit etkileri simgeleyen terimdir. β katsayısı, yakınsama hızını ölçer ve ilgili yazında genelde "beta yakınsama katsayısı" olarak adlandırılır. ϕ katsayısı, komşu bölgelerin ele alınan bölgeyi önceki dönemlerde de etkilediği varsayımı altında, komşuluk etkilerini de kapsayan ilgili bölgenin geçen dönemdeki faiz oranının etkisini ölçmektedir, ρ katsayısı ise; komşu bölgelerin faiz oranlarının ele alınan bölgedeki faiz oranına etkisini veya teknik adıyla taşıma etkisini ölçer.

Faiz oranlarının mekansal bağıllığının, yani faiz yakınsamasının varlığını belirleyebilmek için panel birim kök testleri kullanılmıştır. Sonuçlar genel olarak yakınsama olgusuna işaret etmektedir.

Tablo 1: Panel Birim Kök Testleri

Yöntem	Anlamlılık
Breitung	0.2039
Levin, Lin ve Chu	0.4403
Im, Pesaran ve Shin	0.0000
Harris Tzavalis	0.0000
Fisher	0.0000
Hadri LM	0.0233

Mekansal ağırlık matrisi iki şekilde oluşturulmuştur. Birinci matris tipinde her birimin (bölgenin) tüm komşuları arasında ağırlıkların eşit olarak paylaşılmasıyla elde edilmiştir. Dolayısıyla her satırdaki ağırlıklar toplamı bire eşit olacaktır. Ülkeler sırasıyla Almanya, Belçika, Hollanda, Lüksemburg, Fransa ve İtalya'dır.

$$W1 = \begin{bmatrix} 0 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.33 & 0.33 & 0 & 0 & 0.33 & 0 \\ 0.25 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Tablo 2: Birinci Matris Tipine Göre Hausman Testi Sonuçları

Model	Hausman Testi Olasılık Değeri
SAR	0.0108

SAR model tipi için %5 anlamlılık düzeyinde uygun olan sabit etkiler modelidir.

Tablo 3: Modelin Birinci Matris Tipine Göre Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$.0807693	.0280647	2.88	0.004
$\hat{\phi}$	-.0443945	.0475066	-0.93	0.350
$\hat{\rho}$.7153964	.0417724	17.13	0.000
Gözlem sayısı:		168		
Grup sayısı:		6		
Gruptaki gözlem sayısı:		28		
Logaritmik Olabilirlik:		-223.3728		

Faiz serisinin gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Mekansal açıklayıcı değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da veri bölgedeki faiz oranlarının komşu bölgelerdeki faiz oranlarıyla aynı yönlü bir etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Her bölgedeki faiz artış hızı birinci derece komşularındaki faiz artış hızından %71 oranında etkilenmektedir. Faiz oranındaki artışın bir bölgeden diğerine yayılma hızı ise %8 düzeyindedir.

İkinci matris tipinde en fazla komşuluk ilişkisi için ülkelerin eşit ağırlıklarının matrisin 0 olmayan elemanlarına yerleştirilmesiyle elde edilir.

$$W_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0 & 0.25 & 0.25 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0.25 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.25 & 0.25 & 0 & 0 & 0.25 & 0 \\ 0.25 & 0.25 & 0 & 0.25 & 0 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.25 & 0 \end{bmatrix}$$

Tablo 4: İkinci Matris Tipine Göre Hausman Testi Sonuçları

Model	Hausman Testi Olasılık Değeri
SAR	0.0000

SAR model tipi için %5 anlamlılık düzeyinde uygun olan sabit etkiler modelidir.

Tablo 5: Modelin İkinci Matris Tipine Göre Tahmini

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\beta}$.1099991	.0355318	3.10	0.002
$\hat{\phi}$	-.0424629	.0603385	-0.70	0.482
$\hat{\rho}$.6844689	.0681984	10.04	0.000
Gözlem sayısı:			168	
Grup sayısı:			6	
Gruptaki gözlem sayısı:			28	
Logaritmik Olabilirlik:			-253.2125	

Faiz serisinin gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Mekansal açıklayıcı değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da veri bölgesindeki faiz oranlarının komşu bölgelerdeki faiz oranlarıyla aynı yönlü bir etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Her bölgedeki faiz artış hızı birinci derece komşularındaki faiz artış hızından %68 oranında etkilenmektedir. Faiz oranındaki artışın bir bölgeden diğerine yayılma hızı ise %10 düzeyindedir.

4. Sonuç

Coğrafik konumlar arasındaki etkileşimler ve coğrafik konumların farklılığını ortaya koyma ihtiyacı kesit veri kullanımını giderek yaygın hale getirmiştir. Mekansal ekonometri, hem kesit ve panel verileri için regresyon modellerindeki mekansal etkileşimi (bağımlılık) hem de mekansal yapı (heterojenlik) için oluşturulmuş bir

alandır. Bu özelliği nedeniyle geleneksel ekonometriden ayrılmaktadır. (Zeren, 2010, s. 19)

Çalışmada 1986-2013 dönemleri arası kurucu AB ülkeleri arasındaki reel faiz oranı yakınsamasının mekansal ekonometrik modeller yardımıyla tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Birinci matris tipine göre faiz serisinin gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Mekansal açıklayıcı değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da veri bölgesindeki faiz oranlarının komşu bölgelerdeki faiz oranlarıyla aynı yönlü bir etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Her bölgedeki faiz artış hızı birinci derece komşularındaki faiz artış hızından %71 oranında etkilenmektedir. Faiz oranındaki artışın bir bölgeden diğerine yayılma hızı ise %8 düzeyindedir. İkinci matris tipine göre faiz serisinin gecikmeli değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Mekansal açıklayıcı değişkenin katsayı değeri pozitif ve anlamlıdır, bu da veri bölgesindeki faiz oranlarının komşu bölgelerdeki faiz oranlarıyla aynı yönlü bir etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Her bölgedeki faiz artış hızı birinci derece komşularındaki faiz artış hızından %68 oranında etkilenmektedir. Faiz oranındaki artışın bir bölgeden diğerine yayılma hızı ise %10 düzeyindedir.

Sermaye, işgücü ve mal piyasaları mobilleştikçe faiz, ücret ve fiyat farklılıkları azalmakta ve yakınsama beklenmektedir. Çalışmada ele alınan ülkeler AB'nin kurucu ülkeleri olduğu için yakınsama olgusu desteklenmiştir.

Kaynakça

- Bal, H. & Özalp, H. (2011). Avrupa'da Parasal Birlik Düşüncesi Ve Euro'ya Geçiş, *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 15(2), s.77-94.
- Beck, Günter W. & 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).
- Camarero, M., Ordón Ez, J. & Tamarit, J.R. (2002). Tests for interest rate convergence and structural breaks in the EMS: further analysis, *Applied Financial Economics*, 12(6), 447-456.
- Claassen, E.mil M. (1998). *Global Monetary Economics*, Oxford University Press, New York.
- Değer, M.K & Öztürk, L. (2003). Parasal Birliğin Üye Ülkeler Açısından Fayda ve Maliyetleri, *Ankara Avrupa Çalışmaları Dergisi*, 2(4), 103-121.
- Dow S. , Montagnoli, A. & Napolitano, O. (2012). Interest Rates and Convergence across Italian Regions, *Regional Studies*, 46(7), 893-905.
- Elhorst, P. (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models, *International Regional Science Review*, 26(3), 244-268.
- Fountas, S. & Wu J. (1999). Testing for Real Interest Rate Convergence in European Countries, *Scottish Journal of Political Economy*, 46, 158-74.
- Jenkins, M. A. & Madzharova, P. (2008). Real interest rate convergence under the euro, *Applied Economics Letters*, 15(6), 473-476.

- Lee, H. Y. & Wu, J.L. (2004). Convergence of interest rates around the Pacific Rim, *Applied Economics*, 36(12), 1281-1288.
- Magonis, G. & Tsopanakis, A. (2013). Real interest rate parity in OECD countries: new evidence from time series and panel cointegration techniques, *Applied Economics Letters*, 20(5), 476-479.
- Öztürk, N. & Bayraktar, Y. (2010). Döviz Kurlarını Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 11, Sayı 1.
- Salai Martin & Xavier X. (1996a). The Classical Approach to Convergence Analysis, *The Economic Journal*, Vol. 106, No: 437, 1019-1036.
- Salai Martin & Xavier X. (1996b). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, *European Economic Review*, Vol. 40, No: 6, 1325-1352.
- Su, C.W., Shen, P.L., Chang, H.L. & Lin Liu (2012). Real interest rate parity in East Asian countries based on China with nonlinear threshold unit-root test, *Applied Economics Letters*, 19(15), 1531-1536.
- Tobler WR (1979). Cellular geography. In: Gale S, Olsson G (eds) *Philosophy in geography*, 379-386.
- Tunay, K.B. & Silpagar, A.M. (2007). Dinamik Mekan-Zaman Panel Veri Modelleriyle Türkiye’de Bölgesel Enflasyon Yakınsamasının Analizi, *Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 9, Sayı: 1, 1-27.
- Zeren, F. (2010). Mekansal Etkileşim Analizi, *Ekonometri ve İstatistik*, Sayı:12, 18-39.

