TÜRKİYE'DE BÖLGELERARASI GELİR DAĞILIMI YAKINSAMASI: MEKANSAL EKONOMETRİK ANALİZ

Uğur ÇAPAR[1] *Nihal YAYLA*[2]

Öz

Bir ülkenin farklı bölgelerinde yaşayan fertlerin gelirden ne oranda pay aldıklarını gösteren bölgesel gelir dağılımı, bölgelerarası gelişmişlik farklılıklarını da yansıtan önemli ölçütlerden biridir. Bölgelerarası farklılıkların zaman içinde ortadan kalkması bölgelerin birbirine yakınsadığı anlamına gelmektedir. Yakınsama gelişmemiş bölgelerin gelişmiş olanları yakalaması şeklinde ise ülkedeki gelişme sürecine de işaret edecektir. Ancak yakınsama, gelişmiş bölgelerin gerilemesi sonucu ortaya çıkıyor ise bu durumda tersi sözkonusudur. Bölgelerin gelişmişlik düzeylerinin komşuluk ilişkileriyle de açıklanabileceği literatürde sıkça vurgulanan konulardan biridir. Bu nedenle yakınsama analizlerinde komşuluk etkilerinin de dikkate alınması ayrı bir önem taşımaktadır. Bu çalışmada, Türkiye'de düzey 2 bölgelerinin gelir dağılımı yakınsaması 2003-2014, 2003-2015 ve 2003-2016 dönemleri için yatay kesit veriler kullanılarak analiz edilmektedir. Mekânsal etkilerin de dahil edildiği analiz kapsamında 2003-2014 döneminde hem beta yakınsamasının hem de mekansal bağımlılığın varlığı tespit edilmiştir. 2003-2015 ve 2003-2016 dönemlerinde ise beta yakınsaması gerçekleşmekle birlikte mekansallık etkisine rastlanmamıştır. Araştırma dönemi itibariyle bulgular, Türkiye'de Düzey 2 bölgelerinin giderek bozulan ulusal gelir dağılımı düzeyinde birbirine yakınsadığını ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: *Gelir Dağılımı, Yakınsama, Mekansal Modeller, Gini, Düzey 2.*
JEL: *C21, R11, O18*

CONVERGENCE OF REGIONAL INCOME DISTRIBUTION IN TURKEY: SPATIAL ECONOMETRIC ANALYSIS

Abstract

Regional income distribution, which shows the proportion that people living in different regions of a country takes from income, is one of the important criteria reflecting the developmental differences between regions. The disappearance of interregional differences over time means that the regions are converging. Convergence will point to the development process in the whole country if the undeveloped regions are catching the advanced ones. However, if convergence arises as a result of the retroation of the developed regions, the opposite is the case. One of the issues highlighted in the literature is that the development levels of the regions can also be explained by neighborhood relations. Therefore, it is of particular importance that neighborhood effects are taken into account in convergence analyses. In this study, income distribution convergence for NUTS 2 regions in Turkey is analyzed for the period of 2003-2014, 2003-2015 and 2003-2016, by using cross-sectional data. Within the scope of the analysis, which also included spatial effects, for the period 2003-2014 both beta convergence and spatial dependence were determined. For 2003-2015 and 2003-2016 periods while beta convergence were realized but no spatial effect was observed. As of the research period the findings indicate that the NUTS 2 regions in Turkey are converging at the deteriorating national income distribution level.

Key Words: *Income Inequality, Convergence, Spatial Models, Gini, NUTS 2.*
JEL: *C21, R11, O18*

[1] *Doktora Mezunu, PAU-SBE, Kınıklı Kampüsü, Pamukkale-DENİZLİ, ugurrcpr@gmail.com,*
ORCID : 0000-0002-0292-8473
[2] *Prof.Dr., PAU- İİBF İktisat Bölümü, Kınıklı Kampüsü,Pamukkale-DENİZLİ, nyayla@pau.edu.tr*
ORCID: 0000-0002-0647-5088

DOI: 10.18092/ulikidince.578014
Makalenin Geliş Tarihi (Recieved Date): 14-06-2019
Yayına Kabul Tarihi (Acceptance Date): 23-09-2019

1. Giriş

Gelir dağılımı, bir ekonomide belirli bir dönemde yaratılan toplam gelirin toplumsal gruplar arasında nasıl paylaştırıldığını veya bölüştürüldüğünü ifade etmektedir. Dolayısıyla bir toplumda gelir ile sosyal ve ekonomik kurumlar arasındaki ilişkinin, zengin ve yoksul kesim arasındaki gelir farklılıklarının zamana bağlı olarak seyrinin, gelir eşitsizliğinde ortaya çıkan değişimlerin servete, sermaye birikimine, büyümeye olan etkilerinin analiz edilmesinde kullanılan önemli bir kavramdır. Ayrıca ekonomik kaynakların dağılımındaki etkinliği göstermesi açısından da oldukça önemli bir gösterge niteliğindedir. Gelir dağılımı eşitsizliği, her bir bölgenin/ülkenin faktör donanımına, piyasa yapısına, kültürel ve toplumsal farklılıklarına bağlı olarak iktisadi politika uygulamalarında değişkenlik yaratabilmektedir.

Bölgesel gelir dağılımı, bir ülkenin farklı bölgelerinde yaşayan fertlerin gelirden ne oranda pay edindiklerini göstermektedir. Bu dağılım aynı zamanda, ülkede gelişmiş ve azgelişmiş bölgeler arasındaki farklılıkları yansıtmaktadır (DPT,1994: 25). Bölgeler arasında tarım, sanayi, ticaret, hizmet, haberleşme, ulaştırma, sağlık, eğitim, demografik ve sosyal göstergeler bakımından büyük ölçüde farklılığın olması bölgesel gelir dağılımı eşitsizliğini ifade etmektedir (Kuştepeli ve Halaç, 2004: 147). Gelir dağılımı açısından bölgeler arasında büyük farklılıkların olmaması veya bu farklılıkların zamanla ortadan kalkması, bölgelerin birbirine benzeştiğine ya da bölgesel yakınsamanın gerçekleştiğine işaret edecektir.

Bu çalışmada gelir dağılımı yakınsaması analizi ile Türkiye'de İBB Düzey 2 sınıflandırması kapsamında 26 bölge için benzeşmelerin veya yakınsamanın olup olmadığının belirlenmesi amaçlanmaktadır. Bölgesel kalkınma literatüründe gelir yakınsaması alanında yapılan çok sayıda çalışma bulunmakla beraber gelir dağılımı yakınsaması alanındaki çalışmalar yetersizdir ve çalışmanın bu yönüyle literatüre katkı sağlayacağını söylemek mümkündür.

Gelir yakınsamasında kişi başı gelirin büyüme oranı başlangıç çıktı seviyesi ile ters orantılıdır. Böylece eğer ülkeler benzer teknolojik yapılara sahiplerse daha düşük gelire sahip olan ülke, daha yüksek gelire sahip olan ülkeden daha hızlı büyüyecektir. Yani, benzer yapılara sahip olan ülkeler/bölgeler birbirine yakınsama eğiliminde olacaktır. Buradan hareketle gelir dağılımı eşitsizliğinin yüksek olduğu ülkeler/bölgelerde eşitsizliğin düşme eğiliminde, gelir dağılımı eşitsizliğinin düşük olduğu ülkeler/bölgelerde ise eşitsizliğin yükselme eğiliminde olacağı söylenebilir. Böylece bölgeler arasındaki gelir dağılımı farklılıkları giderek ortadan kalkacaktır.

Ancak bu durumun her zaman geçerli olmayacağını bulgulayan çalışmalar da vardır. Örneğin, Bishop, Formby ve Thistle (1994)'ın ABD'deki bölgeler için yatay kesit yöntemiyle yaptıkları çalışmada 1969-1979 döneminde mutlak yakınsamanın gerçekleşmediği tespit edilmiştir. Bununla birlikte yapılan çalışmaların büyük çoğunluğu yakınsamanın gerçekleştiği yönündedir.

Marina (2000), Arjantin'deki bölgeleri incelediği çalışmasında 1984-1998 dönemi için birinci ve ikinci moment yakınsamalarını analiz etmiş ve bölgelerin aynı gelir ve gelir eşitsizliği düzeyinde yakınsadığı bulgusuna ulaşmıştır. Benzer şekilde Goerlich ve Mas (2004) da İspanya'da 1973-1991 yılları arasında yatay kesit analizleriyle bölgeler arasında güçlü beta yakınsaması bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Ezcurra ve Pascual (2005), Avrupa Birliği'nde 65 NUTS1 bölgesini ele aldıkları çalışmalarında Gaussian-Kernel yaklaşımını kullanarak 1993-1998 dönemi için gelir farklılığının azaldığını ve gelir dağılımda ise polarizasyonun azaldığını tespit etmişlerdir. Ezcurra ve Pascual (2009)'un Amerika'da 48 bölge için parametrik olmayan Kernel yöntemiyle OLS ve GMM kullanarak yaptıkları bir başka çalışmanın sonuçları ise 1969-1999 döneminde gelir eşitsizliğinde yakınsama olduğunu ifade etmektedir. Lin ve Huang (2011)'ın 1916-2005 dönemi için 48 Amerika bölgesini ele aldıkları ve dinamik panel data yöntemi kullanarak yaptıkları analizlerde ise beta yakınsamasının gerçekleştiği bulgusuna ulaşılmıştır.

Ülkelerarası yapılan yakınsama analizlerine ise Benabou (1996) tarafından yapılan çalışma örnek verilebilir. 30 ülkeyi 1970-1980 ve 1980-1990 dönemleri için ayrı ayrı inceleyen Benabou, bu dönemler için yakınsama olduğunu fakat 1970-1990 dönemi için bir yakınsama bulunmadığını bulgulamıştır. 21 Avrupa ülkesini ele alan Ravallion (2003) ise OLS yöntemini kullanarak 1990'lar için yaptığı analiz sonucunda ülkeler ve bölgeler arasında mutlak yakınsamanın gerçekleştiği bulgusuna ulaşmıştır.

Bleaney ve Nishiyama (2003), 58 ülke ve 1965-1990 dönemi için gerçekleştirdikleri analizde, gelişmiş ülkelerde yakınsamanın gelişmekte olan ülkelere göre daha hızlı ve eşit olduğu sonucuna ulaşmışlardır. 61 ülkeyi inceleyen Lopez (2004) ise 1960-2000 dönemi için OLS, sabit etki, 2SLS ve GMM yöntemlerini kullanarak gerçekleştirdiği analiz sonucunda ülkelerarası gelir eşitsizliğinde yakınsamanın varlığını tespit etmiştir.

Dhongde ve Miao (2013), 1980-2005 dönemi için 50'den fazla gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi dahil ettikleri çalışmalarında OLS ve Panel veri yöntemi kullanarak ülkeler arasında güçlü bir yakınsama olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca Gini yakınsama hızının kişi başı gelir yakınsama hızından daha fazla olduğuna dikkat çekmişlerdir.

Türkiye'de bölgeler arası gelir yakınsamasına yönelik çalışmalara literatürde sıkça rastlanmakla birlikte gelir dağılımı yakınsaması konusundaki çalışmalar yok denecek kadar azdır. Bölgelerin gelir dağılımı eşitsizliğine etki eden bölgesel, ulusal ve hatta uluslararası düzeyde pek çok faktör bulunmaktadır. Bu çalışmanın amacı, bu faktörlerin bölgesel gelir dağılımı üzerindeki etkilerini incelemekten ziyade Türkiye'de bölgesel eşitsizliklerin birbirine yakınsayıp yakınsamadığını araştırmak ve yakınsama varsa bunun hangi seviyede gerçekleştiğini tespit etmektir. Ancak bölgesel düzeyde gelir dağılımı yakınsaması analizi, bölgelerin gelir dağılımı farklılıklarının ulusal düzeydeki ve bölgelerin içsel dinamiklerine ilişkin faktörlerden etkilenme düzeyleri konusunda da genel bilgiler verebilmektedir. Aynı zamanda mekânsal etkilerin analize dahil edilmesiyle, bölgelerin komşuluk ilişkilerinin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkileri konusunda yorum yapma şansı tanıyabilmektedir.

Bu çerçevede Türkiye'de Düzey 2 sınıflandırma sistemine göre 26 bölgenin gelir dağılımı katsayıları (Gini) arasındaki yakınsama, bölgelerin komşuluk ilişkileri de dikkate alınarak modellenmiştir. 2003 yılı başlangıç olmak üzere 2014, 2015 ve 2016 yılları için ayrı ayrı gerçekleştirilen analiz, bölgeler arasındaki yakınsama ilişkisinde zamana bağlı olarak ortaya çıkan değişimlerin izlenebilmesi amacını taşımaktadır. Bu kapsamda ele alınan çalışmanın ikinci bölümünde yakınsama olgusu ile ilgili teorik altyapıdan bahsedilmektedir. Üçüncü bölüm, bölgesel gelir dağılımı yakınsaması analizinde kullanılan veri seti ve yöntemin tanımlanmasından oluşmaktadır. Analize ilişkin bulguların tartışıldığı dördüncü bölümden sonra Türkiye'ye ilişkin değerlendirmeler sonuç bölümünde yer almaktadır.

2. Yakınsama Olgusu

Yakınsama hipotezi, tarihsel olarak oldukça eskiye dayanmaktadır. Bu çerçeveden bakıldığında en genel haliyle Elmslie (1995)'e göre yakınsama tartışmasını David Hume ile Josiah Tucker arasında 18. yüzyılın ikinci yarısında ortaya çıkan zengin ülke/fakir ülke tartışmalarına kadar götürmek mümkündür.

Yakınsama, kavramsal olarak temelde bir noktaya doğru yaklaşma anlamına gelmektedir. Neoklasik teoride de uzun dönemde ülkelerin kişi başına düşen gelirlerinin ve sermaye düzeylerinin birbirine yakınsayacağı kabul edilmektedir. Fakat diğer taraftan da büyümenin tasarruflardan ziyade dışsal olarak belirlenen teknolojik gelişmelere bağlı olduğu varsayılmaktadır. Teknolojinin, ülkeler arasında hareket serbestliğine sahip olmasına ve sermayenin azalan getiri özelliğine dayanan bu olgu ise literatürde "yakınsama hipotezi" olarak ifade edilmektedir.

Teoriye göre başlangıç seviyesi baz alındığında gelirleri nispi olarak düşük olan ülkeler, daha hızlı büyüme oranlarına sahip olacaklardır. Ülkeler, işgücü başına daha düşük bir sermayeye sahiplerse,

sermayelerinin getiri oranları daha yüksek olacak ve gerçekleştirdikleri yüksek büyüme oranı ile gelişmiş ülkelerin gelir düzeylerine doğru yakınsama göstereceklerdir. Buradan hareketle uzun dönemde ülkelerin kişi başına düşen gelir seviyeleri birbirlerine yakınsayacak ve ülkeler arasındaki gelir düzeyi farklılıkları da kendiliğinden ortadan kalkmış olacaktır.

Başlangıçta düşük K/L oranına sahip olan yoksul ekonomilerde sermayenin marjinal verimliliği diğer ülkelere göre daha yüksek olacaktır. Dolayısıyla, ülkeler arasında tasarruf oranları, işgücünün artış hızları ve teknolojik gelişme oranları eşit olduğunda yoksul ülkelerin sermaye stokları, gelişmiş ülkelere göre daha hızlı büyüyerek bu ülkelerin K/L, K/Y ve Y/L düzeylerine ulaşacaktır.

Baumol (1986), De Long (1988), Barro (1991), Barro ve Sala-i-Martin (1991, 1995)'e göre bu yakınsamayı ampirik olarak test eden ve Beta (β) ve Sigma (σ) yakınsaması olarak adlandırılan iki temel ölçüm aracı vardır. Eğer nispi olarak fakir olan ekonomi, nispi olarak zengin olan ekonomiye göre daha hızlı büyüme eğilimindeyse veya fakir olan ekonomi zengin olan ekonomiyi kişi başına gelir ya da üretim düzeyinde yakalama eğiliminde ise bir yakınsama söz konusudur ve bu yakınsama beta yakınsaması olarak tanımlanmaktadır. Baumol (1986), Dowrick ve Nguyen (1989), Barro ve Sala-i-Martin (1991,1995)' e göre sigma yakınsamasında ise karşılaştırılan ekonomiler arasındaki kişi başına gelir farklılıklarının zaman içerisinde küçülmesi söz konusudur. Eğer bu durum gerçekleşiyorsa sigma yakınsamasından söz etmek mümkün olacaktır. Yakınsamanın gerçekleşebilmesi için β katsayısının negatif, sıfırdan farklı ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir.

3. Mekansal Etkiler ve Yakınsama

Yakınsama analizlerinde farklı teknik ve yöntemler kullanılabilmektedir. En fazla kullanılan yöntem EKK (En Küçük Kareler) yöntemidir. Abreu vd. (2005)'e göre 90'lardaki birçok yakınsama çalışması büyüme açısından bölgelerin birbirinden bağımsız olduğunu varsaymıştır. 90'ların sonundan itibaren yapılan yakınsama çalışmalarında ise bölgelerarası mekansal bağımlılığın göz ardı edilmesinin ciddi hatalara yol açtığı ifade edilmektedir. Çünkü bölgelerin gelişiminde birbirleriyle olan komşulukları da oldukça etkilidir.

Analizlere mekansal etkilerin de dahil edilmesi gerektiğini ifade eden Rey ve Montouri (1999)'a göre bölgesel ekonomik kalkınma ve coğrafi mekan birbiriyle ilişkilidir. Çünkü ekonomik yakınsamayı belirleyen ulaşım, teknoloji transferi, faktör hareketleri gibi etmenler konumdan etkilenmektedirler. 1929-1994 yılları arasında ABD'nin farklı bölgelerinde elde edilen gelir düzeyini mekansal ekonometrik yöntemler ile tekrar inceleyen Rey ve Montouri, hem σ yakınsamasını hem de β yakınsamasını birlikte ele almışlardır. Elde edilen bulgular, güçlü derecede mekansal bağımlılığa ve bölgeler arasında gelir düzeylerinde yakınsamanın varlığına işaret etmektedir. Burada tespit edilen yakınsama, birbirine komşu bölgelerin gelir düzeyine bağımlılık göstermektedir.

1987-2001 dönemi için Türkiye'de illerin gelir düzeylerine ilişkin yaptıkları yakınsama analizinde Yıldırım vd. (2009), coğrafi mekan etkisini dikkate alarak ağırlıklandırılmış bir regresyon modeli oluşturmuşlardır. Bu çalışmada Türkiye'deki iller arasında gelir yakınsamasının var olduğu gösterilirken, diğer taraftan kişi başına gelirin artış hızı ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin bölgelere göre farklılık göstermesinde mekansal modellerin klasik modellere göre daha uygun olduğu belirtilmektedir.

Gezici ve Hewings (2004), 1980–1997 döneminde Türkiye'de iller bazında kişi başına milli gelir yakınsamasını mekansal ekonometrik yöntemler kullanarak hem beta hem de sigma analizleriyle test etmişlerdir. Elde ettikleri bulgular, yüksek bir mekansal bağımlılığın varlığını göstermektedir.

Ertur ve Koch (2007) ise çalışmalarında, özellikle teknoloji ve bilgi transferinden kaynaklanan mekansal bağımlılığa işaret etmektedirler. Yazarlara göre buradaki mekansal otokorelasyonun varlığı modelin varsayımlarını ihlal etmektedir. Bu durumu ortadan kaldırabilmek için de mekansal etkilerin dikkate alındığı Solow modeli ile çalışmışlardır. İçsel ve dışsal etkileri birlikte dikkate alan

mekansal Durbin modelini kullandıkları analizlerinin sonucunda, bilginin üretildiği yerin sınırlarının dışına çıkan bir etkisinin varlığını ve bu yayılmanın uzaklık ile ters orantılı olduğunu tespit etmişlerdir.

Literatürde yer alan çalışmalardan da anlaşıldığı üzere mekansal etkilerin yakınsama analizlerine dahil edilmesinde kullanılan yöntemler farklılaşmaktadır.

3.1. Mekansal Bağımlılık ve Heterojenite

Anselin (1988)'e göre mekansal bağımlılık veya başka bir ifade ile mekansal otokorelasyon, uzaklık etkisini vurgulayan göreli uzay ya da göreli mekan tarafından belirlenmektedir. Mekansal otokorelasyon, gecikmeli modellerde ve diğer zaman serisi analizlerinde ortaya çıkan zamansal otokorelasyona benzetilebilir (Anselin, 1988: 9). Ancak zaman serisi analizlerinde bağımlılık tek yönlü ve geçmişe doğru iken mekansal analizlerde ise 'i' gözlemi ile başka bir 'j' gözlemi birbirine bağımlıdır. Dolayısıyla oluşacak çoklu durumu çözmede standart ekonometrik teknikler yetersiz kalmaktadır. LeSage ve Pace (2009)'a göre mekansal bağımlılığın nedeni bir takım ölçüm hatalarıdır. Diğer taraftan konuma bağlı olarak değişebilen değişkenlerin dikkate alınmaması da mekansal bağımlılığa neden olabilmektedir.

Mekansal etkiler araştırılırken mekansal bağımlılıkla birlikte ele alınması gereken bir diğer konu da mekansal heterojenitedir. Mekansal heterojenite, fonksiyonel yapı ve parametrelerin mekana göre değiştiğini ve veri setinin homojen olmadığını ifade etmektedir (Anselin 1988: 9). Mekansal bağımlılığın tersine mekansal heterojenite ile ortaya çıkan sorunlar standart ekonometrik teknikler ile çözülebilmektedir.

Anselin (1988:119) mekansal heterojeniteyi genel biçimde denklem 1'deki gibi ifade etmektedir:

$$y_{it} = f_{it}(x_{it}, \beta_{it}, \varepsilon_{it}) \tag{1}$$

Burada i, mekansal birimlerdeki gözlemleri, t ise zamanı ifade etmektedir. Diğer taraftan x_{it} bağımsız değişken vektörünü, β_{it} parametre vektörünü, ε_{it} hata terimini ve f_{it} y_{it} bağımlı değişkeninin değerini açıklayan zaman-mekan fonksiyonel ilişkisini temsil etmektedir. Mekansal heterojenitenin dikkate alınmaması durumunda parametre tahminleri sapmalı, anlamlılık seviyeleri de yanıltıcı olabilir. Bu durum tahmin edilen modelin istatistiksel olarak geçersiz olmasına neden olacaktır.

3.2. Mekansal Ağırlıklandırma ve Komşuluk İlişkileri

LeSage ve Pace (2009)'a göre standart normal dağılıma sahip hata terimlerinin birbirinden bağımsız olduğu regresyon modeline komşulukların dahil edilmesiyle veri üretme süreci denklem 2a ve 2b'de gösterilmiştir.

$$y_i = \alpha_i y_j + X_i\beta + \varepsilon_i \tag{2a}$$

$$y_j = \alpha_j y_i + X_j\beta + \varepsilon_j \tag{2b}$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad i = 1$$
$$\varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2) \quad j = 2$$

Anselin (2006) ile LeSage ve Pace (2009)'a göre bu denklemlerde $i = 1$ ve $j = 2$ komşu gözlemleri göstermekte ve i konumunun j konumuna bağlı olduğu varsayılmaktadır. Bu tür bir eşanlı denklem sistemi $n^2 - n$ tane parametre tahmini gerektireceğinden serbestlik derecesi problemi yaratacaktır. Bu problem mekansal ağırlık matrisinin sürece dahil edilmesiyle ortadan kaldırılabilir. Literatürde "W" ile ifade edilen ağırlık matrisi NxN boyutunda bir matristir ve bu matrisin elemanları w_{ij}, i ve j konumlarının birbirleriyle olan komşuluklarını gösterir. i ve j konumları birbirleriyle komşuysa $w_{ij} = 1$, değilse $w_{ij} = 0$ değerini alır. Bu ağırlıklar mekansal etkileşimin ve yayılmanın bir ölçüsü niteliğindedir.

Sınır uzaklığına göre iki konum ortak bir sınıra sahipse komşu olarak değerlendirilir. i konumunun komşuları $N(i)$ kümesi içinde gösterildiğinde "W" iki değerli ağırlık matrisinin elemanlarının belirlenme kriteri denklem 3'deki gibi olacaktır.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & j \in N(i) \\ 0, & diğer\ durum \end{cases} \tag{3}$$

Anselin (1988), sınır komşuluğunu satranç oyununa benzeterek farklı komşuluk tanımları geliştirmiştir. Bunlar; kale (rook), fil (bishop) ve vezir (quen) komşuluğudur. Mekansal ağırlıkların oluşturulmasında vezir yaklaşımı, mekanların ortak bir sınırı paylaşıp paylaşmadıklarını gösterir. Eğer bölgeler ortak bir sınırı paylaşıyorlarsa $w_{ij} = 1$, yoksa $w_{ij} = 0$ değerini almaktadır. Kale komşuluğunda ortak bir kenarın, fil komşuluğunda ise ortak bir köşenin paylaşılması söz konusudur.

Uzaklığa bağlı ağırlıklar yaklaşımında ise gözlemler birbirlerine olan yakınlıklarına göre ağırlıklandırılır. Gözlemler arası uzaklık arttıkça aralarındaki mekansal otokorelasyon (ardışık bağımlılık) da azalır. En genel biçimiyle ağırlık matrisi uzaklığın bir fonksiyonu olarak denklem 4'teki gibi gösterilebilir:

$$w_{ij} = g(d_{ij}) \tag{4}$$

3.3. Mekansal Regresyon Modelleri

Mekansal regresyon modellerinde mekansal bağımlılık kavramı dikkate alınmaktadır. Mekansal bağımlılık, ya gecikmeli bağımlı değişkenin modelde açıklayıcı değişken olarak yer almasıyla ya da mekansal etkinin modeldeki hata teriminin yapısında olmasıyla oluşabilir. Gecikmeli değişken ifadesi, Anselin (1988)'in mekansal ekonometri ile zaman serileri arasında kurduğu benzerlik sebebi ile kullanılmaya başlanmıştır. Modeldeki bağımlı değişkenin gecikmeli halinin açıklayıcı değişken olarak modele eklenmesi durumunda "Mekansal Gecikme Modeli (SLM)" elde edilir. Hata teriminde mekansal bağımlılığın olduğu model ise "Mekansal Hata Modeli (SEM)" olarak adlandırılmaktadır.

Mekansal Gecikme Modeli, coğrafi konum özelliği taşıyan gözlemlere ait y bağımlı değişkeni üzerinde coğrafi komşulara ait y değişkenlerinin de etkisi olduğunu varsayar (Anselin ve Rey, 1991: 117). Bu model denklem 5'te gösterilmektedir.

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \tag{5}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Burada y, (nx1) boyutundaki bağımlı değişken vektörünü; ρ mekansal otoregresif katsayıyı; W, (nxn) boyutundaki mekansal ağırlık matrisini; Wy mekansal gecikme terimini; X, (nxk) boyutundaki açıklayıcı değişken vektörünü ve ε hata terimi vektörünü ifade etmektedir. x=0 verildiğinde birinci-mertebeden saf mekansal gecikme modeli denklem 6'da verilmiştir.

$$y = \rho W y + \varepsilon \tag{6}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Wy değişkeni modelde içsel olarak yer alır. Bu durum dikkate alınmadan standart en küçük kareler yöntemiyle tahmin yapılırsa elde edilen sonuçlar sapmalı ve tutarsız olacaktır.

Diğer bir model olan Mekansal Hata Modeli ise modelin hata terimlerinde meydana gelen mekansal etkileşimden kaynaklı, bir başka deyişle hata teriminde mevcut olan otoregresif bir yapıyı ele almaktadır. Bu model ise denklem 7 ve 8'deki gibi tanımlanmaktadır (Anselin ve Rey, 1991: 117).

$$y = x\beta + \varepsilon \tag{7}$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \tag{8}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Burada W mekansal ağırlık matrisi, λ ise ilgili konumun hata terimi ile komşu konumların hata terimleri arasındaki mekansal bağımlılığın derecesini göstermektedir ve genellikle 1' den küçüktür. ε ve u hata terimleri ise birbirleriyle ilişkisizdir.

Mekansal bağımlılığın modeldeki hem bağımlı değişkende hem de hata teriminde ortaya çıkması durumu ise "Mekansal Durbin Modeli" olarak tanımlanmakta ve denklem 9'daki gösterimle ifade edilmektedir.

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{9}$$

$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$

Burada y, (nx1) boyutundaki bağımlı değişken vektörünü; ρ, mekansal gecikme katsayısını; Wy, (nx1) boyutundaki mekansal gecikme vektörünü; β, (kx1) boyutundaki regresyon katsayısı vektörünü; WX, (nxk) boyutundaki dışsal gecikmeler vektörünü; θ, eş katsayı vektörünü ve ε, (nx1) boyutundaki hata terimi vektörünü ifade etmektedir.

LeSage ve Pace (2009)'a göre mekansal Durbin modeli, diğer mekanlarda bulunan bağımlı (*W*y) ve bağımsız değişkenlerin (*W*X) etkisini aynı anda dikkate almaktadır. Bir başka deyişle, belirli bir mekanda bulunan bağımsız değişkendeki birim değişmenin, bütün mekanlardaki bağımlı değişkenler üzerindeki etkisini göstermektedir. Kısaca Mekansal Durbin Modeli hem içsel hem de dışsal etkileri birlikte taşımaktadır.

3.4. Mekansal Belirleme Testleri

3.4.1. Moran's I Test İstatistiği

Oluşturulan ekonometrik modellerde mekansal bağımlılığın varlığının belirlenmesinde kullanılan ilk testlerden biri Moran (1950a, 1950b)'a dayanmaktadır. Burada alternatif hipotez altındaki mekansal korelasyonun yapısı belirgin olmadığı için bu test yalnızca mekansal ardışık bağımlılığın varlığını araştırır, ancak türü hakkında bilgi vermez. Hataların normal olarak dağıldığı varsayımına bağlı olarak yapılan Moran's I istatistiği, Cliff ve Ord (1972,1973)'e göre denklem 10'da ifade edildiği gibidir.

$$I = \frac{N}{S_0}\left(\frac{\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}}\right) \tag{10}$$

Burada N gözlem sayısını, S_0 mekansal ağırlık matrisinin elemanları toplamını ($\sum_i \sum_j w_{ij}$), $\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta}$ da (nx1) boyutlu EKK kalıntılarından oluşan vektörü ifade etmektedir. Moran's I değeri 1'e yaklaştıkça kuvvetli bir pozitif korelasyonun varlığından, -1' e yaklaştıkça da kuvvetli bir negatif korelasyonun varlığından bahsedilmektedir. Bu değerin 0 olması ise herhangi bir mekansal bağımlılığın olmadığını göstermektedir.

3.4.2. Olabilirlik Çarpanı (LM), Olabilirlik Oranı (LR) ve WALD Testleri

Moran's I testi yalnızca mekansal bağımlılığın var olup olmadığı hakkında bilgi veren bir sınamadır. Bu bağımlılığın kaynağının belirlenmesi için ise maksimum olabilirlik yöntemine dayanan LM, LR ve Wald testleri uygulanmaktadır. Bu testler arasında uygulanması en kolay olanı LM testidir. Çünkü LM testi için, en küçük kareler yöntemini kullanarak yalnızca sıfır hipotezi altındaki modeli tahmin etmek yeterlidir. LM testi Rao'nun skor testi formunda denklem 11'de gösterilmiştir.

$$RS = d'(\tilde{\theta}) I(\tilde{\theta})^{-1} d(\tilde{\theta}) \tag{11}$$

Burada, $d(\theta) = \frac{\delta L(\theta)}{\delta \theta}$ skor vektörü, $I(\theta) = -E|\delta^2 L(\theta)/\delta(\theta)\delta(\theta)'|$ bilgi matrisi, $L(\theta)$ logaritmik olabilirlik fonksiyonu ve $\tilde{\theta}$, θ parametre vektörünün kısıtlı maksimum olabilirlik tahmincisidir. Bu test temel olarak Mekansal Hata Modeli için denklem 12'deki λ' ya göre skor vektörüne dayanmaktadır.

$$d(\lambda) = \left.\frac{\delta L}{\delta \lambda}\right|_{\lambda=0} = \frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\sigma^2} \tag{12}$$

Maksimum olabilirlik tahminiyle β, σ^2 ve λ' ya göre $\hat{\lambda}$ maksimize edilerek Wald testi denklem 13'deki gibi hesaplanabilir (Anselin, 1988a: 104).

$$W_\lambda = \frac{\widehat{\lambda^2}}{AsyVar(\hat{\lambda})} \tag{13}$$

Burada $AsyVar$' ın elde edilişi denklem 14'te gösterilmiştir.

$$AsyVar(\hat{\lambda}) = \left[tr(W_B^2) + tr(W_B' W_B) - \frac{\{tr(W_B)\}^2}{N}\right]^{-1} \tag{14}$$

Ve $W_B = W(I - \lambda W)^{-1}$' dir.

Standart zaman serisi regresyonu kullanıldığında ise durum daha kolaydır. Bu durumda, $AsyVar[\sigma^2, \lambda]$ köşegen matristir ve $AsyVar(\hat{\lambda}) = (1 - \lambda^2)/(N - 1)$ biçimindedir. Bu yüzden Wald istatistiği de denklem 15'teki gibi gösterilmektedir.

$$WS_\lambda^T = \frac{(N-1)\widehat{\lambda^2}}{I - \widehat{\lambda^2}} \tag{15}$$

Burada $\lambda = 0$ iken asimptotik varyans $(1 - \lambda^2)/(N - 1)$, $1/(N - 1)$' e indirgenmektedir.

Yoğunlaştırılmış olasılık fonksiyonu (L_C) kullanılarak LR istatistiği elde edilebilir. Buna göre LR istatistiği denklem 16'da ifade edilmiştir.

$$LR_\lambda = 2\left[\hat{L}_C - \tilde{L}_C\right] \tag{16}$$

Burada $\hat{L}_C$' deki şapka ifadesi logaritmik olabilirlik fonksiyonunda maksimum olabilirlik tahminlerinin $\hat{\beta}$, $\hat{\sigma}^2, \hat{\lambda}$ yerine konulmasıyla elde edilen yoğunlaştırılmış logaritmik olabilirlik değerini ifade etmektedir ve LR_λ denklem 17'ye indirgenebilir (Anselin, 1988: 104).

$$LR_\lambda = N[ln\tilde{\sigma}^2 - ln\hat{\sigma}^2] + 2\sum_{i=1}^{N} \ln(1 - \hat{\lambda}\omega_i) \tag{17}$$

Denklem 17'deki son terim, zaman serisindeki korelasyonun testi için hesaplanan LM ile mekansal bağımlılığın test edildiği LM testlerini birbirinden farklılaştırmaktadır.

Mekansal Gecikme Modelleri için de Hata Modelleri için kullanılan LM, LR ve Wald testleri kullanılabilir. $H_0: \rho = 0$ boş hipotezi logaritmik olabilirlik fonksiyonu kullanılarak oluşturulacak olursa öncelikle logaritmik olabilirlik fonksiyonunun ρ' ya göre kısmi türevinin alınmasıyla skor vektörü elde edilmelidir. Bu durumda LM test istatistiği de denklem 18 ve 19'daki gibi olacaktır.

$$d\rho = \left.\frac{\delta L}{\delta \rho}\right|_{\rho=0} = \frac{\varepsilon' W y}{\sigma^2} \tag{18}$$

$$LM_\rho = \frac{\hat{d}_\rho^2}{\tilde{T}_1} = \frac{\left[e' W y / \tilde{\sigma}^2\right]^2}{\tilde{T}_1} \tag{19}$$

$\rho = 0$ olduğu için $W_A = W, tr(W) = 0, T = tr[(W' + W)W]$ ve

$T_1 = [(WX\beta)' M(WX\beta) + T\sigma^2]/\sigma^2$ olacaktır. Bu durumda $LM_\rho \xrightarrow{d} \chi_1^2$'e yakınsamaktadır.

Wald ve LR testleri için de maksimum olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi gerekir. Bunun sonucunda LR testi denklem 20'de ifade edilmektedir

$$LR_\rho = N[ln\tilde{\sigma}^2 - ln\hat{\sigma}^2] + 2\sum_{i=1}^{N} \ln(1 - \hat{\lambda}\omega_i) \tag{20}$$

$\rho = 0$ altında Wald ve LR istatistiklerinin her ikisi de asimptotik olarak χ_1^2 dağılmaktadır.

Hata bağımlılığı ve gecikme bağımlılığının birlikte var olduğu durumu ise Anselin (1988) denklem 21 ve 22'deki gibi açıklamaktadır.

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \tag{21}$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \xi, \xi \sim N(0, \sigma^2 I) \tag{22}$$

W_1 ve W_2 burada mekansal gecikmeli bağımlı değişken ve mekansal otoregresif hata terimleriyle ilişkili mekansal ağırlık matrislerini ifade etmektedir. Bu modelin tanımlı olabilmesi için $W_1 \neq W_2$ olmalıdır veya X matrisi sabit terime ek olarak en az bir tane açıklayıcı değişken içermelidir.

(21) ve (22)' deki model için $H_0: \lambda = \rho = 0$ hipotezi LM denklem 23'de gösterilmiştir.

$$LM_{\lambda\rho} = \tilde{E}^{-1}\left[\left(\tilde{d}_\lambda\right)^2 \frac{\tilde{D}}{\tilde{\sigma}^2} + \left(\tilde{d}_\rho\right)^2 T_{22} - 2\tilde{d}_\lambda \tilde{d}_\rho T_{12}\right] \tag{23}$$

Burada; $E = (D/\sigma^2)T_{22} - (T_{12})^2$, $D = (W_1 X\beta)' M(W_1 X\beta) + T_{11}\sigma^2$, $T_{12} = tr[W_1 W_2 + W_1' W_2]$, $T_{11} = tr[W_1 W_1 + W_1' W_1]$ ve $T_{22} = tr[W_2 W_2 + W_2' W_2]$ olarak tanımlanmaktadır.

$W_1 = W_2 = W$, $T_{11} = T_{21} = T_{22} = T = [tr(W' + W)W]$ varsayımları altında denklem 23 denklem 24'e indirgenmektedir.

$$LM_{\lambda\rho} = \frac{\tilde{d}_\lambda^2}{T} + \frac{\left(\tilde{d}_\lambda - \tilde{d}_\rho\right)^2}{\tilde{\sigma}^{-2}(\tilde{D} - T\tilde{\sigma}^2)} \tag{24}$$

İkinci bir yaklaşım da $LM_{\lambda\rho}$'in kısıtsız biçiminin uygulanmasıdır. Örneğin ρ'nın varlığı durumunda $H_0: \lambda = 0$ boş hipotezinin testi denklem 25' te ifade edilmektedir.

$$LM_{\lambda|\rho} = \frac{\hat{d}_\rho^2}{T_{22} - (T_{21A})^2 Var(\hat{\rho})} \tag{25}$$

Anselin vd. (1996)'ya göre burada; $T_{21A} = tr[W_2 W_1 A^{-1} + W_2' W_1 A^{-1}]$, $A = I - \hat{\rho} W_1$ ile birlikte tanımlanır. Ayrıca $\hat{d}_\rho$, $y = \rho W_1 y + X\beta + \xi$ modelinin maksimum olabilirlik tahminlerini içermektedir. $H_0: \lambda = 0$ boş hipotezi altında $LM_{\lambda|\rho}$, bir serbestlik derecesiyle merkezi χ'ye yakınsayacaktır. Benzer şekilde hata bağımlılığının (λ) varlığı durumunda $H_0: \rho = 0$ hipotezinin testi denklem 26' da gösterilmektedir.

$$LM_{\rho|\lambda} = \frac{[\hat{\varepsilon}' B' B W_1 y]^2}{H_\rho - H_{\theta\rho} \widehat{Var}(\hat{\theta}) H'_{\theta\rho}} \tag{26}$$

Burada $\hat{\varepsilon}$, mekansal otoregresif hataların olduğu $y = X\beta + (I - \lambda W_2)^{-1}\xi$ modelinin maksimum olabilirlik tahminlerinden elde edilmiş kalıntılar vektörüdür. Burada modelle birlikte $\theta = (\beta', \lambda, \sigma^2)'$ ve $B = I - \hat{\lambda} W_2$ şeklinde tanımlanır. Denklem 26'nın paydasındaki terimler ise denklem 27 ve 28 ile ifade edilmektedir.

$$H_\rho = trW_1^2 + tr(BW_1B^{-1})'(BW_1B^{-1}) + \frac{(BW_1X\beta)'(BW_1X\beta)}{\sigma^2} \tag{27}$$

$$H'_{\theta\rho} = \begin{bmatrix} \frac{(BX)' BW_1 X\beta}{\sigma^2} \\ tr(W_2B^{-1})' BW_1B^{-1} + trW_2W_1B^{-1} \\ 0 \end{bmatrix} \tag{28}$$

$Var(\hat{\theta})$ ise, θ parametre vektörü için tahmin edilmiş varyans-kovaryans matrisidir.

Global hatalı belirlemenin varlığı yani, λ ve ρ' nun sıfırdan farklı değerler alması durumunda güvenilir testler türetmek mümkün değildir. Fakat Anselin vd. (1996), Bera ve Yoon (1993)'un genel yaklaşımının kullanılmasıyla λ'nın sıfırdan farklı olması durumunda $\rho = 0$ ya da ρ' nun sıfırdan farklı olması durumunda λ= 0' ı sınayan robust LM testleri elde edilebilir. Buna göre, ρ 'nun yerel varlığı (sıfırdan farklı olması) durumunda $H_0: \lambda = 0$ hipotezini sınayan robust LM testi denklem 29' da gösterilmektedir.

$$LM_\lambda^* = \frac{\left[\tilde{d}_\lambda - T_{12}\tilde{\sigma}^2 \tilde{D}^{-1} \tilde{d}_\rho\right]^2}{T_{22} - (T_{12})^2 \tilde{\sigma}^2 \tilde{D}} \tag{29}$$

Bu test istatistiği χ_1^2 dağılımına sahiptir. T_{12} ise d_ρ ve d_λ arasındaki kovaryansı gösterir. $W_1 = W_2 = W$ olması durumunda ise denklem 29, denklem 30' a dönüşür.

$$LM_{\lambda}^{*} = \frac{\left[\tilde{d}_{\lambda} - T_{12}\tilde{\sigma}^{2}\tilde{D}^{-1}\tilde{d}_{\rho}\right]^{2}}{T(1 - T\tilde{\sigma}^{2}\tilde{D})} \tag{30}$$

Benzer şekilde hata bağımlılığının (λ) varlığı durumunda H_0: $\rho = 0$ hipotezini sınayan robust LM testi denklem 31'de ifade edilmiştir.

$$LM_{\rho}^{*} = \frac{\left[\tilde{d}_{\rho} - T_{12}T_{22}^{-1}\tilde{\sigma}^{2}\tilde{d}_{\lambda}\right]^{2}}{\tilde{\sigma}^{-2}\tilde{D} - (T_{12})^{2}{T_{22}}^{-1}} \tag{31}$$

$W_1 = W_2 = W$ olması durumunda denklem 31, denklem 32' ye dönüşür.

$$LM_{\rho}^{*} = \frac{\left[\tilde{d}_{\rho} - \tilde{d}_{\lambda}\right]^{2}}{\tilde{\sigma}^{-2}\tilde{D} - T} \tag{32}$$

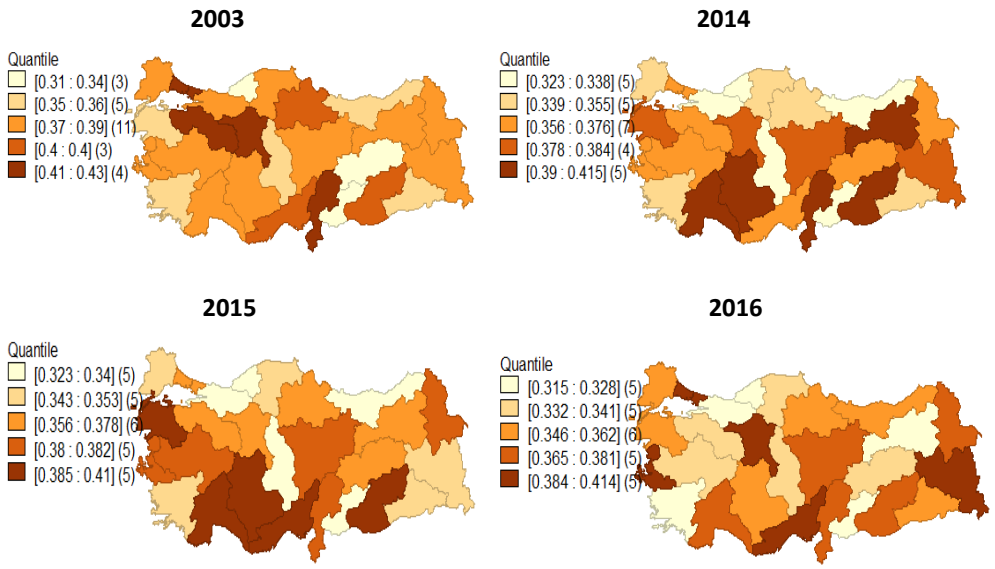
LM_{λ}^{*} için söylenenler LM_{ρ}^{*} için de aynen tekrarlanabilir. Denklem 32'de χ_1^2 dağılımına yakınsamaktadır.

4. Türkiye'de Gelir Dağılımı Yakınsaması

4.1. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada 2014, 2015 ve 2016 yılları ile 2003 yılı arasında Türkiye'deki 26 istatistiki alt bölge için gelir dağılımı benzerliğinin varlığını ortaya koyabilmek için beta yakınsaması test edilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler, Türkiye İstatistik Kurumu'nun Gelir ve Yaşam Koşulları araştırmalarından elde edilmiştir. Buna göre gini düzey verilerinin 2003, 2014, 2015 ve 2016 yıllarına göre Türkiye haritası üzerindeki bölgesel dağılımları Şekil 1'de gösterilmektedir.

Şekil 1: **Yıllara Göre Gini Değerlerinin Bölgesel Dağılımları**



β yakınsaması, tanımsal olarak ekonomilerde kişi başına gelirin büyüme oranları ile başlangıç yılına ait kişi başı gelir düzeyi arasındaki ilişkinin araştırılmasına dayanmaktadır. Bu ilişki (-) ise yakınsamanın varlığından bahsedilir. β yakınsamasında ekonomilerin teknoloji, kurumsal yapı, tasarruf oranı gibi faktörler açısından aynı durumda oldukları varsayılmaktadır.

H_0: hipotezi altında %10 anlamlılık düzeyi için model En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilip kalıntılarda mekansallık etkisinin olup olmadığı ve yakınsamanın gerçekleşip gerçekleşmediği araştırılmıştır. Modelin mekansal spesifikasyon test istatistikleri ve tahmin sonuçları ilgili oldukları dönem itibariyle ayrı başlıklar altında verilmiştir. Ayrıca aykırı gözlemlerin etkisini azalttığı ve daha

robust sonuçlar verebildiği için LAD (Least Absolute Deviation) yöntemiyle tahminler tekrarlanmıştır. EKK yönteminde artıkların kareleri toplamı minimize edilirken LAD yönteminde artıkların mutlak değerlerinin toplamı minimize edilmektedir.

4.2. 2003-2014 Yılları İçin β Yakınsaması Tahmini

Benabou (1996), Ravallion (2003) ve Bleaney ve Nishiyama (2003)'dan hareketle 2003-2014 dönemi için oluşturulan yakınsama denklemi, denklem 33'te gösterilmektedir.

$$\frac{G_{i,2014}-G_{i,2003}}{11} = \delta_0 + \delta_1 G_{i,2003} + e_i \quad (33)$$

Modelin EKK ve LAD yöntemleriyle tahmininden elde edilen sonuçlar gini katsayısının beklenildiği gibi negatif işarete sahip olduğunu göstermektedir (Tablo 1). Bu durum 2003-2014 dönemi için yakınsamanın gerçekleştiği anlamına gelmektedir.

Tablo 1: **2003-2014 Yakınsama Tahmini EKK ve LAD Sonuçları**

Değişkenler	**EKK**	**LAD**
Sabit (C)	0.0176*	0.0130
	(3.5452)	(1.6207)
Gini2003	-0.0499*	-0.0383***
	(-3.8017)	(-1.7791)
R2	0.3758	0.1650
N	26	26

Not: * %1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir ve parantez içindeki değerler t istatistiğini göstermektedir.

2003-2014 dönemi için standart EKK modelinde gini katsayısının değeri (-0.0499), LAD tahminine (-0.0383) göre daha yüksektir. Diğer taraftan EKK tahmini %1 düzeyinde anlamlı iken LAD tahmininde %10 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

EKK artıklarına uygulanan mekansal spesifikasyon testleri (Moran's I ve LM) mekansal bağımlılığın varlığına işaret etmektedir (Tablo 2). Ayrıca LM test sonuçlarına göre LM Gecikme testinin, LM Hata testine göre daha anlamlı olması nedeniyle Mekansal Gecikme Modeli seçilmiştir.

Tablo 2**: 2003-2014 Mekansal Spesifikasyon Testleri**

Uygulanan Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Moran I	2.1636	0.03049
LM-Gecikme Testi	5.0011	0.02533
LM-Gecikme Testi (Robust)	2.7668	0.09624
LM-Hata Testi	3.1538	0.07575
LM-Hata Testi (Robust)	0.9195	0.33760
LM (SARMA)	5.9206	0.05180

Mekansal Gecikme Modeli tahmin sonuçları (Tablo 3), Gini 2003 değişkeninin katsayısının beklenildiği üzere negatif ve %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Katsayı değeri (0.0516834) ise bölgeler arasındaki dengesizliğin yaklaşık % 5'inin dönem içinde giderildiğini ifade etmektedir. Komşu bölgelerdeki gini katsayısının değerlerinin ortalamasını gösteren ve katsayı değeri olarak bölgelerarasındaki ardışık bağımlılığı ifade eden W_Ginidp değişkeni de istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 3: **2003-2014 Mekansal Gecikme Modeli Tahmini**

Değişken	Katsayı	St.Hata	Z değeri	Olasılık Değeri
W_Gınıdp	0.47554	0.192086	2.47566	0.01330
Sabit	0.0187972	0.00432086	4.35034	0.00001

Gini2003	-0.0516834	0.0112834	- 4.58047	0.00000

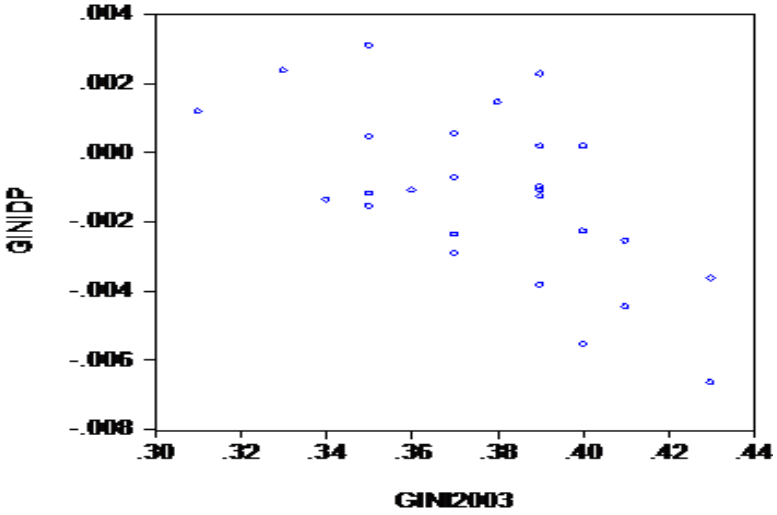
Mekansal gecikme modelinden elde edilen katsayıların sıfırdan farkını test etmek için yapılan ve mekansal gecikme bağımlılığını ifade eden LR testi sonucu ise Tablo 4'te verilmektedir.

Tablo 4: **2003-2014 LR Testi Sonucu**

Değeri	Olasılık Değeri
4.6361	0.03131

y ekseninde bağımlı değişken ve x ekseninde bağımsız değişkenin yer aldığı Şekil 2'de ise iki değişken arasındaki ilişkinin negatif olduğu doğrulanmaktadır.

Şekil 2. **2003-2014 Gini Serpme Dağılımı**



4.3. 2003- 2015 Yılları İçin β Yakınsaması Tahmini

Denklem 34, 2003-2015 dönemi için oluşturulan yakınsama denklemini ifade etmektedir.

$$\frac{G_{i,2015}-G_{i,2003}}{12} = \delta_0 + \delta_1 G_{i,2003} + e_i \quad (34)$$

Modelin EKK ve LAD tahminleri, Gini katsayısının teoriye uygun olarak negatif işarete sahip olduğu göstermektedir (Tablo 5). Bu durum 2003-2015 dönemi için yakınsamanın gerçekleştiği anlamına gelmektedir.

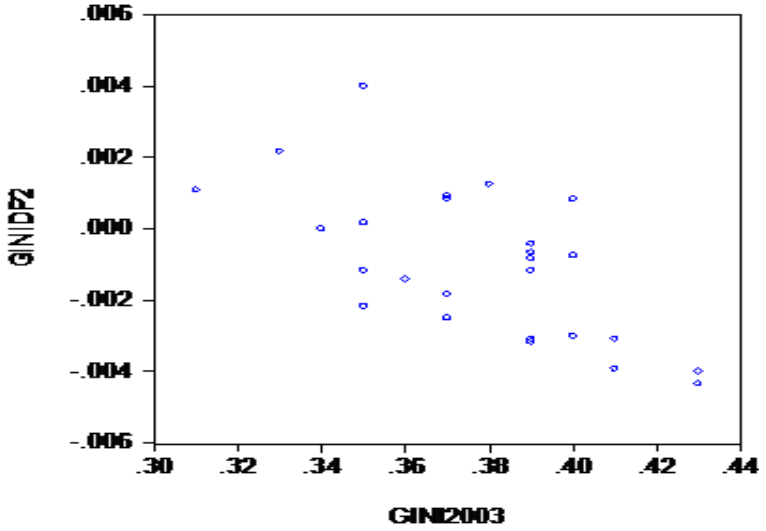
Tablo 5: **2003-2015 Yakınsama Tahmini EKK ve LAD Sonuçları**

Degişkenler	EKK	LAD
Sabit (C)	0.0161*	0.0149**
	(3.8915)	(2.5058)
Gini2003	-0.0454*	-0.0440*
	(-4.1468)	(-2.8069)
R2	0.4174	0.2253
N	26	26

Not: *%1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler ise t istatistiğini ifade etmektedir.

Bağımlı değişken ile bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi gösteren Şekil 3, bu ilişkinin negatif olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte EKK kalıntılarına uygulanan mekansal spesifikasyon testleri herhangi bir mekan etkisine rastlanmadığına işaret etmektedir (Tablo 6).

Şekil 3**. 2003-2015 Gini Serpme Dağılımı**



Tablo 6: **2003-2015 Mekansal Spesifikasyon Testleri**

Uygulanan Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Moran I	0.3643	0.71565
LM-Gecikme Testi	0.4967	0.48093
LM-Gecikme Testi (Robust)	2.6708	0.10220
LM-Hata Testi	0.0125	0.91086
LM-Hata Testi (Robust)	2.1866	0.13922
LM (SARMA)	2.6834	0.26141

4.4. 2003- 2016 Yılları İçin β Yakınsaması Tahmini

2003-2016 dönemi için oluşturulan yakınsama denklemi eşitlik (4.3)'teki gibidir.

$$\frac{G_{i,2016}-G_{i,2003}}{13} = \delta_0 + \delta_1 G_{i,2003} + e_i \qquad (4.3)$$

Modelin EKK ve LAD tahminleri sonucunda Gini katsayısı teoride beklenildiği üzere negatif işarete sahip olarak elde edilmiştir (Tablo 7). Bu durum 2003-2016 dönemi için de yakınsamanın gerçekleştiğini ifade etmektedir.

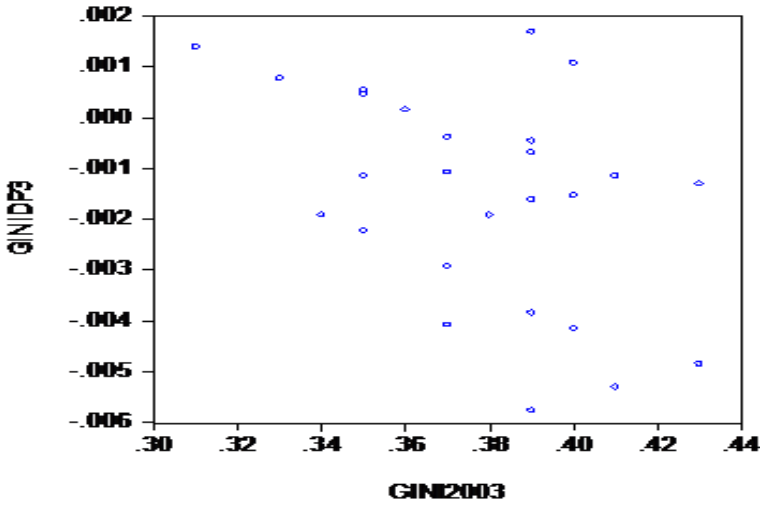
Tablo 7**: 2003-2016 Yakınsama Tahmini EKK ve LAD Sonuçları**

Değişkenler	EKK	LAD
Sabit (C)	0.0105** (2.145)	0.0130*** (1.7313)
Gini2003	-0.0319** (-2.4681)	-0.0375*** (-1.8539)
R2	0.2024	0.0816
N	26	26

Not: *%1,**%5,***%10 anlamlılık düzeylerini, parantez içindeki değerler ise t istatistiklerini ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki ilişkiyi gösteren Şekil 4, bu ilişkinin negatif olduğunu doğrulamaktadır. Bununla birlikte ele alınan dönem için uygulanan mekansal spesifikasyon testlerinde herhangi bir mekan etkisi bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Tablo 8).

Şekil 4**: 2003-2016 Gini Serpme Dağılımı (Düzey)**



Tablo 8: **2003-2016 Mekansal Spesifikasyon Testleri**

Uygulanan Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Moran I	-0.0614	0.95106
LM-Gecikme Testi	0.1065	0.74416
LM-Gecikme Testi (Robust)	0.0519	0.81975
LM-Hata Testi	0.0793	0.77820
LM-Hata Testi (Robust)	0.0248	0.87499
LM (SARMA)	0.1313	0.93648

Türkiye'de Düzey 2 bölge sınıflandırmasına göre 26 bölgenin gelir dağılımı yakınsamasına ilişkin olarak yapılan tahminlerde ele alınan bütün zaman dilimlerinde, neoklasik büyüme modelinin çıkarımı olan yakınsama hipotezini destekler nitelikte β yakınsaması bulguları elde edilmiştir. Bu sonuç, Marine (2000), Ravallion (2003), Lopez (2004), Goerlich ve Mas (2004), Lin ve Huang (2011), Dhongde ve Miao (2013) gibi literatürde yer alan diğer amprik çalışmalarda elde edilen β yakınsaması analizleriyle de benzerlik göstermektedir.

Türkiye'de gelir dağılımı yakınsaması konusunda henüz bir çalışma yapılmamış olmakla birlikte bu çalışmada 26 Düzey 2 bölgesi için gelir dağılımı yakınsaması mekansal etkileri de içerecek şekilde analiz edilmiştir. 2003-2014 için elde edilen bulgular, coğrafi olarak mekan etkisinin varlığına işaret etmektedir. Yani bölgelerin komşuluk özelliklerinin istatistiksel olarak etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

5. Sonuç

Türkiye'de bölgelerin gelir düzeylerinin yakınsamasını konu alan çalışmalar mevcut olmakla birlikte bölgelerin gelir dağılımlarının birbirine ne ölçüde yakınsadığını araştıran çalışmalar yok derecede azdır. Bölgelerin gelir düzeylerindeki gelişmelerin benzeşmesi önemli olmakla birlikte bu durum bölgesel refah artışlarının bir göstergesi olarak düşünülemez. Bölgelerin refah düzeylerinin artmasının en önemli ölçütlerinden biri kuşkusuz gelir dağılımı eşitsizliğinin ortadan kalkmasıdır. Refahın bir göstergesi olarak bölgesel gelir dağılımları arasındaki yakınsamanın derecesi ve bu bölgelerin komşuluk özelliklerinin gelir dağılımı üzerindeki etkileri bölgesel kalkınma politikalarının geliştirilmesi açısından oldukça büyük önem taşımaktadır.

Bu çalışmada, Türkiye'deki 26 istatistiki alt bölgenin gelir dağılımları için 2014, 2015 ve 2016 ile 2003 yılı arasında beta yakınsamasının varlığı mekansal etkiler de dikkate alınarak test edilmiştir. 2014 yılı için yapılan analizlerde uygun modelin Mekansal Gecikme Modeli olduğu tespit edilmiş ve Maksimum Olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmiştir. 2003-2014 döneminde ortaya çıkan mekansal etkilerde mekansal gecikme katsayısının değeri (0.47554), pozitif bir ardışık bağımlığa dikkat çekmektedir. Pozitif ardışık bağımlılık, yayılma etkisinin sözkonusu olabileceğini ifade etmektedir. Örneğin bir bölgeye gelen teşvikler, diğer bölgeleri de etkileyerek istihdam üzerinde pozitif etkiler yaratabilecektir. Gini katsayısının negatif çıkması ise yakınsamanın varlığını yani Türkiye'deki Düzey 2 bölgelerinin birbirleriyle benzeştiğini göstermektedir.

2015 için herhangi bir mekan etkisine rastlanmamış ancak beta yakınsamasının gerçekleştiği bulgusuna ulaşılmıştır. Gini katsayısı (-0.0454) modelde beklenildiği gibi negatif işarete sahiptir ve istatistiksel olarak da anlamlıdır (%1). 2016 için yapılan yakınsama analizi sonucunda da mekan etkisine rastlanmamış ve 2003-2015 dönemine benzer şekilde beta yakınsamasının gerçekleştiği bulgusuna ulaşılmıştır. Gini katsayısı (-0.0319) beklenildiği gibi negatif işaretli olup %5 anlamlılık düzeyine sahiptir.

Yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgular, bölgelerin gelir dağılımındaki farklılıkların zaman içinde birbirine yaklaştığını göstermekle birlikte gini katsayılarındaki bu yakınsama yüksek değerlerde gerçekleşmektedir. Bu durum bölgelerin refahında bir artışı değil aksine gelir dağılımı eşitsizliğinin artmasıyla birlikte bir refah kaybını ifade etmektedir. Türkiye'de genel olarak Gini katsayısının da 2014, 2015 ve 2016 itibariyle artış gösterdiği (sırasıyla 0.391, 0.397, 0.404) dikkate alındığında bölgelerin giderek bozulan gelir dağılımı adaleti düzeyinde benzeşme eğilimi taşıdıklarını ifade etmek mümkün olacaktır.

Türkiye'de gini katsayısının düşürülmesine yani gelir dağılımında adaletin sağlanmasına yönelik politikaların bölgesel dinamikleri ortaya çıkaracak şekilde yeniden yapılandırılmasının oldukça büyük önem taşıdığı söylenebilir. Bölgesel düzeyde gelir dağılımı eşitsizliklerinin giderilmesi Türkiye genelinde de Gini katsayısının düşüşüne katkıda bulunacaktır.

Bu noktada özellikle bölgesel yatırımların gelir dağılımı eşitsizliğinin giderilmesinde oldukça önemli bir rolü olduğunu söylemek mümkündür. TR10 (İstanbul) ve TR42 (Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova) bölgeleri arasında gerçekleşen yatırım kaymaları bu duruma örnek gösterilebilir. Türkiye'nin hem nüfus hem de gelir açısından ilk sırada yer alan bölgesi olan TR10'da, 2014 yılında 5.047 milyon TL olan yerli sermaye yatırımı, 2016 yılında 2.550 milyon TL'ye düşmüştür. TR42 bölgesinde ise 2014'te 1.494 milyon TL olan yerli sermaye yatırımının 2016'da 3.340 milyon TL'ye çıkması, TR10 bölgesinden TR42 bölgesine doğru bir yayılımın olması şeklinde yorumlanabilir. Bunun sonucunda ise TR42 bölgesinde 2016'da gelir dağılımı eşitsizliği azalırken (0.338' den 0.317 'ye), TR10 bölgesinde ise gelir dağılımı eşitsizliği (0.357 'den 0.413' e) artmıştır (Çapar, 2018: 113-128-129).

Bölgelerdeki yatırımların artması, istihdam olanaklarının ve üretimin artmasına katkıda bulunacaktır. Bu nedenle bölgelerin birer çekim merkezi haline gelmesini sağlayacak politikaların gözden geçirilmesine ve özellikle bölgesel kalkınmada önemli rol üstlenen kalkınma ajanslarının etkinliğinin arttırılmasına gerek vardır. Ayrıca nüfus, enflasyon, vergi, göç ve teşvik politikalarının gelir dağılımı üzerindeki olumsuz etkileri dikkate alınarak uygulamaya alınması da büyük önem taşımaktadır. Çünkü Türkiye'de gelir dağılımı eşitsizliğinin yüksek düzeylerde seyrediyor olması, istihdam ve üretimin artırılması ve ekonomik büyümenin sağlanması konusunda etkin politikalar oluşturulmasını zorlaştırmaktadır.

Sonuç olarak, Türkiye' deki 26 Düzey 2 bölgesi için yapılan analiz sonuçlarına göre bölgelerin Gini katsayılarının Türkiye geneli ile bağlantılı olarak giderek daha yüksek değerlerde birbirine yakınsadığı yani bölgeler arasında benzeşmenin söz konusu olduğu görülmektedir. Bölgeler arasında yüksek gini değerlerinde ortaya çıkan bu yakınsama bölgelerin gelir dağılımı sorunlarıyla ülkenin gelir dağılımı sorununun örtüştüğünü ve bölgelerin ülke genelinden ayrı olarak

değerlendirilmesinin mümkün olmadığını ifade etmektedir. Dolayısıyla Türkiye genelinde uygulanacak olan gelir dağılımının iyileştirilmesine yönelik politikaların bölgelerin gelir dağılımları üzerinde düzeltici etki yaratacağını ve aynı zamanda bölgesel politikaların da Türkiye genelindeki gelir dağılımını olumlu etkileyeceğini söylemek mümkündür.

Kaynakça

Abreu, M., DeGroot, H. L. ve Florax, R. J. (2005). Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods. *Région et Développement*, 21, 13-44.

Anselin, L. (1988). Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht; Boston: Kluwer Academic Publishers, c1988.

Anselin, L. (1988a). Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*,20, 1-17.

Anselin, L. (2006). Spatial Econometrics. Mills, Terence C. ve Kerry Patterson (Eds), Palgrave Handbook of Econometrics. Vol. 1, Econometric Theory, New York: Palgrave Macmillan, 901-969.

Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R., Yoon, M.J. (1996). Simple Diagnostic Tests For Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77-104.

Anselin, L. ve Rey S. (1991). Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis*, 23(2), 112-131.

Baumol, W.J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross-Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), .407 443.

Barro, R. J. ve Sala-i Martin, X. (1991). Convergence across States and Regions. Brooking Papers on Economic Activity, 1991(1), 107-182.

Barro, R.J. ve Sala-i Martin, X. (1995), Economic Growth, McGraw Hill, New York.

Benabou, R. (1996). Inequality and growth. in NBER Macroeconomics Annual. B.Bernanke and J. Rotemberg (Eds), MIT Press, Cambridge,11-73.

Bera, A.K. ve Yoon, M.J. (1993). Specification Testing with Locally Misspecified Alternatives. *Econometric Theory*, 9(4), 649-658.

Bishop, A., Formby, J. ve Thistle, P. (1994). Convergence and divergence of Regional Income Distributions and Welfare. *The Review of Economics and Statistics*, 76(2), 228-235.

Bleaney, M. ve Nishiyama, A. (2003). Convergence in Inequality: Differences Between Advanced and Developing Countries. *Economics Bulletin*, 4, 1-10.

Cliff, A. ve Ord, J. (1972). Testing for Spatial Autocorrelation Among Regression Residuals. *Geographical Analysis*, 4, 267-84.

Cliff, A. ve Ord, J. (1973). Spatial Autocorrelation". London: Pion.

Çapar, U. (2018). Türkiye'de Bölgelerarası Gelir Dağılımı Yakınsaması: Mekansal Ekonometrik Analiz. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). PAU-SBE, Denizli.

Dall' Erba, S. (2005). Productivity Convergence and Spatial Dependence among Spanish Region. *Journal Geographical Systems,* 7, 207-227.

De Long, J.B. (1988). Productivity Growth, Convergence and Welfare: *Comment, American Economic Review*, 78(5), 1138-1154.

Dhongde, S. ve Miao, X. (2013). Cross-Country Convergence in Income Inequality. Working Papers 2013-290, ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality.

Dowrick, S. ve Nguyen, Duc-Tho. (1989). OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence. *American Economic Review*, 79(5), 1010-1030.

DPT, (1994). Gelir Dağılımı ve Politikaları. Özel İhtisas Komisyonu, Yayın No: DPT 2370-ÖİK:436, Ankara.

Elmslie, B. T. (1995). The Convergence Debate Between David Hume and Josiah Tucker. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 207-16.

Ertur, Cem ve Wilfried, Koch. (2007), Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (6), 1033-62.

Ezcurra, R. ve Pascual, P. (2005). Is there convergence in income inequality levels among the European regions?. *Applied Economics Letters*, 12, 763–7.

Ezcurra, R. ve Pascual, P. (2009). Convergence in Income Inequality in the United States: a Nonparametric Analysis. *Applied Economics Letters*, 16(13), 1365-1368.

Gezici, F. ve Hewings, G.J. D. (2004). Regional Convergence and The Economic Performance of Peripheral Areas in Turkey. *Review of Urban&Regional Development Studies,* 16(2), 113-132.

Goerlich, F.J. ve Mas M. (2004). Three (Marginal?) Questions Regarding Convergence. Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 15876.

Kuştepeli, Y. ve Halaç, U. (2004). Türkiye'de Gelir Dağılımının Analizi ve İyileştirilmesi. Dokuz Eylül Üniversitesi *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6(4).

LeSage, J. ve Pace, K.P. (2009). Introduction to Spatial Econometrics. Florida: Chapman and Hall.

Lin, P.C. ve Huang H.C. (2011). Inequality Convergence in a Panel of States. *Journal of Economic Inequality*, 9 (2), 195-206.

Lopez, J.H. (2004). Pro-growth, pro-poor: Is there a trade-off?. The World Bank (PRMPR), 1-29.

Marina, A. (2000). Economic Convergence of the Fırst and Second Moment in the Provinces of Argentina. *Estudios de Economia*, 27(2), 259-277.

Moran, P. (1950a). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika,* 37, 17-23.

Moran, P. (1950b). A Test for the Serial Independence of Residuals. *Biometrika*, 37, 178-181

Ravallion, M. (2003). Inequality Convergence. *Economics Letters*, 80, 351-356.

Rey, S.J. ve Montouri, B.D. (1999). US Regional Income Convergence: *A Spatial Econometric Perspective*. Regional Studies, 33 (2): 143-156.

Yıldırım, J., Öcal, N. ve Özyıldırım,S. (2009). Income Inequality and Economic Convergence in Turkey: A Spatial Effect Analysis. *International Regional Science Review*, 32 (2), 221-254.

CONVERGENCE OF REGIONAL INCOME DISTRIBUTION IN TURKEY: SPATIAL ECONOMETRIC ANALYSIS

Extended Abstract

Aims: Undoubtedly, one of the most important criteria for increasing the welfare level of countries is the elimination of income distribution inequality. Convergence of income distribution levels among regions within the same country will also mean that the welfare levels of the regions is to be similarized and the development differences are eliminated. There are many factors at regional, national and even international levels that affect the income distribution inequality of regions. The aim of this study is not to examine the effects of these factors on regional income distribution, is to investigate whether there is a convergence of regional disparities in Turkey, and if were, is to identify in what level. However, the regional income distribution convergence analysis can also provide information about the level of exposure of income distribution differences of regions from the national factors and regions' internal dynamics. Development levels of geographically neighbor regions are affected by each other. Therefore, including the spatial effects to the analysis gives the opportunity to interpret the effects of neighbor relationship on income distribution inequality. This is very important for the development of regional development policies. In this study, within the scope of NUTS 2 classification, for 26 regions in Turkey income distribution convergence analysis was carried out. Although there are many studies in the field of income convergence in the regional development literature, the studies on income distribution convergence are insufficient, so it is possible to say that this study will contribute to the literature.

Method(s): According to NUTS 2 classification system in Turkey, convergence of income distribution coefficient (Gini) of 26 regions is modeled by considering the neighborhood relationships. The analysis was carried out separately for 2014, 2015 and 2016, assumed 2003 is the start year. Thus, it is possible to monitor the changes in the convergence relationship between regions over time. There are two basic measurements, called Sigma (σ) and Beta (β) convergence, which empirically test the convergence. Sigma convergence refers to the decrease in per capita income differences between economies over time. In the beta convergence, the poor economy grows faster than the rich economy, or the poor economy tends to capture the rich. For convergence to occur, the β coefficient must be negative, non-zero and statistically significant. Different techniques and methods can be used in convergence analysis. The most commonly used method is OLS (Ordinary Least Squares). In this study, the models are estimated by OLS method to investigate whether there is a spatial effect on the residues and whether convergence occurs. The spatial specification test statistics (Moran's I and LM) and the estimation results of the model are discussed for each period separately. In addition, the estimations were repeated with the LAD (Least Absolute Deviation) method because of reducing the effect of outliers and providing more robust results.

Findings: The results obtained from the model estimated by the OLS and LAD methods for the period 2003-2014 show that the coefficient of Gini is negative in accordance with the theory. This means that convergence takes place. Spatial specification tests applied to OLS residuals indicate the presence of spatial dependence in this period. In addition, according to the LM test results, the LM Delay test is more significant than the LM Error test and the Spatial Delay Model was chosen. The Gini coefficient for period 2003-2015 has negative sign that means convergence occurs. However, spatial specification tests applied to OLS residues indicate that no spatial effect was observed. In the 2003-2016 period, the sign of Gini coefficient is negative according to the LSQ and LAD estimates. Although this situation states that convergence has taken place, spatial specification tests state that there is no spatial effect for this period.

Conclusion: In the study for 26 NUTS 2 region of Turkey analyzing the convergence of income distribution including spatial effects, the findings obtained for the 2003-2014 period suggest the existence of spatial impact. In other words, it was concluded that the neighborhood characteristics

of the regions were statistically effective on the convergence of income distribution. Although the findings of the analyzes show that the differences in income distribution of the regions approach each other over time, this convergence in gini coefficients is realized at high values. This does not mean that welfare of regions is increasing but rather refers the loss of welfare with increasing income distribution inequality. Considering that the overall Gini coefficient of Turkey in 2014, 2015 and 2016 has been increased steadily, it is possible to say that the regions are converging at deteriorating income distribution levels.