

Türkiye İçin Çıktı Açığı Tahmininde Alternatif Yöntemler

Bedriye Saraçoğlu^a

Özlem Yiğit^b

Necmettin Alpay Koçak^c

Özet: Çıktı açığı, üretimin fiili ve potansiyel seviyeleri arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. Yazında çıktı açığının tahmininde kullanılan çeşitli yaklaşımlar bulunmaktadır. Bu çalışmada yazındaki yöntemlerin kısıtlarını da göz önünde bulundurarak Türkiye ekonomisi için alternatif çıktı açığı tahminleri elde edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla (1) Türkiye ekonomisi için Blanchard ve Quah (1989) tarafından önerilen Yapısal VAR (SVAR) modeli, (2) Kaiser ve Maravall (2005) tarafından önerilen ARIMA modeline dayalı "Uyarlanmış Hodrick-Prescott filtresi" (Modified HP) yöntemleriyle çıktı açığı tahmin edilmiştir. Bu yöntemler yazında en çok kullanılan HP filtresi yöntemiyle karşılaştırılmıştır. Çalışmada çıktı açığı tahmininin fiyat istikrarı politikası oluşturulmasında çok önemli bir girdi olduğu göz önünde bulundurularak elde edilen çıktı açığı tahminleri, gerçekleşen enflasyonu açıklama güçleri açısından karşılaştırılmıştır. Ampirik bulgularımız SVAR yöntemiyle tahmin edilen çıktı açığının cari enflasyonu açıklamakta daha başarılı sonuçlar ürettiği yönündedir.

Anahtar Sözcükler: Çıktı açığı, Phillips eğrisi, enflasyon öngörüsü, uyarlanmış HP filtresi, SVAR.

JEL Sınıflandırması: C32, C36, E31, E32

Alternative Methods Of Estimating Output Gap For Turkey

Abstract: Output gap is defined as the difference between the potential output and actual output. There are several approaches used in the literature to estimate output gap. With this study it is aimed to obtain alternative output gap estimations for Turkish Economy, considering the constraints of approaches that are used in the literature. With this aim, output gap is estimated using two methods such as (1) Structural VAR (Structural Vector Autoregressive Model-SVAR) approach proposed in Blanchard and Quah (1989), and (2) Modified Hodrick Prescott Filter based on ARIMA model proposed in Kaiser ve Maravall (2005). These methods are compared to the most frequently used HP filter method in the literature. The output gap estimations are compared in terms of their actual inflation prediction power considering that output gap estimation is an essential input in structuring price stability policy. As a result it can be asserted that output gap estimated by SVAR method produces more successful results in predicting actual inflation.

Keywords: Output gap, Phillips curve, inflation forecast, modified HP filter, SVAR

JEL Classification: C32, C36, E31, E32

^a Prof. Dr., Gazi University, Economics and Administrative Sciences Department of Econometrics, Ankara, Türkiye, bedriye@gazi.edu.tr

^b TSI specialist, Turkey Statistical Institute, Ankara, Türkiye, ozlemyigit@tuik.gov.tr

^c TSI specialist, Turkey Statistical Institute, Ankara, Türkiye, alpaykocak@tuik.gov.tr

1. Giriş

Çıktı açığı bir ekonomide belirli bir dönemde fiilen elde edilen üretim seviyesi ile potansiyel üretim seviyesi arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. Diğer bir ifadeyle çıktı açığı bir ekonomide gerçekleşen üretimin potansiyel seviyesinden sapması olup genellikle potansiyel çıktı seviyesinin yüzdesi olarak belirtilmektedir. Gerçekleşen üretim ölçülebilen bir değişken iken potansiyel üretim gözlenemediğinden tahmin edilmek zorundadır. Oysaki çıktı açığının hesaplanabilmesi için bu iki değişkenin de hangi düzeyde olduğunun bilinmesi gerekmektedir. Bu durumda potansiyel üretimin tanımı önem kazanmaktadır. Okun (1962) potansiyel üretimi tam istihdam seviyesindeki üretim (uzun dönem üretim) olarak tanımlamaktadır. İktisadi yazında yaygın kabul gören alternatif tanımlamaya göre ise potansiyel üretim, bir ekonominin enflasyonda artışa yol açmadan üretebileceği maksimum üretim seviyesidir (De Masi, 1997). Burada ekonomide mevcut işgücü, sermaye ve üretim teknolojisi ile enflasyon üzerinde baskı yaratmadan ulaşılabilecek üretim düzeyi söz konusu edilmektedir.

Çıktı açığı bir fark olduğuna göre, gerçekleşen üretim düzeyi potansiyel üretimden yüksek ise çıktı açığı pozitif işaretli olacaktır. Bu durumda talep baskısı enflasyona yol açabilecektir. Aksi durumda fiili üretim düzeyi potansiyelin altında kalırsa fark negatif olacaktır. Çıktı açığının negatif olduğu bu durumda talep yönlü bir enflasyon baskısı oluşmayacak ancak bu sefer de ekonomideki kaynakların tam olarak kullanılmadığına dair işaretler elde edilmiş olacaktır. Bu açıdan politika yapıcılar tarafından çıktı açığı belli bir dönemde ekonomide talep yönlü enflasyonist bir baskının oluşumunda önemli bir gösterge olarak kullanılmaktadır.

Yukarıdaki tanımlara bakıldığında potansiyel üretim uzun dönemli bir kavramdır ve çıktı açığı fiili üretimin geçici kısmına tekabül etmektedir. Ekonomiye gelen şokların petrol fiyatları artışı, verimlilikte değişimler, teknolojik yenilikler gibi arz şokları ve iç talebe etki eden talep kaynaklı şoklar olmak üzere iki kaynaktan geldiği varsayılırsa ekonomide uzun dönemde etkili olan kalıcı şoklar potansiyel üretim üzerinde etkili olurken geçici şoklar çıktı açığı üzerinde etkili olmaktadır. Diğer bir ifadeyle talep yönlü şoklar fiili üretimi etkilemek suretiyle çıktı açığını, arz yönlü şoklar ise potansiyel üretimi etkilemektedir.

Temel hedefi fiyat istikrarını sağlamak olan merkez bankaları açısından, çıktı açığının/ fazlasının boyutunun ve yönünün minimum hata ile tahmin edilmesi para politikasının etkin ve tutarlı bir şekilde yürütülmesinde önem arz etmektedir (Gaspar ve Smets, 2002). Diğer bir ifadeyle optimal para politikası uygulanabilmesi için çıktı açığının doğru tahmini gereklidir (Taylor, 1979). Örneğin Taylor kuralı denilen yaklaşıma göre enflasyon hedeflemesi kullanan ekonomilerde temel politika aracı olarak kısa vadeli faizlerin kullanıldığı durumda pozitif çıktı açığı bulunması enflasyon üzerinde talep yönlü baskıların bir göstergesi olmakta, faizlerin artırılması ile enflasyon baskılarının hafifletilerek ekonominin soğuması yoluna gidilmektedir.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB) 2006 yılında uygulamaya başladığı geleneksel enflasyon hedeflemesinde, enflasyonu, hedef enflasyon ile uyumlu kılabilmek için tek bir araç olan kısa vadeli faiz oranlarını kullanmaktaydı. Enflasyonu kontrol altında tutmak için çıktı açığı yakından izlenmekteydi. Fiyat istikrarının yanı sıra finansal istikrara da önem verilen yeni politika tasarımı TCMB'nin kullandığı araçlar da çeşitlenmiş bulunmaktadır. TCMB, faiz koridoru, rezerv opsiyon mekanizması, bir haftalık repo faizi, zorunlu karşılıklar, krediler ve döviz kuru kanalı gibi araçlarla fiyat istikrarının yanı sıra finansal istikrarı da

sağlamaya çalışmaktadır. Bunlardan tüketim ve yatırımların finansmanında önemli olan kredi kanalı toplam iktisadi faaliyeti ve çıktı açığını doğrudan etkilemektedir. Uygulanan yeni enflasyon hedeflemesi politikalarına geleneksel enflasyon hedeflemesinin geliştirilmiş bir çeşidi olarak bakılabilmektedir. Bu yeni ve daha esnek enflasyon hedeflemesi uygulamasında da geleneksel enflasyon hedeflemesinde olduğu gibi para politikası uygulanırken karar merci olan TCMB yine enflasyonun hedef enflasyona uyumuna dikkat etmekte ve çıktı açığını izlemeye devam etmektedir. Bu bağlamda çıktı açığının tahmini ve izlenmesi yine önemini sürdürmektedir. Çıktı açığı makroekonomik politika oluşumu ve orta vadeli büyüme politikaları açısından da önemli bir değişkendir.

Genel olarak potansiyel üretimin ve çıktı açığının tahmini için tek değişkenli istatistiksel filtrelerden çok değişkenli yapısal modellere kadar çeşitli model ve yöntemler bulunmaktadır. Tek değişkenli filtreler (doğrusal trend modelleri, Hodrick - Prescott filtresi, Kalman Filtresi, Gözlenmeyen bileşenler yöntemi gibi) açık bir iktisadi teoriden ziyade istatistiksel yöntemleri temel almaktadır. Bu yöntemler yapısı gereği teori tabanlı modellerden daha az bilgiye ihtiyaç duyarlar. Uygulama kolaylığı açısından yazında tercih edilmekle birlikte bu yöntemlerde kullanılan düzeltme parametrelerinin ya da başlangıç değerlerinin seçimi tahmin edilen sonuçların farklılaşmasına yol açmaktadır. Ayrıca bu yöntemlerin iktisadi teoriye dayanmamaları yazında eleştiri konusu olmuştur. Yapısal modeller (Üretim fonksiyonu yaklaşımı, Yapısal VAR modelleri gibi) çok değişkenli modeller olup iktisadi teoriyi temel almaktadırlar. Dolayısıyla büyümenin dinamiğine ilişkin ek bilgiler içermesi bu yöntemlerin üstünlüğü olarak karşımıza çıkmaktadır. Diğer taraftan üretim fonksiyonu yaklaşımında fonksiyonel biçimin tespiti, faktörlerin esneklik katsayılarına ilişkin varsayımların subjektif olarak belirlenmesinin yanı sıra potansiyel üretimin tahmin edilebilmesi için modeldeki değişkenlerin potansiyel değerlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Örneğin üretim fonksiyonu yaklaşımında genellikle NAIRU tahmini model girdisi olarak kullanılmaktadır. Yapısal yöntemlerden SVAR yaklaşımı ise iktisadi teoriye dayanmasının yanı sıra VAR modellerinin istatistiksel metodolojisini kullanması nedeniyle ekonomideki dinamik yapıyı daha iyi ortaya koyabilmektedir. Bu nedenle uluslararası yazında yaygın olarak kabul görmektedir.

Türkiye’de çıktı açığıyla ilgili sınırlı sayıda çalışma yapılmıştır. Özbek ve Özlale (2005) HP filtresi ve Kalman filtresiyle çıktı açığını tahmin ederken Saygılı ve Cihan (2008) çalışmalarında çıktı açığını üretim fonksiyonu yaklaşımıyla türetmişlerdir. Öğünç ve Ece (2004), Sarıkaya ve diğerleri (2005), Kara ve diğerleri (2007) çalışmalarında Türkiye için yarı yapısal bir model çerçevesinde Kalman filtresi ile çıktı açığını tahmin etmişlerdir. Öğünç ve Sarıkaya (2011) ise yeni Keynesyen bir model kurarak Bayesyen yöntemle 2002-2010 dönemi için çıktı açığını tahmin etmiştir. Son olarak Coşar ve diğerleri (2013) iktisadi faaliyete ilişkin çok sayıda değişken kullanarak temel bileşenler yöntemiyle çıktı açığı serileri tahmin etmişlerdir.

Bu çalışmada yazındaki yöntemlerin yukarıda açıklanan sakıncalarını ve kısıtlarını göz önünde bulundurarak Türkiye ekonomisi için daha önce uygulanmış yöntemlere alternatif yöntemlerle çıktı açığı tahminleri elde edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla (1) Türkiye ekonomisi için Yapısal VAR (SVAR) modeli, (2) Kaiser ve Maravall (2005) tarafından önerilen ARIMA modeline dayalı “Uyarlanmış HP filtresi” (Modified HP, M-HP) yöntemleriyle çıktı açığı tahmin edilmiştir. Elde edilen tahmin sonuçları enflasyonu açıklayıcılık güçleri açısından karşılaştırılarak uygun olanı gerekçeleriyle birlikte önerilmiştir. Yapısal modeller bir bütün olarak değerlendirildiğinde SVAR modellerinin ekonomik yapıdaki dinamik değişimleri daha iyi kavramasının yanı sıra üretim fonksiyonu yaklaşımında olduğu gibi sermaye stoku, toplam faktör verimliliği gibi verilerin temininde ya da kalitesinde yaşanan güçlükleri içermediği

görülmektedir. Örneğin üretim fonksiyonu yaklaşımında sermaye stoku ve toplam faktör verimliliği açıklayıcı değişken olarak kullanılmaktadır. Bu değişkenlerle ilgili verilerdeki sıkıntılar bilinmektedir. Türkiye için geçerli ve güncel bir sermaye stoku tahmini elde mevcut değildir. Bu yüzden bu yöntem bu çalışmada ele alınmamıştır. Bu çalışmada Blanchard ve Quah (1989) tarafından önerilen SVAR modeli benimsenmiştir. Bu model Türkiye ekonomisinin dışsal enerji şoklarına duyarlılığı dikkate alınarak petrol fiyatları dahil edilerek genişletilmiştir. Çalışmada kullanılan diğer yöntem olan Uyarlanmış HP filtresinin en önemli üstünlüğü ise klasik HP filtresinde kullanılan ve sadece verinin frekansına bağlı olarak değişen parametresinin zamana bağlı bir fonksiyon haline getirilmesidir. Böylece standart bir yerine Türkiye ekonomisinin konjonktür tamamlanma süresini daha iyi yansıtan bir parametre kullanılması imkan dahilinde olmaktadır. M-HP filtresinin standart parametrelili HP filtresinden diğer bir üstünlüğü de HP filtresi parametrik olmayan bir yöntemken M-HP filtresinin bütün alt bileşenleri ARIMA modeliyle ayrı ayrı modellenebilmektedir. Bahsi geçen yöntemlerin her birinin farklı sonuçlar üretmesi para otoritesinin hangi yöntemi kullanması gerektiği sorusunu ortaya çıkarmaktadır. Makroekonomik politika oluşturulmasında bu denli önemli bir gösterge için yöntem seçiminin çok önemli olduğu ise açıktır. Türkiye ekonomisi için bugüne kadar yapılan çalışmalarda genellikle önsel bilgilere dayalı grafiksel bir karşılaştırma yapıldığı dikkat çekmektedir. Coşar ve diğerleri (2013), Ögünç ve Ece (2004) tahmin sonuçlarını grafik üzerinde görsel olarak karşılaştırmışlardır. Ögünç ve Sarıkaya (2011) grafiksel karşılaştırmanın yanı sıra revizyon analizi yaparken Özbek ve Özlale (2005) çıktı açığı tahminlerinin enflasyonla korelasyonunu incelemişlerdir. Bu çalışmada ise çıktı açığı tahmininin fiyat istikrarı politikası oluşturulmasında çok önemli bir girdi olduğu göz önünde bulundurularak elde edilen çıktı açığı tahminleri, gerçekleşen enflasyonu açıklama güçleri açısından karşılaştırılmıştır.

Bu makalenin kanımızca iktisadi yazına en temel katkısı, çıktı açığı tahmininde uygulanan yöntemlere alternatif Türkiye için yeni yöntemler sunmasıdır. Çalışmanın diğer katkısı ise Türkiye’de yapılmış olan diğer çalışmalardan farklı olarak çıktı açığı tahminlerinin Phillips eğrisi analizine dayanarak değerlendirilmesidir.

Çalışmanın birinci bölümünde çıktı açığıyla ilgili yazın özetine yer verilmiştir. Bu bölümde yazında çıktı açığı tahmininde kullanılan temel yöntemler ve kısıtları ele alınmıştır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan yöntemlere ilişkin teorik açıklamalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ise elde edilen çıktı açığı tahminlerine ilişkin bulgular sunulmuştur. Dördüncü bölümde elde edilen bulgular karşılaştırılmış ve değerlendirilmiştir. Sonuç bölümünde ise uygulamadan elde edilen bulgular özetlenmiş ve yorumlanmıştır.

2.Yazın Taraması

Yazında potansiyel üretimin tahmin yöntemleri en genel olarak (1) İstatistiksel yöntemler (2) Yapısal yöntemler (3) Yarı yapısal yöntemler olmak üzere üç grup altında sınıflandırılmaktadır.

Birinci grupta yer alan istatistiksel yöntemler tek değişkenli yöntemler olup, bu grupta genel olarak fiili üretimi temsil eden gayri safi yurtiçi hâsıla serisi iktisadi teoriden bağımsız olarak kalıcı ve geçici bileşenlerine ayrılmaktadır. Hodrick-Prescott (1997), Baxter-King (1999), Christiano-Fitzgerald (2003), Beveridge and Nelson (1981), M-HP) filtreleri bu grup altında sayılabilir. Bu yöntemlerin en önemli üstünlüğü çok sayıda değişkene ilişkin veriye ihtiyaç duyan yapısal yöntemlerin aksine sadece gerçekleşen üretim verilerine ihtiyaç duymasındadır. Bu grupta HP filtresi uygulama kolaylığı nedeniyle yazında çok yaygın olarak kullanılmasına rağmen potansiyel üretim tahmin sonuçları, kullanılan düzeltme parametresi ’nın seçimine

karşı son derece duyarlıdır (Slevin, 2001). Bu yüzden eleştiriye uğramıştır. Kaiser ve Maravall (2005) tarafından önerilen “Uyarlanmış HP filtresi” yaklaşımında ise fiili üretim değeri; aykırı değer, mevsim ve takvim etkileri de dikkate alınarak potansiyel ve geçici olarak ikiye ayrılmakta, sonuçta gözlenemeyen bileşenler yoluyla çıktı açığı hesaplanabilmektedir. Bu yaklaşımın en önemli üstünlüğü ARIMA modeline dayalı bir yaklaşım olması ve HP filtresinde kullanılan 'nın seçiminde daha objektif bir ölçüt kullanmasıdır. Diğer tek değişkenli yöntemlerin aksine tahminlere ilişkin güven aralıklarının elde edilebilmesi ve bu yolla tahminlere ilişkin belirsizliğin ölçülebilmesi bu yöntemin güçlü yanını oluşturmaktadır.

Yapısal yöntemler olarak adlandırılan ikinci grupta ise iktisadi teoriden hareketle geliştirilen “Üretim Fonksiyonu” yaklaşımı bulunmaktadır. Artus (1977), Perry (1977), Adams, Fentan ve Larsen (1987), Giorno ve diğerleri (1995), Kenny (1995), De Masi (1997) ve Senhadji (2000) çalışmaları üretim fonksiyonu yaklaşımı kullanılarak yapılan başlıca çalışmalardır. Blanchard ve Quah (1989) tarafından önerilen SVAR yaklaşımı kullanılarak yapılan önemli çalışmalar arasında ise Bayoumi ve Eichengreen(1992), De Serres ve diğerleri (1995), Astley ve Yates (1999), Claus (1999), Cerra ve Axena (2000), Fritsche ve Logeay (2002), Camba ve diğerleri (2001) bulunmaktadır. Avrupa Birliği Ekonomik Politika Komitesi (EU Economic Policy Committee) tarafından tavsiye edilen, ayrıca OECD (Giorno ve diğerleri 1995), IMF (De Masi, 1997) ve CBO (1995) gibi kurumlar tarafından da kullanılan üretim fonksiyonu yaklaşımında potansiyel üretim; büyümenin belirleyicileri olan emek, sermaye ve teknolojik gelişmenin bir fonksiyonu olarak tahmin edilmektedir. Bu yaklaşım, üretim fonksiyonunda kullanılan sermaye stoku, teknolojik gelişme, toplam faktör verimliliği gibi değişkenlerin doğru bir şekilde hesaplanmasında ya da verilerin kalitesinde yaşanan güçlükler nedeniyle Türkiye için önemli sorunlar içermektedir. Ayrıca potansiyel üretimin tahmin edilebilmesi için üretim faktörlerinin potansiyel değerlerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu durum ise bir yandan yeni tahmin problemlerine yol açarken diğer yandan yeni varsayımların yapılmasını gerektirmektedir (Slevin, 2001; De Masi, 1997; Chagny and Döpke, 2001). Yapısal yöntemlerden SVAR yaklaşımında ise VAR modeline getirilen uzun dönemli kısıtlarla reel üretim üzerinde etkili olan kalıcı ve geçici şoklar birbirinden ayrıştırılabilmektedir. SVAR modellerinde ekonomide arz yönlü şokların reel üretim üzerinde uzun dönemde etkili olduğu, talep şoklarının ya da nominal şokların ise uzun dönemde etkili olmadığı varsayılmaktadır. Reel üretimin kalıcı şoklardan etkilenen kısmı ise potansiyel üretim olarak tahmin edilmektedir. SVAR yaklaşımının iktisadi teoriye dayanmasının yanı sıra potansiyel üretim ya da çıktı açığı konusunda öngöründe bulunma imkânı sağlaması bu yöntemin en güçlü yanını oluşturmaktadır.

Üçüncü grupta yer alan yarı yapısal yöntemler ise istatistiksel yöntemlerle iktisadi teoriyi bütünleştiren çok değişkenli modellerdir. Yarı yapısal yöntemlerde fiili üretim serisi; Okun kanunu, Philips eğrisi, üretim fonksiyonu gibi yapısal ilişkileri yansıtan denklemlerden gelen ek bilgileri kullanılarak Kalman filtresiyle potansiyel ve geçici olarak ikiye ayrıştırılmaktadır (Clark, 1989; Kuttner, 1994; Gerlach ve Smets, 1999; Apel ve Jansson,1999). Kalman filtresi tekniğinde sonuçların dışsal olarak seçilen başlangıç değerlerine duyarlı olması en önemli eleştiri konusudur. Diğer taraftan yöntemde tahminlere ilişkin güven aralıklarının elde edilebilmesi ve bu yolla tahminlere ilişkin belirsizliğin ölçülebilmesi bu yöntemin güçlü yanını oluşturmaktadır (Gerlach ve Yiu, 2002).

3. Çalışmada Kullanılan Yöntemler

3.1. SVAR (Yapısal VAR) Yaklaşımı

SVAR yöntemiyle çıktı açığının tahmini ilk olarak Blanchard ve Quah'ın (1989) öncü çalışmasıyla yazına girmiştir. Yazarlar, oluşturmuş oldukları iki değişkenli VAR modelinde, reel üretimde değişim ve işsizlik oranı değişkenlerini kullanmışlardır. Ekonominin arz şoku ve talep şoku olmak üzere iki tip şoktan etkilendiğini varsayan yazarlar bu şokları üretim üzerindeki etkileri itibarıyla birbirinden ayırmışlardır. Yazarlara göre; reel üretim üzerinde uzun dönemde etkili olan kalıcı şoklar, arz şoklarını (teknolojik değişim, verimlilik şokları) temsil ederken geçici şoklar, talep şoklarını temsil etmektedir. Talep şokları fiili üretimi etkilemek suretiyle çıktı açığını, arz yönlü şoklar ise potansiyel üretimi etkilemektedir. Yazarlar Stanley Fischer'in (1977) modelinin benzerini kullanarak çok karmaşık olmayan bir model oluşturmuşlardır (Blanchard ve Quah, 1989, s.658).

Bu çalışmada SVAR yöntemiyle çıktı açığının tahmininde Blanchard ve Quah'ın çalışması temel alınmıştır. Yazarların oluşturmuş olduğu orijinal model, Bjornland (2000) çalışmasında olduğu gibi negatif arz şoklarını temsil etmek üzere petrol fiyatları dâhil edilerek genişletilmiştir.

$$Y_t = M_t - P_t + a\theta_t + bO_t \quad (1)$$

$$Y_t = N_t + \theta_t + cO_t \quad (2)$$

$$P_t = W_t - \theta_t + dO_t \quad (3)$$

$$W_t = W \left\{ E_{t-1} N_t = \bar{N} \right\} \quad (4)$$

$$U_t = \bar{N} - N_t \quad (5)$$

1 numaralı eşitlik toplam talep (AD) fonksiyonunu temsil etmektedir. Burada Y, M, P, θ ve O sırasıyla reel üretimin, para arzının, fiyat düzeyinin, verimliliğin, reel petrol fiyatlarının logaritmalarını temsil etmektedir. $a>0$ olması durumunda verimliliğin yatırım talebini etkilemek suretiyle; $b<0$ olması durumunda daha yüksek petrol fiyatlarının daha düşük talep seviyesine yol açmak suretiyle toplam talebi doğrudan etkilemesine izin verilmektedir. 2 numaralı eşitlik ise toplam arz fonksiyonunu (AS) temsil etmektedir. Burada reel üretim; istihdam (N), teknoloji ve reel enerji fiyatlarının bir fonksiyonudur. 3 numaralı eşitlik fiyat belirleme davranışını tanımlamaktadır. Burada P ve W , fiyat düzeyi ve nominal ücretlerin logaritmalarını göstermektedir. Petrol fiyatları nominal fiyatları etkilemek suretiyle toplam talep seviyesini etkileyebilmektedir. 4 numaralı eşitlik ücret belirleme davranışını tanımlamaktadır. Burada \bar{N} tam istihdamı göstermektedir. 4 numaralı eşitlikte ekonomide ücretler bir dönem önce belirlendiğinden tam istihdam beklentisine ulaşabilecek şekilde belirlenir. İşsizlik oranı (U) ise 5 numaralı eşitlikteki gibi tanımlanmıştır. Modelde para arzının, verimliliğin ve petrol fiyatlarının aşağıdaki gibi bir süreç izlediğini varsayılmaktadır.

1 numaralı eşitlik toplam talep (AD) fonksiyonunu temsil etmektedir. Burada Y, M, P, θ ve O sırasıyla reel üretimin, para arzının, fiyat düzeyinin, verimliliğin, reel petrol fiyatlarının logaritmalarını temsil etmektedir. $a > 0$ olması durumunda verimliliğin yatırım talebini etkilemek suretiyle; $b < 0$ olması durumunda daha yüksek petrol fiyatlarının daha düşük talep seviyesine yol açmak suretiyle toplam talebi doğrudan etkilemesine izin verilmektedir. 2 numaralı eşitlik ise toplam arz fonksiyonunu (AS) temsil etmektedir. Burada reel üretim; istihdam (N), teknoloji ve reel enerji fiyatlarının bir fonksiyonudur. 3 numaralı eşitlik fiyat belirleme davranışını tanımlamaktadır. Burada P ve W , fiyat düzeyi ve nominal ücretlerin logaritmalarını göstermektedir. Petrol fiyatları nominal fiyatları etkilemek suretiyle toplam talep seviyesini etkileyebilmektedir. 4 numaralı eşitlik ücret belirleme davranışını tanımlamaktadır. Burada \bar{N} tam istihdamı göstermektedir. 4 numaralı eşitlikte ekonomide ücretler bir dönem önce belirlendiğinden tam istihdam beklentisine ulaşabilecek şekilde belirlenir. İşsizlik oranı (U) ise 5 numaralı eşitlikteki gibi tanımlanmıştır. Modelde para arzının, verimliliğin ve petrol fiyatlarının aşağıdaki gibi bir süreç izlediğini varsayılmaktadır.

$$M_t = M_{t-1} + \varepsilon_t^{AD} \quad (6)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t^{AS} \quad (7)$$

$$O_t = O_{t-1} + \varepsilon_t^{OP} \quad (8)$$

ε_t^{AD} , ε_t^{AS} ve ε_t^{OP} sırasıyla birbiriyle ilişkisiz talep şoklarını, arz şoklarını ve petrol fiyatı şoklarını temsil etmektedir. Model ΔY ve U için çözüldüğünde 9 ve 10 numaralı eşitlikler elde edilebilir:

$$\Delta Y_t = \Delta \varepsilon_t^{AD} + \alpha \Delta \varepsilon_t^{AS} + (b-d) \Delta \varepsilon_t^{OP} + \varepsilon_t^{AS} + c \varepsilon_{t-1}^{OP} \quad (9)$$

$$U_t = -\varepsilon_t^{AD} - \alpha \varepsilon_t^{AS} + (c+d-b) \varepsilon_t^{OP} \quad (10)$$

9 numaralı eşitlikten reel üretim seviyesini uzun dönemde yalnızca arz şoklarının ve petrol fiyatları şokunun etkilediği görülmektedir. Diğer taraftan kısa dönemde ekonomideki nominal ya da reel katılıklar nedeniyle reel üretim üç şoktan da etkilenebilir.

Çalışmada VAR modelindeki makroekonomik değişkenler vektörü; $X_t = (\Delta OP_t, \Delta Y_t, U_t)'$ şeklindedir. OP_t , Y_t ve U_t sırasıyla petrol fiyatlarının logaritmasını, reel üretimin logaritmasını ve işsizlik oranını göstermektedir. $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{OP}, \varepsilon_t^{AD}, \varepsilon_t^{AS})'$ ise şok vektörü olup ε_t^{OP} petrol fiyatları şokunu, ε_t^{AD} talep şokunu ve ε_t^{AS} arz şokunu temsil etmektedir.

Potansiyel üretim VAR modelinin hareketli ortalama gösteriminden elde edilir. Yapısal modelin hareketli ortalama gösterimi;

$$X_t = v + D_0 \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1} + \dots \quad (11)$$

$$X_t = v + \sum_{j=0}^{\infty} D_j \varepsilon_{t-j} \quad (12)$$

Bu gösterimde D_j 'ler (3x3) boyutlu katsayı matrisleridir. 11 numaralı eşitlikte ΔOP_t , ΔY_t ve U_t üç şokun ε_t^{OP} , ε_t^{AD} ve ε_t^{AS} 'nin dağıtılmış gecikmeleriyle ifade edilmektedir. Bu şokların ortogonal (ilişkisiz) olduğu ve normalize edilmiş diyagonal varyans-kovaryans matrisinin birim matrise eşit olduğu varsayılmaktadır. Yani;

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I \quad (13)$$

11 numaralı gösterim daha açık olarak;

$$\begin{bmatrix} \Delta OP \\ \Delta Y \\ U \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & d_{12,j} & d_{13,j} \\ d_{21,j} & d_{22,j} & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{OP} \\ \varepsilon_t^{AD} \\ \varepsilon_t^{AS} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Bu gösterimde; $\sum_{j=0}^k d_{22,j} \rightarrow k$ dönem sonra talep şokunun reel üretim üzerindeki birikimli etkisini gösterir. $k \rightarrow \infty$ ise uzun dönem çarpanıdır ve yapısal şokların içsel değişkenler üzerindeki uzun dönem etkisini gösterir.

Yapısal şoklar, reel üretim ve petrol fiyatları üzerindeki etkileri itibarıyla birbirinden ayrılmıştır. Türkiye göreceli küçük ölçekli ve dışa açık bir ülke olduğundan arz şoku ve talep şoku uzun dönemde petrol fiyatları üzerinde etkisizdir; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0$ ve $\sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$. Diğer taraftan, petrol fiyatları şokunun reel üretim ve fiyatlar üzerindeki etkisine bir kısıt getirilmemiştir. Uzun dönem dikey arz eğrisi varsayımı altında talep şoku ε_t^{AD} uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisizdir; $\sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} = 0$. Kısa dönemde ise talep şokları reel üretimi etkileyebilir.

$$\begin{bmatrix} \Delta OP \\ \Delta Y \\ U \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11,j} & 0 & 0 \\ d_{21,j} & 0 & d_{23,j} \\ d_{31,j} & d_{32,j} & d_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{OP} \\ \varepsilon_t^{AD} \\ \varepsilon_t^{AS} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Bu gösterim reel üretimin aşağıdaki gibi ayrıştırılabileceğine işaret eder;

$$\Delta Y_t = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{21,j} \varepsilon_t^{OP} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \varepsilon_t^{AD} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} \varepsilon_t^{AS} \quad (16)$$

16 numaralı gösterimde reel üretimin arz şokları tarafından belirlenen kısmı ya da reel üretimin talep şoklarından etkilenmeyen kısmı $\Delta Y_t = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{21,j} \varepsilon_t^{OP} + \sum_{j=0}^{\infty} d_{23,j} \varepsilon_t^{AS}$, potansiyel üretimi göstermektedir. Reel üretimin talep şokları tarafından belirlenen geçici kısmı ise $\left(\sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} \varepsilon_t^{AD} \right)$ çıktı açığını temsil etmektedir.

Yapısal katsayıları (D_j) ve yapısal şokları (ε_t) tahmin edebilmek için öncelikle indirgenmiş VAR modeli tahmin edilir. İkinci aşamada 17 numaralı Wold hareketli ortalama gösterimini elde etmek için indirgenmiş modelin tersi alınır:

$$\begin{aligned} X_t &= v + e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} \dots \\ &= v + \sum_{j=0}^{\infty} C_j e_{t-j} \end{aligned} \quad (17)$$

17 numaralı eşitlik indirgenmiş VAR modelinin hareketli ortalama gösterimi olup bu gösterimde $C_0 = I$ olduğu görülebilir.

11 ve 17 numaralı eşitlikler yardımıyla $e_t = D_0 \varepsilon_t$ ve $D_j = C_j D_0$ olduğu görülebilir. Buradan,

$$\text{var}(e_t) = \sum = D_0 I D_0' \quad (18)$$

eşitliği elde edilecektir. VAR sisteminin belirlenebilmesi için 3×3 matrise getirilen kısıtlardan altısı simetrik $\sum = D_0 I D_0'$ matrisi tarafından getirilirken diğer üç kısıt ise uzun dönem yansızlık ($\sum_{j=0}^{\infty} d_{12,j} = 0$, $\sum_{j=0}^{\infty} d_{13,j} = 0$ ve $\sum_{j=0}^{\infty} d_{22,j} = 0$) koşullarıdır.

3.2. Hodrick-Prescott (HP) Filtresi Yaklaşımı

HP filtresi (Hodrick ve Prescott, 1997) potansiyel çıktı ve çıktı açığını tahmin etmekte sıkça kullanılan bir yöntemdir. HP filtresinin uygulamasında, y_t serisinden m_t kalıcı bileşeni ayrıştırılmaktadır. c_t ise geçici (kalıntı) bileşen olarak adlandırılmaktadır. Buna göre toplamsallık ilişkisi 19 numaralı ifadede verilmiştir.

$$y_t = m_t + c_t \quad (19)$$

m_t bileşeninin tahmini, geçici bileşenin kareleri toplamı ile kalıcı bileşenin ikinci farkındaki değişiminden oluşan bir ceza fonksiyonunun minimize edilmesi yoluyla elde edilmektedir. Dolayısı ile m_t , 20 numaralı ifadede verilen minimizasyon probleminin sonucunda elde edilmiş olur.

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T \left[(y_t - m_t)^2 + \lambda [(m_{t+1} - m_t) - (m_t - m_{t-1})]^2 \right] \quad (20)$$

λ , geçici bileşenin varyansının (σ_c^2) kalıcı bileşenin varyansına (σ_m^2) oranını ifade etmektedir. Ayrıca, tahmin edilen kalıcı bileşenin düzgünlüğünü etkileyen bir ceza parametresidir. Dolayısı ile λ parametresinin bu filtre içerisindeki önemi büyüktür. λ 'nın değerinin artırılması daha düzgün bir kalıcı bileşen (m_t) ve daha oynak bir geçici bileşen elde edilmesi sonucunu doğurmaktadır. Hodrick ve Prescott (1980) çalışmasında verinin sıklığına bağlı olarak bazı λ değerleri önerilmiştir. Bunlar:

- Yıllık veri için $\lambda = 100$;
- Çeyreklik veri için $\lambda = 1600$;
- Aylık veri için $\lambda = 14400$

Bu filtrenin uygulanması sonucunda elde edilen kalıcı ve geçici bileşenin birbiri ile ilişkisiz olduğu ve geçici bileşenin beyaz gürültü olduğu varsayılmaktadır. Simetrik bir filtre olması nedeniyle sonsuz sayıda gözlem olması durumunda, tepe ve dip noktalarında kaymaya (faz kayması) sebep olmayacağı varsayılsa da, sonlu sayıda örnek için bu özellik geçerli değildir. Sonlu örnek durumunda filtre asimetrik olmaktadır ve her bir frekansta faz kayması ortaya çıkmaktadır (Ladiray vd., 2003).

3.3. Uyarlanmış Hodrick Prescott (M-HP) Yaklaşımı

Her ne kadar tek değişkenli bir yaklaşım gibi ele alınsa da, Kaiser ve Maravall (2005) tarafından ortaya atılan bu yaklaşımın özelliği, reel GSYH serisi üzerinde anlamlı olan aykırı değerler ve takvim etkileri arındırıldıktan sonra, serinin gözlenemeyen bileşenlerine ayrılmasıdır. Buradan hareketle “çıktı açığı” değişkenini elde etmek amacıyla, öncelikle reel GSYH değişkeni aykırı değerlerinden ve takvim etkilerinden arındırılmıştır. Arındırılmış GSYH serisinin (21) nolu eşitlikte olduğu gibi gözlenmeyen dört bileşenden oluştuğu varsayılmıştır.

$$x_t = m_t + c_t + s_t + u_t \quad (21)$$

Burada x_t aykırı değer ve takvim etkilerinden arındırılmış gözlenen reel GSYH serisini temsil ederken¹, m_t ; trend, c_t ; konjonktür, s_t ; mevsimsel ve u_t ; düzensiz bileşeni temsil etmektedir. İktisadi olarak bakıldığında ise m_t ; potansiyel üretimi temsil ederken, c_t ; ise çıktı açığını temsil etmektedir. x_t serisinin aynı zamanda mevsimsel bir ARIMA modeli ile temsil edilebildiği varsayılmaktadır.

$$\phi(B)\nabla^d\nabla_r^{d_r}x_t = \theta(B)a_t \quad (22)$$

9 numaralı modelde r , yıl içindeki gözlem sayısını; B , gecikme işlemcisini; ∇^d , d . dereceden düzenli fark işlemcisini; $\nabla_r^{d_r}$, d . dereceden mevsimsel fark işlemcisini göstermektedir. $\phi(B)$ durağan düzenli ve mevsimsel otoregresif parametrelerini, $\theta(B)$ ise ters çevrilebilir düzenli ve mevsimsel hareketli ortalama parametrelerini göstermektedir. a_t terimi ise sıfır ortalamalı ve V_a varyansa sahip beyaz gürültü terimi temsil etmektedir.

22 numaralı model tahmin edildikten sonra, birinci aşamada x_t , 23 numaralı ifadede gösterildiği şekilde ayrıştırılır.

$$x_t = p_t + s_t + u_t \quad (23)$$

¹Aykırı değerlerin ve takvim etkilerin arındırılmasında Gomez ve Maravall (1998) çalışmasında ortaya atılan TRAMO yöntemi kullanılmıştır.

Burada, 21'den farklı olarak $p_t = m_t + c_t$ eşitliği kullanılmıştır. x_t için tahmin edilen 22 numaralı ARIMA modeli kullanılarak p_t , s_t ve u_t için sırasıyla 24, 25 ve 26 numaralı ARIMA modelleri elde edilir (Burman, 1980).

$$\phi_p(B) \nabla^d p_t = \theta_p(B) a_{p,t} \quad (24)$$

$$\phi_s(B) S s_t = \theta_s(B) a_{s,t} \quad (25)$$

$$\phi_u(B) u_t = \theta_u(B) a_{u,t} \quad (26)$$

S; yıllık toplama işlemcisini $(S = 1 + B + B^2 + \dots + B^{r-1})$ ifade etmektedir. Her bir alt bileşen elde edilirken Burman'ın (1980) çalışmasında önerilen "işaret çıkarımı" (Signal Extraction) yöntemi kullanılmıştır. p_t , s_t ve u_t için tahminler elde edildikten sonra, ikinci aşamada $p_t = m_t + c_t$ eşitliğine göre p_t ayrıştırılmıştır.

İkinci aşamada, yine Kaiser ve Maravall (2005) tarafından ortaya atılan Uyarlanmış Hodrick-Prescott (M-HP) filtresi kullanılmaktadır. Öncelikle klasik HP (1997) filtresinde kullanılan λ parametresi zamana bağlı bir fonksiyon haline getirilir (Maravall ve Rio, 2007). 14 numaralı ifade ile ekonomik koşullara göre önceden belirlenmiş bir (konjonktür tamamlanma süresi) t_0 değeri kullanılarak özgün bir λ_0 belirlenir.

$$\tau_0 = 2\pi / a \cos \left(1 - \frac{1}{2\sqrt{\lambda_0}} \right) \quad (27)$$

24 numaralı ifadede verilen p_t modeli kullanılarak m_t ve c_t için iki alt ARIMA modeli belirlenir. Bu modellerde bulunan θ_{HP} parametresi $\theta_{HP} = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2)$ şeklinde ikinci dereceden bir otoregresif yapı ile temsil edilir. θ_1 ve θ_2 parametrelerinin değerleri λ_0 'a bağlıdır.

$$\theta_{HP}(B) \nabla^D m_t = \psi_p(B) a_{m,t} \quad (28)$$

$$\theta_{HP}(B) c_t = \psi_p(B) \nabla^{2-D} a_{c,t} \quad (29)$$

m_t ve c_t için belirlenen (28 ve 29) numaralı modeller tahmin edildikten sonra, bu modellerden elde edilen ARIMA parametre tahminleri kullanılarak oluşturulan Wiener-Kolmogorov filtresi (Burman, 1980) ile konjonktür bileşeni c_t elde edilir. Böylece, aykırı değerlerden ve takvim etkisinden arındırılmış reel GSYH değişkeni x_t kullanılarak, potansiyel üretim (m_t) ve çıktı açığı (c_t) değişkenleri elde edilmiş olur.

4.Uygulama ve Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye ekonomisi için önerilen SVAR modeli ve Uyarlanmış HP filtresiyle yapılan uygulamalar ve elde edilen sonuçlar sunulmuştur.

4.1. Yapısal VAR (SVAR) Uygulaması ve Sonuçları

Bu çalışmada, 1988:01-2013:03 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. SVAR uygulaması için gerekli olan işsizlik oranı serisi 1988-1999, 2000-2004 ve 2005 sonrası Türkiye İstatistik Kurumu Hanehalkı İşgücü Anketi verileri, reel üretim değişkeni ise sabit fiyatlarla 1987 bazlı ve 1998 bazlı GSYİH serileri² birleştirilerek oluşturulmuştur. Enerji fiyatlarını temsilen Dünya Bankası veritabanından elde edilen ABD Doları olarak Brent petrol fiyatları kullanılmıştır. Ham petrol fiyatları dışında değişkenler mevsimsellikten arındırılmıştır. İşsizlik oranı değişkeni ise analizde trendden arındırılarak kullanılmıştır. VAR modeli tahminleri RATS 8.0 yazılımı kullanılarak elde edilmiştir.

VAR modelinin hareketli ortalama biçiminin elde edilebilmesi için durağanlık şartının gerçekleşmesi gerekir. Bu amaçla Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller-ADF) testiyle çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadığı araştırılmıştır. ADF testi sonuçlarına göre reel üretim ve petrol fiyatları değişkenlerinin birinci farkları, işsizlik oranı değişkeni ise düzeyde durağan bulunmuştur (EK 1A).

Geleneksel birim kök testlerinin serilerde yapısal kırılmanın bulunması halinde düşük güce sahip olmalarından dolayı, çalışmada ayrıca yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992) (ZA) birim kök testi yapılmıştır (EK 1B). Buna göre işsizlik oranı değişkeni % 10, petrol fiyatları değişkeni % 5 anlamlılık seviyesinde durağan, reel üretim değişkeninin ise birinci farkı durağan bulunmuştur

VAR modellerinde gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine (AIC) göre 2 olarak seçilmiştir. Normallığın sağlanabilmesi için VAR modeline 1994, 2001 ve 2008 yıllarında 1 değerini diğer dönemlerde 0 değerini alan bir kriz kukla değişkeni ilave edilmiştir.

VAR modelinin tahmininden sonra modelin artıkları için model uygunluk testleri yapılmıştır. Modelin artıkları için otokorelasyon ve normallik sınamaları sırasıyla LM ve Jarque-Bera testleri ile yapılmıştır. Test sonuçlarına göre artıklarda %5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyona rastlanmamıştır (EK 2). Normallik testi sonuçlarına göre ise değişkenler tek tek ve birlikte normal dağılıma sahiptirler (EK 3). Ayrıca kurulan modelin istikrarlı olup olmadığı araştırılmıştır. VAR modelinin durağan bir yapı göstermesi için AR karakteristik polinomunun ters kökleri birim çember içinde yer almalıdır. Buna göre hiçbir AR kökünün birim çemberin dışında yer almaması tahmin edilen modelin durağan olduğunu göstermektedir (EK 4).

4.2. Uyarlanmış Hodrick-Prescott Filtresi (M-HP) Yöntemi Uygulaması ve Sonuçları

M-HP yaklaşımı uygulamasında, 1987 bazlı ve 1998 bazlı GSYH serilerinin birleştirilerek oluşturulan 1988:01-2013:03 dönemine ait üçer aylık GSYH serisi kullanılmıştır. Yöntem kısmında detaylandırılan t_0 değeri, 4 yıl (16 çeyrek) olarak alınmıştır.³ Takvim etkisini temsil eden değişken TCMB-EVDS veritabanından elde edilmiştir.

² Bu çalışmada kullanılan 1998 bazlı GSYH serisi ve 2005 sonrası işsizlik oranı verileri Buono ve Koçak'ın (2012) çalışmasında ortaya atılan ARIMA modeline dayalı yöntemle 1988 yılına kadar üç aylık frekansta geriye doğru uzatılmıştır.

³ Alp vd. (2011) ve Özkan ve Erden (2007) çalışmaları referans alınmıştır. t_0 değeri 16 çeyrek olarak alındığında buna karşılık gelen $\lambda_0=43.1457$ olarak elde edilmiştir.

Gomez ve Maravall (1998) çalışmasındaki otomatik ARIMA modeli ve aykırı değer tespiti algoritması sonucunda GSYH serisi için; en düşük Bayesyen Bilgi ve en az parametre sayısı kriterlerine göre belirlenen ARIMA modeli düzeyde (0,1,0)(0,1,1)₄ şeklinde elde edilmiştir. Model kapsamında mevsimsel MA parametresi -0,78 olarak tahmin edilmiş ve % 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Mevsimsel MA katsayısının -1'e oldukça yakın olması, GSYH serisindeki mevsimselliğin oldukça deterministik bir yapı sergilediğini ifade etmektedir.

ARIMA modeliyle birlikte 4 adet aykırı değer de tespit edilmiştir. Bu aykırı değerler; 1994 yılının 2. çeyreği, 2001 yılının 4. çeyreği, 2008 yılının 4. çeyreği ve 2009 yılının 1. çeyreği olarak sıralanmıştır. Türkiye ekonomisinde 1994 ve 2001 yıllarında yaşanan ekonomik krizler ile 2008 yılı sonralarında hissedilen ABD Mortgage krizinin etkilerinin GSYH üzerindeki yansımaları bu aykırı değerlerden anlaşılabilir. Son olarak, takvim etkisi değişkeni, beklenen işaretinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur (t-istatistiği > 2).

Tahmin edilen ARIMA modelinin güvenilirliğini ortaya koymak adına hesaplanan test istatistikleri ve açıklamaları Tablo 2'de verilmiştir. Bu tabloya göre, model tahmininden elde edilen hata terimlerinde; otokorelasyon, değişen varyans ve kalıntı mevsimsellik gibi problemler istatistiksel olarak % 1 anlamlılık düzeyinde bulunmamakta ve hata terimleri normal dağılmaktadır.

Tablo 1. ARIMA Model Tahmini Test Sonuçları

Test	Otokorelasyon Testi	Normal Dağılım Testi	Değişen Varyans Testi	Kalıntı Mevsimsellik Testi
Test İstatistiği	13.58 ¹	0.863 ²	19.29 ³	8.22 ⁴

¹ Ljung-Box Q istatistiğinin (16. Dereceden) değerini gösterir ve Ki-kare (15) serbestlik derecesinde dağıldığından % 1 anlamlılık düzeyinde anlamsızdır.

² Jarque-Bera test istatistiğinin değerini gösterir ve Ki-kare (2) serbestlik derecesinde dağıldığından % 1 anlamlılık düzeyinde anlamsızdır.

³ McLEOD-LI Q istatistiğinin (16. Dereceden) değerini gösterir ve Ki-kare (16) serbestlik derecesinde dağıldığından % 1 anlamlılık düzeyinde anlamsızdır.

⁴ Hata Terimlerinde Kalıntı Mevsimsellik İçin Parametrik Olmayan Friedman Test istatistiği, asimptotik olarak Ki-kare (3) serbestlik derecesinde dağıldığından % 1 anlamlılık düzeyinde anlamsızdır.

GSYH serisi için belirlenen (0,1,0)(0,1,1)₄ modeli, trend, konjonktür, mevsimsel bileşenlerin tahmini için ayrıştırılmıştır. Her bir bileşen için ayrıştırılan modeller I-IV arasında verilmiştir.

I. Trend (m_t) modeli:

$$(1 - 1.4586B + 0.5739B^2)(1 - B)^2 m_t = (1 + 0.0612B - 0.9388B^2) a_{mt}$$

II. Konjonktür (c_t) modeli: $(1 - 1.4586B + 0.5739B^2) c_t = (1 + 0.0612B - 0.9388B^2) a_{ct}$

III. Mevsimsel (s_t) modeli: $Ss_t = (1 + 1.00B + 0.34B^2 - 0.46B^3) a_{st}$

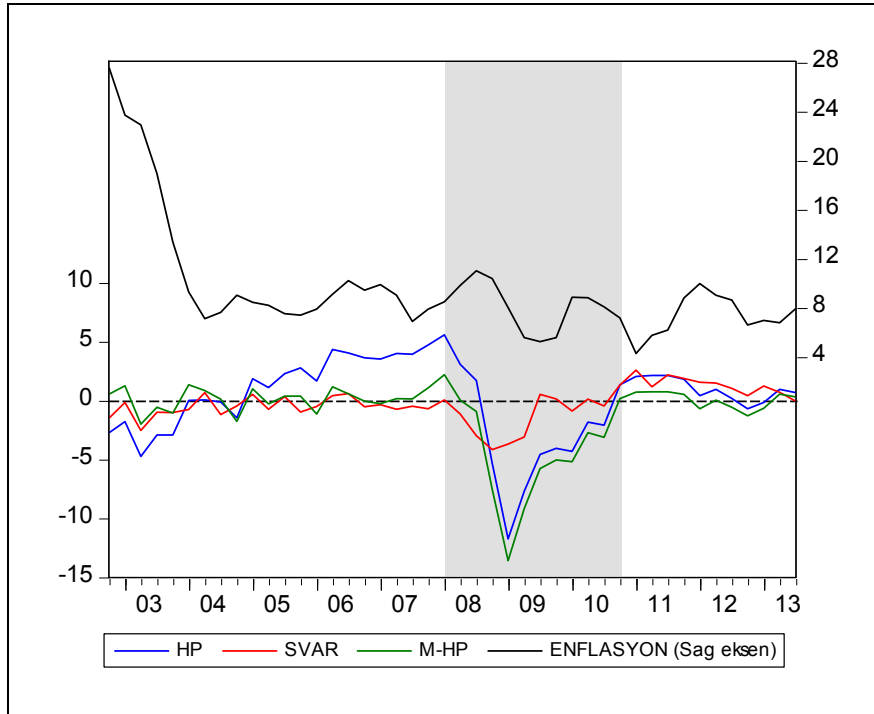
IV. Düzensiz bileşen: $u_t = N(0.27284)$

II numaralı modelden görüldüğü üzere GSYH serisinin konjonktür bileşeni ARMA(2,2) olarak modellenmiştir. AR parametrelerine bakıldığında sürecin durağan olduğu, MA parametrelerine bakıldığında ise sürecin ters çevrilebilir olduğu görülmektedir.

5. Çalışmada Uygulanan Çıktı Açığı Yöntemlerinin Karşılaştırılması ve Değerlendirilmesi

Bu çalışmada SVAR ve M-HP yaklaşımları kullanılarak çıktı açığı tahminleri elde edilmiştir (Şekil 1). Bu yöntemler yazında en çok kullanılan HP filtresi yöntemiyle karşılaştırılmıştır.⁴ Bu tahminlerden hangisinin karar alıcı tarafından seçileceği sorusunun cevabı, çıktı açığı değişkeninin hesaplanma amacına bağlı olarak değişebilir. Çıktı açığı, daha öncede belirtildiği üzere merkez bankaları tarafından toplam talep/toplam arz dengesini kontrol etmek üzere bilgi kaynağı olarak kullanılmaktadır. Dolayısıyla fiyatların oluşumunda kritik rol oynamaktadır. Buna göre, çıktı açığı ile gerçekleşen enflasyon oranı arasında bir ilişki olması beklenir. Bu noktadan hareketle bu çalışmada Gali ve Gertler (1999) tarafından geliştirilen “Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi” (Hybrid New Keynesian Phillips Curve) modeli kullanılarak çıktı açığı serileri enflasyonu açıklama gücü açısından karşılaştırılmıştır.

Şekil 1.Çıktı açığı grafikleri



Standart yeni Keynesyen Phillips eğrisi modelinde cari enflasyon, beklenen enflasyon ve çıktı açığının bir fonksiyonu olarak tanımlanmakta iken hibrit yeni Keynesyen Phillips eğrisi modelinde iktisadi birimlerin bir kısmının rasyonel beklentilere bir kısmının ise uyarlanmış beklentilere sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle cari enflasyon; beklenen enflasyon, geçmiş enflasyon ve çıktı açığının bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır.⁵

⁴ HP filtresi uygulamasında, $\lambda=1600$ alınarak filtreleme yapılmıştır.

⁵ Phillips eğrisinin tarihsel gelişimi ve Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi için detaylı bilgi için Gordon (2011) çalışmasına başvurulabilir.

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t^e + \beta_2 \pi_{t-1} + \alpha_1 gap_t + \gamma_1 z_t + \varepsilon_t \quad (30)$$

Bu gösterimde; π_t , enflasyon oranını; π_t^e beklenen enflasyon oranını, gap_t çıktı açığını, z_t değişkeni açık ekonomi varsayımı altında dışsal maliyet unsurlarını, ε_t ise sıfır ortalamalı, sabit varyansa sahip, otokorelasyona sahip olmayan hata terimini göstermektedir. Bu modelde çıktı açığı ve enflasyon arasındaki ilişkinin doğrusal olup olmadığı araştırılmış ve doğrusal olduğu tespit edilmiştir.

Bu çalışmada 30 numaralı model, Hansen (1982) çalışmasında ortaya atılan Genelleştirilmiş Momentler Yöntemiyle (GMM); SVAR, M-HP ve HP yöntemlerinden elde edilen üç farklı çıktı açığı için tahmin edilmiştir. GMM yönteminin seçilmesinin nedeni bu yöntemin modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer alması ve modelde içsellik olması gibi durumlarda güçlü bir tahmin yöntemi olmasıdır (Wooldridge, 2001). Model tahminleri tüm değişkenlerin ortak olarak elde edilebildiği 2002:01-2012:02 dönem aralığı için elde edilmiştir. Dışsal maliyet unsurlarını temsil etmek üzere görece fiyatların yıllık değişim oranının (Δrer_t) bir gecikmeli değeri kullanılmıştır. Araç değişken olarak çıktı açığı ve yıllık enflasyon oranı (π_t) değişkenlerinin gecikmeli değerlerinin yanı sıra yıllık petrol fiyatlarındaki yıllık değişimin (ΔOP_{t-1}), reel faiz oranı (rir_t) ve kapasite kullanım oranı (cur_t) değişkenlerinin gecikmeli değerleri kullanılmıştır. Görece fiyatlar $rer_t = e_t + p^m - p$ formülüyle hesaplanmış olup e_t , p^m ve p sırasıyla nominal döviz kurunun, ABD doları cinsinden ithalat fiyatlarının ve yurt içi fiyatların logaritmalarını göstermektedir. Reel faiz oranı ise $rir_t = i_t - \pi_t$ formülüyle hesaplanmış olup i_t ve π_t , nominal faiz oranını ve enflasyon oranını göstermektedir.

Enflasyon oranı için TÜFE (1994=100) ve (2003=100) serileri, enflasyon beklentileri için (π_t^e), TCMB'nin Beklenti Anketi sonuçlarına göre 12 ay sonrasının yıllık TÜFE değişim oranı beklentisi kullanılmıştır. Kapasite kullanım oranı için TCMB ve TÜİK imalat sanayi kapasite kullanım oranı verileri, ithalat fiyatları için TÜİK 2003 temel yıllık ithalat birim değer endeksi (ABD doları) verileri, faiz oranı için TCMB Bankalarca Türk Lirası/Yeni Türk Lirası Üzerinden Açılan Mevduat Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları verileri kullanılmıştır. Mevsimsellik içeren seriler TRAMO-SEATS yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

Öncelikle modelde kullanılan değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadığını tespit edebilmek için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve kırılmaların içsel olduğunu kabul eden Zivot Andrews (ZA) testi yapılmıştır. ZA testine göre ise tüm değişkenler durağan bulunmuşken ADF testine göre kapasite kullanım oranı dışında tüm değişkenler durağan bulunmuştur (EK 5A-5B). Sonraki aşamada enflasyon beklentileri, çıktı açığı ve değişkenleriyle enflasyon arasında içsellik problemi olup olmadığı araştırılmıştır. Tahmin edilen üç model için de değişkenlerin dışsal olduğu hipotezi reddedilmiştir (EK 6). Daha sonra SVAR, M-HP ve HP yöntemlerinden elde edilen 3 farklı çıktı açığı değişkeni (30) numaralı modelde yerine konulmuş GMM yöntemiyle tahmin edilmiştir. Son olarak tahmin edilen modellerin artıkları için normallik sınamaları yapılmıştır. Buna göre normal dağılım koşullarının geçerli olduğu hipotezi reddedilememiştir (EK 7). Tüm tahminler STATA 12 yazılımıyla elde edilmiştir.

Tablo 2. Phillips Eğrisi Tahmin Sonuçları

Katsayılar	SVAR	M-HP	HP
β_0	1.333 (0.000)*	1.574 (0.000)*	1.150 (0.000)*
β_1	0.405 (0.000)*	0.382 (0.000)*	0.432 (0.000)*
β_2	0.469 (0.000)*	0.470 (0.000)*	0.457 (0.000)*
α_1	0.278 (0.000)*	0.099 (0.001)*	0.158 (0.000)*
γ_1	0.034 (0.000)*	0.034 (0.000)*	0.028 (0.000)*
R^2	0.94	0.94	0.94
	$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t^e + \beta_2 \pi_{t-1} + \alpha_1 gap_t + \gamma_1 \Delta rer_{t-1} + \varepsilon_t$		
Araç değişkenler	$\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, gap_{t-1}, gap_{t-2}, \Delta Op_{t-1}, cur_{t-1}, rir_{t-1}, \Delta rer_{t-1}$		
İçsel değişkenler	$\pi_t^e, gap_t,$		

Not: Hücre içindeki değerler katsayı değerlerini gösterirken, parantez içindeki değerler p değerleridir. (*) %1 anlamlılık seviyesinde önemlidir.

Phillips eğrisi modellerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Tüm modellerde hem enflasyon beklentilerinin (π_t^e) hem de bir gecikmeli enflasyon değişkeninin (π_{t-1}) katsayılarının sıfırdan önemli derecede farklı olması, Türkiye’de iktisadi birimlerin fiyat belirleme davranışında hem ileriye hem geriye dönük beklentilerin önemli olduğunu göstermektedir. Tüm modellerde çıktı açığı değişkeninin katsayılarının pozitif ve anlamlı olduğu tespit edilmiştir. SVAR yöntemiyle tahmin edilen çıktı açığının enflasyon üzerindeki nispi etkisinin HP ve M-HP yöntemiyle tahmin edilen çıktı açığına göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Görelî fiyatlar değişkeninin katsayılarının anlamlı olması Türkiye’de dışsal maliyet şoklarının enflasyon üzerindeki etkisinin önemli olduğunu göstermektedir. Tüm modellerin açıklayıcılık güçlerinin (R^2) yüksek olduğu gözlemlenmektedir. Ayrıca bütün bu sonuçların Türkiye ekonomisinin dinamiklerine uygun olduğu görülmektedir. Model tahminleri Tablo 2’den de görüldüğü üzere ekonometrik olarak başarılıdır.

Son olarak tahmin edilen üç Phillips eğrisi modeli öngörü performansı açısından karşılaştırılmıştır. Bu karşılaştırma iki aşamada yapılmıştır. Birinci aşamada modeller belirli sayıda gözlem çıkarılarak tekrar tahmin edilmiş ve çıkarılan gözlem dönemleri için bağımlı değişkene (gözlenen enflasyona) ilişkin öngörü değerleri tahmin edilmiştir. İkinci aşamada gerçekleşen gözlem değerleriyle öngörü değerleri arasındaki farklar, öngörü hataları, e_t kullanılarak ortalama hata karesinin kökü (RMSE) ve ortalama mutlak hata (MAE) kriterleri hesaplanmıştır⁶. Sonuçlar Tablo 3’te sunulmuştur. Modellerin RMSE kriterine göre öngörü

⁶ $MAE = \frac{\sum_{t=1}^n |e_t|}{n}$ $RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n}}$, n öngörü periyodunu göstermektedir.

performansları incelendiğinde SVAR modelinin son dört çeyrek dışında en iyi performansı gösterdiği, en kötü performansı ise üçüncü çeyrek dışında HP modelinin gösterdiği görülmektedir. MAE kriterine göre de benzer bir sonuç elde edilmiştir. İkinci ve dördüncü çeyrek dışında SVAR modeli en iyi performansı gösterirken, M-HP modeli; ikinci ve dördüncü çeyrek için en iyi performansı göstermiştir. HP modeli ise tüm öngörü dönemleri için M-HP modeline yakın performans göstermekle birlikte M-HP modelinin biraz daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir. Tüm öngörü dönemleri için MAE ve RMSE kriterlerinin ortalamaları karşılaştırıldığında SVAR modelinin en düşük öngörü hatasına sahip olduğu, HP modelinin ise en yüksek öngörü hatasına sahip olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak SVAR modelinin cari enflasyonu tahmin etmede daha başarılı olduğu, Türkiye ekonomisine özgü konjonktür tamamlanma süresini yansıtan bir parametreyle tahmin edilen M-HP modelinin ise standart parametrelili HP modeline göre daha iyi sonuç verdiği tespit edilmiştir.

Tablo 3. Elde edilen çıktı açığı tahminlerinin kıyaslanması

Öngörü Periyodu	MAE			RMSE		
	M-HP	HP	SVAR	M-HP	HP	SVAR
1	1.08	1.10	0.96	1.08	1.10	0.96
2	0.54	0.57	0.58	0.77	0.78	0.69
3	0.58	0.58	0.47	0.73	0.72	0.58
4	0.65	0.66	0.68	0.78	0.79	0.87
8	0.65	0.71	0.56	0.78	0.83	0.70
Ortalama	0.70	0.72	0.65	0.83	0.84	0.76

SVAR modelinden elde edilen çıktı açığı göstergesi, kriz sonrasında uygulamaya konulan ekonomi politikalarını uyumlu bir şekilde resmetmektedir. Gerçekten de 2008-2009 küresel krizi sonrasında uygulanan politikalarla yurt içi talep (özellikle kamu kaynaklı harcamalar) kaynaklı olarak çok hızlı bir toparlanma sürecine girildiği gözlemlenmektedir. Diğer taraftan, politika yapıcılar tarafından 2010 yılı 3. Çeyreğinden itibaren bu hızlı toparlanmanın enflasyonist baskı yaratmaması amacıyla, çıktı açığını dengeleyici politikalarla ekonominin dengeye getirilmesi amaçlanmıştır. 2012 yılı itibarıyla, aşırı enflasyonist baskının olmadığı ve ekonomideki istikrarı sağlayacak yumuşak bir ekonomik büyüme patikası olduğu ifade edilebilir.

6. Sonuç

Temel hedefi fiyat istikrarını sağlamak olan merkez bankaları açısından, çıktı açığının/fazlasının boyutunun ve yönünün minimum hata ile tahmin edilmesi para politikasının etkin ve tutarlı bir şekilde yürütülmesinde önem arz etmektedir. Diğer bir ifadeyle optimal para politikası uygulanması için çıktı açığının doğru tahmini gereklidir.

Bu çalışmada Blanchard ve Quah (1989) tarafından önerilen SVAR yaklaşımı, Hodrick ve Prescott (1997) tarafından önerilen HP filtresi ve Kaiser ve Maravall (2005) tarafından önerilen M-HP gibi alternatif yöntemlerle Türkiye ekonomisi için çıktı açığının tahminleri elde edilmiştir.

Üç farklı yaklaşım ile elde edilen çıktı açığı değişkenleri, hibrit Yeni Keynesyen Phillips eğrisi modelinde test edilmiş ve bu model aracılığı ile enflasyonu açıklama güçleri açısından

karşılaştırılmıştır. Buna göre, SVAR yöntemiyle tahmin edilen çıktı açığının Türkiye'deki enflasyonu açıklama performansının daha iyi olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, iktisadi teoriye bağımlı olarak kurgulanan SVAR yaklaşımından elde edilen çıktı açığı değişkeninin, ekonomideki arz-talep dengesizliklerini daha iyi yansıtarak, optimal para politikası oluşturulma sürecinde kullanılabilmesi, M-HP yaklaşımının ise iktisadi teoriden bağımsız istatistiksel bir yaklaşım olmasına karşın, çıktı açığı tahmininde iyi bir performans sergilediği saptanmıştır. Bu açıdan politika yapıcılarına enflasyon tahminini yaparken çıktı açığını tahmin etmede bu yöntem önerilebilir.

Kaynaklar

- Adams, C., Paul R. Fenton, & Larsen, F. (1987). Potential Output in Major Industrial Countries. Staff Studies for the World Economic Outlook, August.
- Apel, M., Jansson, P. (1999). A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU. Economics Letters, 64, 271-275
- Artus, J. (1977). Measures of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries. 1955-78, IMF Staff Papers, Vol. 24, pp. 1-35.
- Astley, M.S., Yates, T. (1999). Inflation and real disequilibria. Bank of England Working Paper no. 103.
- Baxter, M., King, R.G. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. The Review of Economics and Statistics 81 (1999), 575-593.
- Bjornland, Hilde Christiane, 2000. The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks--A Comparative Study. Manchester School, University of Manchester. 68 (5), 578-607, September.
- Blanchard, O.J., Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. American Economic Review, September, s:655-673.
- Burman, J.P. (1980). Seasonal Adjustment by Signal Extraction, Journal of the Royal Society A 143, 321-337.
- Camba-Mendez, G., Rodriguez-Palenzuela, D. (2001), Assessment Criteria for Output Gap Estimates. ECB Working Paper No. 54, European Central Bank.
- CBO, Congressional Budget Office (1995). CBO's Method for Estimating Potential Output. CBO Memorandum, Washington, U.S.
- Chagny O., J. Döpke (2001). Measures of the output gap in the euro-zone: an empirical assessment of selected methods. Kiel Working Paper 1053, June Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 70. Jahrgang, Heft 3/2001 S. 310-330
- Christiano, L., Fitzgerald, T. (2003). The Band Pass Filter. International Economic Review 44, 435-465.
- Clark, P. (1989). Trend reversion in real output and unemployment. Journal of Econometrics, 40, 15-32.
- Claus, I. (1999). Estimating Potential Output for New Zealand: A Structural VAR Approach. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series.

- De Masi P. (1997). IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice. Staff Studies for the World Economic Outlook, Washington.
- DeSerres, A., Guay, A., & St-Amant, P. (1995). Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology. *Macroeconomics* 9504003, EconWPA.
- Durbin, J., (1954). Errors in variables. *Review of the International Statistical Institute* 22, 23–32.
- Gaspar, V., F. Smets. (2002). Monetary policy, price stability and output stabilization. *International Finance*, Vol:5(2), ss. 193-211
- Gerlach, S., Yiu, M. (2002). Unobservable-Component Estimates of Output Gaps in Five Asian Economies. Hong Kong Institute for Monetary Research.
- Gerlach, S., Smets, F. (1999). Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area. *European Economic Review*, 43, 801-812.
- Giorno C., Richardson, P., Roseveare, D., & Van den Noord, P. (1995). Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. *OECD Economic Studies* No.24, 1995/I.
- Gómez, V., Maravall, A. (1998). Guide for Using the Programs TRAMO and SEATS (Beta Version: December 1997). Banco de Espana Working Papers 9805, Banco de Espana.
- Gordon, Robert J. (2011). The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation. *Economica*, Vol. 78, pp. 10-50
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*. *Journal of the Econometric Society* , 50(4), 1029-54.
- Harun, A., Başkaya, Y.S., Kılınc, M., & Yüksel, C. (2011). Türkiye İçin Hodrick-Prescott Filtresi Düzgünleştirme Parametresi Tahmini. *Ekonomi Notları* No. 11/03
- Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46(6), 1251-1271.
- Hodrick, R.J., Prescott, , E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29 (1), pp. 1-16.
- Hodrick, Robert J., Prescott, Edward C. (1980). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Carnegie Mellon University discussion paper no. 451 (1980).
- Kaiser, R., Maravall, A. (2005). Combining filter design with model-based filtering (with an application to business-cycle estimation). *International Journal of Forecasting*, Elsevier, vol. 21(4), pages 691-710.
- Kara,H., Ögünç, F., Özlale, Ü., & Sarıkaya,Ç. (2007). Estimating the output gap in a changing economy. *Southern Economic Journal*, 74, 269–89.
- Kenny G. (1995). Some Estimates of Potential Output and the Output Gap for Ireland. Central Bank of Ireland Technical Paper Series No. 5/RT/95.43
- Kuttner, K.N. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 361-368.
- Ladiray D., Mazzi, G. L., & Sartori, F. (2003). Statistical Methods for Potential Output Estimation and Cycle Extraction. Working Papers and Studies, European Commission. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-AN-03-015/EN/KS-AN-03-015-EN.PDF

- Maravall, A., & del Rio, A. (2007). Temporal aggregation, systematic sampling, and the Hodrick-Prescott filter. *Computational Statistics & Data Analysis*, Elsevier, vol. 52(2), pages 975-998, October.
- Okun A. (1996). Potential GDP: its Measurement and Significance. American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, 98-103. Washington.
- Öğünç, F., Sarıkaya, Ç. (2011). Görünmez Ama Hissedilmez Değil:Türkiye'de Çıktı Açığı. *Central Bank Review* 11(2):15-28
- Öğünç, F. and Ece, D. (2004). Estimating the Output Gap for Turkey: An Unobserved Components Approach. *Applied Economics Letters*, Vol.11 (3), 177-182.
- Özbek L., Özlale, Ü. (2004). Employing The Extended Kalman Filter In Measuring The Output Gap. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2004.
- Özkan, İ., Erden, L. (2007). Türkiye Ekonomisinde İş Çevrimlerinin Tarih ve Süre Aralıklarının Tespiti. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 14, 1–19.
- Perry, George L., (1977). Potential Output and Productivity. *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 8(1), pages 11-60.
- Sarikaya, Ç., Ogunc, F., Ece, D., Kara, H., & Ozlale,U.(2005). Estimating Output Gap for the Turkish Economy. Working Papers 0503, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Saygılı,S., Cihan, C. (2008). Türkiye Ekonomisinin Büyüme Dinamikleri: 1987-2007 Döneminde Büyümenin Kaynakları, Temel Sorunlar ve Potansiyel Büyüme Oranı. TÜSİAD Araştırma Raporları Serisi, TÜSİAD-T/2008-06/462.
- Senhadji A. (2000). Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise. *International Monetary Fund Staff Papers* Vol. 47, No.1.
- Slevin G. (2001). Potential output and the output gap in Ireland. Central Bank of Ireland technical paper, 5/RT/01, September
- Stephen, B., Nelson, Charles R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle. *Journal of Monetary Economics* 7, 151-174.
- Taylor, J. (1979). Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations. *Econometrica*, 47(5), 1267-86.
- Ulrich, F., Camille,L. (2002). Structural Unemployment and Output Gap in Germany: Evidence from an SVAR Analysis within a Hysteresis Framework. Berlin (= DIW Discussion Paper. 312).
- Valerie, C., Chaman, Saxena, S. (2000). Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap - An Application to Sweden. IMF Working Papers 00/59, International Monetary Fund.
- Wu, De-Min. (1973). Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances. *Econometrica* 41 (4): 733–750
- Zivot, E., Andrews, Donald W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 251-270.

Ekler

EK 1A. VAR modeli ADF Testi Sonuçları

Değişkenler	k	Sabit Terimsiz	k	Sabit Terimli	k	Sabit Terim ve Trend
OP_t	2	1.438[0.962]	2	-0.430[0.899]	1	-2.887[0.171]
ΔOP_t	1	-8.751[0.000]*	1	-8.950[0.000]*	1	-8.935[0.000]*
Y_t	0	3.854 [1.000]	0	-0.075[0.948]	1	-3.350[0.064]
ΔY_t	0	-7.871[0.000]*	0	-8.865[0.000]*	0	-8.820[0.000]*
U_t	1	-2.974[0.003]*	1	-2.959[0.042]**	1	-2.947[0.153]

Parantez içindeki değerler MacKinnon p değerleridir. k, Schwarz bilgi kriterine göre optimum gecikme uzunluğudur. (*), (**); %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde durağandır

EK 1B. VAR modeli Zivot-Andrews (ZA) Testi Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Model	Yapısal Kırılma Tarihi
OP_t	-0.369[-4.737]**	A	1998:03
ΔOP_t	-1.255-6286]*	A	1999:02
Y_t	-0.294 [-4.173]	A	2005:01
ΔY_t	-1.184 [-6.364]*	A	2002:01
U_t	-0.182 [-4.583]***	A	2001:03

Burada; Model A ortalamada, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de ortalamada meydana gelen yapısal değişimi içermektedir. Parantez içindeki değerler t-istatistikleridir. (*), (**) ve (***) sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde durağandır. Zivot-Andrews (1992) Tablo 2 ve Tablo 4'deki kritik değerler kullanılmıştır.

EK 2. Otokorelasyon- LM Testi Sonuçları *

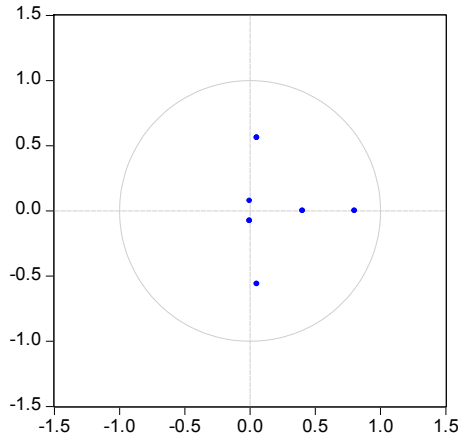
Gecikme	LM	p
1	8.287	0.51
2	12.418	0.19
3	15.590	0.08
4	10.444	0.32
5	11.612	0.24
6	5.728	0.77
7	3.515	0.94
8	7.169	0.62

* H_0 : Otokorelasyon yoktur.

EK 3. Normallik Testi Sonuçları *

Bileşen	Jarque-Bera	Serbestlik Derecesi	p
1	0.495	2	0.781
2	0.662	2	0.718
3	3.524	2	0.172
Birlikte	4.681	6	0.585

* H_0 : Normal dağılım koşulları geçerlidir.

EK 4. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri**EK 5A. Phillips Eğrisi Analizi ADF Testi Sonuçları**

Değişkenler	k	Sabit Terimsiz	k	Sabit Terimli	k	Sabit Terim ve Trend
gap_t (HP)	5	-3.280 [0.002]*	5	-3.220 [0.025]**	5	-3.130 [0.112]
gap_t (M-HP)	5	-2.347 [0.020]**	5	-2.804 [0.066]***	5	-2.969 [0.152]
gap_t (SVAR)	5	-2.902 [0.005]*	5	-2.903 [0.053]***	5	-2.873 [0.181]
π_t	8	-2.235 [0.026]**	6	-5.858 [0.000]*	6	-5.958 [0.000]*
ΔOP	1	-4.261 [0.000]*	1	-4.977 [0.000]*	1	-5.100 [0.001]*
Δrer	5	-3.112 [0.003]*	5	-3.205 [0.026]**	6	-4.390 [0.006]*
cur_t	1	-0.211 [0.605]	1	-2.346 [0.163]	1	-2.681 [0.249]
rir_t	1	-4.061 [0.000]*	1	-3.310 [0.021]**	0	-3.324 [0.076]***
π^e	1	-3.491 [0.001]*	2	-4.410 [0.001]*	2	-4.123 [0.012]**

Parantez içindeki değerler MacKinnon p değerleridir. k , Schwarz bilgi kriterine göre optimum gecikme uzunluğudur. (*), (**) ve (***) sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde durmaktadır.

EK 5B. Phillips Eğrisi Analizi Zivot-Andrews (ZA) Testi Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Model	Yapısal Kırılma Tarihi
gap_t (HP)	'-0.287 [-6.756]*	A	2008:04
gap_t (M-HP)	-0.334 [-6.810]*	C	2008:04
gap_t (SVAR)	-0.359 [-5.279]**	C	2008:02
π_t	-0.404 [-6.574]*	A	2011:02
ΔOP	-0.730 [-5.557]*	A	2010:03
Δrer	-0.811 [-5.503]**	C	2011:01
cur_t	-0.657 [-6.467]*	C	2008:04
rir_t	-0.524 [-4.826]**	A	2009:03
π^e	-0.277 [-8.328]*	A	2008:02

Burada; Model A ortalamada, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de ortalamada meydana gelen yapısal değişimi içermektedir. Parantez içindeki değerler t-istatistikleridir. (*), (**) ve (***) sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde durağandır. Zivot-Andrews (1992) Tablo2 ve Tablo 4'deki kritik değerler kullanılmıştır.

EK 6. Phillips Eğrisi Analizi İçsellik Testi Sonuçları*

SVAR	10.0844 (p = 0.0003)
M-HP	6.46637 (p = 0.0039)
HP	7.75143 (p = 0.0015)

* H_0 : Değişkenler dışsaldır. Parantez içindeki değerler p değerleridir.

EK 7. Phillips Eğrisi Analizi Normallik Testi Sonuçları

Model	Birlikte			
	p (Çarpıklık)	p (Basıklık)	chi2(2)	p>chi2
SVAR	0.414	0.435	1.34	0.511
M-HP	0.375	0.344	1.78	0.410
HP	0.659	0.092	3.24	0.198

H_0 : Normal dağılım koşulları geçerlidir.

This Page Intentionally Left Blank