

Araştırma Makalesi

Türkiye'de İller Arası Gelir Yakınsaması: Bölgesel Sabit Etkiler ve Mekânsal Yayılmalar

Income Convergence Across Turkish Provinces: Regional Fixed Effects and Spatial Spillovers

Abdulgöc YILDIRIM

Dr. Öğr. Üyesi, Muş Alparslan Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

a.yildirim@alparslan.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0002-6228-6601>

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
06.06.2026	10.07.2026

Öz

Bu çalışma, 2004-2019 döneminde Türkiye'de il düzeyinde gelir yakınsamasını mekânsal ve yapısal faktörleri dikkate alarak incelemektedir. Araştırmanın amacı, düşük gelirli illerin yüksek gelirli illere göre daha hızlı büyüyüp büyümediğini incelemek ve bölgesel heterojenlik ile mekânsal etkilerin bu süreci nasıl etkilediğini belirlemektir. Bu doğrultuda, Solow'un neoklasik büyüme modeli çerçevesinde β -yakınsama yaklaşımı kullanılmıştır. Mutlak yakınsama, koşullu yakınsama ve kulüp etkilerini belirlemek için bölgesel sabit etkileri içeren modeller tahmin edilmiştir. Bulguların sağlamlığını değerlendirmek amacıyla Mekânsal Durbin Modeli (SDM) de tahmin edilmiştir. Sonuçlar, ilgili dönemde iller arasında istatistiksel olarak anlamlı bir yakınsama sürecinin mevcut olduğunu ve bu yakınsamanın yıllık %1.32 ile %1.96 arasında değiştiğini göstermektedir. Ayrıca, beşerî sermayenin yakınsama sürecini olumlu yönde etkilediği de tespit edilmiştir. Mekânsal etkilerin dikkate alındığı model, komşu bölgelerin özelliklerinin ilin büyümesi üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Ancak, mekânsal yayılma etkilerinin büyüme dinamiklerinde belirleyici rol oynamadığı ve bölgesel sabit etkilerin mekânsal heterojenliği büyük ölçüde yansıttığı sonucuna varılmıştır. Sonuç olarak, Türkiye'de il düzeyinde yavaş bir yakınsama sürecinin yaşandığı; büyüme dinamiklerinin güçlü mekânsal yayılmalardan ziyade beşerî sermaye ve bölge temelli yapısal heterojenlikle şekillendiği görülmektedir. Bölgesel politikaların tasarımı bu farklılıkların dikkate alınması önem arz etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Bölgesel Yakınsama, Ekonomik Büyüme, Beşerî Sermaye, Mekânsal Yayılma, Sabit Etkiler Modeli

Abstract

This study examines income convergence at the provincial level in Türkiye over the period 2004-2019, considering spatial and structural factors. The aim of the research is to investigate whether low-income provinces grow faster than high-income provinces and to determine how regional heterogeneity and spatial effects influence this process. In this context, the β -convergence approach within the framework of Solow's neoclassical growth model is employed. Models incorporating regional fixed effects are estimated to identify absolute convergence, conditional convergence, and club effects. Additionally, the Spatial Durbin Model (SDM) is estimated to assess the robustness of the findings. The results indicate a statistically significant convergence process among provinces during the

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Yıldırım, A. 2026, Türkiye'de İller Arası Gelir Yakınsaması: Bölgesel Sabit Etkiler ve Mekânsal Yayılmalar, Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, 61(3), 2691-2708.

2004-2019 period, with the rate of convergence ranging between 1.32% and 1.96% annually. The findings show that human capital positively affects the convergence process. The model accounting for spatial effects reveals that the characteristics of neighboring regions impact provincial growth. However, spatial spillover effects do not play a decisive role in growth dynamics, and regional fixed effects largely capture spatial heterogeneity. In conclusion, there is a slow convergence process at the provincial level in Türkiye; growth dynamics are shaped more by human capital and region-based structural heterogeneity rather than strong spatial spillovers. It is important to consider these differences in designing regional policies.

Keywords: Regional Convergence, Economic Growth, Human Capital, Spatial Spillovers, Fixed Effects Model

1. Giriş

Solow (1956), "İktisadi Büyüme Teorisine Bir Katkı" başlıklı çalışmasında, ülkeler arasındaki gelir farklılıklarının nedenlerini anlamaya yönelik temel bir çerçeve sunmuştur. Bu modele göre, bir ekonomi kendi durağan durum dengesinin ne kadar altında yer alıyorsa, o ölçüde hızlı büyüme gösterme eğilimindedir (Jones, 2001). Bu durum, neoklasik modelin azalan getiriler varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayıma göre, başlangıçta düşük sermaye birikimi ve gelir düzeyine sahip yoksul ekonomiler, ilave yatırımlarından daha yüksek marjinal getiri elde ederler; bu sayede zengin ekonomilere kıyasla daha hızlı büyüme eğilimi gösterirler. Bu durum, mutlak anlamda bir gelir yakınsamasının gerçekleşeceğini ifade etmektedir. Mankiw vd. (1992), ülkelerin farklı eğitim ve beceri düzeylerini temsil eden beşerî sermayenin Solow modeline dahil edilmesinin, modelin açıklama gücünü önemli ölçüde artırdığını göstermişlerdir. Böylece büyüme literatüründe yakınsama analizleri daha geniş bir kuramsal zemine taşınmıştır. Bu kuramsal gelişmeler, yakınsama tartışmalarının yalnızca fiziksel sermaye birikimiyle sınırlı kalmadığını, yapısal ve kurumsal unsurların da sürece dâhil edilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Genel olarak yakınsama kavramı, farklı başlangıç koşullarına sahip değişkenlerin zamanla aralarındaki farkı azaltarak birbirine benzer hale gelme sürecini ifade eder. İktisadi bağlamda ise görece yoksul ekonomilerin, zengin ekonomilerden daha hızlı büyüyerek gelir farklılıklarını zamanla kapatma potansiyelini ifade etmektedir. Ancak, teorik düzeyde öngörülen bu yakınsama süreci, ampirik bulgularla her zaman tutarlılık göstermemiştir. Uygulamada, birçok düşük gelirli ülke, gelir yakınsaması bir yana kişi başına düşen gelirin azalmasıyla karakterize edilen bir iraksama süreci yaşamıştır. Bu durum, yakınsama kavramının daha derinlemesine incelenmesine zemin hazırlamış ve metodolojik olarak çeşitlenmesine yol açmıştır. Ancak, geçirdiği metodolojik dönüşümlere rağmen, yakınsama kavramı özündeki temel anlamını korumaya devam etmektedir.

Bu bölümde, yakınsama literatürü bütüncül bir çerçevede ele alınacak ve iki ana kategori altında incelenecektir. İlk olarak, uluslararası literatürde yakınsama kavramının farklı ülkelerde nasıl ele alındığı, kullanılan yöntemler, analiz teknikleri ve elde edilen bulgular değerlendirilecektir. İkinci olarak Türkiye'ye özgü yapılan araştırmalar ve bölgesel sınıflandırmalar dikkate alınarak incelenecektir. Bölgeler veya iller arasındaki gelişmişlik farklarının yakınsama analizlerinde nasıl ele alındığı ve geliştirilen modeller ile politika önerileri tartışılacaktır. Böylece, yakınsama literatüründeki gelişmeler kapsamlı bir şekilde sunulacaktır.

1.1. Uluslararası Literatürde Yakınsama Çalışmaları

Yakınsama analizi, uzun yıllardır güncelliğini korumakla birlikte metodolojik olarak önemli dönüşümlere uğramıştır. Kesitsel EKK, dinamik panel, mekânsal ekonometri ve doğrusal olmayan modeller gibi çeşitli yöntemlerin kullanılması, bu alandaki yöntemsel çeşitliliği ortaya koymaktadır. Yakınsama üzerine yapılmış öncü çalışmalar, mutlak ve koşullu yakınsamayı yatay kesit veya panel veri yöntemleri kullanarak incelemiştir. Örneğin, Banerjee ve Jesenko (2015), Solow (1956) ve Mankiw vd. (1992) modellerini temel alarak Slovenya için yakınsama analizi gerçekleştirmiştir. Yazarlar, yatırım, beşerî sermaye ve işgücü büyümesini kontrol ettiklerinde, 1960-2010 döneminde 12 Slovenya bölgesi için hem kişi başına düşen GSYH hem de işgücü verimliliğinde koşullu yakınsamanın varlığını tespit etmişlerdir. Sandiloh ve Yasin (2011) tarafından yapılan bir çalışmada, 1979-2005 döneminde Pakistan'da beşerî sermaye ve tasarruflar dikkate alındığında mutlak yakınsamanın gerçekleşmediği, ancak koşullu yakınsamanın mevcut olduğu belirlenmiştir. Benzer şekilde, Lehmann, Oshchepkov ve Silvagni (2020) neoklasik büyüme modeli çerçevesinde 1996-2017 yılları arasında 77 Rus bölgesi arasında yıllık %2.2 oranında bir yakınsama olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Rusya bölgelerine yönelik

yapılmış bir diğer çalışmada, yakınsamanın şoklara bağlı olarak dönemler arasında farklılıklar gösterdiği ifade edilmiştir. Bu kapsamda, Gichiev (2021), 1998-2018 dönemi için Güney Rusya bölgelerine yönelik yaptığı analizde, yalnızca 1998-2014 alt döneminde mutlak yakınsama olduğunu tespit etmiştir. Uluslararası yaptırımların etkisi dikkate alındığında, mutlak yakınsamanın olmadığı; ancak kulüp yakınsaması ile birlikte bir ıraksama sürecinin yaşandığı belirtilmiştir. Bu bulgular, yakınsama süreçlerinin makroekonomik ve jeopolitik şoklara karşı kırılğan olduğunu göstermektedir.

Ancak mekânsal etkiler ve kurumsal yapı dikkate alındığında, birçok gelişmekte olan ve yükselen ekonomide yakınsama dinamiklerinin önemli ölçüde değiştiği görülmektedir. Aristizábal ve García (2021), Kolombiya'da bölgesel yakınsamayı 2006-2016 döneminde mekânsal panel modelleri çerçevesinde incelemiş; mekânsal etkiler ve kurumsal kaliteyi modele dahil ettiklerinde koşullu yakınsamanın daha belirgin olduğu sonucuna varmışlardır.

Endonezya üzerine yapılan araştırmalar, genel bir yakınsamanın mevcut olmadığını, bunun yerine kulüp yakınsamasının varlığını ortaya koymaktadır. Aginta vd. (2023), 2000-2017 döneminde 514 Endonezya bölgesini inceleyerek hem geleneksel yakınsama hem de Phillips-Sul yöntemlerini kullanarak genel yakınsama hipotezini reddetmiş ve beş farklı yakınsama kulübü belirlemiştir. Benzer şekilde, Santos-Marquez vd. (2022) 2010-2017 dönemi için Endonezya'nın illerini ve ilçelerini analiz ederek mekânsal etkilerin ilçe düzeyinde önemli olduğunu belirtmekte ve bu etkilerin eşitsizliklerin azalmasını yavaşlatabileceğini vurgulamaktadır.

Son yıllarda yapılan diğer bir çalışmada, ekonomik yakınsamaya ek olarak gelir dağılımında da bir yakınsamanın olup olmadığı konusu incelenmiştir. Erfurth (2024), 2002-2013 döneminde 35 ülkede 621 bölgeyi analiz ederek bölgesel gelir eşitsizliğinde bir yakınsama olduğunu ifade etmektedir. Uluslararası düzeyde gerçekleştirilen araştırmalar, mutlak yakınsamanın nadiren meydana geldiğini göstermektedir. Bunun aksine koşullu yakınsama, kulüp oluşumu ve mekânsal etkiler yakınsama analizlerinde daha belirgin bulgular olarak öne çıkmaktadır. Dolayısıyla, kurumsal yapı, beşerî sermaye, göç ve mekânsal etkenler yakınsama sürecinde etkili faktörler olarak öne çıkmaktadır.

Metodolojik farklılıklar, örneklem düzeyi, mekânsal etkiler ve kuramsal faktörler, yakınsama analizlerinin bulgularındaki farklılıkları etkileyen temel unsurlar olarak öne çıkmaktadır. Bu konu üzerine yapılan güncel çalışmalar, mekânsal bağımlılıkları ve kulüp yakınsamasını inceleyerek klasik büyüme modellerinin kapsamını genişletmekte ve analizleri daha derinlikli hale getirmektedir.

1.2. Ulusal Literatürde Yakınsama Çalışmaları

Uluslararası literatüre paralel olarak, Türkiye'de de yakınsama çalışmaları giderek önem kazanmıştır. Türkiye'de 1975'ten 2026'ya kadar çeşitli dönemleri konu edinen hem il hem de bölge düzeyinde zengin bir yakınsama literatürü bulunmaktadır. Mekânsal ekonometrik teknikler kullanılan çalışmalar ile klasik yakınsama teknikleri kullanılan çalışmalar arasında bulgular bağlamında belirgin bir ayrım olduğu söylenebilir. Bu bağlamda, Akcagün Narin (2026), bölgesel yakınsama araştırmalarında mekânsal bağımlılık ve heterojenliğin göz ardı edilmesinin yakınsama çıkarımlarını yanıltıcı hale getirebileceğini savunmaktadır. Mekânsal etkileri dikkate almayan çalışmalar, genellikle mutlak veya koşullu yakınsamaya ilişkin kanıtlar sunmuştur. Örneğin, Gömleksiz vd. (2017), 2004-2014 dönemini kapsayan araştırmalarında yıllık %1.15 ile %1.94 arasında değişen hızlarda hem mutlak hem de koşullu yakınsamanın varlığını göstermiştir. Ayrıca yatırım teşviklerinin büyüme üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu belirtmişlerdir. Öz (2017), 2004-2014 döneminde iller arasında %1.2 düzeyinde mutlak yakınsama hızı olduğunu belirtmiştir. Ayrıca, beşerî sermaye dikkate alındığında bu oranın %2.2'ye yükseldiğini göstermiştir. Mekânsal bağımlılık göz önüne alındığında, yakınsama sürecine dair bulgular daha karmaşık bir hale gelmekte ve genellikle yakınsama ile ilgili daha az iyimser bir tablo ortaya çıkmaktadır. Aldan ve Gaygısız (2006), 1987-2001 döneminde il düzeyinde gerçekleştirdikleri yakınsama analizinde mekânsal etkileri dikkate almış ve gelir yakınsamasına ilişkin bir kanıtı ulaşamamıştır. Ancak, çalışma iller arasında güçlü mekânsal bağımlılık ve yayılma etkileri olduğunu ifade etmektedir. Bu da bir ilin büyüme sürecinin komşularının ekonomik durumundan doğrudan etkilendiğini göstermektedir. Ayrıca, gelir grupları arasında hareketliliğin çok düşük olduğu ve iller arasındaki gelir düzeyi farklılıklarının uzun dönemde kalıcı olma eğilimi taşıdığı da ifade edilmektedir. Benzer şekilde, Duran vd. (2024), Türkiye'deki iller arasındaki uzun dönemli sosyoekonomik gelişmeyi ve gelir farklılıklarını 1975-2021 dönemi için incelemişlerdir. Çalışmanın

bulguları, genel düzeyde bir yakınsama olduğunu ve iller arası eşitsizliklerin zamanla azaldığını göstermektedir. Ayrıca, illerin gelişme süreçlerinde anlamlı ve pozitif bir mekânsal bağımlılık tespit edilmiştir. Yazarlar, yakınsama sürecinin tüm bölgelerde aynı hız ve biçimde gerçekleşmediğini belirterek, bölgeler arasında önemli mekânsal farklılıkların bulunduğunu da vurgulamışlardır.

Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda en tutarlı bulgu, kulüp yakınsamasının yaygınlığı ve mekânsal bağımlılığın belirleyici rolüdür. Phillips ve Sul (2007 ve 2009) doğrusal olmayan metodunu kullanan birçok çalışma, Türkiye için genel yakınsama hipotezini tutarlı bir şekilde reddetmektedir. Coşkun ve Demir (2022), 2004-2019 dönemi için İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) Düzey-2 bölgeleri arasında beş yakınsama kulübü ve bir ayrışan bölge (İstanbul) tespit etmiştir. Benzer şekilde, Ursavaş ve Mendez (2023), 2007-2019 dönemi için iller düzeyinde genel yakınsama hipotezini reddederek altı yakınsama kulübü belirlemiştir. Bu sonuçlar, farklı dönemler ve bölgesel sınıflandırmalar kullanan Sakarya vd. (2024) ile Yazgan Ceylan (2021) çalışmalarının bulgularıyla örtüşmektedir. Kulüp yakınsaması bulguları, farklı değişkenler açısından da incelenmiştir. Örneğin, Eriş Dereli ve Pınar (2025), 2005-2022 yılları arasında Türkiye'nin 26 İİBS-II bölgesinde vasıflı işgücü paylarını aynı algoritma çerçevesinde analiz etmişlerdir. Yazarlar çalışmalarında, vasıflı işgücü payları açısından genel bir yakınsama olmadığını, ancak iki farklı yakınsama kulübünün oluştuğunu belirterek, Türkiye'de bölgeler arası vasıflı işgücü dağılımında kalıcı bir mekânsal eşitsizlik olduğunu savunmaktadırlar.

Karahasan (2020), 1975-2017 dönemini mekânsal Markov zincirlerini kullanarak incelemiştir. Bulgular, bir ilin gelir sınıfları arasındaki geçiş olasılığının büyük ölçüde komşularının gelir düzeylerine bağlı olduğunu göstermektedir. Zengin komşular, yukarı doğru hareketliliği artırırken; yoksul komşular, aşağı yönlü bir çekim etkisi yaratmaktadır. Mekânsal modellerin kullanıldığı çalışmalar, anlamlı düzeyde pozitif mekânsal otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Örneğin, Doğan ve Kındap (2019) Düzey-2 bölgeleri arasında büyümeyi etkileyen anlamlı bir mekânsal bağımlılık tespit etmişlerdir. Benzer şekilde, Gündem (2017) gelir artışında pozitif mekânsal otokorelasyonun varlığını ortaya koymuştur. Bu durum, görece gelişmiş batı bölgelerinin yüksek-yüksek kümeler oluşturmaya ve daha yoksul doğu bölgelerinin düşük-düşük kümelerde sıkışmasına neden olan dinamiklerin oluşmasına zemin hazırlamaktadır. Söz konusu mekânsal bağımlılık, Çelebioğlu ve Dall'erba (2010) tarafından elde edilen bulgularla desteklenmiştir. Mekânsal etkileşimin önemi, farklı bağlamlarda yapılan çalışmalarda da vurgulanmıştır. Örneğin, Elmalı vd. (2021), 1992-2017 dönemi için 81 ilde hem geleneksel GSYH hem de gece ışıkları verilerine dayalı düzeltilmiş GSYH kullanarak mutlak ve koşullu gelir yakınsamasını mekânsal ekonometrik yöntemlerle incelemiştir. Bulgular, her iki GSYH ölçümünde de yakınsama olduğunu ve mekânsal yayılmaların bölgesel gelir dinamikleri açısından önemli olduğunu göstermiştir. Benzer bir yaklaşımla, Keskin ve Abar (2025), 2013-2021 yılları arasında Türkiye'nin 81 ilinde bölgesel elektrik tüketimi ile ekonomik gelişme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, iller arasında pozitif mekânsal bağımlılığın varlığını doğrulamaktadır.

Kamu yatırımlarına ilişkin elde edilen ampirik bulguların, genel olarak beklenen etkiyi göstermediği söylenebilir. Gündem (2017) ve Gömleksiz vd. (2017) tarafından yapılan araştırmalar, kamu yatırımlarının ekonomik büyüme ve yakınsama üzerinde istatistiksel olarak anlamsız veya zayıf bir etki yarattığını ortaya koymaktadır. Daha güncel bir çalışmada Coşkun ve Demir (2022), kamu yatırımlarının büyüme üzerinde düşük düzeyde pozitif bir etki sağladığını, ancak bu yatırımların etkin bir şekilde dağıtılmadığını ve genellikle daha zengin bölgelerin daha fazla yatırım aldığını göstermektedir.

Çalışmalar, bölgesel yakınsamanın konjonktürel dalgalanmalardan önemli ölçüde etkilendiğini göstermektedir. Akkay (2022), bölgesel gelir farklarının ekonomik yavaşlama dönemlerinde (örneğin, 1994, 2001 ve 2008 kriz yıllarında) daraldığını; buna karşın yüksek büyüme dönemlerinde genişleme eğilimi gösterdiğini belirtmektedir. Öztürk ve Gültekin (2021), 2008 küresel krizinin gelişmiş batı illerini daha fazla etkilemesi nedeniyle iller arası yakınsamayı hızlandırdığını belirtmektedir. Ayrıca, Akçağın (2017), 2002 sonrası dönemde (2002-2009) yakınsama hızının önceki on yıla kıyasla belirgin bir şekilde daha yüksek olduğunu ifade etmektedir. Buna karşılık, daha geniş bir zaman dilimini inceleyen Belliler ve Belliler (2025), 2004-2023 döneminde il gelirlerinin Türkiye veya İstanbul ortalamasına göre stokastik bir yakınsama göstermediğini tespit etmişlerdir. Çalışma, bu bulgunun

bölgesel gelir farklılıklarının kalıcılığına işaret ettiğini vurgulamaktadır. Ayrıca, bölgesel kalkınma politikalarının beklenen yakınsama etkisini oluşturamadığını ortaya koymaktadır.

Yakınsama ile ilgili literatür birlikte değerlendirildiğinde, mutlak yakınsamanın nadiren görüldüğü; bunun yerine yakınsamanın yapısal faktörlere ve mekânsal etkilere bağlı olduğunu söylemek mümkündür. Bu bağlamda Çınar (2024), Türkiye'deki yakınsama araştırmalarının sonuçlarının, incelenen dönemlere ve kullanılan yöntemlere göre tutarsızlık gösterdiğini belirtmekte ve daha güvenilir sonuçlar için mekânsal ekonometri tekniklerinin kullanılmasını önermektedir. Türkiye özelindeki araştırmalar, bölgesel eşitsizliklerin devam ettiğini ve yakınsama kümelerinin oluştuğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle, bölgesel eşitsizlikleri gidermeye yönelik politikalar ve yatırım programları belirlenirken, kulüp dinamiklerinin ve mekânsal bağımlılıkların göz önünde bulundurulması önem arz etmektedir.

İncelenen çalışmalardan elde edilen bulgular, çelişkili sonuçlar içeren karmaşık bir görünüm sergilemektedir. Bu heterojen bulgular, büyük ölçüde kullanılan yöntemler, seçilen örneklem düzeyi ve incelenen dönemler arasındaki farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Türkiye üzerine yapılan araştırmalar genellikle bölgesel (Düzyey-2) veya il (Düzyey-3) düzeyinde yakınsama durumunu irdelemektedir. Ancak, bir ilin sosyoekonomik yapısı ve bulunduğu bölgenin gelişmişlik düzeyi, o ilin büyüme ve gelişme sürecini önemli ölçüde etkileyebilmektedir. Dolayısıyla, il düzeyindeki gelir dinamiklerinin bölgesel bağlam dikkate alınarak analiz edilmesi, yakınsama sürecinin daha bütüncül biçimde anlaşılmasına katkı sağlayacaktır. Bu noktadan hareketle, bu çalışma il bazlı yakınsamayı bölgesel bağlamda ele almakta ve bu yönüyle mevcut literatüre katkı sunmayı amaçlamaktadır.

Çalışmanın geri kalan bölümleri şu şekilde organize edilmiştir: İkinci bölümde mutlak ve koşullu yakınsama yaklaşımlarının teorik çerçevesi ele alınmış ve analizde kullanılan mekânsal ekonometrik model tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde veri seti ve veri kaynakları açıklanmış; ampirik analiz kapsamında tanısal testler ve mekânsal bağımlılık incelenerek çalışmanın temel bulguları tartışılmıştır. Son bölümde ise araştırmanın temel sonuçları değerlendirilmiş, politika önerilerine yer verilmiş ve çalışmanın sınırlılıkları ile gelecekte yapılabilecek araştırmalara ilişkin öneriler sunulmuştur.

2. Metodoloji

2.1 β -Yakınsama Çerçevesi

Bu çalışmada, Solow (1956) neoklasik büyüme modeli, Baumol (1986) ve Barro ve Sala-i-Martin (1992) tarafından geliştirilen β -yakınsama çerçevesinde Türkiye'deki bölgesel gelir yakınsaması incelenmiştir. β -yakınsama hipotezi, başlangıç gelir düzeyi düşük olan bölgelerin, yüksek gelir düzeyine sahip bölgelere kıyasla daha hızlı büyüme eğiliminde olduğunu öne sürmektedir. Kişi başına gelirin ortalama yıllık büyüme oranı Denklem (1)'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$g_i = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) \quad (1)$$

$y_{i,t}$ i bölgesinin başlangıç kişi başına reel GSYH'sını; $y_{i,t+T}$ ise T yıl sonraki kişi başına reel GSYH'sını temsil etmektedir.

Neoklasik büyüme modelinde, gelir, bölgeye özgü durağan durum dengesine (y_i^*) kısmi uyarlama sürecine göre yakınsar. Gelirin bu geçiş patikası, Denklem (2)'deki birinci dereceden diferansiyel denklem ile tanımlanabilir.

$$\frac{d}{dt} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_i^*} \right) = -\lambda \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_i^*} \right) \quad (2)$$

Birinci dereceden diferansiyel denklemin çözümüyle, gelirin geçiş patikası Denklem (3)'teki gibi ifade edilebilir:

$$\ln(y_{i,t+T}) = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(y_i^*) + e^{-\lambda T} \ln(y_{i,t}) \quad (3)$$

Burada $\lambda > 0$ yakınsama hızını ifade etmektedir. Denklem (3)'ün her iki tarafından $y_{i,t}$ çıkarılır ve T 'ye bölünürse Denklem (4) elde edilir.

$$\frac{1}{T}(\ln(y_{i,t+T}) - \ln y_{i,t}) = \frac{1-e^{-\lambda T}}{T}(\ln(y_i^*) + \ln(y_{i,t})) \quad (4)$$

Durağan durum gelir düzeyi, $\ln(y_i^*)$, gözlemlenmediğinden sabit terime dâhil edilir. Dolayısıyla, ampirik yakınsama denklemi Denklem (5)'teki gibi ifade edilebilir.

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,t}) + u_i \quad (5)$$

$$\text{Burada, } \beta_{reg} = -\frac{1-e^{-\lambda T}}{T} \quad (6)$$

Negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir β_{reg} değeri, β -yakınsamasının var olduğunu göstermektedir. Regresyon katsayısı β_{reg} , yapısal parametre λ 'nın doğrusal olmayan bir fonksiyonu olduğundan, yakınsama hızı tahmin edilen katsayıdan hareketle hesaplanabilir. Denklem (6) λ için yeniden düzenlendiğinde, yakınsama hızı şu şekilde elde edilir:

$$\lambda = -\frac{1}{T} \ln(1 + \beta_{reg} T) \quad (7)$$

Yakınsama dinamiğinin bir ölçütü olan yarılanma zamanı (τ), başlangıçtaki gelir farkının yarısının kapanması için gereken süreyi ifade eder ve şu şekilde hesaplanır:

$$\tau = \frac{\ln(2)}{\lambda} \quad (8)$$

Büyük τ değerleri, yakınsamanın yavaş olduğunu; küçük değerler ise durağan durum dengesine doğru daha hızlı bir uyarılmanın varlığını göstermektedir.

2.2. Mutlak, Koşullu ve Kulüp Yakınsaması

Koşulsuz yakınsama, tüm bölgelerin ortak bir durağan durum dengesine yakınsadığını varsayar.

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,2004}) + u_i \quad (9)$$

Koşullu Yakınsama

Durağan durum dengesindeki heterojenliği dikkate almak amacıyla, mutlak yakınsama denklemi, bölgesel özellikleri yansıtan açıklayıcı değişkenler vektörü (X_i) ile genişletilerek Denklem (10)'da belirtildiği gibi elde edilmektedir.

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,2004}) + X_i' \delta + u_i \quad (10)$$

Bölgesel Sabit Etkiler (Kulüp Yakınsaması)

Son olarak, gözlemlenemeyen ve zamanla değişmeyen bölgesel özellikler ile potansiyel kulüp yakınsamasını kontrol etmek amacıyla Düzey-2 bölgesel sabit etkiler kukla değişkenleri (μ_r) modele dahil edilmiştir.

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,2004}) + X_i' \delta + \mu_r + u_i \quad (11)$$

2.3. Mekânsal Durbin Modeli (SDM): Sağlamlık (Robustness) Analizi

Mekânsal Durbin Modeli, Mekânsal Oto-regresif (SAR) ve Mekânsal Hata (SEM) modellerini özel durumlar olarak içermektedir. Eğer $\theta = 0$ ise SAR, $\theta = -\rho\beta$ ise SEM modeli elde edilmektedir. Bu model hem içsel etkileşimleri hem de açıklayıcı değişkenlerin mekânsal yayılma (spillover) etkilerini inceleme imkânı sunmaktadır. SDM modeli denklem (12)'de gösterilmiştir.

$$y = \rho W y + X\beta + WX\theta + D\gamma + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (12)$$

W mekânsal ağırlık matrisini, ρ mekânsal oto-regresif parametreyi, D ise bölgesel kukla değişkenler matrisini ifade etmektedir. Bununla birlikte β katsayıları doğrudan etkileri, θ katsayıları mekânsal yayılma (spillover) etkilerini ve γ katsayıları ise bölgeye özgü gözlemlenemeyen heterojenliği (kulüp etkileri) temsil etmektedir.

3. Bulgular ve Tartışma

3.1 Veri Seti

Analiz, Türkiye'nin 81 ilini kapsayan yatay kesit veri setine dayanmaktadır. Bağımlı değişken, 2004-2019 dönemi için kişi başına reel GSYH'nin ortalama yıllık büyüme oranıdır. Standart büyüme ve yakınsama literatürüyle uyumlu olarak, başlangıç geliri 2004 yılına ait kişi başına reel GSYH'nin logaritması olarak alınmıştır. Diğer tüm açıklayıcı değişkenler, kısa dönemli dalgalanmalar yerine uzun dönemli bölgesel özellikleri yansıtmak amacıyla aynı dönem için zaman ortalamaları alınarak oluşturulmuştur.

Tablo 1, ampirik analizde kullanılan tüm değişkenlere ilişkin tanımları, ölçüm yöntemlerini ve veri kaynaklarını sunmaktadır. Açıklayıcı değişken seti; teknolojik ilerleme ve amortisman dikkate alınarak düzeltilmiş nüfus artışı, beşerî sermaye, kamu yatırımları ve ulaştırma altyapısı endeksini içermektedir.

Tablo 1. Değişkenler, Tanımlar ve Veri Kaynakları

Değişken	Kısaltma	Tanım	Kaynak
Bölgesel iktisadi büyüme	<i>pcgdpgr</i>	2004-2019 dönemi boyunca kişi başına reel GSYH'nin ortalama yıllık büyüme oranı	TÜİK
Başlangıç gelir	<i>lny₍₂₀₀₄₎</i>	Başlangıç yılı (2004) kişi başına reel GSYH'nin doğal logaritması	TÜİK
Nüfus artış oranı (düzeltilmiş)	<i>ln(n + g + δ)</i>	Teknolojik ilerleme ve amortisman dikkate alınarak düzeltilmiş 2004-2019 ortalama nüfus artış oranının doğal logaritması; burada $g + \delta = 0.05$ olarak alınmıştır.	TÜİK
Beşerî sermaye	<i>lnhc</i>	2004-2019 dönemi 15 yaş ve üzeri toplam nüfus içinde lise veya dengi okul mezunlarının ortalama payının doğal logaritması	TÜİK
Kamu yatırımı	<i>lninvest</i>	2004-2019 ortalama reel kamu yatırım harcamalarının doğal logaritması	Strateji ve Bütçe Başkanlığı
Ulaştırma altyapı endeksi	<i>transport</i>	2004-2019 dönemi için karayolu uzunluğu, otoyol uzunluğu, demiryolu uzunluğu, hava yolu ile taşınan yolcu ve yük hacimleri ile limanlarda elleçlenen yük miktarlarına dayalı olarak ulaştırma altyapısının ağırlıklandırılmış ortalaması	TÜİK

3.2. Ampirik Bulgular

Tablo 2, 2004-2019 dönemi için Türkiye'nin 81 iline ilişkin β -yakınsama analizinin sonuçlarını sunmaktadır. Analiz kapsamında mutlak (koşulsuz) yakınsama, koşullu yakınsama, Düzey-2 bölgesel sabit etkilerini içeren koşullu yakınsama (kulüp yakınsaması) ve mekânsal etkileri dikkate alan SDM modelleri incelenmiştir.

Tablo 2'nin birinci sütunu, ortalama yıllık büyüme oranının yalnızca başlangıçtaki kişi başına reel GSYH ile açıklandığı mutlak yakınsamayı göstermektedir. 2004 yılına ait kişi başına reel GSYH'nin katsayısı negatif olup, %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, iller arasında koşulsuz β -yakınsamasının varlığına işaret etmektedir. Başka bir ifadeyle, 2004-2019 dönemi için ortalama olarak görece yoksul illerin, zengin illere kıyasla daha hızlı büyüdüğünü göstermektedir. Bu sonuç, gelir yakınsamasına ilişkin neoklasik büyüme öngörüsüyle uyumludur. Elde edilen sonuçlara göre yıllık

yakınsama hızı yaklaşık %1.3 olup, buna karşılık gelen yarılanma ömrü yaklaşık 52 yıldır. Görece düşük olan bu yakınsama hızı, açıklayıcı değişkenler dikkate alınmadığında iller arasındaki gelir farklılıklarının uzun bir süre boyunca devam ettiğini göstermektedir.

Tablo 2: Yakınsama sonuçları

	(1)	(2)	(3)
Değişken	Mutlak Yakınsama	Koşullu Yakınsama	Kulüp Yakınsaması Bölge SE
$\ln y_{(2004)}$	-0.012*** (0.002)	-0.017*** (0.003)	-0.014** (0.005)
$\ln(n + g + \delta)$		-0.008 (0.006)	-0.009 (0.007)
$\ln hc$		0.019*** (0.006)	0.020*** (0.007)
$\ln invest$		0.001 (0.001)	0.002 (0.001)
$transport$		-0.000 (0.002)	-0.001 (0.003)
Sabit	0.14*** (0.018)	0.102*** (0.035)	0.056 (0.059)
Gözlem Sayısı	81	81	81
R ²	0.61	0.424	0.668
Bölgesel SE	-	-	✓
Yakınsama Hızı (%)	1.32	1.96	1.57
Yarılanma Ömrü	52.4	35.3	44.1

Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tablo 2'nin ikinci sütunu, koşullu yakınsamayı test etmek amacıyla yapısal kontrol değişkenlerinin eklendiği modelin sonuçlarını göstermektedir. Başlangıç reel kişi başına GSYH katsayısının değeri, mutlak yakınsama katsayısına göre mutlak değer olarak biraz artış göstermiş ve %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığını korumuştur. Bu bulgu, koşullu β -yakınsamasına ilişkin güçlü kanıtlar sunmaktadır. Başka bir ifadeyle, demografik yapı, beşerî sermaye, yatırım ve altyapı farklılıkları dikkate alındığında, daha yoksul illerin durağan durum dengesine daha hızlı yaklaştıkları görülmektedir.

Açıklayıcı değişkenler arasında, beşerî sermaye (yüksek eğitilmiş bireylerin payı ile ölçülen) pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıya sahiptir; bu durum, beşerî sermayenin bölgesel büyümenin temel belirleyicilerinden biri olduğunu göstermektedir. Nüfus artışı, yatırım ve ulaştırma altyapısı değişkenleri ise teorik beklentilerle uyumlu işaretlere sahip olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ayrıca, yakınsama hızı %1.96'ya yükselirken, yarılanma ömrü yaklaşık 35 yıla gerilemektedir. Koşulsuz yakınsama durumuna kıyasla gözlenen bu artış, iller arasındaki yapısal heterojenliğin bölgesel büyüme dinamiklerinin şekillenmesinde önemli bir rol oynadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 2'nin üçüncü sütunu, koşullu yakınsama modelini Düzey-2 bölgesel sabit etkileri de dâhil ederek genişletmektedir. Bu yaklaşım, gözlemlenemeyen ve zamana göre değişmeyen bölgesel özellikleri kontrol ederek, bölgeler arasındaki yapısal heterojenliğin tahmin sonuçları üzerindeki etkisini dikkate almayı amaçlamaktadır. Başlangıç reel kişi başına GSYH'ye ilişkin katsayının negatif olup %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunması, bölgesel heterojenliğin modele dahil edilmesi durumunda da koşullu yakınsamanın varlığını teyit etmektedir. Bu modelde tahmin edilen yakınsama hızı %1.57 olup, buna karşılık gelen yarılanma ömrü yaklaşık 44 yıldır. Koşullu yakınsama modeline kıyasla yakınsama hızının bir miktar azalması, kalıcı bölgesel faktörlerin sabit etkiler tarafından emildiğini göstermektedir. Ancak, yakınsama hem iktisadi hem de istatistiksel olarak anlamlılığını korumaktadır. Yakınsama parametresindeki düşüş, bölgesel "kulüpler" arasındaki farklılıkların bölgesel büyüme sonuçları açısından önemli olduğunu göstermekte; ancak görece yoksul illerin, zengin illere kıyasla daha hızlı büyüme eğilimini ortadan kaldırmamaktadır.

3.3. Tanısal Testler

Tanısal testler, model tahminlerinin güvenilirliğini ve ekonometrik varsayımlara uygunluğunu değerlendirmek açısından önemli bir rol oynamaktadır. Tablo 3, bölgesel sabit etkilerin dikkate alındığı koşullu yakınsama modeline ilişkin tanısal test sonuçlarını göstermektedir. RESET spesifikasyon testi, modelin fonksiyonel formunun uygun olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, temel açıklayıcı değişkenler için hesaplanan Varyans Şişirme Faktörü (VIF) değerlerinin düşük olması, çoklu doğrusal bağlantının sorun teşkil etmediğini göstermektedir.

Breusch-Pagan testi, modelde değişen varyans sorunu olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle, tüm modeller değişen varyansa dirençli standart hatalar kullanılarak tahmin edilmiştir. Çarpıklık-basıklık testi ise artıkların yaklaşık olarak normal dağıldığını göstermektedir.

Mekânsal bağımlılık, sabit etkiler modelinin artıklarına uygulanan Moran's I ve Lagrange Çarpanı (LM) tanısal testleri aracılığıyla incelenmiştir. Bu testlerin hiçbirisi, mekânsal otokorelasyonun bulunmadığına ilişkin sıfır hipotezini reddetmemektedir. Bu sonuç, bölgesel sabit etkilerin mekânsal heterojenliği yeterince yakaladığını göstermektedir. Dolayısıyla, bölgesel sabit etkilerin yer aldığı koşullu yakınsama modelinin EKK ile tahmini, tercih edilen model olarak benimsenmiştir; mekânsal Durbin modeli ise yalnızca sağlamlık analizleri kapsamında kullanılmıştır.

Tablo 3. Sabit Etkili Model için Tanısal Testler

Tanısal testler	Boş hipotez	Test istatistiği	p-değeri
Ramsey RESET (F)	Atlanan değişken yoktur	0.47	0.703
Varyans Şişirme Faktörü (en büyük VIF, kukla değişkenler dahil edilmemiştir)	Çoklu doğrusal bağlantı yoktur	2.43	-
Breusch-Pagan testi	Artıklar sabit varyansa sahiptir	$\chi^2 = 12.87$	0.000
Skewness-Kurtosis testi	Artıklar normal dağılıma sahiptir	$\chi^2 = 3.14$	0.209
Moran's I	Mekânsal otokorelasyon yoktur	0.284	0.776
LM testi	Mekânsal hata bağımlılığı yoktur	0.718	0.397
Dirençli LM testi	Mekânsal hata bağımlılığı yoktur	0.409	0.522
LM testi	Mekânsal gecikme bağımlılığı yoktur	0.554	0.457
Dirençli LM	Mekânsal gecikme bağımlılığı yoktur	0.245	0.620

3.4. Mekânsal Bağımlılık

Düzyey-2 bölgesel sabit etkilerin modele dâhil edilmesi, gözlemlenemeyen ve zamana göre değişmeyen bölgesel heterojenliği ile olası kulüp yakınsaması dinamiklerini dikkate alarak temel yakınsama tahminini önemli ölçüde güçlendirmektedir. Mekânsal bağımlılıkları içermeyen referans model belirlendikten sonra, bölgesel büyüme süreçlerinde gözlemlenebilir değişkenler veya bölgesel sabit etkiler tarafından açıklanamayan bir mekânsal bağımlılığın varlığı incelenmelidir. Bu amaçla, EKK ile tahmin edilen sabit etkili yakınsama modelinin artıklarına dayalı olarak mekânsal bağımlılık testleri uygulanmıştır.

Genel mekânsal otokorelasyon ölçütleri ile hem mekânsal gecikme hem de mekânsal hata bağımlılığına yönelik Lagrange Çarpanı tanısal testleri, arta kalan mekânsal bağımlılığa ilişkin güçlü bir kanıt sunmamaktadır. Bununla birlikte, özellikle altyapı ve beşerî sermaye gibi kanallar aracılığıyla bölgeler arası yayılma etkilerinin bölgesel büyümenin belirleyicileri açısından destekleyici olarak Mekânsal Durbin Modeli (SDM) ile tahmin edilmektedir. Bu yaklaşım, sabit etkili model çerçevesinde elde edilen bulguların ötesinde, mekânsal olarak gecikmeli açıklayıcı değişkenlerin bölgesel büyüme dinamikleri üzerinde bağımsız bir etkisi olup olmadığını değerlendirmeye olanak tanımaktadır.

İlk olarak, Moran's I ve Geary's C istatistikleri kullanılarak genel mekânsal bağımlılık incelenmiştir. Elde edilen bulgular, bölgesel büyüme oranlarında istatistiksel olarak anlamlı bir mekânsal otokorelasyonun bulunmadığını göstermektedir¹. Ayrıca, sabit etkili büyüme modelinde elde edilen artıklar da genel düzeyde mekânsal bağımlılığa dair herhangi bir kanıt sunmamaktadır. Bu durum, bölgesel sabit etkiler ile gözlemlenen açıklayıcı değişkenlerin mekânsal heterojenliği büyük ölçüde kapsadığını düşündürmektedir. Her ne kadar beşerî sermaye, eğitim altyapısının coğrafi yoğunlaşmasıyla uyumlu bir biçimde mekânsal kümelenme sergilese de bu kümelenme büyüme sonuçlarında mekânsal bağımlılığa dönüşmemektedir. Genel olarak bu bulgular, mekânsal bağımlılığın sınırlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4. Değişken ve artıklarda mekânsal etkiler

Değişken	Moran's I	p-değeri	Geary's C	p-değeri
<i>pcgdpgr</i>	0.020	0.316	1.027	0.381
Artıklar (EKK FE)	0.060	0.142	0.958	0.326
<i>lnhc</i>	-0.169	0.011	1.160	0.033

3.5. Mekânsal Bağımlılık Testleri

Bölgesel sabit etkilerin yer aldığı koşullu yakınsama modeline, mekânsal bağımlılığı incelemek amacıyla EKK artıklarına dayalı Lagrange Çarpanı (LM) ve dirençli LM testleri uygulanmıştır. Tablo 5'te gösterildiği üzere, ne LM-gecikme ne de LM-hata istatistikleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca, dirençli LM testleri de mekânsal bağımlılığın olmadığı yönündeki sıfır hipotezini reddedememektedir. Bu bulgular, koşullu yakınsama modelinde bölgesel sabit etkiler dâhil edildiğinde bölgesel büyümede mekânsal bağımlılığın zayıf olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 5. Mekânsal Bağımlılık Testleri (LM)

Test	Test değeri	p-değeri
LM-error	0.383	0.536
Robust LM-error	1.515	0.218
LM-lag	0.113	0.737
Robust LM-lag	1.245	0.265

LM testlerinin küçük örnekleme sınırlı güce sahip olması ve mekânsal yayılmaların açıklayıcı değişkenler aracılığıyla işleyebilmesi durumu dikkate alınarak Mekânsal Durbin Modeli (SDM) de tahmin edilmiştir.

Bölgesel sabit etkilerin yer aldığı büyüme modeline ilişkin tahmin sonrası mekânsal tanı testleri, artıklar arasında anlamlı bir mekânsal otokorelasyon bulunmadığını göstermekte ve bu durum, EKK tahmincisinin tutarlı bir temel spesifikasyon sunduğuna işaret etmektedir. Bununla birlikte, Mekânsal Durbin Modeli'nin tahmini, açıklayıcı değişkenlerde istatistiksel olarak anlamlı mekânsal yayılmaların

¹ Kişi başına GSYH büyüme oranı, beşerî sermaye ve sabit etkili yakınsama modelinin artıkları için mekânsal otokorelasyon istatistikleri sunulmuştur. Diğer değişkenlere ilişkin istatistikler talep üzerine paylaşılabilir.

varlığına işaret etmektedir. Olabilirlik oranı (likelihood-ratio) testi, mekânsal olarak gecikmeli tüm kovaryatların katsayılarının sıfıra eşit olduğu yönündeki ortak sıfır hipotezini reddetmektedir. Mekânsal otoregresif parametre, %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı değildir; yalnızca sınırda, %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bulgular, mekânsal yayılma etkilerinin varlığına işaret etmekle birlikte, mekânsal otoregresif bağımlılığın güçlü olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla, mekânsal etkiler dikkate alınarak elde edilen sonuçlar, EKK-Sabit Etkili modelinden elde edilen temel bulguların büyük ölçüde sağlam olduğunu desteklemektedir.

Tablo 6. SDM Model Tahmini

Değişken	SDM (MLE)
$\ln y_{(2004)}$	-0.010** (0.005)
$\ln(n + g + \delta)$	-0.012** (0.006)
$\ln hc$	0.019*** (0.006)
$\ln invest$	0.002 (0.001)
$transport$	-0.004 (0.003)
Sabit	0.093 (0.186)
Mekânsal rho	-0.302* (0.164)
LR testi: SDM vs EKK	3.41*
LR testi ($wX's = 0$)	127.11***
Log-likelihood	356.36
Gözlem Sayısı	81
Bölgesel FE	✓

Sabit etkili en küçük kareler (EKK) modeli için gerçekleştirilen tanısal testler, mekânsal bağımlılığa dair istatistiksel olarak anlamlı kanıtlar sunmamakla birlikte, bir sağlamlık kontrolü amacıyla Mekânsal Durbin Modeli (SDM) tahmin edilmiştir. Tablo 7, SDM'den elde edilen doğrudan, dolaylı ve toplam etkileri göstermektedir. Tüm açıklayıcı değişkenler için dolaylı etkiler büyüklük olarak oldukça küçük bulunmuştur. Bu nedenle, toplam etkiler büyük ölçüde doğrudan etkileri ve tahmin edilen SDM katsayılarını yansıtmaktadır. Bu durum, bölgesel sabit etkiler göz önüne alındığında, bölgesel büyümede mekânsal yayılma etkilerinin sınırlı olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, SDM modelinin sonuçları, sabit etkili EKK modelinden farklı bir yapıya işaret etmemektedir. Bu da Türkiye'de bölgesel büyümenin güçlü mekânsal yayılmalardan ziyade büyük ölçüde bölgelerin kendi özellikleri tarafından belirlendiğini göstermektedir.

Tablo 7: Mekânsal Durbin Modeli (SDM): Direkt ve Dolaylı Etkiler

Değişken	Direkt Etki	Dolaylı Etki	Toplam Etki
$\ln y_{(2004)}$	-0.0129	0.0032	-0.0098
$\ln(n + g + \delta)$	-0.0150	0.0037	-0.0113
$\ln hc$	0.0241	-0.0059	0.0182
$\ln invest$	0.0029	-0.0007	0.0022
$transport$	-0.0051	0.0013	-0.0039

Not: Direkt ve dolaylı etkiler, SDM'den elde edilen ortalama marjinal etkilerdir. Düzey 2 bölgesel sabit etkiler modele dâhil edilmiştir. Dolaylı etkiler, mekânsal ağırlık matrisi W aracılığıyla ortaya çıkan mekânsal yayılmaları yansıtmaktadır.

4. Sonuç

Bu çalışma, Solow (1956) büyüme modeli, Baumol (1986) ve Barro-Sala-i-Martin (1992) yakınsama analizi çerçevesinde Türkiye'de iller arasındaki gelir yakınsamasını bölgesel sabit etkiler ve mekânsal yayılmalar dikkate alarak incelemektedir. Gelir yakınsaması ile ilgili uluslararası çalışmaların temel bulguları, mutlak yakınsamanın nadir olduğunu; buna karşın koşullu yakınsamanın, kulüp oluşumunun, mekânsal ve kurumsal unsurların belirleyici faktörler olduğunu göstermektedir. Türkiye özelinde yapılan araştırmalarda ise yöntem ve dönem farklılıklarına bağlı heterojen sonuçlarla birlikte kulüp yakınsaması ve mekânsal bağımlılığın varlığı vurgulanmaktadır.

Ampirik analizler, 2004-2019 dönemini kapsayan ve 81 il için oluşturulan yatay kesit veri seti kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Analizde bağımlı değişken olarak kişi başına reel GSYH'nin ortalama yıllık büyüme oranı kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler ise başlangıç yılı kişi başına reel gelir düzeyi, teknolojik gelişme ve amortisman ile düzeltilmiş nüfus artış hızı, beşerî sermaye, kamu yatırımları ve ulaşırma altyapı endeksinin dönem ortalamaları hesaplanarak oluşturulmuştur.

Tanısal testler, kullanılan fonksiyonel formun uygun olduğunu, çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığını ve artıkların normal dağıldığını göstermektedir. Fakat, Breusch-Pagan testi değişen varyansa işaret etmektedir. Bu nedenle, değişen varyansa dirençli tahminciler kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir.

Mutlak yakınsamanın incelendiği modelde (Tablo 2, sütun 1) başlangıç kişi başına gelir katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum, iller arasında mutlak yakınsamanın gerçekleştiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, yakınsama hızının yaklaşık %1.3 ve yarılanma süresinin yaklaşık 52 yıl olması, gelir farklarının uzun süre kalıcı olabileceğini göstermektedir. Tablo 2'nin ikinci sütununda kontrol değişkenlerinin dahil edildiği koşullu yakınsama sonuçları sunulmuştur. Başlangıç gelir katsayısı bu modelde de negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak yakınsama hızı %1.96'ya yükselmiş ve yarılanma süresi yaklaşık 35 yıla inmiştir. Bunun yanı sıra, açıklayıcı değişkenler arasında yalnızca beşerî sermaye pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Nüfus artış hızı, kamu yatırımları ve ulaşırma altyapısı beklenen katsayı işaretlerine sahip olmasına rağmen istatistiksel olarak anlamlı değildir. Düzey-2 bölgesel sabit etkilerin eklenmesiyle genişletilen modelin sonuçları Tablo 2'nin üçüncü sütununda sunulmuştur. Benzer şekilde, başlangıç gelir katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak, yakınsama hızı %1.57'ye düşmekte ve yarılanma süresi yaklaşık 44 yıla çıkmaktadır. Koşullu yakınsama modeliyle karşılaştırıldığında meydana gelen bu azalma, bölgesel farklılıkların ilin iktisadi büyümesinde önemli olduğunu, ancak düşük gelirli illerin görece daha hızlı büyüme eğilimini ortadan kaldırmadığını göstermektedir.

Mekânsal bağımlılık, sabit etkili modelden elde edilen artıklara uygulanan Moran's I ve LM testleri aracılığıyla incelenmiş ve genel olarak mekânsal otokorelasyona dair güçlü bir kanıt elde edilememiştir. Bu sonuç, bölgesel sabit etkilerin dahil edildiği modelin mekânsal heterojenliği büyük ölçüde yakaladığını göstermektedir. Bununla birlikte, küçük örneklemelerde LM testlerinin gücünün sınırlı olabileceği ve yayılma etkilerinin kovaryatlar üzerinden de ortaya çıkabileceği göz önünde bulundurularak Mekânsal Durbin Modeli (SDM) ile bir sağlamlık kontrolü gerçekleştirilmiştir. LR testi, mekânsal gecikmeli açıklayıcı değişkenlerin (wX) birlikte anlamlı olduğunu güçlü bir şekilde ortaya koymaktadır. Buna karşın, mekânsal otoregresif parametre (ρ) istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. SDM tahmininden elde edilen dolaylı yayılma (spillover) etkilerinin tüm değişkenler için oldukça düşük olduğu görülmektedir. Bu nedenle, toplam etkiler büyük ölçüde doğrudan etkilere yakın çıkmaktadır.

Sonuç olarak, yapılan analizlerden elde edilen bulgular incelendiğinde, 2004-2019 döneminde Türkiye'de il düzeyinde bir yakınsama sürecinin var olduğu ancak bu sürecin yavaş gerçekleştiği söylenebilir. Bulgular, büyümenin en önemli belirleyicilerinin beşerî sermaye ve bölgesel farklılıklar olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, komşu bölgelerin sahip olduğu özelliklerin büyüme süreci üzerinde kısmen etkili olsa da mekânsal yayılma etkilerinin büyüme dinamiklerinin temel belirleyicisi olmadığı görülmektedir. Bu durum, bölgesel politikaların planlanması ve uygulanmasında mekânsal etkileşimlerin göz ardı edilmemesi gerektiğini, ancak politikaların öncelikle yapısal heterojenlik ve kulüp yakınsama dinamikleri temelinde oluşturulmasının daha uygun olacağını göstermektedir. Bu kapsamda, özellikle az gelişmiş bölgelerde sosyoekonomik altyapının güçlendirilmesine yönelik hedef

odaklı politikaların uygulanması gerekmektedir. Sonuç olarak, merkezi makro politikaların iller ve Düzey-2 bölgelerinin yapısal farklılıklarını gözeterek yerleştirilmiş stratejilerle bütünleştirilmesi, bölgesel gelir yakınsaması sürecine önemli ölçüde katkı sunması beklenmektedir.

4.1. Çalışmanın Sınırlılıkları ve Gelecek Çalışmalar İçin Öneriler

Bu çalışmanın ampirik bulguları, Türkiye'nin bölgesel gelir yakınsaması ve büyüme literatürüne önemli katkılar sunmakla birlikte, veri yapısı ve metodolojik tercihlerden kaynaklanan bazı sınırlılıklar da içermektedir. Birincisi, çalışmada kullanılan veriler 2004-2019 dönemine ait ortalamalardan oluşan bir yatay kesit veri setine dayanmaktadır. Dönem ortalamalarının alınması, kısa vadeli konjonktürel dalgalanmaların etkisini ve verideki olası ölçüm hatalarını azaltarak uzun dönemli büyüme eğilimlerine odaklanmayı sağlamakla birlikte, zaman serisi dinamiklerini, olası yapısal kırılmaları ve zamanla değişen il ve bölge düzeyindeki heterojenliği ampirik olarak gözlemlemeyi sınırlamaktadır. İkincisi, çalışmada mekânsal etkileşimleri analizlere dâhil etmek için tercih edilen mekânsal ağırlık matrisi, yalnızca iller arasındaki coğrafi komşuluk ilişkilerine dayanmaktadır. Ancak elde edilen bulgular, tercih edilen ağırlık matrisine göre hassasiyet gösterebilmektedir. Gelecek araştırmalarda, coğrafi komşuluk matrisine ek olarak illerin ticari ilişkileri ve ulaşım ağları gibi boyutları esas alan alternatif mekânsal ağırlık matrislerinin kullanılması, Türkiye'deki bölgesel yakınsama ve mekânsal etkileşim süreçlerinin daha kapsamlı incelenmesine katkı sağlayacaktır. Ayrıca, daha uzun dönemli veri setlerinin oluşturulmasıyla, zaman ve mekân boyutundaki dinamikleri ve yapısal kırılmaları eşzamanlı olarak modelleyebilen dinamik mekânsal panel veri yöntemlerinin kullanılması, bölgesel yakınsama literatürüne önemli metodolojik ve ampirik katkılar sunacaktır.

Kaynakça

- Aginta, H., Gunawan, A. B., & Mendez, C. (2023). Regional income disparities and convergence clubs in Indonesia: new district-level evidence. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(1), 101-132. <https://doi.org/10.1080/13547860.2020.1868107>
- Akçagün Narin, P. (2026). Integrating panel and spatial econometric methods in regional convergence research. H. Harman (Ed.), *Ekonometri Alanında Uluslararası Araştırmalar III* (pp. 85-105). Ankara: Eğitim Yayınevi.
- Akçagün, P. (2017). Provincial growth in Turkey: A spatial econometric analysis. *Applied Spatial Analysis and Policy* 10(2):271-99. <https://doi.org/10.1007/s12061-016-9183-5>
- Akkay, R. C. (2022). Income convergence among Turkish provinces: An income inequality approach. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(2), 274-300. <https://doi.org/10.30784/epfad.1062258>
- Aldan, A. & Gaygısız, E. (2006). Convergence across provinces of Turkey: A spatial analysis. Working Papers. <https://ideas.repec.org/p/tcb/wpaper/0609.html>
- Aristizábal, J. M. & Gustavo A. G. (2021). Regional economic growth and convergence: The role of institutions and spillover effects in Colombia. *Regional Science Policy & Practice* 13(4):1146-61. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12334>
- Banerjee, B., & Jesenko, M. (2015). Economic Growth and Regional Disparities in Slovenia. *Regional Studies*, 49(10), 1722-1745. <https://doi.org/10.1080/00343404.2013.879981>
- Barro, R. J. & Xavier, S. M. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy* 100(2):223-51. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *The American Economic Review* 76(5):1072-85.
- Belliler, İ. S. & Belliler, N. B. (2025). Türkiye’de İller Arası Görelî Gelir Yakınsaması: Panel Birim Kök Testlerinden Kanıtlar. *International Journal of Global Politics and Public Administration*, 2(2), 80-106. <https://www.glopajournal.com/index.php/pub/article/view/28>

- Coşkun, N., & Demir, E. E. (2022). Club Convergence: Do public investments play a role in regional income per capita convergence in Turkey? *Ege Academic Review*, 22(3), 323-336. <https://doi.org/10.21121/eab.1098557>
- Çelebioğlu, F. & Dall'ërba, S. (2010). Spatial disparities across the regions of Turkey: An exploratory spatial data analysis. *Annals of Regional Science*, 45, 379-400. <https://doi.org/10.1007/s00168-009-0313-8>
- Çınar, İ. T. (2024). Yakınsama hipotezi ve mekânsal etkileşim: Literatür üzerinden Türkiye için değerlendirmeler. *Dynamics in Social Sciences and Humanities*, 5(1), 24-35. <https://doi.org/10.5281/zenodo.10894415>
- Doğan, T. & Kindap, A. (2019). Regional Economic Convergence and Spatial Spillovers in Turkey. *International Econometric Review* 11(1), 1-23. <https://doi.org/10.33818/ier.448603>
- Duran, H. E., Değerli Çifçi, B., Karabakan, B., & Dogan, F. (2024). Socio-economic and development disparities over the long-run: Exploring spatial heterogeneities in the case of Turkey. *Regional Statistics*, 14(4), 743-767. <https://doi.org/10.15196/RS140406>
- Elmalı, K., Erkal, G., & Özer, H. (2021). Türkiye’de iller arası gelir yakınsaması: Mekânsal ekonometrik yaklaşım. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(2), 451-468. <https://izlik.org/JA66PZ62RA>
- Erfurth, P. (2024). Is income inequality converging at the regional level? Evidence from LIS data. *Journal of Economic Geography* 24(3), 375-392. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbad029>
- Eriş-Dereli, B., & Pınar, M. (2025). Skilled labor convergence across Turkish regions: A club convergence algorithm approach. *Empirical Economics*, 69(4), 2267-2309. <https://doi.org/10.1007/s00181-025-02789-y>
- Gichiev, N. (2021). Comparative Analysis of σ -and β -Convergence of the Economic Growth of the Southern Russia Regions. In *Proceedings of the VIII International Scientific and Practical Conference "Current Problems of Social and Labour Relations" (ISPC-CPSLR 2020)* (pp. 251-255). Atlantis Press. <https://doi.org/10.2991/assehr.k.210322.118>
- Gömlüksiz, M., Şahbaz, A., & Mercan, B. (2017). Regional Economic Convergence in Turkey: Does the Government Really Matter for? *Economies*, 5(3), 27. <https://doi.org/10.3390/economies5030027>
- Gündem, F. (2017). Is There Income Convergence between NUTS 2 Territories in Turkey? A Spatial Statistical and Spatial Econometrics Contribution. *Sosyoekonomi*, 25(34), 145-160. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.287511>
- Jones, C. I. (2001). *Introduction to economic growth* (2nd ed.). W. W. Norton & Company
- Karahasan, B. C. (2020). Can Neighbor Regions Shape Club Convergence? Spatial Markov Chain Analysis for Turkey. *Letters in Spatial and Resource Sciences* 13(2), 117-31. <https://doi.org/10.1007/s12076-020-00248-z>
- Keskin, H., & Abar, H. (2025). The role of regional electricity consumption on regional development in Türkiye. *Erzurum Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21, 50-70. <https://doi.org/10.29157/etusbed.1500846>
- Lehmann, H., Oshchepkov, A., & Silvagni, M. G. (2020). Regional convergence in Russia: Estimating a neoclassical growth model (IZA Discussion Paper No. 13039). IZA Institute of Labor Economics. <https://hdl.handle.net/10419/216351>
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Öz, S. (2017). Is There an Income Convergence across Provinces of Turkey? Working Paper, No. 1711, Koç University-TÜSİAD Economic Research Forum (ERF), Istanbul. <https://www.econstor.eu/handle/10419/203001>

- Öztürk, A., & Gültekin, L. (2021). Türkiye’de iller arası ekonomik yakınsama: 2008 küresel krizinin rolü. Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 39(2), 253-270. <https://doi.org/10.17065/huniibf.757084>
- Phillips, P. C. B. & Sul, D. (2007). Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. *Econometrica* 75(6):1771-1855. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00811.x>
- Phillips, P. C. B. & Sul, D. (2009). Economic Transition and Growth. *Journal of Applied Econometrics* 24(7):1153-85. <https://doi.org/10.1002/jae.1080>
- Sakarya, B., Baran, V., & İpek, M. (2024). Türkiye’de iller arasında gelir farklılıkları: Kulüp yakınsama analizi. *Bölgesel Kalkınma Dergisi*, 02(01), 9-27. <https://doi.org/10.61138/bolgeselkalkinmadergisi.1438587>
- Sandiloh, M. N. & Yasin, H. M. (2011). Economic growth and regional convergence: The case of Pakistan. *The Pakistan Development Review* 50(4):333-353. <https://doi.org/10.30541/v50i4Ipp.333-353>
- Santos-Marquez, F., Gunawan, A. B. & Mendez, C. (2022). Regional income disparities, distributional convergence, and spatial effects: Evidence from Indonesian regions 2010-2017. *GeoJournal* 87(3), 2373-2391. <https://doi.org/10.1007/s10708-021-10377-7>
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics* 70(1):65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Ursavaş, U. & Mendez, C. (2023). Regional income convergence and conditioning factors in Turkey: Revisiting the role of spatial dependence and neighbor effects. *The Annals of Regional Science* 71, 363-389. <https://doi.org/10.1007/s00168-022-01168-0>
- Yazgan, Ş., & Ceylan, R. (2021). Türkiye’de düzey-2 bölgeleri arasında kişi başı gelir yakınsama kulüpleri var mıdır? *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(4), 1497-1519. <https://doi.org/10.16951/atauniiibd.952620>

Research Article

Türkiye'de İller Arası Gelir Yakınsaması: Bölgesel Sabit Etkiler ve Mekânsal Yayılmalar

Income Convergence Across Turkish Provinces: Regional Fixed Effects and Spatial Spillovers

Abdulmecit YILDIRIM

Dr. Öğr. Üyesi, Muş Alparslan Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

a.yildirim@alparslan.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0002-6228-6601>

Extended Abstract

Introduction

The neoclassical growth model introduced by Solow in 1956 offers a fundamental framework for understanding income disparities between economies. A key aspect of this model is the convergence hypothesis, which posits that poorer economies typically experience faster growth than their richer counterparts, primarily due to diminishing marginal returns on capital. As an economy sits further below its steady-state equilibrium, it exhibits a higher growth potential, eventually leading to the narrowing of income gaps. Mankiw et al. (1992) extended this framework by incorporating human capital, which significantly improved the model's explanatory power. That is, structural and institutional factors may affect the specific steady state of an economy. Hence, conditional convergence may be more appropriate to study convergence across countries.

Despite these theoretical underpinnings, empirical evidence on convergence has been inconsistent. While some studies find evidence of absolute convergence, many developing nations have experienced divergence, characterized by widening income gaps. This has led to a methodological evolution in literature, transitioning from simple cross-sectional OLS to dynamic panel data, spatial econometrics, and non-linear models. International studies, such as those by Lehmann et al. (2020) on Russian regions and by Aristizábal and García (2021) on Colombia, highlight that convergence is often conditional on factors such as human capital, institutional quality, and spatial dependencies. Furthermore, the concept of "convergence clubs" has emerged, suggesting that regions with similar initial conditions and structural characteristics may converge to different equilibria instead of a single global steady state (Aginta et al., 2023).

In the context of Türkiye, the literature on regional convergence is extensive but presents conflicting results. Some studies found either absolute or conditional convergence at the provincial level. For instance, Gömleksiz et al. (2017) and Öz (2017) reported convergence rates between 1.15% and 2.2% for the period following 2004. However, when spatial effects are considered, the findings become more nuanced. For example, Aldan and Gaygısız (2006) found no evidence of income convergence when accounting for spatial dependence, despite noting strong spatial spillovers. Using the Phillips and Sul (2007) methodology, Coşkun and Demir (2022) and Ursavaş and Mendez (2023) reject the hypothesis of overall convergence in Turkey, identifying multiple convergence clubs instead. These studies suggest that regional inequalities are persistent and that growth dynamics are significantly influenced by a province's neighbors and its specific regional cluster.

This study contributes to the existing literature by examining provincial-level income convergence in Türkiye during the 2004-2019 period, explicitly considering structural factors and spatial spillovers. By incorporating provincial dynamics within a broader regional context using NUTS-2 fixed effects, this research aims to provide a more comprehensive understanding of the mechanisms behind regional growth and the impact of spatial interactions on the convergence process.

Methodology

The empirical analysis is grounded in the β -convergence framework. The average annual growth rate of per capita income (g_i) is defined as:

$$g_i = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right)$$

In the neoclassical model, income converges toward a region-specific steady-state equilibrium (y_i^*). The transition path is defined by the speed of convergence λ . The empirical model for absolute convergence is specified as:

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,2004}) + u_i$$

Where $\beta_{reg} = -\frac{1-e^{-\lambda T}}{T}$. A negative and statistically significant β_{reg} indicates the presence of β -convergence. The convergence speed (λ) and the half-life (τ), which represents the time required to close half of the initial income gap, are calculated from the estimated coefficients.

To account for heterogeneity in steady-state levels, the model is expanded into a conditional convergence framework by including a vector of control variables (X_i):

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,2004}) + X_i' \delta + u_i$$

The control variables include population growth (adjusted for technological progress and depreciation), human capital (measured by the share of high school graduates), public investments, and transport infrastructure index. Furthermore, to capture unobserved regional characteristics and potential club effects, NUTS-2 regional fixed effects (μ) are incorporated:

$$g_i = \alpha + \beta_{reg} \ln(y_{i,2004}) + X_i' \delta + \mu_r + u_i$$

Finally, a Spatial Durbin Model (SDM) is employed as a robustness check to analyze spatial interactions and spillover effects. The SDM accounts for both endogenous interactions (spatial lags of the dependent variable) and exogenous interactions (spatial lags of the explanatory variables):

$$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + D \gamma + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Where W is the spatial weight matrix, ρ is the spatial autoregressive parameter, and θ represents the spatial spillover effects of the explanatory variables.

Results and Discussion

The study uses cross-sectional data for 81 Turkish provinces, where each variable represents the average value over the 2004-2019 period. The dependent variable is the average annual growth rate of real GDP per capita. The results of the β -convergence analysis are summarized in the following Table 1:

Table 1: β -convergence analysis

	(1)	(2)	(3)
Variables	Absolute Convergence	Conditional Convergence	Club Convergence Regional FE
$\ln y_{(2004)}$	-0.012*** (0.002)	-0.017*** (0.003)	-0.014** (0.005)
$\ln(n + g + \delta)$		-0.008 (0.006)	-0.009 (0.007)
$\ln hc$		0.019*** (0.006)	0.020*** (0.007)
$\ln invest$		0.001 (0.001)	0.002 (0.001)
$transport$		-0.000 (0.002)	-0.001 (0.003)
Constant	0.14*** (0.018)	0.102*** (0.035)	0.056 (0.059)
Observations	81	81	81
R ²	0.61	0.424	0.668
Regional FE	-	-	✓
Convergence Speed (%)	1.32	1.96	1.57
Half-life	52.4	35.3	44.1

Note: Standard errors in parentheses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$.

The results for absolute convergence indicate a statistically significant negative relationship between initial income and per capita growth, confirming the presence of unconditional β -convergence among Turkish provinces. The estimated convergence speed is 1.32%, suggesting a gradual process in which it would take over five decades to reduce the income gap by half.

When structural control variables are added, the convergence speed increases to 1.96%. Human capital emerges as a primary driver of regional growth, with a positive and highly significant coefficient. This indicates that provinces with higher levels of educational attainment experience faster growth, thereby facilitating the convergence process. However, other variables such as population growth, public investment, and transport infrastructure do not show statistically significant impacts in this specific specification.

The inclusion of regional fixed effects (Club Convergence) confirms that even when accounting for unobserved regional heterogeneity, conditional convergence persists at a rate of 1.57%. The slight decrease in speed compared to the conditional model indicates that some of the convergence dynamics are captured by regional-level "club" characteristics. Diagnostic tests, including Moran's I and LM tests, show no significant spatial autocorrelation in the residuals of the fixed-effects model, indicating that regional fixed effects effectively capture spatial heterogeneity.

The Spatial Durbin Model (SDM) reveals that the characteristics of neighbors (exogenous spillovers) are jointly significant, while the endogenous spatial lag (ρ) is only marginally significant. This suggests that a province's growth is influenced by the structural characteristics of its neighbors (e.g., human capital or infrastructure), but not by the spillover effect of growth itself. Regional growth in Türkiye is driven by internal structural improvements and regional factors, rather than by direct spatial diffusion from high-growth neighbors.

Conclusion

This study concludes that income convergence occurred among Turkish provinces between 2004 and 2019, but at a relatively slow speed. This convergence depends on structural factors, with human capital identified as the most significant factor influencing regional growth. Although regional fixed effects and spatial models indicate that geographic context is important, growth dynamics are primarily shaped by internal provincial characteristics and regional-level heterogeneity rather than substantial spatial spillovers.

In conclusion, the analyses indicate that a convergence process occurred at the provincial level in Turkey during the 2004-2019 period, although this process was gradual. The findings reveal that the most significant determinants of growth are human capital and regional disparities. Additionally, while the characteristics of neighboring regions influence the growth process, spatial spillover effects are not considered a decisive factor in growth dynamics. This situation highlights the importance of accounting for structural heterogeneity and club convergence dynamics in planning and implementing regional policies.