

TÜRKİYE ÇIKTI AÇIĞININ GÖZLENEMEYEN BİLEŞEN MODELLERİ İLE ÖLÇÜLMESİ

Arş. Gör. Eda YALÇIN KAYACAN¹
Prof. Dr. Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLI²

Özet

Potansiyel çıktı ve çıktı açığı, parasal, mali ve işgücü piyasalarına ait politikaların idaresinde oldukça önemli bir role sahip olan ve gözlenemeyen ancak tahmin edilebilen değişkenlerdir. Potansiyel çıktı ve çıktı açığının tahminine yönelik kullanılan çeşitli istatistiksel ve ekonometrik teknikler mevcuttur. Çalışmamız çıktı açığının tahminlenmesinde, gözlenemeyen bileşen modellerine dayanan yöntemlere odaklanmaktadır.

Trend, mevsimsel, konjonktürel ve düzensiz bileşenleri içeren bir zaman serisi gözlenemeyen bileşenleri açısından doğrudan formüle edilmekte ve serinin ayrışması ile doğrudan ekonomik yorum yapılabilmektedir. Söz konusu modeller durum-uzay formunda ifade edilmektedir.

Durum-uzay modelleri ise, gözlenen-gözlenemeyen değişkenler arasındaki ilişkiyi tanımlayan ölçüm denklemi ve gözlenemeyen değişkenlerin dinamiklerini tanımlayan geçiş denklemlerinden oluşmaktadır. Durum-uzay formunda gösterilen ölçüm ve geçiş denklemleri Kalman filtresini kullanarak en çok olabilirlik yöntemine dayanan istatistiksel yöntemlerle tahminlenmektedir.

Çalışmamızın amacı, 1998:Q1- 2016:Q2 dönemleri için Türkiye GSYH (Gayri safi yurtiçi hasıla- sabit 1998 bazlı-logaritmik değerleri üzerinden mevsimsel olarak düzeltilmiş) verisi kullanılarak, potansiyel çıktı ve çıktı açığının gözlenemeyen bileşen modelleri ile tahminlenmesidir.

GSYH serisinin en uygun temsilini bulmak için, bileşenleri açısından farklılaştırılarak, potansiyel çıktı ve çıktı açığı değerleri tahminlenmiştir. Literatürde GSYH'nın stokastik trend bileşeni ve AR(2) süreci izleyen durağan konjonktürel bileşen ile ifade edildiği temel çalışma Clark(1987)'de incelenmektedir. Çalışmamızda GSYH'nın stokastik trend bileşeni, AR(2) süreci izleyen durağan konjonktürel bileşen olup, 2009 yılının birinci çeyreğindeki müdahale değişkeni ile temsil edilen istatistiksel model şartlarını sağlayan ve tahminleme başarısı en yüksek olan modeldir. Modelde düzensiz bileşene ait varyasyonun sifıra çok yakın elde edilmesi, modelde açıklanamayan bir adım olmadığını ve model varyasyonunun konjonktür ve trend tarafından açıklanabildiğini göstermektedir. Elde edilen potansiyel ve gerçekleşen çıktıya ait değerler grafik üzerinde incelendiğinde, gözlenemeyen bileşen modellerine dayanan teori ile elde edilmiş potansiyel ve gerçekleşen çıktının yükseliş ve düşme dönemlerinde birlikte hareket ettiği ve benzer kırılma noktalarını yakaladıkları da görülmektedir.

*Anahtar Kelimeler; Çıktı Açığı, Gözlenemeyen Bileşen Modelleri, Durum-Uzay Modelleri
Jel Kodları; E32, C32, C53*

*Bu çalışma 2214-A TÜBİTAK Yurt Dışı Doktora Sırası Araştırma Bursu kapsamında desteklenen yayınlanmamış doktora tezimin bir bölümüdür. Bu destekten dolayı TÜBİTAK'a teşekkür ediyorum.

¹ Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, 02323010408, eda.yalcin@deu.edu.tr (yazışma yapılacak yazar)

² Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, 02323010356, s.ucdogruk@deu.edu.tr

MEASURING THE TURKEY OUTPUT GAP USING UNOBSERVED COMPONENT MODELS

Res. Asst. Eda YALÇIN KAYACAN¹
Prof. Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLİ²

Abstract

Potential output and output gap are variables that have a very important role in the management of monetary, fiscal and labor market policies and the variables are not observable but predictable. Various statistical and economic model-based techniques are available for estimating potential output and output gap. Our study focuses on methods based on unobserved component models in estimating output gap.

In the theory of unobserved component models; a time series containing trend, seasonal, cyclical and irregular components is directly formulated in terms of these unobservable components. Each of these unobservable components obtained by the "decomposition" of the time series can be directly interpreted economically. Unobserved component models are expressed in the state-space form. State-space models consist of a measurement equation that defines the relationship between observed-unobserved variables and a transition equation that describes the dynamics of unobserved variables. These equations in the state-space form are estimated by statistical method based on the Kalman filter.

In our study, it is aimed to estimate the potential output and output gap by using unobserved component models by using the GDP data (based on 1998 year-logarithmic and seasonally adjusted values of GDP) for 1998: Q1 - 2016: Q2 periods.

In order to find the most appropriate representation of the GDP series, various model patterns have been estimated by differentiating in terms of components. There are studies in the literature where GDP is expressed as a stochastic trend component, and a stationary cyclical component following AR (2) process. In our study, the model which satisfies the statistical model conditions and has the highest estimation success has become a model in which GDP is represented by a stochastic trend component, a stationary cyclical component following AR(2) process and an intervention variable in the first quarter of 2009. In this model, the variation of the irregular component is very close to zero. This result indicates that it is not an unexplained step in the model and that the model variation can be explained by cycle and trend. When the values of the obtained potential output and actual output are plotted on the graph, it is seen that the potential output produced by the theory based on the unobserved component models and actual output move together in similar periods of rise and fall and they have the similar breakpoints.

Keywords; Output Gap, Unobserved Component Model, State Space Model

Jel Codes; E32, C32, C53

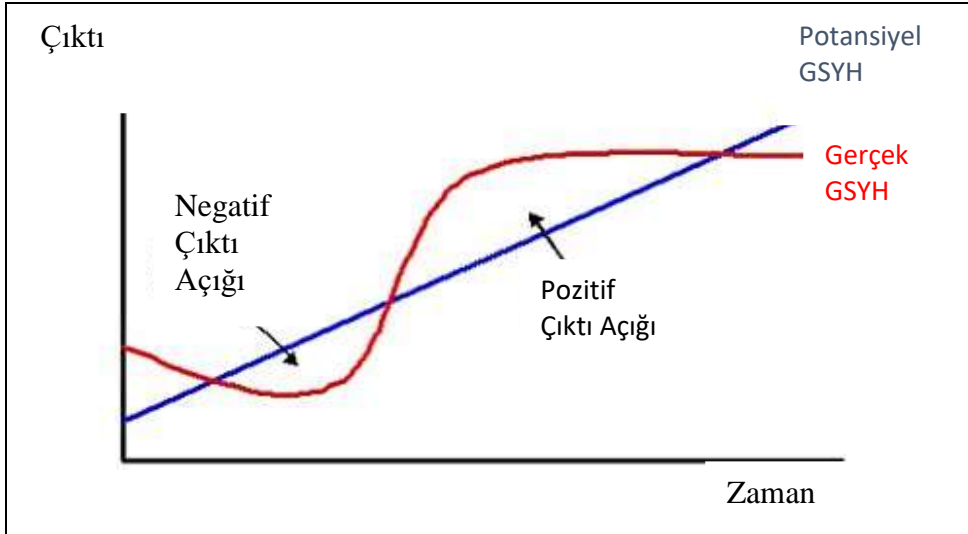
1. Giriş

Bir ekonomide fiili olarak üretilen çıktı düzeyi, mevcut üretim düzeyini gösterirken, üretim faktörlerinin tam kapasitelerini kullanmaları durumunda üretilebilecek en yüksek çıktı düzeyi potansiyel çıktı olarak tanımlanmaktadır. Ekonomik sistemde önemli bir gösterge olan çıktı açığı ise, mevcut GSYH düzeyi ile potansiyel GSYH düzeyi arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. (Yaşar, 2008:7)

Mevcut çıktı düzeyi, deterministik trend, belli süreçteki arzdaki sapmaları ifade eden üretim koşullarındaki değişimler ve geçici talepteki sapmaları ifade eden çıktı açığı olmak üzere üç bileşenden meydana gelmektedir. Bileşenlerin varlığı, iki nedenle yarar sağlamaktadır. Birincisi, ekonomik sistemde arz ve talep yönündeki şoklardan kaynaklanan ekonomik büyümedeki varyasyonu göstermektedir. İkincisi, potansiyel çıktı ve çıktı açığı gözlenemeyen değişkenler hesaplanıp yorumlanabilmektedir. (Bjornland, 2005: 90-91).

Çıktı açığı, ekonomideki toplam arz ve toplam talep arasındaki dengesizliğin bir göstergesi olarak kabul edildiğinden, özellikle enflasyonist politikalar açısından önemli bir role sahiptir. (Zubarev ve Truni, 2016:126). Çıktı açığı, potansiyel çıktıya ait tahmin değerleri kullanılarak elde edilmektedir. Literatüre Okun(1962) çalışması ile kazandırılan potansiyel çıktının, mevcut GSYH'dan fazla olması durumu kaynakların tam kullanılmadığını ve arz fazlası olduğunu gösterirken, mevcut GSYH'nin potansiyel çıktıdan fazla olması talep fazlasını göstermektedir. (Yaşar, 2008:1).

Grafik 1: Gerçek Çıktı, Potansiyel Çıktı ve Çıktı Açığı İlişkisi



Kaynak: Bjornland, 2005: 91

Yapısal bir zaman serisinde, gözlenemeyen bileşenlerinin sabit ve stokastik etkileriyle oluşturulmuş pek çok model kalıbı bulunmaktadır. Gerçek bir verinin sahip olduğu gözlenemeyen bileşenlerin etkisini, arındırmadan, serinin orijinalliğini bozmadan bileşenlerle tahmin yapmak ve hatta bu bileşenlerin etkilerini de görebilmek gözlenemeyen bileşen modelleri ile tahminleme yapmayı önemli kılmaktadır.

GSYH'nin gözlenemeyen modelleri kullanarak çeşitli ülkeler için yapılan analizler literatürde yer almaktadır. ABD'ye ait GSYH analizi, Watson (1986), Clark (1987), Harvey ve Jaeger(1993), Flaig (2001) tarafından incelenmiştir. Kichian(1999), Kanada; Flaig(2002), Almanya için GSYH ayrışmasını inceleyerek, trend bileşeninin dört farklı rejim izlediğini, 4 ve 8 yıllık olmak üzere iki konjonktürel bileşenin söz konusu olduğunu, trigonometrik

mevsimsel bileşenin ise stokastik mevsimsel bileşene göre daha anlamlı sonuçlar verdiği bulgusunu elde etmiştir. Adam ve Moutos(2002), Kosova için potansiyel çıktı ve çıktı açığını tahminledikleri çalışmalarında, Kosova’da iş çevrimlerinin ana unsurunun mali politikalar olduğu sonucu elde etmişlerdir.

Clark(1987), Nelson ve Plosser(1992) çalışmasında trend bileşenin sabit terimli rassal süreç olduğunu kanıtlamalarına rağmen doğrusal olmayan deterministik trend ya da stokastik trendden hangisinin daha iyi olabileceğini kanıtlamada yetersiz kalmaları ve çıktının birinci farkı için otokorelasyon fonksiyonunun birinci gecikmeden sonra sıfır olduğu varsayımına dayandırmalarına alternatif olarak, 1947-1985 yılları arasında ABD’nin GSYH ve sanayi üretimi dönemlik verilerini kullanarak yapmış oldukları çalışmada stokastik trend bileşeni ve durağan döngüsel bileşenden oluşan göstergelerin, teori ile tutarlı davrandığı ve döngünün 5 yıl olduğu sonucunu elde etmiştir.

Kuttner (1994), Gerlach ve Smets(1997) ve Harvey(2005) çalışmalarında modellerin ekonometrik olarak tanımlanabilmesi için, potansiyel çıktı ve konjonktürü etkileyen şoklar arasında korelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Yaşar (2008), çıktı açığını çeşitli filtreleri ve gözlenemeyen bileşen modellerini kullanarak yapmış olduğu çalışma sonucunda alternatif yöntemlerle tahmin edilen çıktı açığı serileri incelendiğinde üretimin genellikle potansiyel düzeyinin altında gerçekleştiği, son dönemde ise GSYH düzeyinin potansiyel düzeyin üstünde yer aldığı tespit etmiştir. Çıktı açığı ve enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmüştür.

Abril ve Blanco(1999), gözlenemeyen bileşen modellerini kullanarak Arjantin’in GSYH ve GSMH değerlerini 1875-1999 dönemi için inceledikleri çalışmalarında Arjantin ekonomisi üzerinde etkili 5 yapısal değişim meydana geldiğini ve konjonktürün yaklaşık 5 yıl 7 ay olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Stokastik trendin varlığının değişkenler üzerindeki etkisinin nasıl olacağı sorusuna cevap bulmayı amaçlayan Nakstad(2006) çalışmasında 5 farklı ülkenin GSYH tahminlerini tek değişkenli ve iki değişkenli formlarda incelemiştir. Trend stokastik değil deterministik olsaydı modelin daha iyi tahmin edileceğini ancak bu durumun gerçek seriler üzerinde düşük performans gösterdiğini belirtmiştir. Müdahale etkilerinin dahil edildiği modellerde trendin esnekliğinin sağlandığı bulgusunu elde etmişlerdir.

Altar, Necula ve Bobeica(2010), Romanya için çeşitli yöntemlerle GSYH tahmini yaptıkları çalışmalarında Kalman filtresine dayanan gözlenemeyen bileşen modellerini de kullanarak, konjonktürü 8.14 yıl olarak hesaplamışlardır.

Dungey ve diğerlerinin(2015), USA verilerini kullanarak GSYH’ın trend- konjonktür ayrışmasında gelen şokların yorumlanabilirliğini test ettikleri çalışmalarında, trende gelen geçici şokların, konjonktüre gelen kalıcı şokların modelden daha tutarlı olduğu sonucunu bulmuşlardır.

2. Ekonometrik Analiz

Yapısal zaman serisi modelleri, klasik zaman serileri modellerinden farklı olarak gözlenemeyen trend, mevsimsel, konjonktürel ve düzensiz bileşenlerin etkilerini model tahmin sonuçlarında göstermektedir.

Yapısal bir zaman serileri modeli trend, konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel ve düzensiz bileşenler gibi çeşitli bileşenler tarafından kurulmaktadır. Bir t zamanındaki basit bir yapısal zaman serisindeki bileşenler şu şekildedir:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Y_t : gözlenen zaman serileri

T_t : trend bileşeni

C_t : konjonktürel bileşen

S_t : mevsimsel bileşen

ε_t : düzensiz bileşen

Gözlenemeyen bileşen modellerine dayanan zaman serisi modellerinde istatistiksel yöntem durum uzayı formunda uygulanmaktadır. Bu sayede veri setindeki eksik değerler, karışık frekanslar (aylık ve çeyreklik frekanslı zaman serileri), sapan gözlemler gibi sorunlarla problem olmamaktadır. Modellerin yapısal kırılmaları olan, doğrusal ve normal dağılımlı olmayan modellerde de etkili olduğu ilgili literatürde vurgulanmaktadır. (Koopman,2010.)

Bir durum uzayı modeli ölçüm ve geçiş denkleminde oluşmaktadır.

Ölçüm denklemi, gözlenen ve gözlenemeyen değişkenler arasındaki ilişkiyi, geçiş denklemi gözlenemeyen değişkenlerin dinamiklerini tanımlamaktadır.

Gözlenemeyen bileşenler stokastik ya da deterministik olabilir. Zaman boyunca değişime izin veren stokastik gözlenemeyen bileşenlerin modellenmesi yapısal zaman serisi modellerinin en iyi özelliklerinden biridir.

Gözlenemeyen bileşen modelleri, olası koentegrasyon ile çok değişkenli zaman serilerinin analizinde güçlü bir yöntemdir. Serilerin kısa dönem dinamiklerini göstermek için ortak faktörleri açık bir şekilde belirlemede ve her bileşeni ayrı tahminlemektedir.

Durum uzayı formunda ifade edilen bazı gözlenemeyen bileşen modellerin şu şekildedir:

2.1. Trend bileşenini içeren için gözlenemeyen bileşen modelleri

2.1.1. Yerel düzey modeli

Mevsimsel ve konjonktürel bileşenlerinin yokluğuyla (1) denklemi (2) denklemine indirgenir:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (2)$$

μ_t , trend bileşeni yukarı ya da aşağıya sürekli bir hareket göstermediğinde, “düzey/sabit” şeklinde adlandırılan kalıcı bir bileşene dönüşmektedir. Bazen rassal yürüyüşe göre farklılaştırılarak varsayım yapılmaktadır.

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad (3)$$

(2) ve (3) denklemleri birlikte yerel düzey modeli formundadır. Bu denklemler durum uzayı formunda gösterilebilmektedir. Yine de, düzey μ_t doğrudan gözlenemez ancak tahmin edilebilmektedir.

$\sigma_\varepsilon^2 = 0$ olduğunda tahmin sadece son gözlemdir ve $\sigma_\eta^2=0$ olduğunda düzey sabittir ve en iyi tahmin örnek ortalaması olmaktadır. Zaman serilerinin düzeyi, zaman boyunca sinyalin

gürültüye oranına $\mathbf{q} = \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_\varepsilon^2}$ bağlı kalarak farklılaştırılmaktadır. μ_t ‘nin tahmini, σ_ε^2 ve σ_η^2 koşuluyla, Kalman filtresi ve düzeltmesi kullanılarak özyinelemeli olarak yapılmaktadır. (Harvey,1996).

Yerel düzey modelinin indirgenmiş formu ARIMA(0,1,1) modelidir.

2.1.2. Yerel doğrusal trend modeli

Harvey (1996)'da yerel doğrusal trend modeli şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad , \quad (4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad , \quad t=..., -1, 0, 1, \dots, \quad (5)$$

$\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ ve $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ olmak üzere η_t , ξ_t ve ε_t birbirinden bağımsızdır. Eğer, $\sigma_\eta^2 = 0$ $\sigma_\xi^2 = 0$ ise (4) ve (5) denklemleri;

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta \quad , \quad t=1,2, \dots, T, \quad (6) \text{ ve eşit olacak şekilde yazıldığından,}$$

$$\mu_t = \alpha + \beta t \quad , \quad t=1,2, \dots, T, \quad (7) \text{ deterministik doğrusal trend bir durumla sınırlandırılarak gösterilmiştir.}$$

Yerel doğrusal trend modeli $\alpha_t = (\mu_t + \beta_t)$ durum vektörüyle durum uzayı formundadır. σ_ε^2 , σ_η^2 ve σ_ξ^2 'nin bilindiği varsayılarak Kalman filtresi kullanılarak güncelleme ve tahmin gerçekleştirilmektedir. Yerel doğrusal trend modelinin indirgenmiş hali ARIMA(0,2,2) modelidir.

2.1.3. Müdahale etkisiyle yerel doğrusal trend modeli

Müdahale değişkeni ile analiz bilinen olayların etkileri hakkında yorumlama yapabilmekle ilgilidir. Bu etkiler dinamik bir modeldeki kukla değişkenleri ya da müdahaleyi dahil ederek ölçülmektedir. Bu modeller aşağıdaki denklemlerle tanımlanabilmektedir:

$$Y_t = \mu_t + \lambda w_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \lambda w_t + \eta_t \quad (9)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \lambda w_t + \xi_t \quad (10)$$

Yukarıdaki denklemlerde w_t müdahale değişkeni ve λ onun katsayısıdır. w_t 'nin miktarı almak için varsayılan müdahalenin formuna bağlıdır. Yerel doğrusal trend modelinde olduğu gibi söz konusu modelde de durum vektörü $\alpha_t = (\mu_t + \beta_t)$ 'nün tahmini, w_t 'nin durum uzayı formunda temsili ile özyinelemeli olarak Kalman filtresi uygulanmasıyla gerçekleştirilmektedir.

2.2. Konjonktürel dalgalanmalar için gözlenemeyen bileşen modelleri

Mevsimsel bileşenlerin yokluğunda, yapısal zaman serileri modeli (11) nolu denkleme indirgenir:

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Konjonktürel dalgalanmaları modellemek için aşağıdaki üç model tartışılmaktadır:

2.2.1. Konjonktür artı gürültü modeli

Burada trend μ_t sabit varsayılmaktadır. Model aşağıdaki şekildedir:

$$Y_t = \mu + \psi_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (12)$$

ψ_t , dögüsel dalgalanmaları sinüs ve cosinüs terimlerinin bir karışımı olarak ifade edilebilmektedir:

$$\psi_t = \alpha \cos(\lambda_c t) + \beta \sin(\lambda_c t) \quad (13)$$

(13) nolu modelde sırasıyla λ_c , $(\alpha^2 + \beta^2)^{1/2}$, $\tan^{-1}(\beta/\alpha)$ frekans, genişlik ve evreyi temsil etmektedir. (13) nolu denklemdeki dögüler α ve β parametrelerinin zaman boyunca deęerlendirilmesine izin vererek stokastik yapılmasına ihtiyaç duyulmuştur. Harvey(1996) 'a göre (13) nolu denklemin son hali Őu Őekilde ifade edilebilmektedir:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}, \quad (14)$$

Korelasyon katsayısı $\rho \in [0, 1]$ bir sönümlenme faktörüdür ve k_t & k_t^* korelasyonsuz beyaz gürültü hata terimleridir. Dahası, $\psi_0 = \alpha$, $\psi_0^* = \beta'$ dır. Yeni parametreler ψ_t dögünün gerçek deęeri ve ψ_t^* , ψ_t formunu elde etmek için ortaya çıkarılmıştır. (14) nolu denklem bir AR(1) süreci vektörüdür. L gecikme operatörü olmak üzere,

$$L\psi_t = \psi_{t-1} \quad (15)$$

(5) nolu denklem tekrar yazılırsa;

$$\begin{bmatrix} 1 - L\rho \cos \lambda_c & -L\rho \sin \lambda_c \\ L\rho \sin \lambda_c & 1 - L\rho \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix} \quad (16)$$

(3) nolu denklemde ψ_t 'i yerine geçirmek için,

$$Y_t = \mu + \frac{(1-L\rho \cos \lambda_c)k_t + (L\rho \sin \lambda_c) k_t^*}{(1-2L\rho \cos \lambda_c + L^2\rho^2)} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (17)$$

ε_t 'nin k_t ve k_t^* ile korelasyonsuz olduęu varsayılmaktadır.

(17) nolu denklemdeki parametreleri tahminlemek için Kalman filtresi ve düzeltme uygulanmalıdır. (17) denklemindeki gözlenemeyen durum, σ_ε^2 ve σ_K^2 koşuluyla Kalman filtresi ve düzeltmesi kullanılarak yinelemeli yapılmaktadır. Genelde, bunlar bilinmemektedir ve hiper parametreler gibi davranmaktadırlar. Quasi-Newton optimizasyon yöntemi kullanılarak hiper parametrelerle olabilirlik fonksiyonu maksimize edilmesi hiper parametrelerin tahmini olarak tanımlanmaktadır. Kalman filtresi ile söz konusu parametrelerin tahminleri ve düzeltmeleri gerçekleştirilmektedir. Konjonktür gürültü modelinin ARIMA modeline indirgenmiş formu "Sabit+ ARIMA(2,2)" modelidir.

2.2.2. Trend artı konjonktür modeli

Bu model aŐağıdaki denklemlerle Harvey(1996) tarafından tanımlanmaktadır:

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (18)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad , \quad (19)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad , \quad t = \dots, -1, 0, 1, \dots, \quad (20)$$

Burada, ε_t , η_t ve ξ_t 0 ortalama ve modelin hiper parametreleri olarak adlandırılan σ_ε^2 , σ_η^2 ve σ_ξ^2 varyanslı Gaussian dağılımlı hata terimleridir. Döngü gürültü modellerinde bahsedildiği gibi durum vektörünün tahmini ve hiper parametreler durum uzayı yapısındaki modele yerleştirilerek ve sonra uygun başlangıç değerlerine Kalman filtresi uygulanarak gerçekleştirilmektedir.

2.2.3. Konjonktürel trend modeli

Bu modelde konjonktür trendle birlikte Harvey(1996) , söz konusu modeli aşağıdaki denklemlerle ifade etmiştir:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (21)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \psi_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad , \quad (22)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad , \quad (23)$$

Söz konusu parametrelerin tahmini ve hiper parametreler model durum uzayına koyularak ve Kalman filtresi uygulayarak gerçekleştirilmektedir. Trend konjonktür modeli ile konjonktürel trend modeli arasındaki temel fark, ilk bahsedilen Y_t gözlemi açıkça gözüken ψ_t konjonktürel dalgalanmalarına bağlı iken, sonraki μ_t trendi ψ_{t-1} yoluyla devam etmektedir. Her iki modelde ARIMA(2,2,4) ile ilgilidir.

2.3. Mevsimsel dalgalanmalar için gözlenemeyen bileşen modelleri

Yapısal zaman serileri trend (μ_t) , konjonktürel dalgalanmalar(ψ_t) , mevsimsel varyasyonlar (γ_t) ve hata terimleri(ε_t) gibi bileşenlerden oluşmaktadır.

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad , \quad (24)$$

Yine de, konjonktürel dalgalanmalar mevcut değilse, denklem (25)'e dönüşmektedir.

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad , \quad (25)$$

Gerçekte, μ_t zaman boyunca değişir ve μ_t 'nin μ_{t-1} ' e bağımlı olması mantıklı gözükmektedir.

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad , \quad (26)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad , \quad (27)$$

ε_t , η_t ve ξ_t hata terimlerinin ortak korelasyonsuz olduğu ve $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $N(0, \sigma_\eta^2)$, $N(0, \sigma_\xi^2)$ dağılımlarına uyduğu kabul edilmektedir.

(25), (26) ve (27) denklemleri birlikte basit gözlenemeyen bileşen modeli olarak adlandırılmaktadır. (25) nolu denklemdeki γ_t mevsimsel bileşeni “mevsimsel kukla” ya da “trigonometrik mevsimsellik” olarak düşünülmektedir.

Zaman serisi kullanılarak yapılan ekonometrik çalışmalarda genellikle, serilerin mevsimselliklerinden arındırılmasıyla ya da trendsizleştirerek durağan hale getirilmesiyle analizlere başlanırken, yapısal zaman serileri yukarıda incelenen farklı formlardaki modellerle serinin içerdiği bileşenlerin etkisiyle tahmin yapmaktadır.

Yapısal zaman serisi modelleri durum uzayı formuna taşıdığı birbirinden farklı bileşenlerle oluşturulmuş modellerle tahminleme yaparak, hem veri setindeki bileşen hareketlerini gözlemleyebilmekte hem de araştırmacıya trend, konjonktürel ya da mevsimsel etkileri içeren gerçek serilerle tahminleme yapabilme olanağı vermektedir. Bileşenleriyle doğrudan formülize edilen gözlenemeyen bileşen modellerinde, her bir bileşene doğrudan ekonomik yorum yapılabilir. Durum uzayı formunda, gözlenemeyen bileşenlerin geçmiş değerlerini dikkate alınarak yapılan tahmin sonuçları, özellikle kısa dönemde tutarlı sonuçlar vermektedir.

3. Ampirik Bulgular

Potansiyel çıktı ve çıktı açığı, parasal, mali ve işgücü piyasalarına ait politikaların idaresinde oldukça önemli bir role sahip olan, gözlenemeyen ancak tahmin edilebilen değişkenlerdir. Potansiyel çıktı ve çıktı açığının tahminine yönelik kullanılan çeşitli istatistiksel ve ekonomik model tabanlı teknikler mevcuttur. Çalışmamızın amacı 1998:Q1- 2016:Q2 dönemleri için Türkiye GSYH (Gayri safi yurtiçi hasıla- sabit 1998 bazlı-logaritmik değerleri üzerinden mevsimsel olarak düzeltilmiş) verisi kullanılarak, potansiyel çıktı ve çıktı açığının gözlenemeyen bileşen modelleri ile tahminlenmesidir.

Trendi temsil eden potansiyel çıktı literatürde ilk olarak doğrusal tahminlenmiştir. Potansiyel çıktının sabit terimli rassal süreç olarak ifade edilmesi gerektiği belirtilmiştir. (Nelson ve Plosser, 1982). Watson(1986)'da ise potansiyel çıktı, sabit terimli rassal yürüyüş süreci; çıktı açığı ise ikinci dereceden otoregresif süreçle AR(2) temsil edilmiştir.

Clark(1987) modeli esas alınarak aşağıdaki denklemler oluşturulmuştur.

$$Y_t = T_t + C_t$$

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$$

$$C_t = \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 C_{t-2} + \kappa_t$$

Y_t , mevsimsellikten arındırılmış logaritmik reel GSYH olmak üzere, potansiyel çıktıyı ifade eden trend(T_t) ve çıktı açığını ifade eden döngüsel bileşen(C_t) olarak ifade edilmektedir. T_t , sabit terimli rassal yürüyüş süreci izlemektedir. C_t , ikinci dereceden otoregresif süreç AR(2) izlemektedir. β_t , trend büyüme hızını ifade etmektedir. Sırasıyla; σ_η , σ_ξ ve σ_κ standart sapmalarına sahip olan η_t , ξ_t ve κ_t hata terimleri potansiyel çıktıya, trend büyüme hızına ve çıktı açığına gelen şokları göstermektedir.

Potansiyel çıktı ve çıktı açığı tahminlerini Kalman Filtresini kullanarak en çoklayan olabilirlik fonksiyonuyla tahmin etmek için öncelikle denklemler durum uzay formuyla temsil edilmektedir.

Gözlenen değişkenlerin yer aldığı gözlem denklemine ait durum uzay gösterimi şu şekildedir:

$$[Y_t] = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0] \begin{bmatrix} T_t \\ T_{t-1} \\ \beta_t \\ \beta_{t-1} \\ C_t \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \end{bmatrix}$$

Durum denkleminin ait durum uzay gösterimi şu şekildedir:

$$\begin{bmatrix} T_t \\ T_{t-1} \\ \beta_t \\ \beta_{t-1} \\ C_t \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ T_{t-2} \\ \beta_{t-1} \\ \beta_{t-2} \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \\ C_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ \xi_t \\ 0 \\ \kappa_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Gözlenemeyen bileşen modellerinin temeli, ayrıştırma tekniklerine dayanmaktadır. Söz konusu modeller, gözlenen değişkeni bileşenlerine ayrıştırarak; potansiyel çıktı, çıktı açığı, doğal işsizlik oranı gibi gözlenemeyen bileşenlerin elde edilmesini sağlamaktadır. Sinyal süreci açısından, gürültüden sinyali çıkarmak şeklinde ifade edilebilmektedir.(Kastrati, A. 2014:7)

Sinyal/gürültü oranı, tahminleme ve sinyal çıkarma için gözlemlerin nasıl ağırlıklandırılmaları gerektiğini belirtmektedir. Oranın daha yüksek olması, gelecek tahminlerinde daha çok geçmiş gözlemlerin önemsendiğini göstermektedir. Benzer şekilde küçük olması, sinyal alımı gerçekleştiğinde yakın gözlemlerden daha büyük ağırlığın geldiğini ifade etmektedir. Dahası q oranının yüksek olması serilerdeki varyasyonunun çoğunluğunun trend bileşeni tarafından paylaşıldığını gösterirken, küçük olması varyasyonun çoğunun konjonktür tarafından paylaştırıldığını ifade etmektedir. (Kastrati, A. 2014:12).

GSYH serisinin en uygun temsilini bulmak için, bileşenlerine göre farklılaştırılarak çeşitli model kalıpları tahminlenmiştir. Literatürde GSYH'nın stokastik bir trend bileşeni ve AR(2) süreci izleyen durağan konjonktürel bileşen ile ifade edildiği çalışmalar mevcuttur.

Literatürdeki sözkonusu model, esas aldığımız model olmuştur. Modelde, 2008 yılının son aylarında ortaya çıkan ekonomik krizin etkisini dikkate alan, müdahale değişkeni eklenerek Model(2) ile tahminleme yapılmıştır.

Tahminlenen model kalıplarının bileşenlerini aşağıdaki şekilde özetlemek mümkündür:

Model 1 bileşenleri:

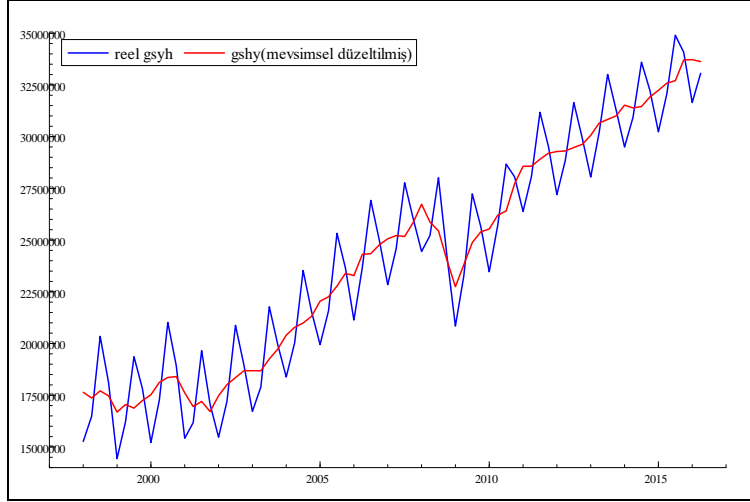
Trend (Sabit terimli rassal süreç-stokastik) - Konjonktür(AR(2) süreci izleyen durağan)

Model 2 bileşenleri:

Trend (Sabit terimli rassal süreç-stokastik)-Konjonktür(AR(2) süreci izleyen durağan-müdahale değişkeni(2009Q1)

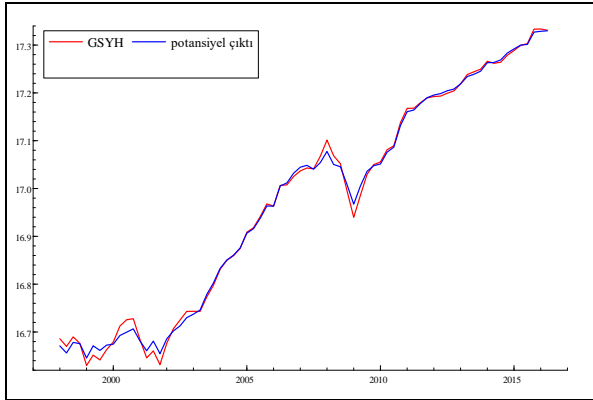
İlk olarak GSYH değişkenine, X-12 ARIMA yöntemi ile mevsimsel düzeltme uygulanmış ve logaritması alınmıştır. Grafik 2 Reel GSYH ve mevsimsel düzeltilmiş GSYH verilerini göstermektedir. Grafik 2'ye göre GSYH serisindeki mevsim etkisinin varlığı açıktır.

Grafik 2: Reel GSYH ve Mevsimsel Düzeltmiş GSYH

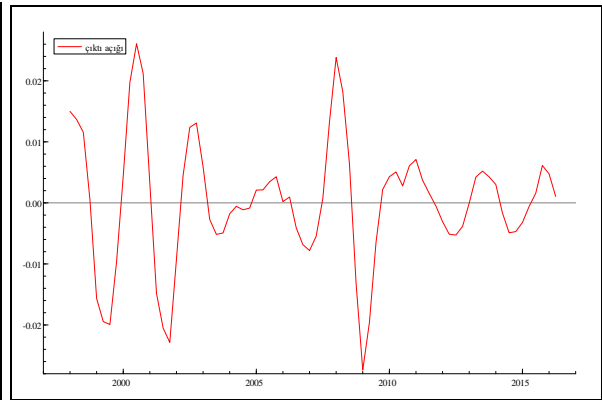


Model 1'den elde edilen potansiyel çıktı ve GSYH'a ait ilişki Grafik 3'de yer almaktadır. Grafik 3 incelendiğinde GSYH ve potansiyel çıktının benzer hareket ettiği görülmektedir. 2000 ve 2008 yıllarında GSYH düzeyinin potansiyel çıktı düzeyinden yüksek olduğu, 2008 krizinden önce pozitif çıktı açığının maksimum olduğu görülmektedir.

Grafik 3: GSYH ve Potansiyel Çıktı (Model 1)

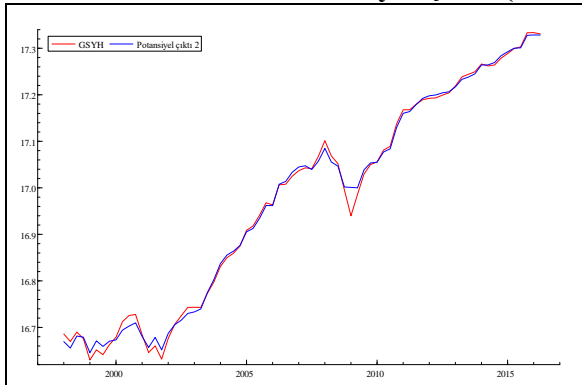


Grafik 4: Çıktı Açığı (Model 1)

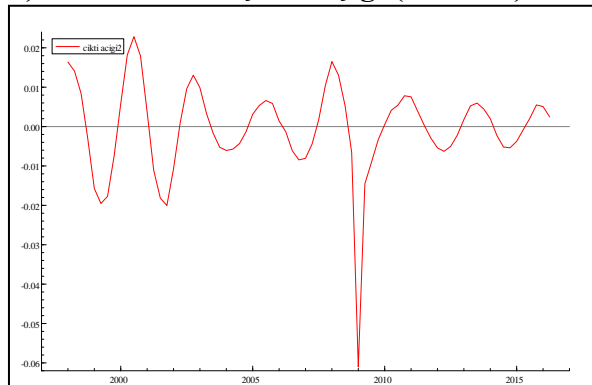


Model 1'den elde edilen Türkiye çıktı açığına ilişkin Grafik 4 incelendiğinde ise 1999, 2001 ve 2009 yıllarında negatif çıktı açığının ani ve yüksek artışlar gösterdiği görülmektedir. Çıktı açığı fazlalıklarının, sözkonusu dönemlerde yaşanan ekonomik krizler ile açıklamak mümkündür.

Grafik 5: GSYH ve Potansiyel Çıktı (Model 2)

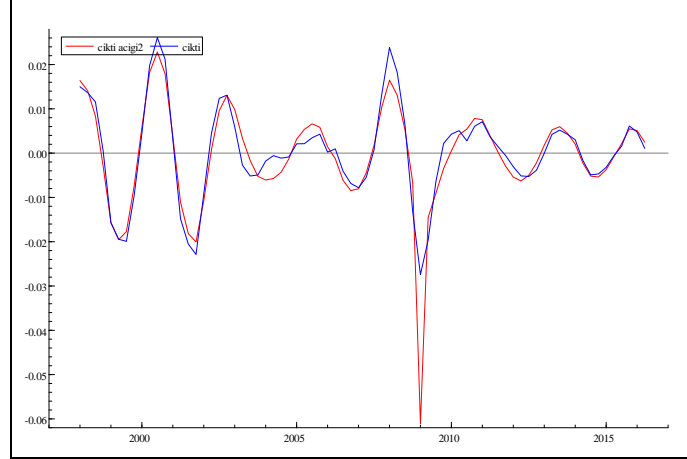


Grafik 6: Çıktı Açığı (Model 2)



2009:Q1 kriz etkisinin eklendiği Model 2 ‘den elde edilen Türkiye çıktı açığına ilişkin Grafik 6 incelendiğinde; 2009 yılındaki negatif çıktı açığının daha sert düşüş gösterdiği görülmektedir. Grafik 5’de yer alan GSYH ve potansiyel çıktı arasındaki ilişki, Model 1’den elde edilen sonuçlara benzetmekle birlikte 2008 krizinin etkisini içeren negatif çıktı açığının varlığını daha net göstermektedir.

Grafik 7: Çıktı Açığı (model 1- Model 2)



Model 1 ve Model 2’den elde edilen çıktı açığı verileri kullanılarak, her iki modeldeki çıktı açığı arasındaki ilişkiyi Grafik 7 üzerinde görmek mümkündür. Her iki modelden elde edilen çıktı açığı verilerinin genel olarak benzer hareket ettiği, ancak anlamlı kriz değişkeninin dahil edildiği Model 2’nin kriz etkisi ile negatif çıktı açığının varlığını daha net ortaya koyduğu bulgusu elde edilmiştir.

Tablo 1: Model Tahmin Sonuçları

		Model 1	Model 2
Hata varyansı (q oranı)	Trend (düzey), σ_{η}^2	0.000377694 (1.000)	0.000362264 (1.000)
	Trend (eğim), σ_{ϵ}^2	0.000000 (0,0000)	0.000000 (0.0000)
	Konjonktür, σ_{ψ}^2	4.10216e-005 (0.1086)	1.81840e-005 (0.0502)
	Düzensiz, σ_{ϵ}^2	0.000000 (0.0000)	0.000000 (0.0000)
Katsayı [t değeri]	AR(1)	1.40878 [26.6]	1.55196 [52.1]
	AR(2)	-0.8757 [-17.0]	-0.956684 [-35.0]
Konjonktür	Varyans, σ_{κ}^2	0.00023	0.00017
	Ortalama Uzunluk(yıl)	2.38546	2.49245
	Frekans, λ	0.65849	0.63022
	Sıçrama faktörü, ρ	0.90512	0.94553
Tanımlayıcı İstatistikler	N (Normallik)	5.2761*	3.9130*
	H(Varyans)	0.32870*	0.30294*
	Q (Otokorelasyon)	12.956*	13.211*
	Öngörü hata varyansı(p.e.v)	0.00047115	0.00040626

İyi Uyum Sonuçları	Öngörü hata ortalama sapma(m.d)	0.00035895	0.00030697
	AIC (Akaike Bilgi Kriteri)	-7.5792	-7.7004
	BIC (Bayesyen Bilgi Kriteri)	-7.4858	-7.5759
	χ^2 başarısızlık katsayısı	1.5769 [0.9914]	2.0474 [0.9795]

Modellere ait elde edilen tahmin sonuçları Tablo 1’de yer almaktadır. Modellerdeki gözlenemeyen bileşenlerin etkisini, q oranı dikkate alarak gösteren sonuçlar incelendiğinde her iki modelinde trend(düzye) ve konjonktür bileşenleri içerdiği görülmektedir. Tablo 1 model sonuçlarında düzensiz bileşene ait q oranının sıfır olması modelde açıklanamayan bileşen etkisinin olmadığını ifade etmektedir. İlk modelde konjonktürün varyansının daha yüksek olması, Model 2’ye eklenen kriz müdahale değişkeninin döngüsel etkiyi hafiflettiğini düşündürmektedir.

Modellerdeki konjonktür bileşeni incelendiğinde, Model 1’e göre Türkiye’ye ait GSYH döngüsü 2.38 , Model 2’ye göre 2.49 yıl olduğu bulgusu elde edilmiştir.

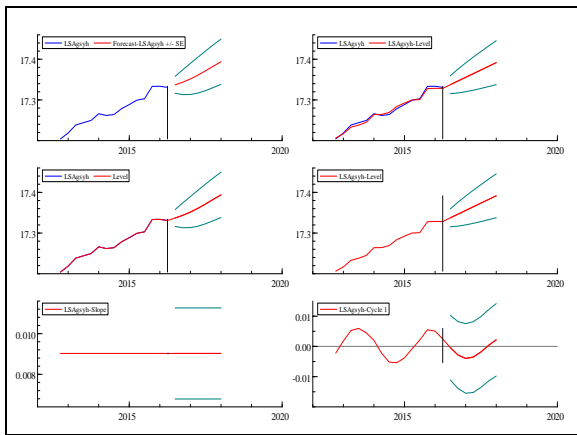
Tablo 1 deki modellerin tanımlayıcı istatistiklerinin gerekli sınamaları sağlayıp sağlamadığı test edildiğinde sırasıyla; Box-Ljung’un Q istatistiği ile artıkların otokorelasyonları, normalliği(N) ve değişen varyanslılıklarına(H) ait sonuçları incelenmektedir. Tahminlenen model sonuçlarına ait istatistikler incelendiğinde varsayımların %5 önem seviyesinde sağlandığı görülmektedir. Modellere ait hata terimleri normal dağılımlıdır. Bununla birlikte her iki modelde de otokorelasyon ve farklı varyans problemi bulunmamaktadır.

Modellere ait iyi uyum sonuçları incelendiğinde; 2009Q1 müdahale değişkeninin yer aldığı Model 2’nin daha düşük AIC-BIC kriterlerine sahip olduğu ve tahminlemede daha başarılı olduğu görülmektedir. Denge durumunda, iyi uyumunun temel ölçüsü olan öngörü hata varyansı değerleri incelendiğinde daha düşük değere sahip olan Model 2’nin tahminlemede başarılı olduğunu ifade etmektedir.

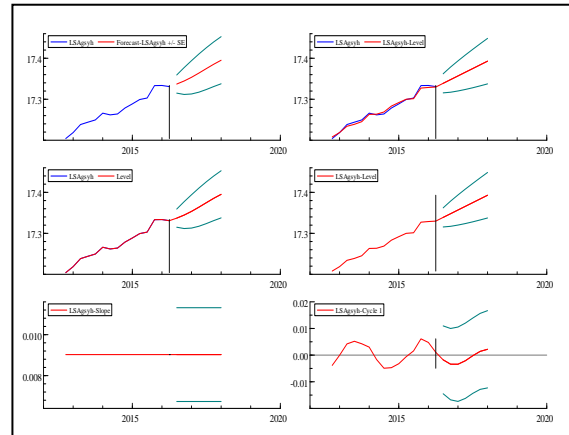
χ^2 başarısızlık katsayısı, modellerin tahminlemede başarılı olup olmadığını ifade eden katsayıdır. Model 1 ve Model 2’nin tahminlemeye uygun olduğu ve elde edilen tahmin sonuçlarına güvenilebileceği bulgusu elde edilmiştir.

Modellerin tahmin sonuçlarının istatistiki beklentilere uygun olması sebebiyle her iki modele ait ileriye dönük tahminlemeler yapılabilir. Elde edilen potansiyel çıktı ve çıktı açığı tahminleri Grafik 8 ve Grafik 9’da ifade edilmektedir.

Grafik 8: Model 1 Tahmin Sonuçları



Grafik 9: Model 2 Tahmin Sonuçları



Modellere ait ileriye dönük tahmin grafikleri GSYH'nın trend(düzey) bileşenini ifade eden potansiyel çıktının yükselen bir trend izleyeceğini, GSYH ve potansiyel çıktının benzer dağılımlara sahip olacağını ifade etmektedir. Konjonktüre yönelik tahmin sonuçları incelendiğinde ise, 2017'dan sonra çıktı açığının yükselme eğiliminde olacağı ve kriz etkisini içeren Model 2'deki döngüsel bileşendeki yükselme eğiliminin Model 1'e kıyasla daha hafif olacağı bulgusu elde edilmiştir.

4. Sonuç

Ekonominin gerçekleşen çıktısı ile potansiyel çıktısı arasındaki farkın ekonomik ölçüsü olarak ifade edilen çıktı açığı, ölçülenemeyen ancak tahminlenebilen bir değişkendir. Gerçekleşen çıktının potansiyel çıktıdan fazla olması durumunda ortaya çıkan pozitif çıktı açığı, talebin yüksek olması durumunda gerçekleşmektedir. Ekonomide düşük talepten kaynaklanan ve kapasitenin eksik kullanıldığı durumlarda negatif çıktı açığı ortaya çıkmaktadır. Ekonomik karar vericiler için, ölçülemeyen potansiyel çıktı ve çıktı açığı değerlerinin doğru tahmin edilmesi oldukça büyük önem arz etmektedir

Literatürde yer alan çalışmalarda, GSYH'nın stokastik bir trend bileşeni, AR(2) süreci izleyen durağan bir konjonktürel bileşen ile ifade edilerek tahminlemeler yapılmıştır. Çalışmamızda ise literatürde yer alan model kalıbı dışında, istatistiksel model şartlarını sağlayan ve tahminleme başarısı en yüksek olan model, GSYH'nın stokastik bir trend bileşeni, AR(2) süreci izleyen durağan bir konjonktürel bileşen ve 2009 yılının birinci çeyreğindeki müdahale değişkeni ile temsil edildiği model bulunmuştur. Her iki modelin de ileriye dönük tahminleme yapmada başarısının yüksek olduğu bulgusu elde edilmesine rağmen, kriz etkisinin dahil edildiği Model 2'de seçim kriterlerinin daha başarılı olduğu görülmüştür. Model 2'deki düzensiz bileşene ait varyasyonun sifıra çok yakın elde edilmesi de, açıklanamayan bir adım olmadığını ve toplam varyasyonunun konjonktür ve trend tarafından açıklanabildiğini göstermektedir.

Modellerden elde edilen potansiyel çıktı ve gerçekleşen çıktıya ait değerler grafik üzerinde incelendiğinde, gözlenemeyen bileşen modellerine dayanan teori ile elde edilmiş potansiyel çıktı ile gerçekleşen çıktının yükseliş ve düşme dönemlerinde birlikte hareket ettiği ve benzer kırılma noktalarını yakaladıkları da görülmektedir. Elde edilen anlamlı bulgular doğrultusunda, modellerden elde edilen potansiyel çıktı ve çıktı açığı değerlerinin ileriye dönük tahminlemelerde ve ekonomik karar alma süreçlerinde kullanılabileceğini ifade etmek mümkündür.

Kaynakça

- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. (1994). "Time series analysis: Forecasting and Control", 3rd edition. *Prentice Hall*, New Jersey.
- Clark, P. K. (1987): "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 797-814.
- Dungey, Mardi, Jan P.A.M. Jacobs, Jing Tian, and Simon van Norden. 2015. "Trend in Cycle or Cycle in Trend? New Structural Identifications for Unobserved-Components Models of U.S. Real Gdp." *Macroeconomic Dynamics* 19 (4): 776–90.
- Harvey, A. C. (1990). "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter". *Cambridge University Press*.
- Harvey, A.C. and S.J. Koopman (1992), "Diagnostic checking of unobserved components time series models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:377-389.
- Harvey, A. C. and A. Jaeger (1993): "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.8, 231-247.
- Harvey, A.C. and A. Scott (1994), "Seasonality in dynamic regression models", *The Economic Journal*. 104:1324-1345.
- Harvey, A. And Shephard, N. (2004). "State Space and Unobserved Component Models: Theory and Applications". *Cambridge University Press*.
- Harvey, A and Proietti, T.(2005). "Readings in Unobserved Components Models". *Oxford University Press*.
- Jacques, J. (2007). "An Introduction to State Space Time Series Analysis". *Oxford University Press*.
- Jones, R.H.(1993). "Longitudinal Data with Serial Correlation: A State Space Approach". London: *Chapman and Hall*.
- Kitagawa, G., and W Gersch (1996). "Smoothness Priors Analysis of Time Series". Berlin: *Springer-Verlag*.
- Koopman, S. and Durbin, J. (2012). "Time Series Analysis by State Space Methods", Second Edition. *Oxford University Press*.
- Koopman S J, Harvey A C, Doornik J A and Shephard N. (2000). "STAMP: Structural Time Series Analyzer, Modeler and Predictor".
- Kuttner, K.N. (1994): "Estimating Potential Output as a Latent Variable," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12 (3), 361-68.
- Kuttner, K.N. (1999): "A Time-Series Approach to Potential Output," Manuscript, Federal Reserve Bank of New York.
- Luati A., Proietti T. and Reale M. (2012). "The Variance Profile". *Journal of the American Statistical Association*, 107, 607–621.
- Meinhold, R. J. and Singpurwalla, N.D., (1983). "Understanding Kalman filter". *Amer. Statistician*, 37, 123-127.
- Nakstad, Yoon Shin. 2006. "Structural Time Series Models: Theory and Application Department of Economics,"
- Nelson, C. and C.I. Plosser (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Series," *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162.
- Proietti T. (1998). "Seasonal Heteroscedasticity and Trends." *Journal of Forecasting*. Vol. 17, pp. 1-17. 16
- Proietti T. (1999). "Characterising Business Cycle Asymmetries by Smooth Transition Structural Time Series Models, Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics", Volume 3.3, pp. 141-156, *MIT Press*, Cambridge, MA.

- Proietti T. (2000). "Comparing seasonal components for structural time series models." *International Journal of Forecasting*, 16, 2, p. 247-260.
- Proietti, T. (2012). "Seasonality, Forecast Extensions and Business Cycle Uncertainty." *Journal of Economic Surveys*, 26, 555-569.
- S.Ravichandran and Prajneshu (2001) "State space modelling versus ARIMA Time Series Modeling" in *Journal of Indian Soc. Of Ag.Statistics*, 54(1), 2001, PP.43-51.
- Young, P. (1984). "Recursive Estimation and Time-Series Analysis". Berlin: Springer-Verlag.
- Watson, M.W. (1986): "Univariate Detrending Methods With Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics* 18 49-75.
- Zafer Dilaver,"Structural Times Series Modeling of Energy Demand Surrey Energy"
Economics Centre (SEEC) School of Economics Faculty of Business, Economics and Law University of Surrey, UK.