

## TÜRKİYE EKONOMİSİNDE ENFLASYON ORANI VE KİŞİ BAŞINA GELİRİN İŞGÜCÜNE KATILMA ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: SVAR ANALİZİ

Öğr. Gör. Atilla AYDIN<sup>1</sup>

### ÖZET

Bir ülkede işgücüne katılım oranının yüksek olması, çalışma çağındaki bireylerin çalışmaya istekli olduğunun göstergesi olarak değerlendirilebilir. İşgücüne katılım oranını cinsiyet, medeni durum, yaşanan bölge gibi demografik faktörler etkileyebilmektedir. Bu çalışmada ise işgücüne katılım oranını etkileyen iktisadi faktörlere odaklanılmıştır. Çalışma çerçevesinde Türkiye ekonomisi için enflasyon oranı ve kişi başına gelirin işgücüne katılım oranı üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Ayrıca değişkenlerin birbirleriyle olan karşılıklı etkileşimlerinin de belirlenmesi hedeflenmektedir. Bu bağlamda Türkiye ekonomisi için son yıllarda iktisadi sorunlar olarak algılanan yüksek enflasyon ve makroekonomik istikrarsızlık işgücüne katılım oranı ile ilişkilendirilerek politika önerileri getirilmesi amaçlanmaktadır. Öncelikle değişkenlerin durağanlık durumlarının belirlenmesi için geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesi için ise Yapısal Vektör Otoregresif Model (SVAR) kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre kişi başına gelirden yaşanan şokların işgücüne katılım oranı üzerindeki etkisi kısa dönemde negatif, uzun dönemde pozitiftir. Enflasyon oranında yaşanan şokların işgücüne katılım oranı üzerindeki etkisi kısa ve uzun dönemde negatiftir. İşgücüne katılım oranındaki şokların işgücüne katılım üzerindeki etkisi ise kısa ve uzun dönemdeki etkisi pozitiftir. Ayrıca varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre uzun dönemde işgücüne katılım oranındaki değişimin %50'si kişi başına gelirden, %45'i kendisinden, %5'i enflasyon oranından kaynaklanmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** İşgücüne katılım oranı, Enflasyon, Kişi başına gelir, SVAR

**Jel Kodları:** C22, E01

---

<sup>1</sup> İstanbul Gelişim Üniversitesi, Gelişim MYO, E-mail: [ataydin@gelisim.edu.tr](mailto:ataydin@gelisim.edu.tr), ORCID: [0000-0002-9265-5930](https://orcid.org/0000-0002-9265-5930)

## THE EFFECTS OF INFLATION RATE AND PER CAPITA INCOME ON LABOR FORCE PARTICIPATION IN TÜRKİYE: SVAR ANALYSIS

### ABSTRACT

A high labor force participation rate in a country can be considered as an indicator that individuals of working age are willing to work. Demographic factors such as gender, marital status and region of residence may affect the labor force participation rate. This study focuses on the economic factors affecting the labor force participation rate. The study investigates the effects of inflation rate and per capita income on labor force participation rate for the Turkish economy. It is also aimed to determine the interactions between the variables. In this context, high inflation and macroeconomic instability, which have been perceived as economic problems for the Turkish economy in recent years, are associated with the labor force participation rate and policy recommendations are aimed to be made. First of all, conventional and structural break unit root tests are applied to determine the stationarity of the variables. The Structural Vector Autoregressive Model (SVAR) was used to determine the relationships between the variables. According to the findings of the study, the effect of shocks in per capita income on labor force participation rate is negative in the short run and positive in the long run. The effect of shocks in inflation rate on labor force participation rate is negative in the short and long run. The effect of shocks in the labor force participation rate on labor force participation is positive in the short and long run. Moreover, according to the results of variance decomposition analysis, 50% of the change in the labor force participation rate in the long run is caused by income per capita, 45% by itself and 5% by the inflation rate.

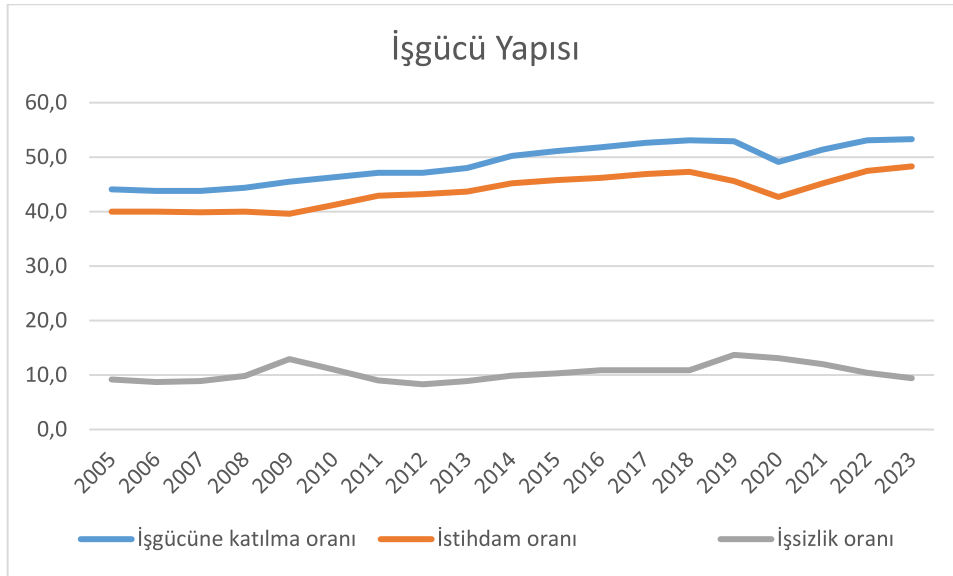
**Keywords:** Labor force participation rate, Inflation, Per capita income, SVAR

**Jel Codes:** C22, E01

## 1. GİRİŞ

Bir ülkede iktisadi büyümenin temeli, üretim faktörlerinin etkin bir biçimde kullanımına dayanmaktadır. Bu bağlamda emek verimliliği, ülke ekonomileri için önem arz etmektedir. Bu çalışmanın konusu olan işgücüne katılım oranı, işgücünün kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus içindeki oranı şeklinde tanımlanmaktadır (Yamak vd., 2012: 41). İşgücüne katılım oranının yüksek olması, çalışma çağındaki kadın ve erkeklerin çalışmaya istekli olduğunu ifade etmektedir. Türkiye’de işgücüne katılım oranında önemli yapısal farklılaşmalar bulunmaktadır. Gerek bölgesel bazda gerekse cinsiyet çerçevesinde işgücüne katılım oranında dengesizlikler söz konusudur. Bu durum, bir yandan iktisadi gelişmeyi negatif etkilerken diğer yandan gelir dağılımında adaletsizliklere yol açmaktadır. Türkiye’nin işgücü yapısı, homojen bir yapı ifade etmemekte ve kendi içinde önemli farklılıklar göstermektedir. Şekil 1’de 2005-2023 dönemine ilişkin işgücü yapısının seyri sunulmuştur.

Şekil 1. Türkiye’de İşgücünün Yapısı



**Kaynak:** TÜİK (2024) verilerinden derlenmiştir.

Şekil 1’de görüldüğü gibi işgücüne katılım oranı ve istihdam oranı genel seyri artış eğilimindedir. Pandemi dönemi olan 2020 yılında aşağı yönlü bir kırılma görülmekle birlikte genel trend artış yönündedir.

Türkiye’de işgücüne dâhil olmama nedenleri erkek ve kadınlarda farklılık göstermektedir. Tablo 1’de cinsiyete göre işgücüne dâhil olmama nedenleri sunulmuştur.

**Tablo 1. Cinsiyete Göre İşgücüne Dâhil Olmama Nedenleri (Bin Kişi)**

	<b>Toplam</b>	<b>Erkek</b>	<b>Kadın</b>
İş Bulma Ümidi Olmayanlar	2.073	956	1.118
İşbaşı Yapabilecek Olup İş Aramayanlar	1.646	497	1.149
İş Arayıp İşbaşı Yapamayacak Olanlar	134	61	73
Ev İşleriyle Meşgul	8.086	0	8.085
Eğitim Öğretim	4.880	1.972	2.508
Emekli	4.628	3.487	1.141
Çalışamaz Hâlde	6.008	1.810	4.198
Diğer	3.440	556	2.884
<b>Toplam</b>	<b>30.495</b>	<b>9.338</b>	<b>21.157</b>

**Kaynak:** TÜİK (2024)

Tablo 1’de görüldüğü gibi işgücüne dâhil olmayan kadınların sayısı erkeklerin iki katından daha fazladır. Kadınların işgücüne dâhil olamaması büyük ölçüde ev işleriyle meşguliyetten kaynaklanmaktadır. Eğitim-öğretim, her iki grupta da önemli bir işgücüne dâhil olmama nedeni olarak öne çıkmaktadır. Tablo 2’de ise eğitim durumu ve cinsiyete göre işgücüne katılım oranı bilgileri özetlenmiştir.

**Tablo 2. Cinsiyete ve Eğitim Durumuna Göre İşgücüne Katılım Oranları**

	<b>Toplam</b>	<b>Erkek</b>	<b>Kadın</b>
Okur Yazar Olmayan	16,0	27,2	13,8
Lise Altı Eğitimli	45,9	64,7	26,8
Lise	56,2	72,2	37,4
Mesleki ve Teknik Lise	67,6	82,0	45,0
Yüksek Öğretim	77,4	85,4	68,9

Tablo 2’de görüldüğü gibi eğitim durumu, hem erkeklerde hem de kadınlarda işgücüne katılım üzerinde etkilidir. Ancak eğitimin kadınların işgücüne katılımında daha etkin bir faktör olduğu görülmektedir.

Literatürdeki çalışmalar genel olarak kadınların işgücüne katılımını ele almakta ve kadınların işgücüne katılımını diğer sosyoekonomik değişkenlerle ilişkilendirmektedir. Bu bağlamda Türkiye’nin işgücü yapısının tam olarak ortaya konması mümkün olmamaktadır. Bu çalışmada ise işgücüne katılım oranı bir bütün olarak ele alınmıştır. Çalışmanın amacı, kişi başına gelir ve enflasyon oranının işgücüne katılım oranı üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerini ortaya koymaktır. Bu bağlamda Türkiye’de yaşanan yüksek enflasyon süreci ve istikrar sorununun işgücüne katılım ile ilişkilendirilmesi ve politika önerileri getirilmesi amaçlanmaktadır. Ayrıca

karşılıklı etkileşim ve nedenselliklerin de ortaya çıkarılması hedeflenmektedir. Çalışmanın girişten sonraki ikinci bölümünde konuya ilişkin ampirik literatür sunulmuştur. Üçüncü bölümde çalışmanın veri seti tanıtılmış ve kullanılan yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde çalışmanın bulguları açıklanmış, son bölüm ise sonuç kısmına ayrılmıştır.

## 2. AMPİRİK LİTERATÜR

Literatürde işgücüne katılım ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ilk zamanla U hipotezi ile açıklanmaya çalışılmıştır. U hipotezi ilk kez Boserup (1970) tarafından geliştirilmiştir. Fatima ve Sultana (2009), Pakistan ekonomisinde 1992-2002 yılları verilerini kullanarak kadınların işgücüne katılımı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veri yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre U hipotezi geçerli bulunmuştur. Tam (2011), 130 ülke için 1950-1980 döneminde kadın işgücü ile kişi başına GSYH arasındaki U şeklindeki ilişkiyi panel veri yöntemi ile test etmiştir. Çalışma sonucunda U hipotezi doğrulanmıştır. Bakare (2011), çalışmasında Nijerya için işsizliği belirleyen faktörleri incelemiştir, Çalışmadan elde edilen bulgulara göre nominal ücret, yurtiçi yatırımlar, kapasite kullanımı ve gayri safi sermaye oluşumları ile işsizlik arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Türkiye ekonomisine yönelik literatürde işgücüne katılım oranlarını etkileyen faktörler çeşitli biçimlerde ele alınmıştır. Genel olarak kadınların işgücüne katılımına ilişkin çalışmaların daha yoğun olduğu görülmektedir. Ayrıca işgücüne katılımın belirleyicileri olarak mikro ve makro etkenlerin ayrı ayrı analiz edildiği görülmektedir. Türkiye ekonomisine ilişkin bazı çalışmalar aşağıda özetlenmiştir.

Tansel (2001), yaptığı çalışmada 1980, 1985 ve 1990 yılları için 67 ili ele alarak kadınların işgücüne katılımını U hipotezi çerçevesinde incelemiştir. Çalışma sonucunda ekonomik büyüme ve eğitimin işgücüne katılım üzerindeki etkisi pozitif bulunmuştur. İşsizliğin işgücüne katılım üzerindeki etkisinin ise negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Özer ve Biçerli (2004); çalışmalarında enflasyon, büyüme hızı, ücretler, işsizlik oranı, yarı zamanlı çalışan kadınların oranı arasındaki ilişkileri 1988-2001 dönemi için Türkiye’de bölgelere göre panel veri yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre değişkenler arasında herhangi bir ilişki bulunmamaktadır.

Korkmaz vd. (2013), Türkiye ve ABD ekonomisi için 2000-2013 döneminde kadın istihdamı ile kişi başına gelir arasındaki ilişkileri Granger nedensellik testi yöntemiyle araştırmışlardır.

Çalışma sonucunda Türkiye için kişi başına gelirden kadın istihdamına tek yönlü nedensellik bulunurken, ABD ekonomisi için çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Zeren ve Kılınç Savrul (2017); Türkiye ekonomisinde 1991-2014 dönemi için kadın istihdamı, ekonomik büyüme, işsizlik oranı, kentleşme oranı arasındaki uzun dönem ilişkilerini incelemiştir. Saklı kointegrasyon yönteminin kullanıldığı çalışma sonucunda değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri saptanmıştır.

Öztürk (2018); yaptığı çalışmada Türkiye’de kentleşme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, işsizlik oranı, kişi başına GSYH, enflasyon oranı arasındaki ilişkileri bölgesel bazda incelemiştir. 2008-2015 döneminin incelendiği çalışmada dinamik panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre enflasyonun işgücüne katılım oranı üzerindeki etkileri; Marmara, İç Anadolu ve Akdeniz bölgelerinde pozitif olarak bulunmuştur. Kentleşme oranındaki artışlar ise tüm bölgelerde işgücüne katılım oranını pozitif etkilemektedir.

Türlüoğlu (2018), Türkiye ekonomisinde 1999-2017 dönemi için kişi başına GSYH ile kadınların işgücüne katılımı arasındaki ilişkiyi VAR modeli ve Granger nedensellik testiyle analiz etmiştir. Çalışma sonucunda değişkenler arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Düzyol Tih (2019); Türkiye’de 2006-2018 dönemini ele alarak ekonomik büyüme, enflasyon ve hanehalkı kredi kullanımının kadınların işgücüne katılımı üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre ekonomik büyüme işgücüne katılım oranını kısa dönemde negatif, uzun dönemde pozitif etkilemektedir. Kredi kullanımı ve enflasyon ise işgücüne katılım oranını uzun dönemde negatif yönde etkilemektedir.

Özkök ve Polat (2020), çalışmalarında Türkiye ekonomisinde 1990-2018 dönemi için kadınların işgücüne katılımı ile sosyoekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi zaman serisi yöntemleriyle incelemiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre ekonomik büyüme, enflasyon ve kentleşme oranı değişkenlerinin hepsinin kadınların işgücüne katılımı üzerindeki etkisi pozitifdir.

Akcan ve Azazi (2022), Türkiye’de istihdam ile büyüme arasındaki ilişkiyi 2005-2020 dönemi için Granger nedensellik testi yöntemi ile incelemiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre hizmet ve inşaat sektöründen ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik saptanmıştır. Ayrıca ekonomik büyümeden sanayi istihdamına doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur.

Albayrak (2022), Türkiye’de istihdamla büyüme arasındaki ilişkiyi 1999-2021 dönemi için incelemiştir. ARDL yönteminin uygulandığı çalışma sonucunda sanayi sektörü istihdamının kısa ve uzun dönemde ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği saptanmıştır. Hizmet sektörünün ekonomik büyümeye etkisi ise kısa dönemde pozitif bulunurken, uzun dönemde değişkenler arasında bir ilişki bulunamamıştır.

Turhan ve Erdal (2022), Türkiye’de büyüme ile istihdam arasındaki ilişkiyi 1990-2019 dönemi için Granger nedensellik testi yöntemi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda tarımsal istihdamdan GSYH’ye nedensellik ilişkisi bulunamazken, GSYH’den tarımsal istihdama tek yönlü nedensellik saptanmıştır.

### 3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada veri seti olarak Türkiye ekonomisi için işgücüne katılım oranı, kişi başına milli gelir ve enflasyon oranı verisi kullanılmıştır. Çalışmanın veri aralığı 1991-2022 olarak belirlenmiştir. Tüm veriler, Dünya Bankası (2024) sitesinden elde edilmiştir. Çalışmanın yöntemi ise yapısal vektör otoregresif model (SVAR) olarak belirlenmiştir.

Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR modeli, otoregresif modellerin birden fazla değişken için genelleştirilmiş biçimi olarak tanımlanmaktadır (Çil, 2018: 323). VAR modelinde yer alan tüm değişkenler, bağımlı değişken olarak ele alınmaktadır. Modelde yer alan her değişken, kendi gecikmeli değerleriyle diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak değerlendirilmektedir (Tsay, 2010: 399). VAR modelinde amaç, parametre tahmininde bulunmak değil, değişkenler arasındaki etkileşimi ortaya koymaktır (Enders, 2010: 270). VAR modeli, aşağıdaki gibi iki değişkenli bir model ile açıklanabilir (Sevütekin ve Çınar, 2017: 496).

$$Y_{1t} = \delta_{1t} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} Y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Y_{2t} = \delta_{2t} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} Y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitliklerde  $Y_{1t}$  ve  $Y_{2t}$  VAR modelinin bağımlı değişkenleridir.  $p$  gecikme uzunluğu olarak ifade edilmektedir.  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  ise ortalamaları sıfır ve varyansları sabit normal dağılım süreci izleyen hata terimleri olarak tanımlanmaktadır. VAR modelin iki boyutu söz konusu olup birincisi gecikme uzunluğu, ikincisi değişken sayısı olarak ifade edilmektedir (Maddala ve Kim, 2004: 34). (1) ve (2) numaralı eşitliklerde gecikme uzunluğu  $p$  olduğu için model VAR ( $p$ ) olarak tanımlanabilir. VAR modelinin gecikme uzunluğunun belirlenmesi için bu çalışmada

bilgi kriterlerinden yararlanılmıştır. En yaygın olarak kullanılan bilgi kriterleri; Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriterleridir. Bilgi kriterleri yaklaşımına göre çeşitli gecikme uzunluklarına göre farklı modeller tahmin edilmekte ve en küçük bilgi kriterine sahip olan gecikme uzunluğundaki model seçilmektedir (Lütkepohl, 2005: 146). VAR modelin durağan olması da önem arz etmektedir. VAR modelinin durağanlık durumu, şokların kalıcı olup olmadığını belirlemektedir (Juselius, 2006: 48).

Bu çalışmada değişkenler arasındaki etkileşimin belirlenebilmesi için varyans ayrıştırma ve etki-tepki fonksiyonlarından yararlanılmıştır. Varyans ayrıştırma analizi ile bir zaman serisinin kendisinden kaynaklanan şoklar ile diğer diğer değişkenlerin şoklarından kaynaklanan değişimlerin birbirine oranı yüzdesel olarak ortaya konmaktadır (Sevütekin ve Çınar, 2017: 515). Etki-tepki fonksiyonları ise bir değişkene uygulanan şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisini göstermektedir.

Bu çalışmada uygulanan SVAR modeli ise Sims (1986) ve Bernanke (1986) tarafından VAR modelinden türetilmiştir. İçsel değişken sayısı  $k$ , maksimum gecikme uzunluğu  $p$  olan bir SVAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$Ay_t = A_0 + A_1y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B\varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemde  $y_t$  içsel değişkenler vektörünü,  $A_i$  katsayılar matrisini,  $A$  değişkenler arasındaki eşanlı ilişkileri gösteren katsayılar matrisini,  $B$  hata terimleri ile katsayılar arasındaki ilişkiyi gösteren matrisi,  $\varepsilon_t$  ise yapısal şoklar vektörünü göstermektedir (Enders, 2010, Amisano ve Giannini, 1997, Lütkepohl, 2005). (3) numaralı modelde değişkenlerin cari değerleri diğer değişkenler üzerinde eşanlı etkiye sahiptir. Bu bağlamda doğrudan tahmin yapılamamakta, yapısal modelin standart modele dönüştürülmesi gerekmektedir. (3) numaralı eşitliğin her iki tarafı  $A^{-1}$  ile çarpıldığında aşağıdaki standart model elde edilmektedir.

$$A^{-1}Ay_t = A^{-1}A_0 + A^{-1}A_1y_{t-1} + \dots + A^{-1}A_p y_{t-p} + A^{-1}B\varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemde  $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$  tanımlaması yapılırsa yapısal model şokları ile standart model hata terimleri bileşik hale gelmiş olmaktadır. Bu çerçevede değişkenlerde meydana gelen şokların etkilerini belirlemek amacıyla etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması uygulanmak istendiğinde yapısal şokların ayrıştırılması önem arz etmektedir. SVAR modelinde yapısal şokların ayrıştırılması amacıyla  $A$  ve/veya  $B$  matrislerine  $(k^2 - 2)/2$  sayıda kısıt



konulmaktadır. Enders (1995), uzun dönem kısıtlamalı üç değişkenli bir SVAR modelini aşağıdaki gibi ifade etmektedir.

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Yukarıdaki ifadede her  $C_{ij}(L)$  katsayısı, uzun dönem etki çarpanları olarak tanımlanmaktadır. Hata terimleri yapısal şokları ifade etmektedir. Serilerin durağan oldukları varsayımı ile VAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

VAR modelindeki hata terimleri ile yapısal şoklar arasındaki ilişki ise aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) & c_{13}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) & c_{23}(0) \\ c_{31}(0) & c_{32}(0) & c_{33}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

(7) numaralı gösterimdeki her  $c_{11}(0)$  katsayısı kısa dönem etki çarpanlarını göstermektedir. Ayrıca (6) numaralı denklem kısaca aşağıdaki gibi de gösterilebilir.

$$y_t = A(L)y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Bu bağlamda uzun dönem kısıtlamaları altında aşağıdaki eşitlikler elde edilebilir.

$$y_t = A(L)C(0)\varepsilon_t \quad (9)$$

$$C(L) = A(L)C(0) \quad (10)$$

Yukarıdaki denklemler çerçevesinde uzun dönem kısıtlar kullanılarak  $A(L)$  tahmin edilip tam tanımlı SVAR modeli elde edilebilmekte, etki-tepki fonksiyonları ile öngörü hatasının varyans ayrıştırması yapılabilmektedir (Apaydın ve Şahin, 2017: 35).

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık durumunun belirlenmesi için ise birim kök testlerinden faydalanılmıştır. Literatürdeki ilk birim kök testi Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiştir. Dickey-Fuller birim kök testinin temeli birinci dereceden otoregresif modele dayanmaktadır. Test çerçevesinde birinci farkı alınan seri bağımlı değişken, bir dönem gecikmeli seri ise bağımsız değişken olarak ele alınmaktadır. Bu bağlamda otoregresif

parametrenin sifira eşit olduğu temel hipotezi, parametrenin sıfırdan küçük olduğu alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. Hesaplanan test istatistiğinin Dickey ve Fuller (1979) tarafından üretilen kritik değerlerden büyük olması durumunda temel hipotez reddedilememekte ve serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak zaman serileri her zaman birinci mertebeden otoregresif modele uyum göstermeyebilir. Bu durumda otokorelasyon sorunu ortaya çıkabilmektedir. Otokorelasyon sorununu aşmak için Dickey ve Fuller (1981), modelin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini eklemiştir. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi olarak adlandırılan bu süreç aşağıdaki gibi üç farklı model spesifikasyonu ile ifade edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Yukarıdaki modellerden ilki sabitsiz, ikincisi sabitli, üçüncüsü trendli ve sabitli model olarak tanımlanmaktadır. Test sürecinin işleyişi Dickey-Fuller testiyle aynıdır. Çalışmada uygulanan diğer bir birim kök testi Phillips ve Perron (1989) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testidir. PP testinin de temeli ADF testine dayanmakta, ancak sabit varyans ve otokorelasyonsuzluk varsayımları gevşetilmektedir.

ADF ve PP gibi geleneksel birim kök testleri, zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Bir başka ifadeyle zaman serilerinde ortaya çıkan şokların geçici olduğu varsayılmaktadır. Nelson ve Plosser (1982) ise şokların kalıcı olabileceğini ortaya koymuştur. Ayrıca Perron (1989), yapısal kırılmanın birim kök testinin içine alınmaması durumunda birim kök testinin kabulüne doğru sapmalı sonuçlar elde edilebileceğini ifade etmektedir. Yapısal kırılmayı dikkate alan ilk birim kök testi de Perron (1989) tarafından geliştirilmiştir. Perron birim kök testinde yapısal kırılma dışsal olarak belirlenmekte ve sadece bir yapısal kırılma dikkate alınabilmektedir. Bu bağlamda eleştirilere uğrayan Perron birim kök testinden sonra Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Lee-Strazicich (2003, 2004), Kapetanios (2005), Carrion-i Silvestre vd. (2009), Narayan-Popp (2010) gibi pek çok yapısal kırılmalı birim kök testi geliştirilmiştir. Bu çalışmada düzeyde ve eğimde iki yapısal kırılmayı dikkate alan Narayan-Popp birim kök testi uygulanmıştır. NP birim kök testinde düzeyde iki kırılmayı dikkate alan M1 modeli ile düzeyde ve trendde iki yapısal değişimi ele alan M2 modeli olmak

üzere iki model spesifikasyon uygulanmaktadır. Söz konusu model spesifikasyonları sırasıyla aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$d_t^{M1} = \alpha + \beta t + \varphi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}), \quad (14)$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \varphi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (15)$$

Modelde yer alan kukla değişkenler aşağıdaki biçimde tanımlanmaktadır.

$$DU'_{i,t} = \begin{cases} 1, & t > TB'_i \\ 0, & \text{aksi halde} \end{cases} \quad (16)$$

$$DU'_{i,t} = \begin{cases} 1, & (t > TB'_i)(t - TB'_i) \\ 0, & \text{aksi halde} \end{cases} \quad (17)$$

NP birim kök testine ilişkin temel hipotez, zaman serisinin iki yapısal kırılma ile birim köklü olduğu yönündedir. Alternatif hipotez ise iki yapısal kırılma altında trend durağan süreci ifade etmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda iki yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilememektedir.

#### 4. BULGULAR

Öncelikle değişkenlerin durağanlık durumu araştırılmıştır. Bu bağlamda geleneksel birim kök testleri uygulanmış ve test sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.

**Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları**

	<b>Katılım</b>	<b>Kişi Başına GSYH</b>	<b>Enflasyon</b>
ADF Sabitli	-1,617772	-1,204441	-1,024746
ADF Sabitli Trendli	-1,480929	-1,387033	0,700278
PP Sabitli	-1,692230	-1,193798	-1,024746
PP Sabitli Trendli	-1,692230	-1,472766	0,595414

Tablo 3'te birim kök testlerine ilişkin t istatistikleri verilmiştir. Hesaplanan istatistik değerleri gerek ADF gerekse PP testine göre tüm değişkenler için kritik değerlerden büyüktür. Her üç değişken için de birim kök temel hipotezi reddedilememiştir. Ancak yöntem bölümünde tartışıldığı gibi zaman serilerinde yapısal kırılmalar varsa ve söz konusu kırılmalar birim kök testinin içine alınmamışsa birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru sapmalı sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu çerçevede düzeyde ve eğimde iki yapısal kırılmayı dikkate alan Narayan-Popp birim kök testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4. Narayan-Popp Birim Kök Testi Sonuçları**

	<b>Katılım</b>	<b>Kişi Başına GSYH</b>	<b>Enflasyon</b>
Gecikme Uzunluğu	4	0	0
Kırılma Tarihleri	2000-2008	2005-2011	2001-2004
Test İstatistiği	-5,793	-65,27	-12,03
Kritik Değer (%1)	-5,949	-5,949	-5,949
Kritik Değer (%5)	-5,181	-5,181	-5,181

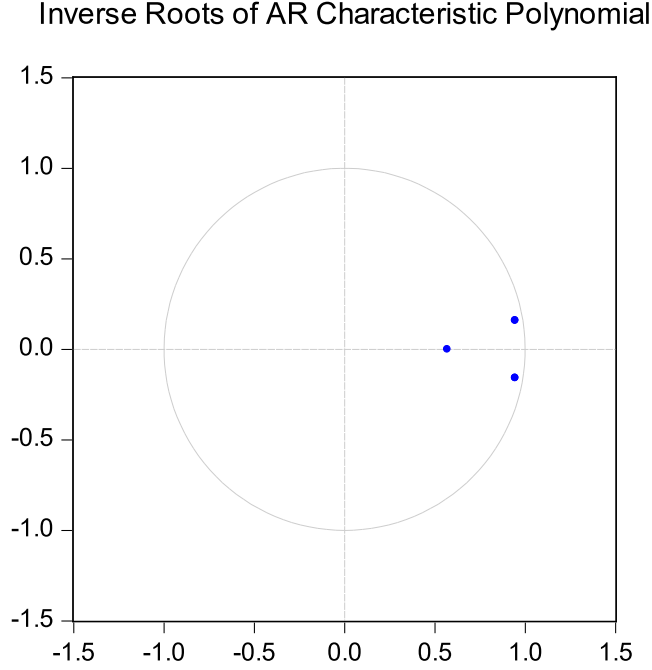
Tablo 4’te görüldüğü gibi tüm değişkenler için hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür. Sadece işgücüne katılım değişkenine ilişkin test istatistiğinin %1 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olduğu görülmektedir. Test sonucuna göre işgücüne katılım değişkeni için %5 anlamlılık düzeyinde, diğer değişkenler için %1 anlamlılık düzeyinde düzeyde ve eğimde iki kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilmiştir. Bir başka ifadeyle tüm değişkenler, düzeyde ve eğimde iki yapısal kırılma altında trend durağan süreç izlemektedir. Geleneksel birim kök testleriyle birim köklü bulunan seriler, yapısal kırılmalar dikkate alındığında trend durağan bulunmuştur. Bu bağlamda değişkenler, VAR modeline düzey değerleriyle dâhil edilmiştir. Öncelikle VAR modelinin gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesi için bilgi kriterlerinden faydalanılmış ve bilgi kriterlerinden elde edilen sonuçlar Tablo 5’te sunulmuştur.

**Tablo 5. VAR Modeli Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi**

<b>Gecikme</b>	<b>LogL</b>	<b>LR</b>	<b>FPE</b>	<b>AIC</b>	<b>SC</b>	<b>HQ</b>
0	80,58610	NA	1,14e-06	-5,172406	-5,032287	-5,127581
1	155,3472	129,5860*	1,43e-08*	-9,556483*	-8,996004*	-9,377181*
2	160,0026	7,138282	1,95e-08	-9,266843	-8,286005	-8,953065

Tablo 5’te görüldüğü gibi tüm bilgi kriterleri gecikme uzunluğunu 1 olarak önermektedir. Bu çerçevede VAR modeli 1 gecikme ile kurulmuştur. Kurulan model ile ilgili istikrar koşulunun sağlanması, otokorelasyon ve değişen varyans sorununun bulunmaması önem arz etmektedir. Öncelikle modelin istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadığı araştırılmıştır. İstikrar koşulunun sağlanması için modele ilişkin karakteristik denklemin köklerinin birim çemberin içinde olması gerekmektedir. Karakteristik denklemin köklerinin birim çember içindeki konumu Şekil 2’de sunulmuştur.

## Şekil 2. Karakteristik Denklemin Birim Köklerinin Birim Çember İçindeki Konumu



Şekil 2’de görüldüğü gibi birim kökler birim çemberin içinde yer almaktadır. Bu bağlamda istikrar koşulu sağlanmıştır. Bir başka ifadeyle kurulan VAR modeli durağan bir süreç izlemektedir. İkinci olarak modelde otokorelasyon sorunu bulunup bulunmadığını tespit etmek amacıyla LM testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 6’da sunulmuştur.

**Tablo 6. LM Otokorelasyon Testi Sonuçları**

Gecikme	Test İstatistiği	Olasılık
1	7,817715	0,5526
2	9,269295	0,4128

Tablo 6’da görüldüğü gibi olasılık değerleri 0,05’ten büyüktür. Modelde otokorelasyon sorunu bulunmadığını ileri süren temel hipotez reddedilememiştir. Hata terimleri arasında otokorelasyon sorununun bulunmaması varsayımı da sağlanmıştır. Modelin sabit varyans varsayımı ise White değişen varyans testiyle incelenmiş ve test sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur.

**Tablo 7. White Değişen Varyans Sonuçları**

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Olasılık
39,67881	36	0,3094

Tablo 7’de görüldüğü gibi olasılık değeri 0,05’ten büyüktür. Sabit varyans temel hipotezi reddedilememiştir. Bu çerçevede modelde değişen varyans sorununun bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Varsayımların sağlanmasının ardından bu aşamada kişi başına GSYH’nin etkileri, uzun dönem kısıtlı SVAR modeli ile analiz edilmiştir. Bu bağlamda kişi başına gelir, hem işgücüne katılımı hem de enflasyonu etkilemektedir. Enflasyon ise sadece kendi şoklarından etkilenmektedir. Uzun dönem kısıtlı SVAR modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\begin{bmatrix} Enflasyon_t \\ Kişi Başına Gelir_t \\ Katılım_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1 & 0 & 0 \\ C_2 & C_4 & 0 \\ C_3 & C_5 & C_6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

Yukarıdaki modele göre enflasyon uzun dönemde sadece kendi şoklarından etkilendiği varsayılmaktadır. İşgücüne katılım değişkeni ise hem kişi başına gelir hem de enflasyon şoklarından etkilenmektedir. Uzun dönem matrisinde yer alan katsayılar aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$C_1 =$  Kişi başına gelirin kişi başına gelir şoklarına tepkisi

$C_2 =$  Enflasyonun kişi başına milli gelir şoklarına tepkisi

$C_3 =$  İşgücüne katılımın kişi başına milli gelir şoklarına tepkisi

$C_4 =$  Enflasyonun enflasyon şoklarına tepkisi

$C_5 =$  İşgücüne katılımın enflasyon şoklarına tepkisi

$C_6 =$  İşgücüne katılımın işgücüne katılıma tepkisi

Kurulan SVAR modeli çerçevesinde hesaplanan kısa  $[C(0)]$  ve uzun dönem  $[C(L)]$  etki tepki fonksiyonları matris biçiminde aşağıdaki gibidir.

$$C(0) = \begin{bmatrix} 0,006335 & -0,008322 & -0,003439 \\ 0,025680 & 0,009466 & 0,056870 \\ -0,037172 & -0,158912 & 0,026635 \end{bmatrix}$$

$$C(L) = \begin{bmatrix} 0,041895 & 0 & 0 \\ -0,208311 & 0,565285 & 0 \\ 0,539291 & -1,069082 & 0,328894 \end{bmatrix}$$

Etki tepki fonksiyonlarına göre kısa ve uzun dönemde kişi başına milli gelirden yaşanan şokların kişi başına gelir üzerindeki etkisi pozitifdir. Kişi başına milli gelirden yaşanan şokların enflasyon

üzerindeki etkisi ise kısa dönemde pozitifken uzun dönemde negatife dönmektedir. Kişi başına gelirden yaşanan şokların işgücüne katılım üzerindeki etkisi ise kısa dönemde negatifken uzun dönemde pozitif bulunmuştur. Enflasyonda yaşanan şoklara enflasyonun tepkisi hem kısa dönemde hem de uzun dönemde pozitiftir. Enflasyondaki şokların işgücüne katılıma etkisi kısa ve uzun dönemde negatiftir. İşgücüne katılımda yaşanan şokların işgücüne katılım üzerindeki etkisi ise pozitif olarak bulunmuştur.

Değişkenler arasındaki etkileşimin varyans ayrıştırma yöntemiyle de izlenmesi mümkündür. Tablo 8’de tüm değişkenler için varyans ayrıştırma analiz sonuçları sunulmuştur.

**Tablo 8. Varyans Ayrıştırması Sonuçları**

<b>İşgücüne Katılım</b>			
<b>Dönem</b>	<b>İşgücüne Katılım</b>	<b>Kişi Başına Gelir</b>	<b>Enflasyon</b>
1	33,10727	57,13283	9,759904
2	32,95750	61,73121	5,311293
3	33,49399	62,70607	3,799943
4	34,71420	61,80359	3,482208
5	36,43388	59,94637	3,619755
6	38,43696	57,65792	3,905121
7	40,50283	55,29207	4,205093
8	42,41033	53,13183	4,457845
9	43,94783	51,41885	4,633321
10	44,93638	50,34444	4,719183
<b>Kişi Başına Gelir</b>			
	<b>İşgücüne Katılım</b>	<b>Kişi Başına Gelir</b>	<b>Enflasyon</b>
1	16,55611	2,249590	81,19430
2	17,30896	18,87196	63,81908
3	14,41088	39,63806	45,95106
4	10,73064	56,67549	32,59387
5	7,868360	68,28245	23,84919
6	6,153858	75,50142	18,34472
7	5,433029	79,68067	14,88630
8	5,462453	81,84066	12,69689
9	6,027633	82,66659	11,30577
10	6,961522	82,60965	10,42883
<b>Enflasyon</b>			
	<b>İşgücüne Katılım</b>	<b>Kişi Başına Gelir</b>	<b>Enflasyon</b>
1	5,053265	92,35237	2,594361
2	2,864510	94,91799	2,217503
3	1,899470	96,02185	2,078677
4	1,831274	96,08312	2,085609
5	2,393824	95,41857	2,187608
6	3,387933	94,26055	2,351512
7	4,667886	92,77869	2,553422
8	6,125246	91,09950	2,775251
9	7,675347	89,32187	3,002781
10	9,247519	87,52809	3,224390

Tablo 8’de görüldüğü gibi uzun dönemde işgücüne katılım oranı varyansında meydana gelen değişimin %50’lik kısmı kişi başına gelirden, %45’i kendi değerlerinden, %5’i ise enflasyondan kaynaklanmaktadır. Kişi başına gelir varyansında meydana gelen değişim ise büyük ölçüde kendi değerlerinden kaynaklanmaktadır. Enflasyon varyansındaki değişimin ise %88’i kişi başına gelirden kaynaklanırken söz konusu değişime enflasyonun etkisi sadece %3’tür.

## 5. SONUÇ

Üretim faktörlerinin etkin kullanımı, ekonomik büyümenin ve makroekonomik istikrarın temelini oluşturmaktadır. Bu bağlamda işgücüne katılım oranını etkileyen faktörlerin doğru yönetilmesi ve etkin politikaların uygulanması önem arz etmektedir. İşgücüne katılımı etkileyen faktörler; cinsiyet, medeni durum, yaşanan bölge gibi demografik faktörler olarak değerlendirilebilir. Ancak bu çalışmada işgücüne katılımı etkileyen iktisadi faktörlere odaklanılmıştır. Çalışma çerçevesinde Türkiye’de enflasyon ve kişi başına gelirin işgücüne katılım üzerindeki etkileri araştırılmıştır.

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre enflasyon oranında yaşanan şokların işgücüne katılım oranı üzerindeki etkisi, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde negatiftir. Bir başka ifadeyle fiyatlar genel düzeyindeki artışlar, işgücü piyasasını olumsuz etkilemektedir. Ücret artışlarının enflasyonun altında kalması nedeniyle reel ücretlerin gerilemekte olduğu ve işgücüne katılım isteğinin cazibesini yitirdiği söylenebilir. Kişi başına gelirden yaşanan şokların işgücüne katılım üzerindeki etkisi ise kısa dönemde negatifken, uzun dönemde pozitif bulunmuştur. Bu durum, ekonomide ortaya çıkan canlanmaya işgücü piyasasının kısa dönemde uyum sağlayamaması olarak yorumlanabilir. İşgücüne katılım oranlarının kendi şoklarına tepkisi ise hem uzun dönemde hem de kısa dönemde doğal olarak pozitif bulunmuştur. Varyans ayrıştırma analizinden elde edilen sonuçlara göre uzun dönemde işgücüne katılım oranındaki değişimin %50’si kişi başına gelirden, %45’i kendisinden, %5’i ise enflasyondan kaynaklanmaktadır. Bu bağlamda istikrarlı büyümenin işgücüne katılım üzerinde pozitif etki yaptığı ifade edilebilir. Kişi başına gelirdeki uzun dönem değişimin ise %83’ü kendisinden, %10’u enflasyondan, %7’si işgücüne katılımdan kaynaklanmaktadır. Bir başka ifadeyle istikrarsız büyümenin kaynağının kendisi olduğu ifade edilebilir. Bu bağlamda kişi başına gelirden işgücüne katılım oranına güçlü bir nedensellik ilişkisi olduğu söylenebilir. Ancak işgücüne katılım oranından kişi başına gelire doğru olan nedensellik daha zayıf bulunmuştur. Enflasyonun uzun dönemde işgücüne katılımdaki değişime etkisi daha küçüktür. Ancak uzun dönemde enflasyondaki değişimin %88’inin kişi başına gelirden kaynaklandığı görülmektedir.



Tüm sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde işgücüne katılım oranlarının artırılması için makroekonomik istikrarın sağlanması ve istikrarlı bir büyüme trendinin yakalanması gerekmektedir. Bu bağlamda uygulanmakta olan büyüme politikaları gözden geçirilmelidir. İhracata dayalı büyüme modeli çerçevesinde dış ticaret hadlerinin Türkiye'nin aleyhine olması, ithal girdi bağımlılığının yüksek düzeyde olması gibi olgular, istikrarlı büyümenin önündeki engeller olarak öne çıkmaktadır. Çalışma çerçevesinde enflasyonun işgücüne katılım üzerindeki etkisi negatif bulunduğundan enflasyonla mücadele politikalarının uygulanması önem arz etmektedir. Enflasyonla mücadele, günümüzde beklentiler üzerinden yapılmaktadır. Bu çerçevede risklerin düşürülmesi, kur riskinin azaltılması, volatilitenin düşürülmesi, ithal girdi fiyatlarının artışının önüne geçilmesi ve böylelikle enflasyonun düşürülmesi gerekmektedir. Bu önlemler makroekonomik istikrarı da sağlayacağı için düşük enflasyonla istikrarlı büyüme trendinin bir arada gerçekleşmesi sağlanabilir.

## KAYNAKLAR

- Akcan, M. B. ve Azazi, H. (2022). İstihdam oluşturmeyen büyümenin sektörel analizi: Türkiye örneği. *Journal of Management and Economics Research*, 20(1), 227-246.
- Albayrak, M. (2022). *Sanayi ve hizmet sektörleri istihdamı ile ekonomik büyüme ilişkisi*. Selin Oyan Küpeli & Ahmet Fidan (Ed.), Sosyal Bilimlerde Disiplinler Arası Çalışmalar – I, (85- 105). Efe Akademi Yayınları, İstanbul.
- Amisano, G. ve C. Giannini (1997), *topics in structural VAR econometrics*, Second Edition, Springer-Verlag, Berlin, Germany.
- Apaydın, Ş. ve Şahin, H. (2017). Türkiye'de kısa vadeli sermaye akımlarının iktisadi dalgalanmalar üzerindeki etkileri: Bir uzun dönem kısıtlı SVAR modeli. *Politik Ekonomik Kuram*, 1(1), 22-72.
- Bakare, A. S. (2011), The determinants of urban unemployment crisis in nigeria: an econometric analysis, *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS)*, Cilt 2, Sayı 3, 184-192.
- Bernanke, B. (1986), An alternative explanations of money-income correlation, *NBER Working Papers*, No: 1842.
- Carrion-i Silvestre, J.L., Kim, D. ve Perron, P. (2009), GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypothesis, *Econometric Theory*, 25/6, 1754-1792.
- Çil, N. (2018), *Finansal Ekonometri*. Der Yayınları, İstanbul.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey D.A. ve Fuller W.A.(1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), ss.1057 1072.
- Düzyol Tıh, A. (2019). *Kadın işgücüne katılımın ekonomik belirleyicileri*, Yüksek Lisans Tezi, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Enders, W. (2010), *Applied econometric time series*, Third Edition, New York, Wiley.

- Fatima, A. ve Sultana, H. (2009). Tracing out the u-shape relationship between female labor force participation rate and economic development for Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 36 (1/2), 181-198.
- Juselius, K. (2006), *The cointegrated VAR model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Korkmaz, M., Alacahan, N.D., Cesim, D.T., Yücel, A.S. ve Aras, G. (2013). Türkiye’de kadın istihdamının Amerika Birleşik Devletleri’ndeki kadın istihdamı ile karşılaştırılması, *Turkish Studies - International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 8 (9), 1845-1863.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003), Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics* 85 (4), 1082-1089.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2004), Minimum lagrange multiplier unit root tests with one structural break, *Appalachian State University Working Papers*, 4/17, 1-15.
- Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997), Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*. 79: 212-218.
- Lütkepohl, H. (2005), *New introduction to multiple time series analysis*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Maddala, G.S. ve Kim, I.M. (2004), *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge University Press, Sixth Printing.
- Narayan, P.K. ve Popp, S. (2010), A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-1438.
- Nelson, C. ve Plosser, C. (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, (10), 139-169.
- Özkök, C.S. ve Polat, M. A. (2020). Ekonomik büyüme, enflasyon ve kentleşmenin kadınların işgücüne katılımına etkileri: Türkiye üzerine bir uygulama. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 9(17), 63-76.

- Özer, M. ve Biçerli, K. (2004). Türkiye’de kadın işgücünün panel veri analizi. *Sosyal Bilimler Dergisi*, (2003-2004), 55-86.
- Perron, P. (1989), The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57:1361-1401.
- Phillips, P.C. ve Perron, P. (1988), Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), ss.335 346.
- Sevütekin, M. ve Çınar, M. (2017), *Ekonometrik zaman serileri analizi, evIEWS uygulamalı*, Bursa, Dora Yayıncılık.
- Sims, C.A. (1980), Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. (1986), Are forecasting models usable for policy analysis?, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, pp. 3-16.
- Tam, H. (2011). U-shaped female labor participation with economic development: some panel data evidence. *Economics Letters*, 110 (2), 140-142.
- Tansel, A. (2001). Economic development and female labor force participation in Turkey: Time-series evidence and cross-province estimates, *ERF Working Paper* 0124.
- Tsay, R.S. (2010), *Analysis of financial time series*, Third Edition, John Wiley & Sons.
- Turhan, Ş. ve Erdal, B. (2022). Ekonomik büyüme ve tarımsal istihdam. *Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 5(1), 66-74.
- TÜİK (2024), *Eğitim durumuna göre temel işgücü göstergeleri*, Erişim Tarihi: 05 Haziran 2024, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=istihdam-issizlik-ve-ucret-108&dil=1>
- TÜİK (2024), *İşgücüne dâhil olmama nedenleri*, Erişim Tarihi: 05 Haziran 2024, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=istihdam-issizlik-ve-ucret-108&dil=1>
- TÜİK (2024), *Temel işgücü göstergeleri*, Erişim Tarihi: 05 Haziran 2024, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=istihdam-issizlik-ve-ucret-108&dil=1>
- Türlüoğlu, E. (2018). Kadın istihdam ve büyüme ilişkisi: VAR modeli analizi. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5(9), 59-68.

WB (2024), *GDP per capita*, Erişim Tarihi: 31 Mayıs 2024,  
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>

WB (2024), *Inflation, consumer prices*, Erişim Tarihi: 31 Mayıs 2024,  
<https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG>

WB (2024), *Labor force participation rate*, Erişim Tarihi: 31 Mayıs 2024,  
<https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.ACTL.ZS>

Zeren, F. ve Kılınç Savrul, B. (2017). Kadınların işgücüne katılım oranı, ekonomik büyüme, işsizlik oranı ve kentleşme oranı arasındaki saklı koenteegrasyon ilişkisinin araştırılması. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 15(30), 87-103.

Zivot, E. ve Andrews, D. (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.