

Türkiye’de Hava Ulaşım Talebinin Arıma Modelleri ile Tahmin Edilmesi

Ahmet TORTUM¹, Oğuzhan GÖZCÜ¹, Muhammed Yasin ÇODUR²

ÖZET: Ülkemizdeki ulaşım ağları içerisinde gittikçe önem kazanan ve yaygınlaşan havayolu ulaşımı, dış hatlar diye nitelenen ülkeler arası ulaşımında ilk tercih edilen ulaşım yolu olmasının yanında, iç hatlar diye nitelenen şehirlerarası yolculukta da geçmişe nazaran çok daha fazla ilgi görmekte ve havayolu ulaşımına talep gün geçtikçe artmaktadır. Havayolu ulaşım talebinin bilinmesi, kurumlar ve şirketler için strateji belirleme, fiyat politikalarını oluşturma ve altyapı çalışmaları açısından büyük bir avantaj sağlayacaktır. Bu çalışmada, tek değişkenli zaman serileri analizlerinde kullanılan ARIMA modelleri çerçevesinde, 1991–2008 yılları arasındaki süre zarfında, havayolu ulaşımının kendi dinamiklerinden hareketle 2009 yılı için aylık yolcu sayılarının tahmin edilmesi gerçekleştirilmiş ve elde edilen tahminlerin güvenilirliği değerlendirilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Zaman serileri, havayolu ulaşımı, talep tahmini, ARIMA modelleri



Air Transportation Demand Estimation in Turkey by Arima Models

ABSTRACT: The air transportation, which is gradually become more important and widespread in our country, is as the day goes on getting more attention and more demand in domestic flights except for using just for internal flights. In terms of knowing the demand for air transportation, institutions and companies determine of the strategy, pricing policy and infrastructure work. In this study, under the framework of ARIMA models which were used in univariate time series analysis and based on the internal dynamics of air transport between 1991-2008, monthly number of passengers forecasts for the year 2009 are carried out and reliability of the forecasts evaluated.

Keywords: Time series, air transport, demand estimation, ARIMA models

¹ Atatürk Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği, Erzurum, Türkiye

² Erzurum Teknik Üniversitesi, Mühendislik ve Mimarlık Fakültesi, İnşaat Mühendisliği, Erzurum, Türkiye
Sorumlu yazar/Corresponding Author: Muhammed Yasin ÇODUR, mycodur@erzurum.edu.tr

GİRİŞ

Kişilerin ve yüklerin yer ve zaman yararı sağlamak üzere bir yerden başka bir yere taşınması hizmetine “Ulaştırma” denmektedir.

Ulaştırma, toplumun gelişmesi üzerinde sosyal, ekonomik, kültürel ve siyasal etkilere sahiptir.

Ulaştırma sistemi ise, insan ve yüklerin bir yerden başka bir yere iletimlerinin, istenilen koşullara uygun, iyi tanımlanmış bir şekilde sağlanması amacıyla bir araya getirilmiş, işlevleri ve karşılıklı etkileşimleri organize edilmiş, ilgili tüm fiziksel, sosyal, ekonomik ve kurumsal bileşenlerin kümesi olarak tanımlanmaktadır (Erel, 2001; Yayla, 2002; Çodur, 2012).

Diğer yandan ülkemizdeki özelleştirme çalışmaları ve yasal düzenlemeler ile birlikte havayolu ulaşım sektörü daha ticari bir boyut kazanarak, tüketici taleplerinin arttığı büyük bir pazar haline dönüşmüştür.

Son yıllarda yapılan bu çalışmalar ve izlenen politikalar neticesinde, iç hat uçuşlarında hizmet sunan özel havayolu işletmeleri sayısı artmıştır. Oluşan rekabet ortamı ile birlikte havayolu ulaşımındaki yolculuk fiyatları ciddi oranlarda düşüş göstermiş ve şehirlerarası ulaşım da neredeyse karayolu ulaşımı ile rekabet edebilir hale gelmiştir.

Hava ulaşım talebinin artması neticesinde, yeni uçuş hatları oluşmuş ve sefer sayılarında artışlar görülmüştür.

Bununla beraber ülkemiz havayolu ulaşım talebinin büyük bölümü dış hat gelen-giden yolcu seferleri için oluşurken, son yıllarda iç hat uçuş taleplerinin artmasıyla sayısal olarak talep dengesinin oluşmaya başladığı görülmüştür.

ARIMA modelleri taşıma literatüründe genişçe yer almaktadır. Bazı çalışmalar; yük ve taşıma talep modellenmesinde (Garrido and Mahmassani, 1998; Godfrey and Powell, 2000; Babcock and Lu, 2002; Jeong and Rilett, 2005), hava taşımasında (Polhemus, 1980; Pitfield, 2007), turist talebinde (Cho, 2003), hava kalitesi ve ulaşım emisyonunda (McCollister and Wilson, 1957; Sharma and Khare, 2000; Gokhale and Khare, 2004). Ayrıca yol güvenlik analizlerinde kullanılan

ARIMA modellerinden bazıları; (Voas and DeYoung, 2002; Abdel-Aty and Abdelwahab, 2004; Masten and Hagge, 2004; Raeside and White, 2004; Van den Bossche et al., 2007) bunlardır. Trafik akış modellemede de yoğun olarak ARIMA modelleri kullanılmıştır (Vlahogianni et al., 2006; Ahmed and Cook, 1979; Levin and Tsao, 1980; Davis et al., 1991; Hamed et al., 1995; Williams, 2003; Stathopoulos and Karlaftis, 2001; Stathopoulos and Karlaftis, 2003).

Bu çalışmanın amacı, en hızlı ulaşım yöntemi olan havayolu ulaşımının ülkemiz boyutunda talep değerlendirmesini tahmin edebilmek ve bu hizmeti sağlayan kurum kuruluş ve firmalar için strateji planlaması ve yatırım öngörüsü için değerlendirme kriterlerinden birisini oluşturabilmektir.

Havayolu ulaşımında gelecek zamanlar için yapacağımız talep tahmini çalışmasını, havayolu ulaşım talebine etki eden faktörlerden bağımsız olarak kendi iç dinamiklerinden toplam yolculuk sayısının temel alındığı ve tek değişkenli zaman serileri analizlerinden olan ARIMA modelleri ile talep tahmininin öngörülmesi olarak değerlendirilebilir, araştırma yapılan model ile, ele alınan birimsel değişkenin geçmiş değerlerinden hareketle, ileriye yönelik değerlerini tahmin etme, öngörme çabası olarak tanımlanabilir.

Yolcu trafiği

Havacılık sektörünün özel havayolu şirketlerine açılması ile başlayan yükseliş sonucunda, Eurocontrol ve IATA gibi uluslararası kuruluşların Türkiye için 2015 yılı itibarıyla öngördüğü toplam trafik artışı 2005 yılında yakalanmıştır.

Türkiye için 2015 yılı itibarıyla tahmin edilen “50 milyon yolcu trafiği” hedefi 2005 yılında gerçekleşmiş ve uluslararası havacılık kuruluşlarının

Türkiye tahminlerini değiştirmesine neden olmuştur. 2008 yılı itibarıyla uçak ve yolcu trafiği artışına en güçlü katkıyı iç hat ve dış hat yolcu trafiği toplamının % 60’ını, dış hat yolcu trafiği toplamının ise %76’sını karşılayan, İstanbul Atatürk ile Antalya Hava Limanları sağlamıştır (Anonim, 2008).

Tablo 1. DHMİ verilerine göre 1991-2008 yılları arası yolcu trafiği

Yıllar	İç Hat	Dış Hat	Toplam Yolcu Sayısı
1991	4 009 724	7 009 740	11 019 464
1992	5 445 081	11 050 037	16 495 118
1993	7 403 941	13 270 590	20 674 531
1994	8 784 310	13 549 976	22 334 286
1995	10 347 528	17 419 851	27 767 379
1996	10 862 539	19 918 123	30 780 662
1997	12 413 720	21 982 614	34 396 334
1998	13 238 832	20 960 847	34 199 679
1999	12 931 771	17 079 887	30 011 658
2000	13 339 039	21 633 495	34 972 534
2001	10 057 808	23 562 640	33 620 448
2002	8 695 726	24 927 311	33 623 037
2003	9 125 298	25 141 870	34 267 168
2004	14 427 969	30 361 171	44 789 140
2005	19 942 692	34 583 035	54 525 727
2006	26 644 450	32 133 481	58 777 931
2007	29 310 333	37 152 953	66 463 286
2008	32 889 593	42 078 736	74 968 329

DHMİ Genel Müdürlüğü sorumluluğu altında bulunan kırk adet havaalanındaki yolcu trafiği verileri; 1991-2008 yılları arasında gerçekleşen ve çalışmaya esas olan toplam yolcu trafiği serisinin, yıllık toplamı Tablo 1’de verilmiştir.

MATERYAL VE YÖNTEM

Materyal

Çalışma kapsamında; ülkemizdeki havayolu ulaşım talebinin tahmin edilmesi sürecinde kullanılacak olan tek değişkenli zaman serilerinde Box-Jenkins yöntemi için 1991-2008 yılları arasında Devlet Hava Meydanları İşletmesi (DHMİ) Genel Müdürlüğü işletimindeki havaalanlarından yapılan iç hat ve dış hat yolculuklar toplamını oluşturan, aylık toplam yolcu sayıları seçilmiştir.

Yöntem

Zaman serilerinin genel özellikleri

Zaman serisi, bir değişkene ilişkin zamanın belli düzenli periyotlarında ortaya çıkan nümerik verilerin kronolojik dizilişiyle oluşan veri setleridir.

Zaman serilerine ilişkin veriler stokastiktir, diğer bir ifadeyle, zamanın belli anlarında rastsal değerler alırlar ve aldıkları bu değerlerin önceden kestirilebilmesi mümkün değildir (Gujarati, 2004).

Zaman serilerinin özelliği, verilerin zamana göre sıralanması ve ardışık gözlemlerin genellikle birbirlerine bağımlı olmasıdır. Dönemler arasındaki bu bağımlılık sayesinde güvenilir öngörüler oluşturulabilmektedir (Vandaele, 1983).

Zaman serilerinde ARIMA modelleri (Box-Jenkins)

Box-Jenkins yaklaşımı zaman serisi verileri analizleri için oldukça yaygın kullanılan yöntemlerden birisidir. Yöntemin bu kadar popüler olması, ele alınan herhangi bir seri durağan olsun ya da olmasın, mevsimsel unsur içersin ya da içermesin bilgisayar paket programlarıyla bir çözüm olanağı sağlamasından kaynaklanmaktadır. Box-Jenkins metodu, zaman serisi analizlerinde ve ön raporlamada (kestirim) uygulanan genel ARIMA modelleri ile eş anlamlıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005). Box-Jenkins yaklaşımında otoregresif hareketli ortalama ARMA(p,q) sürecine entegrasyon I(d) sürecinin eklenmesiyle otoregresif-entegre-hareketli ortalama ARIMA(p,d,q) süreci geliştirilmiş ve kullanılmıştır. Durağan ARMA sürecinin korelogram davranışlarından farklı düzeylerde entegrasyona başvurarak durağan olmayan süreçlerin durağan hale getirilmesi önerilmiştir. Bir otoregresif-entegre-hareketli ortalama ARIMA(p,d,q) sürecine ulaşmak için denklem eşitlik 1'deki gibi yazılır (Griffiths, 1993).

$$\Phi(L)\Delta^d Y_t = \Theta(L)e_t \quad (1)$$

Durağan olmayan doğrusal stokastik modeller ARIMA(p,d,q)

Durağan olmayan doğrusal modeller, “d” sayı-da farkı alınmış olan serilere uygulanan AR ve MA modellerinin kombinasyonu olan modellerdir. Eğer otoregresyon parametresi derecesi “p”, hareketli ortalama parametresi derecesi de “q” ise ve “d” kez fark alma işlemi yapılmışsa, bu modele (p,d,q) dereceden “otoregresif entegre hareketli ortalama modeli” adı verilir ve ARIMA (p,d,q) şeklinde yazılır (Box and Jenkins, 1970).

ARIMA $e_t = Y_t - e_{t-1} \quad e_t = Y_t - e_{t-1}$ model kurma ve tahminleme süreci

Veri analizinin yapılması

Zaman serileri modellerinde en önemli noktalardan bir tanesi ele alınan değişkenlerin zaman içerisinde nasıl hareket ettiği. Bazı seriler belli bir ortalama etrafında kısa dalgalanmalar gösterirken, bazıları ise zaman içerisinde yükselme ya da azalma yönünde

belirgin trendler takip edebilir. Aynı zamanda bu seriler artış veya azalış yönünde istikrar göstermeyen trenlere de sahip olabilirler. Trend içeren zaman serileri, zamandan bağımsız ortalama ve varyansa sahip değildir. Bununla beraber, bazı seriler uzun dönemde sabit ortalama ve varyansa sahipken kısa dönem aralıklarında aşırı dalgalanma gösterebilirler (Enders, 1995). ARMA modelleri, ele alınan serilerin durağan olmasını gerektirir. Diğer bir ifadeyle, serilerin trend içermemesi gerekir. Trend içeren serilerin trendden arındırılarak ARIMA modelleri ile modellenmesi veya alternatif model seçeneklerinin düşünülmesi gerekir (Subaşı, 2005).

Zaman serilerinde ele alınan değişkene ait veri setinin düzey, fark ve logaritmik farkları alınarak zamana karşı grafiklerinin incelenmesi, çeşitli gecikme uzunluklarındaki otokorelasyonlarının ve kısmi otokorelasyonlarının analizi ilk bakışta serilerin karakteristik özellikleri hakkında ön fikir sağlamada yardımcı olurlar (Poo, 2003). Bunun yanında, daha güvenilir tespitlerin yapılabilmesi ancak uygulanabilir test ve analizlerin kullanılması ile gerçekleştirilebilir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümünde zaman serilerinin modellenmesinde karşılaşılan trend unsurunun bulunması, mevsimsellik sorunları ve bu sorunların tespiti ve arındırılmasına yönelik kullanılan test ve analiz yöntemleri irdelenecektir.

Durağanlık tetkiki

Zaman serilerinin durağan olmasının sağladığı en önemli avantaj, yeterince geniş bir örneklem kullanıldığında bu serilerin ortalama ve varyansının etkin bir şekilde kestirilebilmesidir. Ekonometri literatüründe durağanlık kavramı katı durağanlık ve zayıf durağanlık olarak iki türlü ele alınmaktadır. Zayıf durağan seriler aynı zamanda ortak varyans durağan, ikinci dereceden durağan olarak da adlandırılmaktadır (Enders, 2003).

Mevsimsel özellik

Birçok ekonomik süreçte mevsimsellik göze çarpar. Örneğin yaz aylarında turizm faaliyetlerine bağlı olarak ekonomik canlanma görülür. Bazı dönemlerde ekonomik faaliyetlerde yıl içinde periyodik artış ve azalışlar göze çarpar. Bu dönemlerde ekonomik

değişkenlerin zaman içerisindeki seyrinde de paralel olarak periyodik dalgalanmalar gözlemlenir. Mevsimsel etkilerin göz ardı edilmesi, tahminlemede kullanılan modellerin varyansının yüksek çıkmasına neden olur (Kutlar, 2000).

Zaman serilerinin mevsimsel etkilerden arındırılmasına yönelik farklı yöntemler geliştirilmiştir. Bulardan bazıları, Census X-11, Census X-12, Tramo/Seats, ve hareketli ortalama prosedürleridir (Subaşı, 2005).

Bu çalışmada “U. S. Department of Commerce ve U. S. Census Bureau” tarafından geliştirilen standart Census X-12 prosedürü EViews yazılımı aracılığıyla yolcu serisine uygulanmıştır.

SARIMA (p,d,q) (s,P,D,Q) modellerinin notasyonunda; p ve q daha önce olduğu gibi modelin standart otoregresif ve standart hareketli ortalama derecelerini gösterirken, P ve Q modelin mevsimsel otoregresif ve mevsimsel hareketli ortalama derecelerini temsil etmektedir. Notasyonda d ve D serinin durağanlığının sağlanabilmesi için sırasıyla kaçınıcı dereceden standart ve mevsimsel farkların alındığını ve son olarak s mevsimsel farkın periyodik aralığını göstermektedir.

Model seçimi

Box-Jenkins yaklaşımı

Box ve Jenkins tutumlu modellerin aşırı parametrelili modellerden daha iyi kestirim değeri ürettiklerini öne sürer. Tutumlu bir modelin verilere uyumu gereksiz herhangi bir katsayının ilave edilmesinden daha

iyidir. Amaç tam süreci elde etmek olmasa da, doğru veri üretme sürecine yaklaşımdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007). Zaman serisi model kurma Box-Jenkins yaklaşımındaki temel adımlar genel hatlarıyla zaman serisi modelinin belirlenmesi, tahmin, test veya ayırt edici kontrol ile kestirim olmak üzere dört aşamada ele alınabilir (Enders, 1995).

Gretl, Eviews gibi yazılımlar her bir gecikme uzunluğuna ilişkin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarını hesaplamaktadır. Bu yazılımlar, korelogram olarak adlandırılan grafikler yardımıyla, katsayıların artan gecikme uzunluklarına göre seyrini ve iki standart hata koridoru (yaklaşık %95 güven aralığına tekabül etmektedir) bazında istatistiki olarak anlamlılıklarını da hesaplamaktadır (Enders, 1995).

Box-Jenkins model belirleme yaklaşımı, salt AR(p) veya MA(q) süreçlerini teşhis etmede kolaylık sağlamakla beraber, ileri düzey AR, MA ve özellikle ARIMA süreçlerinin bu yöntemle teşhisi çok karmaşıklaşabilmektedir. Her ne kadar ekonometri yazılımları, tüm hesaplamaları yapıyorsa da bulunan katsayıların ve korelogramların yorumlanması, çalışmayı yürüten araştırmacıya kalmaktadır bu bağlamda model belirleme prosedürü araştırmacının bilgi ve tecrübesine bağlı olarak belli ölçüde sübjektiflik taşımaktadır (Quinn et al., 1998).

Fakat model seçimindeki bu sübjektiflik, model belirleme sürecinde “Akaike Information Criterion” (AIC) veya “Schwarz Information Criterion” (SIC) gibi genel kabul gören objektif model seçim kriterlerine de başvurmak suretiyle belli ölçüde giderilebilir. Bu kriterler eşitlik 2 ve eşitlik 3 de gösterilmektedir:

$$AIC = e^{2k/n} \sum_{i=1}^n e_i^2 = e^{2k/n} \frac{RSS}{n} \Rightarrow \ln AIC = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{RSS}{n}\right) \quad (2)$$

$$SIC = n^{k/n} \sum_{i=1}^n e_i^2 = n^{k/n} \frac{RSS}{n} \Rightarrow \ln SIC = \frac{k}{n} \ln n + \left(\frac{RSS}{n}\right) \quad (3)$$

Burada, k regresyonda açıklayıcı değişkenlerinin sayısını, n gözlem sayısını, RSS hata terimleri kareleri toplamını ve s_i model hata terimlerini göstermektedir. AIC ve BIC istatistiklerinde yer alan ilk terim model

hata kareleri ortalaması (RSS/n) küçüldükçe modelin açıklayıcılık gücü artar. Daha küçük AIC veya SBC istatistiğine sahip olan model daha tercih edilir olacaktır (Griffiths et al., 1992).

Modeli belirleme aşamasında tahmin edilen otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) fonksiyonlarına dayanarak örneklem verileri için deneme niteliğinde bir ARIMA modeli belirlenir.

Parametrelerin hesabı ve tahminleme süreci

ARIMA modelleri tahminleri için doğrusal veya doğrusal olmayan en küçük kareler koşullu veya tam bilgi maksimum benzerlik yöntemlerini içerecek biçimde bilgisayar yazılımlarından yararlanır. Bu programlardan parametrelerin başlangıç değerleri uygun biçimde otomatik olarak bulunur ve sonra ardışık biçimde parametrelerin optimum değerleri bulunana kadar süreç devam ettirilir. Eviews ve Gretl yazılımları aracılığıyla model parametreleri hesap edilebilmekte ve bununla birlikte parametrelere ilişkin standart hatalar bulunabilmektedir.

Box-Jenkins metodolojisi dâhilinde, ARIMA modeli belirlendikten, parametreleri hesaplandıktan ve modelin uygunluk analizleri gerçekleştirildikten sonraki aşaması ilgili değişkenin örneklem içi ve ötesi değerlerinin model aracılığıyla tahminlenmesidir. Zaman serileri analizleri ile tahminlemede amaç değişkenlerin belli dönemlerde aldıkları veya alacakları gerçek değerlerine “yakın” tahminler elde edebilmektir. Bununla beraber, modellerin belirlenme ve hesaplanma aşamalarındaki teknik hatalara ve gerçek veri yaratım mekanizmasının rastsal unsurlar içermesine bağlı olarak yapılan tahminler kaçınılmaz olarak farklı

büyükliklerde hata payı içerir. Tahminleme işlemi, $(Y_t)_{t=-\infty}^{\infty}$ gibi bir değişkene ilişkin örneklem veri seti y_1, \dots, y_T iken, y_t değişkeninin T anında her bir l için, l periyot ileriye yönelik koşullu tahmin değeri ile gerçekleşen değeri arasındaki hata paylarının karelerinin ortalamasının (Mean Square Error, MSE) minimize edilmesine dayanır (Griffiths et al., 1992).

ARIMA(p,d,q) modelleri ile tahmin değerlerinin hesaplanması benzer bir teorik çerçeve içerisinde ele alınabilir. ARIMA(p,d,q) süreci takip eden bir serinin parametreleri, daha öncede ele alındığı üzere, serinin d . farkının alınmasından sonra durağan bir ARIMA(p,0,q) modeli elde edildikten sonra hesaplanmaktadır. Fakat tahminlemede amaç serinin değişim değerlerinin değil düzey, yani farkı alınmadan önceki değerlerinin bulunması ise, tahmin değerlerinin bulunması sürecin tekrar bütünlendirilmesini gerektirir.

Burada, ARIMA süreci aşağıda gecikme operatörü cinsinden ifade edilirse;

$$\Phi_p(L)(1-L)^d y_t = \Theta_q(L) \epsilon_t \quad (4)$$

Bütünlendirme işlemi eşitlik 4'deki otoregresif polinomun derecesini d kadar artırır. Bu bağlamda, $(p+d)$ dereceden gecikme operatörü otoregresif polinomu Π ile gösterildiğinde, bütünlendirilmiş süreç eşitlik 5'deki gibi gösterilebilir (Poo, 2003).

$$y_T(L) = \sum_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^{q_i-1} k_{ij}^T L^j \right] + (R_i^{-1})^L \quad l > q - p - d \quad (5)$$

Burada k_{ij}^T 'ler sabitler olup koşullu tahminlerin yapıldığı anda veri olarak bulunan bilginin zaman orijinine, T , bağlıdır (Subaşı, 2005).

ARAŞTIRMA BULGULARI

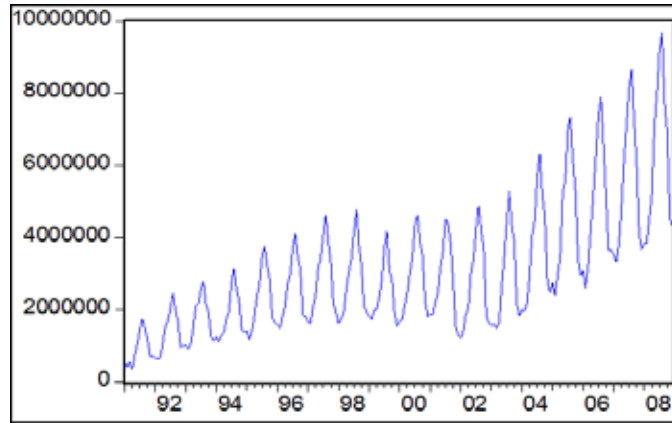
Veri analizi

ARIMA modelleri Türkiye'de hava ulaşımını kullanan yolcu sayılarını tahmin etmek için kullanılmıştır.

Çalışmada yapılacak olan modelleme için gerekli olan istatistik veriler, ekonometrik çalışmalarda yaygın olarak kullanılan Eviews ve Gretl paket programları

kullanılarak elde edilmiş ve veri analizleri yine bu program yardımı ile yapılmıştır.

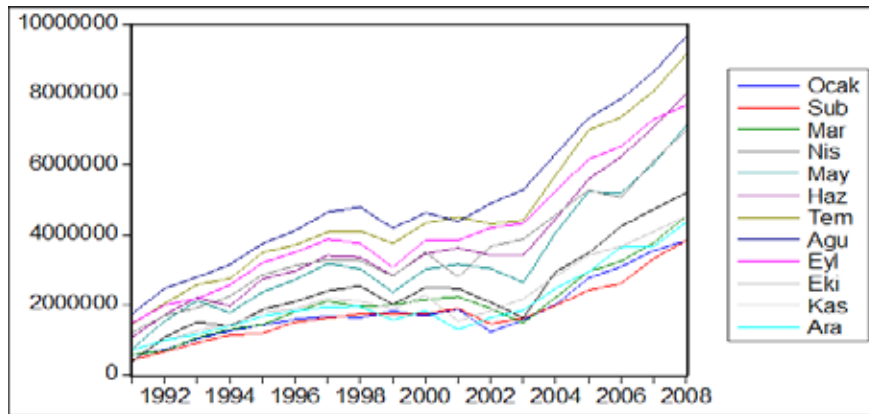
ARIMA tahminleme sürecinin en önemli kısmı tahminlenmeye çalışılan değişkene ilişkin veri setinin analiz edilmesidir. Modelleme için Box-Jenkins'in tahmin algoritması kullanılmıştır. Modelin belirlenmesi aşamasında Box-Jenkins modelleme yöntemindeki durağanlık şartının sağlanması gerekir. Türkiye için hava ulaşımı yolcu sayısına dayanan zaman serisi verileri, 1991 Ocak ayı ile 2008 yılı Aralık ayları arasındaki, aylık iç hat ve dış hat yolcuları toplamından müteşekkil 216 veri kullanılarak modellenmiştir. Bu bağlamda, belirtilen zaman diliminde oluşturulan serinin grafiği Şekil 1'de gösterilmektedir.



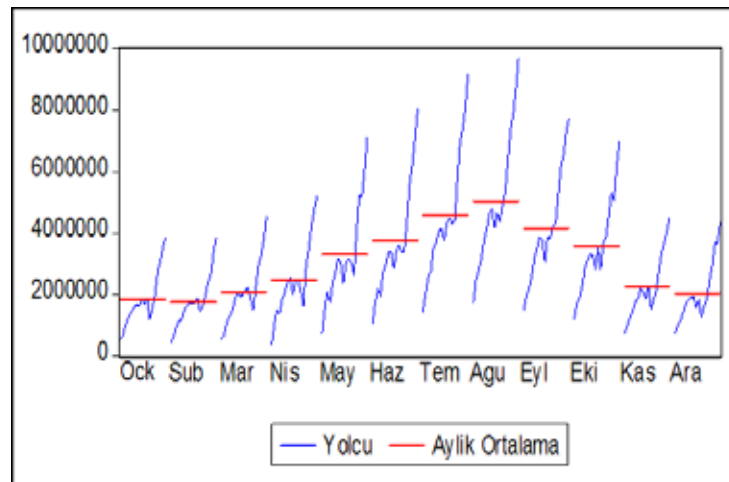
Şekil 1. Aylık yolcu sayısı grafiği (1991:1-2008:12)

Yolcu serisi grafiği incelendiğinde ilk olarak, serinin yıllara bağlı olarak artış göstermekle beraber, belli aylarda düzenli yükselişler fark edilmektedir. Yükselişlerin sistematik olarak belli periyotlar halinde görülmesi, serinin mevsimsel etkilere maruz

kaldığı izlenimini vermektedir. Bu bağlamda daha net değerlendirme yapabilmek için, Şekil 2’deki her bir ay için yolcu sayılarının zaman içerisindeki seyrine ve yolcu sayılarının aylar bazında ortalamalarına bakmak uygun olacaktır.



Şekil 2. Aylara göre yolcu sayılarının seyri



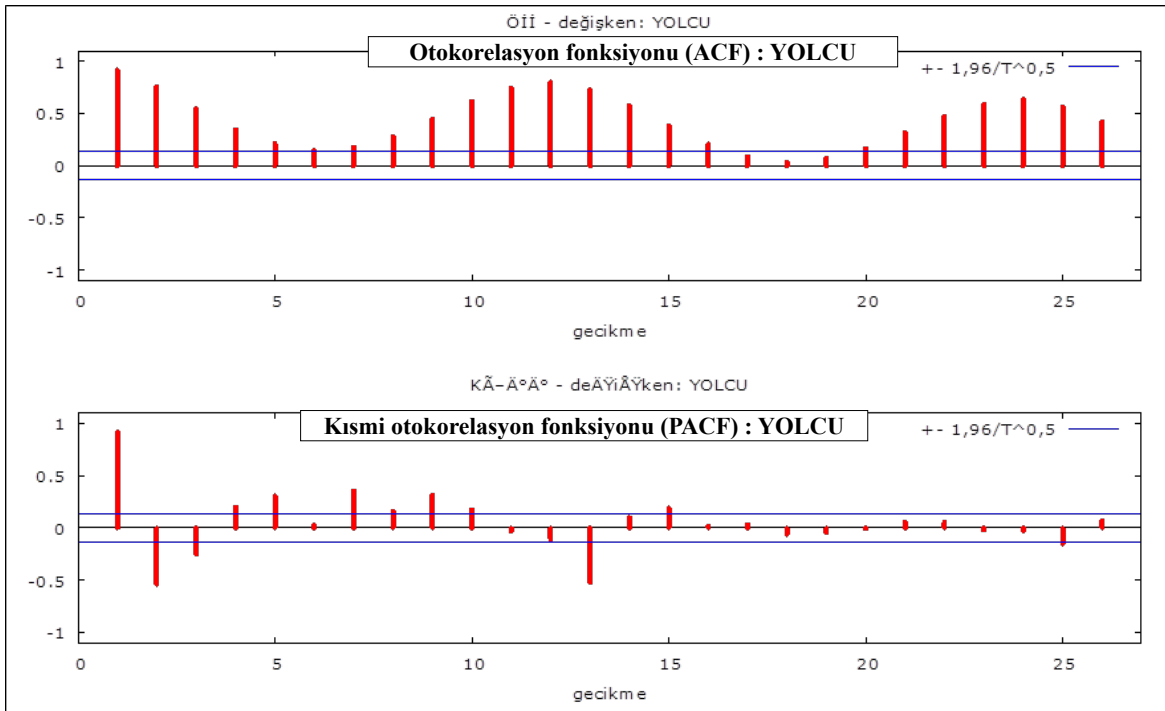
Şekil 3. Aylara göre yolcu sayılarının ortalamaları

Şekil 3’de yılın her bir aya ilişkin yolcu sayılarının zaman içerisindeki seyri gösterilmiştir. Bu grafikte ortaya çıkan yapı, aylar bazında özellikle Mayıs ve Eylül ayları arasında yolculuk sayısının düzenli bir seyir izleyerek artma eğilimi içerisinde olduğu, diğer aylarda ise yakın ortalama değerler etrafında kümelendiği görülmektedir.

Aylardaki artmaların düzenli olması, mevsimsel etkilere bağlı olarak, serinin her bir ayı ile bir önceki yılın aynı ayı arasında bir çeşit ilişkinin var olma olasılığını gündeme getirmektedir. Verilerin hazırlanması aşamasında, Türkiye’de havayolu ulaşımını tercih eden yolcu sayısına ilişkin serinin durağan olup olmadığına bakılmıştır. Şekil 1 incelendiğinde, gözlemsel olarak serinin artan bir trende sahip olduğu

ve mevsimsellik özelliği taşıdığı, yani durağan olmadığı şüphesi oluşmaktadır. Şekil 4’de Gretl paket programı kullanılarak serinin otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) fonksiyonları %5 anlamlılık sınırları gösterilerek verilmiştir. Ham seriye ait fonksiyon grafikleri incelendiğinde, gecikmelerle birlikte ACF grafiğindeki sinüs dalgalanması mevsimsel etkinin var olduğunu göstermekle beraber, PACF ile birlikte değerlendirildiğinde serinin durağan dışı olduğunu söyleyebiliriz.

Gözlemsel olarak anlaşılan durağan dışılık, gerçek veriler ışığında değerlendirilmek üzere birim kök testi analizine tabi tutulmuştur. Bunun için, Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) testi, E-Views programı yardımı ile yapılmıştır ve sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.



Şekil 4. Ham yolcu serisine ait (ACF) ve (PACF) fonksiyon grafikleri

Tablo 2. Ham seriye ait Artırılmış Dickey-Fuller Test (ADF) sonuçları

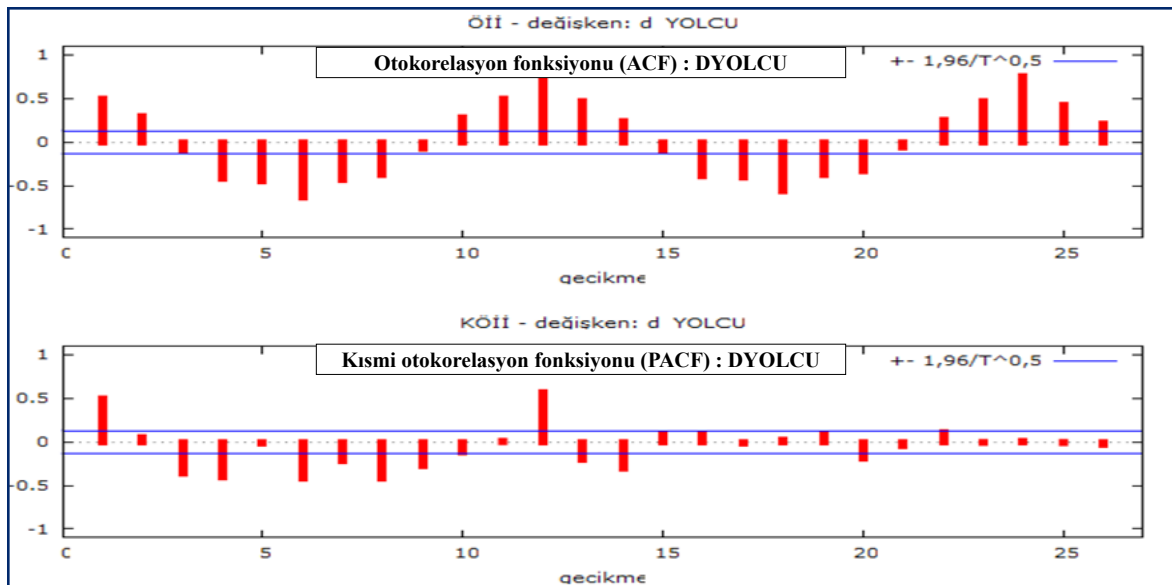
Sıfır Hipotezi: YOLCU birim kök			
Dışsal: Yok			
Lag Uzunluk: 9 (Otomatik SIC, MAXLAG=9)			
		t- İstatistik	Prob.*
Geliştirilmiş Dickey-Fuller test istatistik		3,872893	1,0000
Test kritik değerleri	1% Düzeyi	-2,576236	
	5% Düzeyi	-1,942376	
	10% Düzeyi	-1,615674	

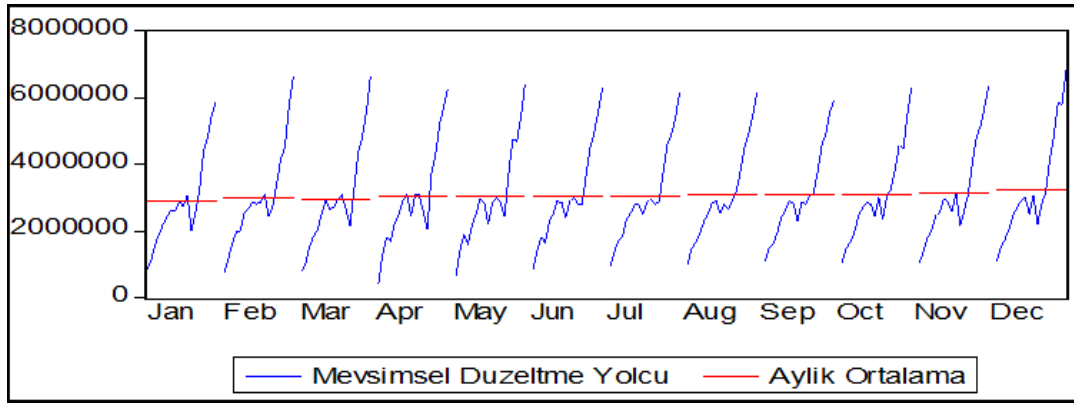
Tablo 2’de verilen sonuçlara göre test istatistiğinin değeri olan 3,87, kritik değer -1,95’den daha büyüktür. Buna göre serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır. Sonuç olarak yolcu serisinin durağan olmadığı söylenebilir.

Mevsimsel etkiler göz önüne alınmadan, durağanlık için serinin birinci dereceden farkının alınmasından sonraki ACF ve PACF fonksiyon grafikleri Şekil 5’da gösterilmiştir.

Buradan da anlaşılacağı üzere mevsimsellik etkilere dayalı olarak durağanlık sağlanamamıştır.

Bu bağlamda seriye fark alma işlemi uygulanmadan önce, durağanlık koşulunun sağlanması serinin mevsimsel etkilerden arındırılmasını bir gereklilik haline getirmiştir. Mevsimsel etkilerden arındırma süreci Eviews ve Gretl programları ile ayrı ayrı uygulanmış olup Census X-12 Additive yöntemi ile ulaşılan sonuçlar Şekil 6 ve 7’de gösterilmiştir.

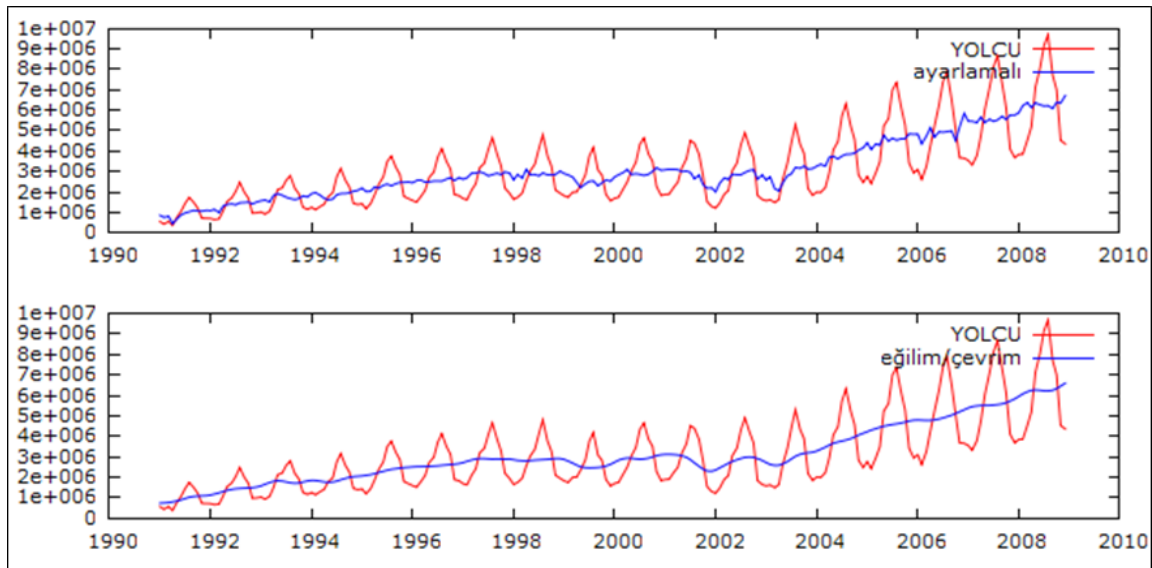
**Şekil 5.** Birinci dereceden farkı alınmış serinin (ACF) ve (PACF) grafikleri



Şekil 6. Mevsimsel etkilerden arındırılmış yolcu sayılarının aylık ortalamaları

Şekil 6 incelendiğinde ise; aylar bazında ortalamaların hemen hemen düz bir çizgi haline gelmesi,

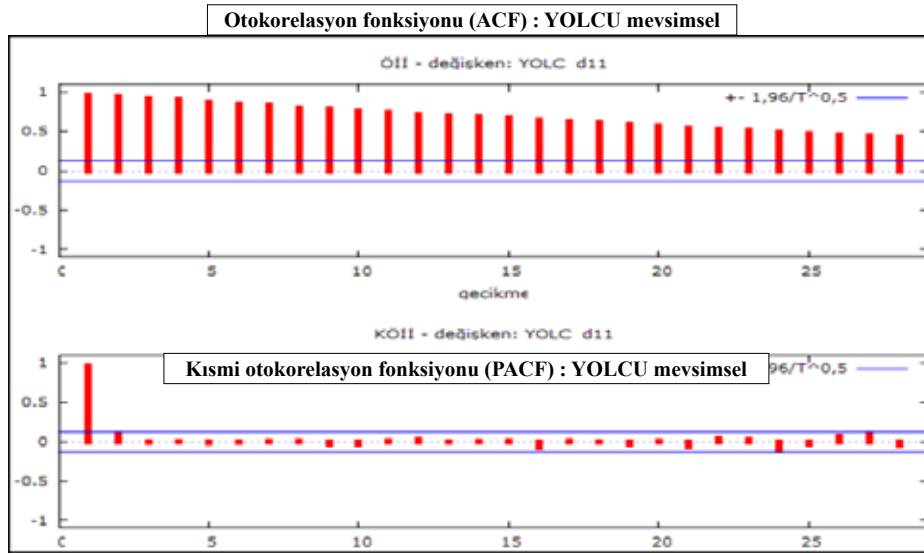
mevsimsel etkiden arındırma işleminin seri üzerindeki etkisini aylık ortalamalar bazında göstermektedir.



Şekil 7. Mevsimsel etkilerden arındırılmış karşılaştırmalı yolcu serisi grafiği

Census-X12 sürecinden sonra yolcu serileri ham ve mevsimsellikten arındırılmış olarak karşılaştırmaları Şekil 8'de görülmektedir. Ayrıca Census X-12

sürecinin düzey etkisi ile durağanlık öncelikle ACF ve PACF grafikleri üzerinden incelenmiş ve Şekil 8'de gösterilmiştir.



Şekil 8. Censüs-X12 sürecinden sonra seriye ait ACF ve PACF grafikleri

Censüs-X12 sürecinden sonra mevsimsellikten arındırılmış seriye ait ACF ve PACF verileri Şekil 8 aracılığı ile incelendiğinde seriye ait kısmi otokorelasyon fonksiyon değerleri (PACF), 1. gecikmeden sonra hızlı bir düşüşle %5’lik güven aralığı içerisinde kaldığı ve azalma etkisinde olduğu görülmüştür. Bununla beraber otokorelasyon fonksiyon değerlerinin gecikme sayısına

bağlı olarak ağır düşüşler gösterdiği ancak durağanlığın sağlanmasına yeterlilik gösteremediği düşüncesi oluşmuştur. Gözlemsel olarak anlaşılan durağan dışılık, değerlendirilmek üzere birim kök testi analizine tabi tutulmuştur. Bunun için, Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) testi, E-Views programı yardımı ile yapılmıştır ve sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir.

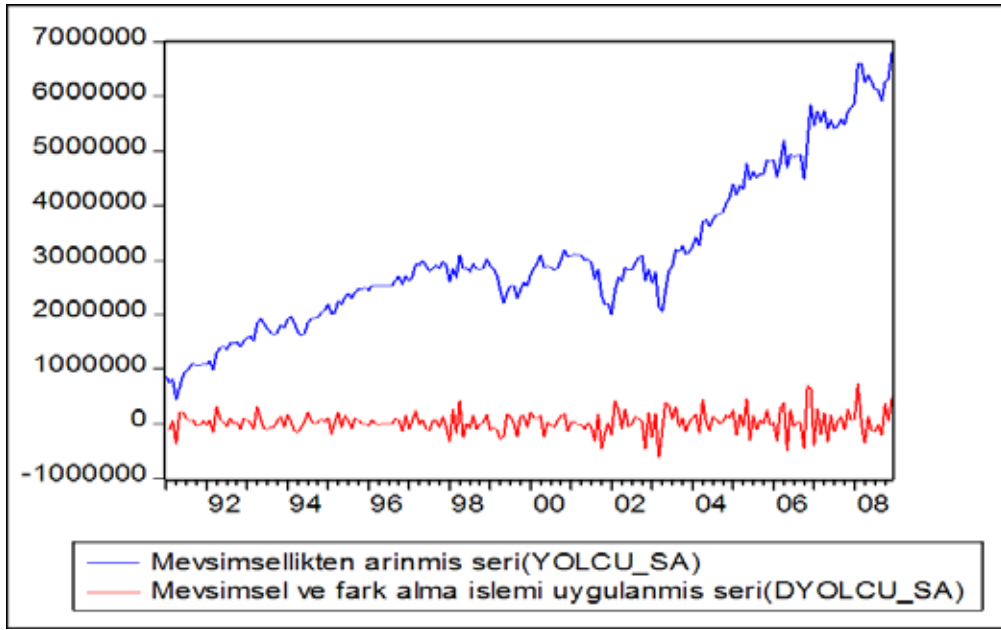
Tablo 3. Mevsimsel düzeltilmiş seriye ait Birim Kök Testi (ADF) sonuçları

Sıfır Hipotezi: YOLCU_mevsimsel birim kök		
Dışsal: Yok		
Lag Uzunluk: 1 (Otomatik SIC, MAXLAG=9)		
	t- İstatistik	Prob.*
Geliştirilmiş Dickey-Fuller test istatistik	2,554260	0,9976
Test kritik değerleri	1% Düzeyi	-2,575813
	5% Düzeyi	-1,942317
	10% Düzeyi	-1,615712

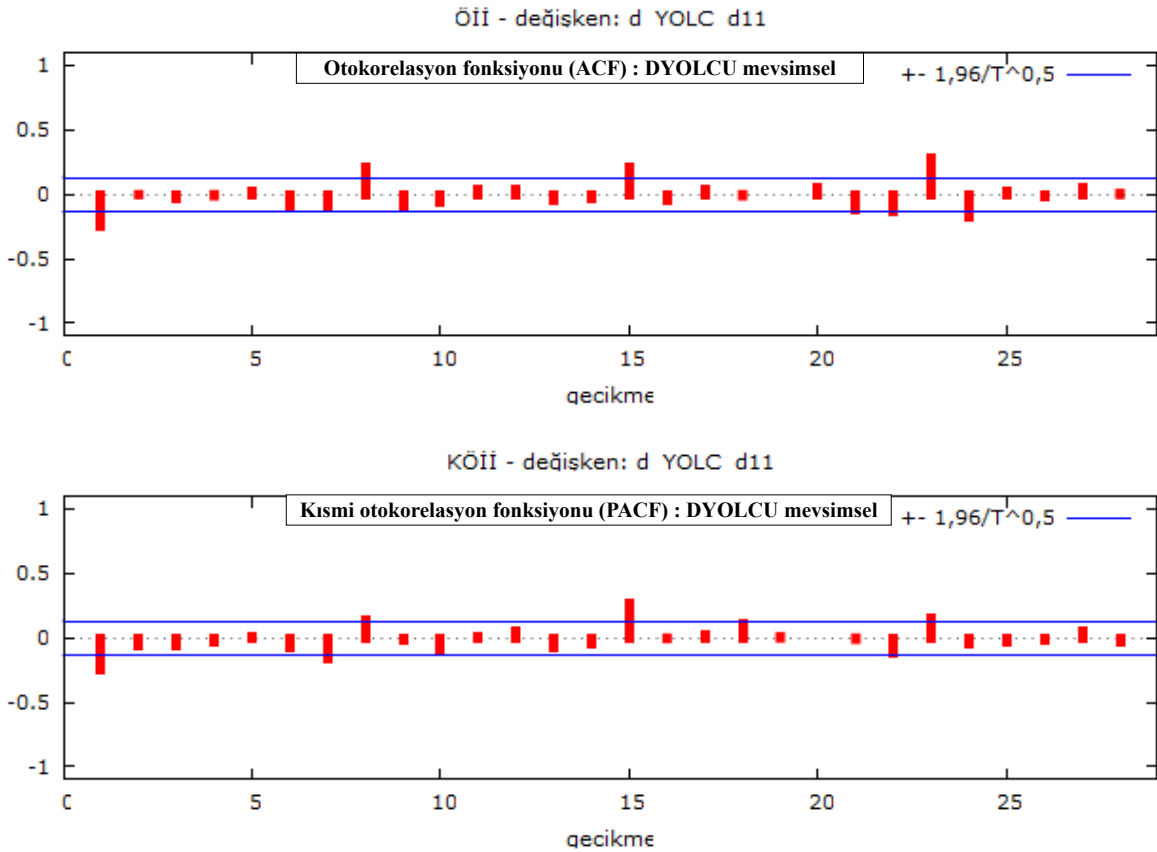
Tablo 3’de verilen sonuçlara göre test istatistiğinin değeri olan 2,55, kritik değer -1,95’den daha büyüktür. Buna göre mevsimsellikten arındırılmış serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır. Yani mevsimsellikten arındırma işlemi sonucunda yolcu serisinin durağan hale gelmediği ve durumun trend etkisinden kaynaklanabileceği söylenebilir. Seriyi durağan hale getirmek için, mevsimsellikten arındırılmış seriye fark alma işlemi uygulanacaktır. Fark alma işlemi 1.dereceden uygulanmış olup seriye ait karşılaştırmalı

zaman serisi grafiği ve farkı alınmış serinin ACF-PACF grafikleri sırası ile Şekil 9 ve Şekil 10’da verilmiştir.

Fark alma işleminden sonra ACF ve PACF incelendiğinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonların gecikme sayılarına bağlı olarak azaldığı ve sifira yaklaştığı görülmüştür. Buda serinin artık durağan hale geldiğinin bir işaretidir. Durağanlığı netleştirmek üzere seriye birim kök testi (ADF) analizi yapılmış ve sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir.



Şekil 9. Mevsimsellikten arınmış ve farkı alınmış serinin karşılaştırmalı grafiği



Şekil 10. Mevsimsellikten arınmış ve farkı alınmış serinin ACF ve PACF grafikleri

Tablo 4. Mevsimsel düzeltilmiş ve farkı alınmış serinin (ADF) test sonuçları

Sıfır Hipotezi: DYOLCUSA birim kök		
Dışsal: Yok		
Lag Uzunluk: 0 (Otomatik SIC, MAXLAG=9)		
	t- İstatistik	Prob.*
Geliştirilmiş Dickey-Fuller test istatistik	-17,82611	0,0000
Test kritik değerleri:	1% Düzeyi	-2,575813
	5% Düzeyi	-1,942317
	10% Düzeyi	-1,615712

Tablo 4’de verilen sonuçlara göre test istatistiğinin değeri olan -17,82 kritik değer -1,95’den daha küçüktür. Buna göre serinin artık durağan hale geldiği sonucuna ulaşılır.

Sonuç olarak yolcu serisine uygulanan mevsimsel düzeltme ve birinci dereceden fark alma işlemi sonrasında, serinin durağan hale getirildiği söylenebilir. Modelin belirlenmesi aşamasında Box-Jenkins modelleme yöntemindeki durağanlık şartının

sağlandığı ve artık modellemenin yapılabileceği söylenebilir.

Model tahmini

Teorik çerçevesi sunulan yöntem dâhilinde, mevsimsel etkilerden arındırılmış ve birinci farkı alınmış 1991-2008 yıllarına ait hava yolu ulaşımı aylık yolcu sayılarından oluşan zaman serisi için, en uygun ARIMA modelleri belirlenmeye çalışılmış ve tahmin modelinin parametreleri hesaplanmıştır (Tablo 5).

Tablo 5. Model tahmin kriterleri

Bağımlı Değişken: DYOLCU				
Metot: Least Squares				
Örnek (ayarlanmış): 1992M08 2008M12				
Gözlemler içermiş: 197 ayarlama sonra				
12 iterasyondan sonra yakınsama sağlanmıştır				
Backcast: 1989M12 1990M12				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Prob.
AR(6)	-0,186211	0,073934	-2,518603	0,0126
SAR(12)	1,072136	0,005381	199,2547	0,0000
MA(1)	-0,248703	0,074874	-3,321598	0,0011
SMA(12)	-0,889335	0,024716	-35,98245	0,0000
R-Kare	0,924199	Ort. bağımlı değ.		11763,86
Ayarlanmış R kare	0,923021	S.D. bağımlı değ		744871,5
S.E. regresyon	206665,9	Akaike Bil Kri.		27,33569
Karesel top. kal.	8,24E+12	Schwarz Kri.		27,40235
Log likelihood	-2688,565	Durbin-Watson ist.		1,999494
DYOLCU = 0 + [AR(6) = -0,1862113307, SAR(12) = 1,072135768, MA(1) = -0,2487025986, SMA(12) = -0,8893347595, BACKCAST=1991M01]				

Uygun modelin belirlenmesi için birçok modelin denenmesi gerekmektedir. Bu yüzden bu kısımda model seçenekleri arasından seriyi en iyi açıkladığı düşünülen model ele alınacaktır.

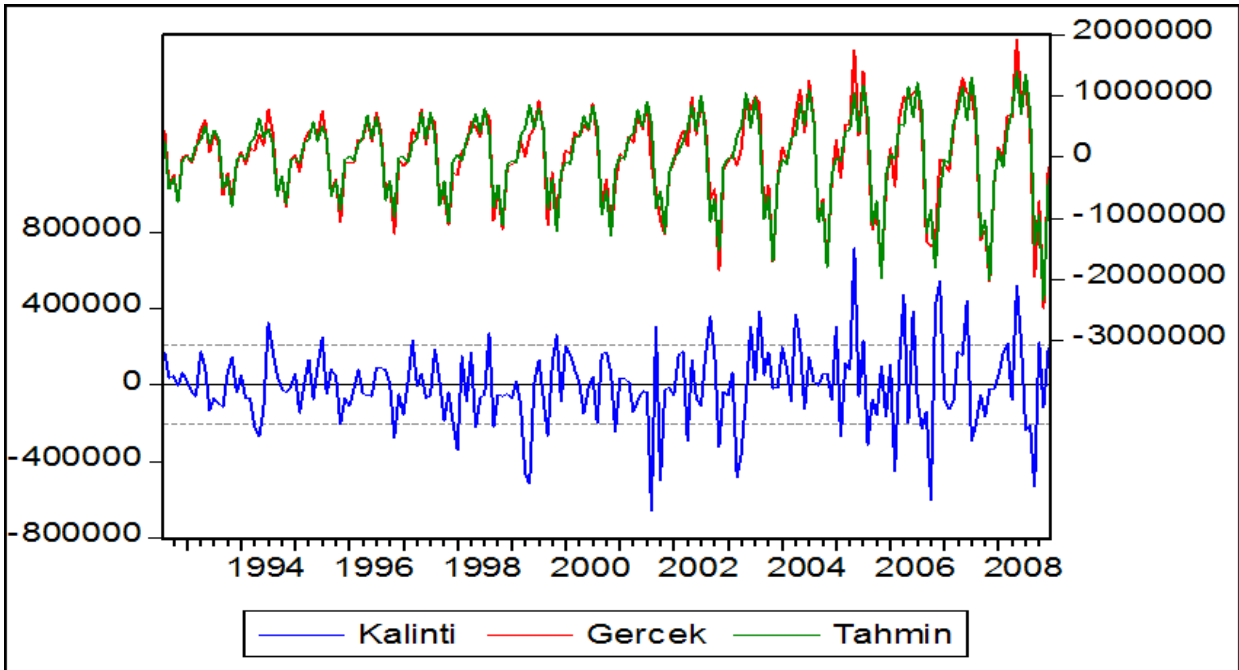
Modelleme aşamasında sürecin durağan hale getirilmesi için mevsimselliğin arındırılması ve 1. dereceden fark alma işlemi göz önüne alındığında; SARIMA (p,d,q) (s,P,D,Q) modelleme notasyonunda; p ve q daha önce olduğu gibi modelin standart otoregresif ve standart hareketli ortalama derecelerini gösterirken, P ve Q modelin mevsimsel otoregresif ve mevsimsel hareketli ortalama derecelerini temsil etmektedir.

Modelin belirlenmesi aşamasında AR ve MA'nın derecesini belirlemek için mevsimsel düzeltilmiş yolcu serisinin ACF ve PACF grafiklerine bakılmaktadır.

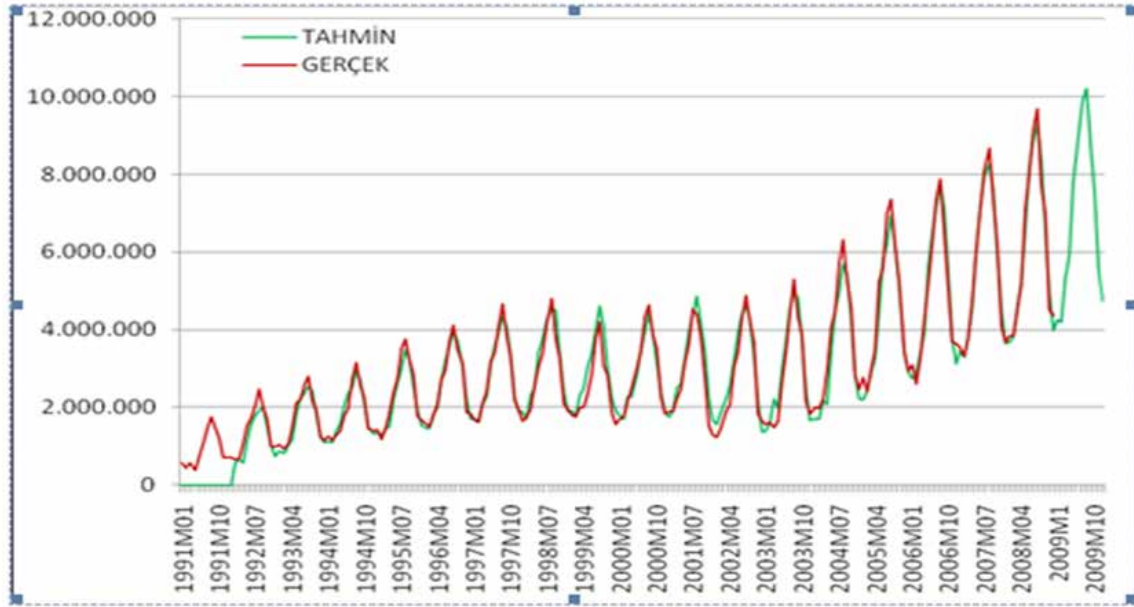
Serinin kısmi otokorelasyonlarına bakıldığında 1. ve 12. gecikme uzunluklarında görülen yüksek değerler ve takip eden kısmi otokorelasyonların yavaş hızda azalması serinin birinci dereceden standart ve mevsimsel hareketli ortalama bileşenlerine sahip olabileceğini göstermektedir.

Bu yargı, serinin 1. ve 12. gecikmelerdeki otokorelasyon katsayılarının yüksek ve anlamlı olmasıyla ve hemen takip eden gecikmelerde kesilmesiyle desteklenmektedir. Buradan hareketle seri sabitsiz SARIMA(6,1,1)(12,0,12) şeklinde modellenebilir. Kısmi otokorelasyon katsayılarına bakıldığında ise birinci ve altıncı gecikme uzunluklarında anlamlı olduğu ve daha sonra anlamsız hale geldiği görülmektedir.

Bu ipuçları serinin AR(6) ve MA(1) bileşenleri içerebileceğini düşündürmektedir. 12. gecikme uzunluğuyla beraber anlamlı hale gelen otokorelasyon katsayısı ve 12. gecikmeden sonra yavaşça azalan kısmi otokorelasyon katsayısı serinin mevsimsel hareketli ortalama SMA(12) ve SAR(12) bileşenine sahip olabileceğine işaret etmektedir. Bu ipuçlarından hareketle seri detrend edilmeden önceki haliyle SARIMA(6,1,1)(12,0,12) olarak modellenebilir. Şekil 11 1991-2008 yıllarına ait verilerle gerçek değerler ile model tahmin değerleri ve kalıntı yolcu serisi değerlerini göstermektedir. Şekil 12 yolcu serisi gerçek değerlerinin ve model tahmin değerlerinin grafiğini göstermektedir.



Şekil 11. Model tahmin değerleri ve kalıntı yolcu serisi



Şekil 12. Yolcu serisi ve model tahmin değerleri (Passenger series and the model predicted values)

SONUÇLAR

Havayolu ulaşımında gelecek zamanlar için yapılan talep tahmini çalışmasını, havayolu ulaşım talebine etki eden faktörlerden bağımsız olarak kendi iç dinamiklerinden toplam yolculuk sayısının temel alındığı ve tek değişkenli zaman serileri analizlerinden olan ARIMA modelleri ile talep tahmininin öngörülmesi olarak değerlendirebilir, araştırma yapılan model ile, ele alınan birimsel değişkenin geçmiş değerlerinden hareketle, ileriye yönelik değerlerini tahmin etme, öngörme çabası olarak tanımlanabilir.

Çalışmada Box-Jenkins metodolojisinin temel varsayım ve kriterleri birebir sağlanmak koşuluyla metodoloji adım adım takip edilerek, aylık yolcu serisini en iyi açıklayan modeli SARIMA (6,1,1) (12,0,12) olarak bulunmuştur. Modelde gerçekleşen yolculuk sayıları çok yakın tahmin sonuçları ile verilmiştir. Gerçekleşen yolculuk sayılarını oluşturulan modelden elde edilen tahmin değerlerine ilişkin çizilen standart hata koridorunun içerisinde kalması bu modellerden elde edilen tahminlerin güvenilirliğini göstermesi noktasında önem taşımaktadır.

Model kullanılarak yolculuk serisinin 1991–2008 yılları arası örneklem içi ve 2009 yılı için örneklem dışı tahminleri gerçekleştirilmiş ve bu tahminler gerçekleşen yolculuk sayıları ile karşılaştırılmıştır. Modellerden elde edilen yolculuk tahminleri Türkiye’de

iç hatlarda son yıllardaki artış eğilimine paralel olarak bir seyir izlemekle beraber, SARIMA (6,1,1) (12,0,12) modelinden elde edilen tahmin değerleri, aylık yolculuk sayılarını yakınsama eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKLAR

- Abdel-Aty, M., Abdelwahab, H., 2004. Analysis and prediction of traffic fatalities resulting from angle collisions including the effect of vehicles’ configuration and compatibility, *Accident Analysis and Prevention* 36: 457–469.
- Ahmed, M.S., Cook, A.R., 1979. Analysis of freeway traffic time-series data by using Box–Jenkins techniques”, *Transportation Research Board* 722: 1–9.
- Anonim,, 2008. “SHGM 2008-2012 Stratejik Plan”, Ankara,.
- Babcock, M.W., Lu, X., 2002. Forecasting inland waterway grain traffic, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review* 38 (1): 65–74.
- Box, G.E.P. and Jenkins G.M., 1970. *Time Series Analysis Forecasting and Control*, Holden Day Inc., 185 p, San Fransisco.
- Cho, V., 2003. A comparison of three different approaches to tourist arrival forecasting, *Tourism Management* 24 (3): 323–330.
- Çodur, M.Y., 2012. *Trafik Kaza Tahmin Modelleri: Erzurum İli Çevre Karayolları İçin Uygulamalar*, Doktora Tezi, Atatürk Üniversitesi, Fen Bilimler Enstitüsü.

- Davis, G.A., Niham, N.L., Hamed, M.M., Jacobson, L.N., 1991. Adaptive forecasting of freeway traffic congestion, *Transportation Research Record* 1287: 29–33.
- Enders, W., 1995. *Applied Time Series Analysis*, John Wiley and Sons Inc., 236 p, New York.
- Enders, W., 2003. *Applied Time Series Analysis*, John Wiley and Sons, Inc., Second Edition, 277 p, New York.
- Erel, A., 2001. Ulaşım Planlaması I ve II Basılmamış Ders Notları, İstanbul.
- Garrido, R.A., Mahmassani, H.S., 1998. Forecasting short-term freight transportation demand: Poisson STARMA model, *Transportation Research Record* 1645: 8–16.
- Godfrey, G.A., Powell, W.B., 2000. Adaptive estimation of daily demands with complex calendar effects for freight transportation, *Transportation Research Part B: Methodological* 24: 451–469.
- Gokhale, S., Khare, M., 2004. A review of deterministic, stochastic and hybrid vehicular exhaust emission models, *International Journal of Transport Management* 2 (2), 59–74.
- Griffiths, W.E., Hill C.R., and Judge G. G., 1992. *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley and Sons Inc., 670 p, New York.
- Griffiths, W.E., 1993. *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley and Sons Inc., 224 p, New York.
- Gujarati, D., 2004. *Basic Econometrics*, The McGraw Hill Companies, 796 p, USA.
- Hamed, M.M., Al-Masaied, H.R., Bani Said, Z.M., 1995. Short-term prediction of traffic volume in urban arterials, *ASCE Journal of Transportation Engineering* 121 (3), 249–254.
- Jeong, R., Rilett, L.R. 2005., “Prediction model of bus arrival time for real-time applications”, *Journal Transportation Research Record* 1927: 195–204
- Kutlar, A., 2000. *Ekonometrik Zaman serileri:Teori ve Uygulama*, Gazi Kitabevi, 429 s, Ankara.
- Levin, M., and Tsao, Y.D., “On forecasting freeway occupancies and volumes”, *Transportation Research Record* 773: 47–49.
- Masten, S.V., Hagge, R.A. 2004, “Evaluation of California’s graduated driver licensing program”, *Journal of Safety Research* 35 (5): 523–535.
- McCullister, G.M., Wilson, K.R., 1957. Linear stochastic models for forecasting daily maxima and hourly concentrations of air pollutants, *Atmospheric Environment* 9 (4): 417–423.
- Pitfield, D.E., 1980. The impact on traffic, market shares and concentration of airline alliances on selected European. US routes, *Journal of Air Transport Management* 13 (4). 192–202.
- Polhemus, N.W., 1980. The construction and use of continuous autoregressive models for traffic indices, *Transportation Research Part B: Methodological* 14 (3). 271–279.
- Poo, J.M.R., 2003. *Computer Aided Introduction to Econometrics*, Springer Verlag GmbH & Co.KG, 226 p, New York.
- Quinn, T., Kenny G., Meyler A., 1998. Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models, *Central Bank of Ireland*, 3/RT, 17 p, Ireland.
- Raeside, R., White, D., 2004 Predicting casualty numbers in Great Britain, *Transportation Research Record* 1897: 142–147.
- Sevüktekin, M., Nargeleçekenler M., 2005. *Zaman Serileri Analizi*, Nobel Basımevi, 336 s, Ankara.
- Sevüktekin, M. Nargeleçekenler M., 2007. *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi E Views Uygulamalı*, Nobel Basımevi, 491 s, Ankara.
- Sharma, P., Khare, M., 2000 . Real-time prediction of extreme ambient carbon monoxide concentrations due to vehicular exhaust emissions using univariate linear stochastic models, *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 5 (1): 59–69.
- Stathopoulos, A., Karlaftis, M.G., 2001. Spectral and cross-spectral analysis of urban traffic flow, In: *Proceedings, Institute of Electrical and Electronics Engineers (IEEE) 4th International Conference on Intelligent Transportation Systems*, Oakland, CA, USA.
- Stathopoulos, A., Karlaftis, M.G., 2003. A multivariate state-space approach for urban traffic flow modeling and prediction, *Transportation Research Part C* 11 (2): 121–135.
- Subaşı, D.B. 2005. Enflasyonun ARIMA Modelleri İle Tahminlenmesi:1994–2005 Türkiye Uygulaması, Yüksek Lisans Tezi, Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Kütahya.
- Van den Bossche, F.A.M., Wets, G., Brijs, T., 2007. Analysis of road risk by age and gender category: time series approach, *Transportation Research Record* 2019: 7–14.
- Vandaele, W., 1983. *Applied Time Series and Box-Jenkins Models*, Academic Press Inc, 193 p, Florida.
- Vlahogianni, E.I., Karlaftis, M.G., Golias, J.C., 2006. Statistical methods for detecting nonlinearity and non-stationarity in univariate short-term time-series of traffic volume, *Transportation Research Part C: Emerging Technologies* 14 (5): 351–367.
- Voas, R.B., DeYoung, D.J., 2002. Vehicle action: effective policy for controlling drunk and other high-risk drivers?, *Accident Analysis & Prevention* 34 (3): 263–270.
- Williams, B.M., Hoel, L.A., 2003. Modeling and forecasting vehicular traffic flow as a seasonal ARIMA process: theoretical basis and empirical results, *ASCE Journal of Transportation Engineering* 129 (6): 664–672.
- Yayla, N., 2002. *Karayolu Mühendisliği*, İstanbul.