

TÜRKİYE'DE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER VE İSTİHDAM TEŞVİKLERİNİN İSTİHDAM ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

IMPACTS OF MACROECONOMIC VARIABLES and EMPLOYMENT INCENTIVES ON EMPLOYMENT IN TURKEY

Zeynel Abidin ÖZDEMİR¹

Emre AKSOY²

ÖZET

Bu çalışma, Türkiye Ekonomisinde makro ekonomik değişkenler olan, reel GSYH, reel faiz oranı, reel döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve politika değişkenleri olan, ücret üzerindeki yükler ile 5084 ve 5763 sayılı yatırımları ve istihdamı teşvik yasalarının, istihdam üzerindeki etkilerini araştırmaktadır. Söz konusu değişkenlerin istihdam üzerindeki dinamik etkilerini incelemek için Vektör Hata Düzeltme Modeli (VHDM) içinde etki-tepki analizi kullanılmıştır. Bulgulara göre, reel GSYH görülen artışlar istihdam üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Buna karşın ihracatın ithalatı karşılama oranı, reel faiz oranı ve ulusal parada görülen artışlar, istihdam değişkenini negatif yönde etkilemektedir. Ayrıca, ulusal kapsamlı teşviklerin bölgesel uygulamalara göre daha etkin sonuçlar verdiği ve ücret üzerindeki yüklerin istihdamı negatif yönde etkilediği görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: *İstihdam, İstihdam Teşvikleri, Makro Ekonomik Değişkenler, VAR Modeli, Etki-tepki Analizi, Ücret Üzerindeki Yükler*

ABSTRACT

This study investigates impacts of macroeconomic variables that consist of real GDP, real interest rate, real exchange rate, proportion of imports covered by exports and impacts of policy variables that are loads on wages and laws numbered as 5084 and 5763, which promote investment and employment, on employment. In order to obtain dynamic effects of those variables the study applies Vector Error Correction Model (VECM) and impulse-response functions. According to findings, increase in real GDP extracts positive influence on employment. On the other hand, increase in

¹ Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü

² Kırıkkale Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü

proportion of imports covered by exports and real interest rate, and appreciation of national currency impact employment negatively. If a law for promotion of investment and employment has national in coverage rather than regional, it would provide more efficient results. In addition, the loads on employment are seen to affect employment negatively.

Keywords: *Employment, Employment Incentives, Macro Economic Variables, VAR Model, Impulse-response Analysis, Loads on Wages*

1. Giriş

İstihdam, siyaset ve ekonominin ilgi odağı ve politika yapıcılarının sürekli göz önüne aldığı bir değişkendir. Bu nedenle istihdam ve işsizliği olumlu yönde etkilemek, ekonomik ve sosyal politikalar açısından öncelikli hedefler arasındadır. Büyüyen işgücü için üretken alanlar oluşturamamak, yaşanan küresel krizler sonrasında daha sık karşılaşılan bir sorun olsa da sermaye piyasalarının az gelişmiş olduğu ve yüksek nüfus artış oranlarının yaşandığı gelişmekte olan ülkeler için bu sorun daha eskidir ve çok sayıda yapısal nedene dayanmaktadır. İşsizlik, küreselleşmenin etkileriyle beraber gelişmekte olan ülkelere özgü bir sorun olmaktan çıkıp, gelişmiş ülkelerin de karşılaştığı küresel bir sıkıntıya dönüşmüştür. 2007-2008 küresel krizi ardından, gelişmiş ülkelerde işsizlik oranları yukarı yönlü bir trend izlemiştir. Küresel krizi öncesi gayrimenkul ve diğer varlık köpükleri, sektörel kaymalara neden olmuştur. Bu durum işgücü piyasalarında maliyetli meslek değişiklikleri ile çözülebilecek yapısal işsizliğe yol açmıştır (ILO, 2012:13). Küresel ekonomide görülen istikrarsızlıklara karşın 2001 krizi sonrası Türkiye Ekonomisi iyi bir ekonomik büyüme ve görece istikrarlı bir süreç yakalamıştır. Fakat söz konusu süreçte Türkiye’de işgücüne katılım oranlarının sürekli düşmesi ve bunun yanında istihdam teşvik programları uygulanmasına karşın işsizlik oranı verileri, 2001 krizi öncesi düzeye bir daha geri dönememiştir. Bu nedenle Türkiye Ekonomisi için istihdam değişkeninin nasıl belirlendiğini anlamak eskiye göre daha fazla önem taşıyan bir konudur.

Literatürde yer alan çalışmaların bulguları, ekonomik büyümenin istihdam sağladığına ilişkin teorik öngörü ile tam olarak uyumlu değildir. Saget’in 2000 yılında onbir Avrupa ülkesi için yaptığı çalışma, bu ülkelerin yedisinde ekonomik büyümenin istihdamı pozitif yönde etkilediği, bir ülkede negatif ve üç ülkede hiç etkilemediğini ortaya koymuştur. Abdullah vd. 2011 yılında yaptığı çalışma, ekonomik büyümeden istihdama doğru bir ilişkinin, Malezya, Filipinler ve Singapur için söz konusu olmadığını göstermiştir. Ayrıca Seyfred’in, ABD’nin 10 eyaletini kapsayan 2005 tarihli çalışmasına

göre, istihdam ekonomik büyüme ilişkisi pozitif fakat kalıcı değildir. Faiz oranları ve istihdam arasındaki ilişkiye yönelik çalışmaların bulguları çoğunlukla teori ile uyumluluk göstermektedir. Bu çalışmalar arasında en geniş kapsamlı olan, Bierens’in 1991 yılında yaptığı araştırmadır. Çalışmada, çok sayıda gelişmiş ekonomi için, faiz oranlarından istihdama doğru negatif bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Adhikari’nin 2009 tarihli araştırması, ABD’de işsizlik sigortası kesintisinin istihdamı olumsuz etkilediğini ortaya koymuştur. Literatürde ücret üzerindeki yüklerin istihdamı olumsuz etkilediğine ilişkin Adhikari’nin çalışmasındakine benzer bulgular sunan çok sayıda çalışma olduğu görülmüştür.

Türkiye için yapılan istihdama yönelik araştırmaların bulguları iktisat teorisi ile tutarlı bir görünüm sergilemektedir. Akkemik’in 2007 yılında yaptığı araştırmaya göre Türkiye’de istihdam, GSYH’daki değişikliklere dört dönemden fazla bir gecikme ile pozitif yönde cevap vermektedir. Papps’ın 2010 yılındaki çalışması, Türkiye’de ücret üzerindeki yüklerden biri olan sosyal güvenlik kesintisinin istihdamı olumsuz etkilediğini göstermiştir. Polat’ın 2011 yılında Türkiye için yaptığı çalışma yukarıdaki çalışmaların bulgularını destekler niteliktedir. Polat’a göre, üretim artışı istihdamı artırmakta ancak ücret maliyetlerindeki artışlar istihdamı negatif yönde etkilemektedir. Bu bulguların yanında Onaran vd. 2006 yılında yaptıkları araştırmaya göre, Türkiye’de ekonomik büyüme ücretlere göre istihdam üzerinde daha etkili bir değişkendir. Demir’in 2010 tarihli çalışması ise Türkiye açısından döviz kurunun istihdam üzerinde önemli bir değişken olduğunu ortaya koymaktadır. Bu çalışmaya göre kurdaki dalgalanmalar imalat sanayinde istihdam artışını yavaşlatmaktadır. Literatürde Türkiye’de uygulanan istihdam teşviklerine yönelik Betcherman vd. tarafından yapılmış 2010 tarihli sadece bir araştırmanın olduğu görülmüştür. Bu araştırma 5350 ve 5084 sayılı iki istihdam teşvik programının kayıtlı işçi sayısını artırdığı ve 5350 sayılı programın daha etkin olduğunu ortaya koymuştur. Literatürdeki mevcut çalışmalardan bu çalışmanın temel farkı, hem makro ekonomik değişkenlerin hem de teşvik yasaları ve ücret üzerindeki yüklerin, istihdam üzerindeki dinamik etkilerini incelemesi ve bu sayede istihdam konusunu daha geniş bir çerçeveden ele almasıdır. Araştırmada yer alan değişkenler, bir ülkenin makro ekonomik performansını değerlendirme bakımından temel ölçütler olma özelliği taşıması yanında söz konusu değişkenlerin istihdam değişkeni üzerinde en güçlü etkilere sahip makro ekonomik göstergeler olduğu düşünülmektedir.

Bu çalışmanın amacı, istihdam hedefleri açısından makro ekonomi politikalarının önceliklerinin ne olması gerektiğine ilişkin bilgiler sunmak ve teşvik politikaları ile ücret üzerindeki yüklerin, istihdam üzerindeki etkilerini

değerlendirmektir. Bu sayede istihdam konusu makro ekonomik açıdan geniş bir çerçevede değerlendirilecektir. Çalışmada, Türkiye Ekonomisi için temel makro ekonomik değişkenler olan, reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYH), reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru ve ihracatın ithalatı karşılama oranında görülen değişimlerin, istihdam değişkenini dinamik olarak hangi yönde ve ne büyüklükte etkilediğini, araştırmaktır. Beraberinde, 5084 ve 5763 sayılı Yatırımları ve İstihdamı Teşvik yasaları ve ücret üzerindeki yüklerin istihdam üzerindeki etkileri de aynı model içinde araştırılmıştır. Bu çalışma, Türkiye Ekonomisi'nde istihdam değişkeninin 1988 yılı sonrasında, temel makro ekonomik değişkenler, istihdamı ve yatırımları teşvik yasaları ile ücret üzerindeki yüklerden nasıl etkilendiğini ortaya koymayı amaçlamaktadır. Böylece, yaşanan küresel krizlere karşın son yıllarda iyi bir ekonomik performans sergileyen Türkiye Ekonomisi'nde işsizlik sorununun büyümesi altındaki nedenler makro ekonomik açıdan incelenmesi hedeflenmiştir.

Analizde kullanılan değişkenlere ait veri seti üç aylık frekansta olup 1988:Q4-2010:Q4 dönemini kapsamaktadır. Değişkenlere ait veri setleri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankasının (TCMB) veri tabanlarından elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlerin veri setleri mevsimsellikten arındırılmış verilerdir. Elde edilen bulgular, makro ekonomik değişkenlerin istihdam değişkenini oldukça anlamlı bir şekilde etkilediğini göstermektedir. Bunun yanında toplam istihdamı artırmak açısından ulusal kapsamlı teşviklerin bölgesel teşviklere göre daha etkili olduğu görülmüştür. Aynı zamanda ücret üzerindeki yüklerin istihdam değişkeni ile negatif yönde bir ilişkiye sahip olduğu anlaşılmıştır.

Çalışma toplam dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümü ardından, ikinci bölümde çalışmada kullanılan çok değişkenli zaman seri yöntemini kısaca tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde araştırmada kullanılan veri seti tanımlanmış, ampirik uygulama ve sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölümde ise ampirik uygulama sonucunda ulaşılan bulgular, yazarın görüşleri çerçevesinde değerlendirilmiştir.

2. Ekonometrik Yöntem

Eş-bütünleşme, eğer iki veya daha fazla zaman serisi kendileri durağan olmadıkları halde, kendilerinin doğrusal bileşenleri durağan ise bu serilerin eş-bütünleşik oldukları söylenir. (Engle ve Granger 1987) İki veya ikinden fazla durağan olmayan iktisadi zaman serilerinin doğrusal bileşenleri durağan ise bu değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişkinin

varlığından söz edilmektedir. Engle ve Granger (1987), durağan olmayan ekonomik değişkenler arasında yapılacak bir regresyon analizi sonucu elde edilen regresyon modeli durağan değil ise bunun bir taklit regresyon olduğunu belirtmişlerdir. Taklit regresyonun nedeni durağan olmayan serilerin içerdiği stokastik trend’in etkisidir. Stokastik trend’in etkisi dikkate alınmadan yapılan regresyonlarda iki seri arasında varmış gibi gözükken ilişki aslında rastlantısal olarak ortaya çıkan bir eğilime dayanmaktadır. Bu nedenle, ekonomik değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin varlığı araştırılmadan önce, öncelikle değişkenler arasında bir uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığı araştırılmalıdır. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin saptanmasında Engle ve Granger (1987) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen yöntemler kullanılmaktadır. Değişkenler arasında uzun-dönem denge ilişkisinin olması, uzun-dönem denge ilişkisindeki hata teriminin giderek büyüyen bir trend izlemesini önleyen bir uyarılma sürecinin olduğuna işaret etmektedir. Engle ve Granger (1987), eş-bütünleşik serilerin hata düzeltme mekanizmasına (HDM) sahip olacağını göstermişlerdir. Diğer bir ifade ile eş-bütünleşme, hata düzeltme modelleri için gerek şarttır. Bu çalışmada, değişkenler arasında eş-bütünleşme olup olmadığının araştırılması için Johansen – Juselius (JJ) eş-bütünleşme analizi kullanılmıştır. Bu bölümden sonra, iktisadi değişkenler arasında olası bir uzun-dönem denge ilişkisinin varlığı durumunda sistem içerisinde bulunan değişkenlerin istihdam değişkeni üzerindeki dinamik etkilerini incelemek için etki-tepki analizi kısaca sunulacaktır.

y_{1t}, \dots, y_{Kt} gibi K tane zaman serisi değişkeninden oluşan $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ gibi bir küme için, bir Vektör Autoregresif (VAR) model güçlü ön kısıtlar koymadan y_{1t}, \dots, y_{Kt} içsel değişkenleri arasındaki dinamik etkileşimleri tahmin etmede kullanılır, (Sims, 1980) p -inci dereceden temel bir VAR model (VAR(p)), aşağıdaki biçimdedir.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte verilen VAR(p) modelinde $i = 1, \dots, p$ için A_i 'ler K tane satır ve K tane sütuna sahip ($K \times K$) boyutunda katsayı matrisleridir ve $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ gözlemlenemeyen hata terimidir. $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ hata vektörü, sıfır ortalamalı zamandan içinde değişmeyen ve pozitif tanımlı $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ kovaryans matrisli, bağımsız bir beyaz gürültü süreci olduğu varsayılır. Diğer bir deyişle, $u_t \sim (0, \Sigma_u)$ olan bağımsız stokastik vektördür. y_{1t}, \dots, y_{Kt} değişkelerin hepsi veya bunların bir kısmı $I(1)$ biçiminde

birinci dereceden bütünleşik seriler oldukları varsayılınsın. Bu durumda, eğer değişkenler ortak stokastik trende sahip iseler, bu değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının $I(0)$ olması olasıdır. Diğer bir deyişle, $I(1)$ değişkenlerden oluşan bir kümenin, $I(0)$ olan bir doğrusal kombinasyonu var ise, bunlar eş-bütünleşik olarak adlandırılırlar.

(1) numaralı eşitlikte verilen VAR(p) model'i stokastik trende sahip değişkenleri de göz önüne almakta da uygun olsa bile, bu çalışmanın odak noktası eş-bütünleşme yani değişkenler arasındaki uzun-dönem denge ilişkileri olduğunda, bu açık şekilde görülmediğinden en uygun model değildir. (2) eşitlik ile verilen VAR(p) modeli üzerinde dayalı Vektör Hata Düzeltme Modeli (VHDM) aşağıda verilen eşitlikteki gibidir.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_t + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Bu çalışmada göz önünde bulundurulan temel makro ekonomik değişkenler ile ücretle üzerindeki yüklerin istihdam üzerindeki etkilerini incelemek amacı ile eş-bütünleşme analizi için en uygun model kurgusu olarak bulundurulmuştur. (3) numaralı eşitlikte verilen VHDM de $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$ ve $i = 1, \dots, p-1$ için $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ 'dir. VHDM, (1) numaralı eşitlikte verilen düzey VAR(p)'ın her iki taraftan y_{t-1} çıkartılıp yeniden düzenlenmesiyle elde edilir. (1) numaralı eşitlikte yer alan tüm değişkenlerin bütünleşme dereceleri en çok bir $I(1)$ olarak varsayıldığı için Δy_t stokastik trend içermez. Bu nedenle, (3) numaralı eşitlikte verilen VHDM'de Πy_{t-1} terimi $I(1)$ değişkenleri içeren tek parçadır. Dolayısıyla, Πy_{t-1} , $I(0)$ olmak zorundadır. Bu yüzden, Πy_{t-1} bileşeni eş-bütünleşme ilişkilerini içerir. (3) numaralı eşitlikte verilen Γ_{js} ($j = 1, \dots, p-1$) terimleri kısa-dönem parametreleri olarak adlandırılır ve Πy_{t-1} ise modelin uzun-dönem kısmı olarak ifade edilir.

Eğer VAR(p) süreci birim köklere sahip ise, bu $\zeta=1$ için $\det(I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p) = 0$, demektir ve $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$ matrisi tekildir. $\text{rank}(\Pi) = r$ ve $\text{rank}(\Pi) = r$ olduğu varsayılınsın. Bu durumda, Π , $(K \times r)$ boyutundaki a ve β matrislerinin $\Pi = a\beta'$ şeklinde çarpımı olarak yazılır. $I(0)$ vektörünün, herhangi bir matrisle çarpımı tekrar

bir $I(0)$ süreci elde edilmesine neden olur. Bu yüzden, $\beta' y_{t-1} \sim I(0)$ ’dır. Bu yüzden de, $\beta' y_{t-1}$, eş-bütünleşme ilişkilerini içermektedir. Π ’ın rankı, sistemin eş-bütünleşme rankına karşılık gelmektedir ve β , bir eş-bütünleşme matrisidir. α , uyarılama hızı katsayısına karşılık gelmektedir. $\text{Rank}(\Pi)=0$ ise bir eş-bütünleşme ilişkisinden bahsetmek olanaksızdır. $\text{Rank}(\Pi) > 0$ iken ise uzun dönemli bir ilişkinin varlığından bahsedilebilir. Denklem (3) numaralı eşitlikte VHDM($p-1$) modelinin tahmin edilmesi için öncelikle VAR(p) modelinin optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. VAR(p) modelinin gecikme uzunluğunun (p) bulunması için kullanılan bilgi kriterlerinden bazıları AIC ve SIC’dır. Analize konu olan tüm değişkenler $I(1)$ ise, bir VHDM uygun modelleme aracıdır ve eş-bütünleşme rankı r , gecikme uzunluğuna bağlı olarak belirlenir. VHDM, En Yüksek Olabilirlik Tahmin (ML) edicisi ile tahmin edilebilir.

Wold ifade etme teoremi, durağan olmayan eş-bütünleşmiş süreçler için olmamasına rağmen, etki-tepki matrisleri VHDM’nin düzey versiyonuna dayalı olarak hesaplanabilir (Lütkepohl, 1991, Bölüm 11; Lütkepohl ve Reimers, 1992). Bu durumda, etki-tepki matrislerinin gecikme uzunluğu sonsuza giderken, 0’a yakınsanması söz konusu olmayabilir. Sonuç olarak, bazı şoklar kalıcı etkilere sahip olabilir. Doğal olarak, bir kimse orthogonal hale getirilmiş ya da birikimli etki-tepkileri de göz önüne alabilir. Granger ifade etme teoreminin Johansen versiyonundan ve y_t , VHDM’in indirgenmiş biçiminden $\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$ elde edilebilir. Bu, (4) deki gibi hareketli ortalama (MA) biçiminde ifade edilir:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \Xi^*(L)u_t + y_0^* \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte $\Xi = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} (I_K - \sum_{i=1}^t \Gamma_i) \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ ve $\Xi^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* L^j$ terimi ise j sonsuza giderken sıfıra yaklaşan Ξ_j^* katsayı matrisli gecikme işlemcisinde sonsuz derecede polinomdur. (4) numaralı eşitlikte y_0^* terimi tüm başlangıç değerleri içerir. Eğer sistemin eş-bütünleşme rankı r ise, Ξ ’nin rankı $(K-r)$ ’dır. Bu da etki-tepkilerin öngörü hatasının uzun-dönem etkilerini ifade eder, buna karşın Ξ_j^* terimi geçici etkileri içerir.

3. Veri ve Uygulama

Çalışmada kullanılan veri seti üç aylık frekansta olup 1988:Q4-2010:Q4 dönemini kapsamaktadır ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankasının (TCMB) veri tabanlarından elde edilmiştir. Analiz de kullanılan makroekonomik değişkenler sırasıyla, reel GSYH, istihdam, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı, ücret üzerindeki yükler değişkeni ile 5084 ve 5763 sayılı istihdam teşvik yasalarıdır. Reel Faiz oranı değişkeni veri seti, IMF'in Uluslararası Finansal İstatistik veri tabanından elde edilen nominal interbank faiz oranı ile TÜFE serilerindeki yüzde değişim arasındaki fark olarak hesaplanmıştır. Reel efektif döviz kuru serisi, TCMB'sı tarafından, IMF tanımına göre on dokuz ülkenin (Belçika, Almanya, İspanya, Fransa, İsviçre, Hollanda, İtalya, İngiltere, ABD, Japonya, İsveç, Avusturya, Kanada, Güney Kore, Tayvan, İran, Brezilya, Çin, Yunanistan) üretici ve tüketici fiyat endeksine dayalı olarak hesaplanmaktadır. TCMB tarafından hesaplanan bu reel efektif döviz kuru endeksindeki artış, TL'nin reel değer kazancını ifade etmektedir. İhracatın ithalatı karşılama oranı serisi, reel ihracat'ın reel ithalat serisine oranı olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan tüm makroekonomik değişkenler MARVAL tarafından geliştirilen TROMA/SAET yöntemi yardımı ile üç aylık mevsimsel etkilerden arındırılarak kullanılmıştır.

Toplam istihdam verileri, TÜİK tarafından yürütülen Hanehalkı Emek Piyasası (HEP) Anketinden elde edilmiştir. HEP anketinin amacı, emek piyasasına katılım/işgücüne katılım oranı, istihdam edilen, eksik istihdam ve işsizliğe ilişkin insan sayısına ilişkin veri üretmektedir. 1988-1999 döneminde, HEP nisan ve ekim olmak üzere senede iki kez yürütülmüştür. Referans dönemi, Nisan ve Ekim'in pazartesi ile başlayan ve Pazar ile biten 4. Haftasıdır. 2000 yılında, uygulama frekansı, örneklem çapı, hesaplama boyutları ve soru dizaynı ve HEP'in diğer açıları değişmiştir. 2000 yılından beri, hanehalkları çeyreklik olarak takip edilmiş ve panel özellikler dahil edilmiştir. Bu dönemde, yeni örneklem dizaynında her dönemi için yaklaşık 23000 hane halkı seçilmiştir. Anketin ilk uygulamasından 7 gün öncesi, referans dönemi olarak kullanılmıştır. Türkiye Ekonomisi'ne ait istihdam değişkeninin veri seti, TÜİK tarafından üç farklı dönemde farklı frekansta ölçülmüştür. Bunlar sırası ile 1988 – 1999, 2000 – 2004 ve 2005 sonrası dönem için sırasıyla altı aylık, üç aylık ve yıllık frekanstadır. 1988 – 1999 ve 2005 sonrası dönem için olan frekanslar Ortalama Gözlemler yöntemi ile üç aylık frekansa dönüştürülmüştür ve istihdam serisi oluşturulmuştur.

Ücret üzerindeki yüklere ilişkin veri seti, dört değişik ücret yükünün oransal toplamından oluşmuştur. Bunlar; ücret gelirleri için uygulanan birinci vergi dilimi, NEMA kesintileri, işsizlik sigortası prim ödemeleri, sadeleştirilmiş 4/a çalışanları için ödenen sosyal güvenlik primleridir. Ücretlere ilişkin bu yük grubu, en geniş çalışan kesimi etkileyen, istihdam üzerinde duyarlılığının en yüksek olduğu ön görülen ve ölçüme en elverişli yükler olduğu için, araştırmada kullanılan ücret üzerindeki yüklere ilişkin veri setinin hazırlanmasında kullanılmıştır.

Çalışmada, 5084 ve 5763 sayılı Yatırımları ve İstihdamı Teşvik Yasaları da yer almaktadır. İnceleme döneminde çıkarılan diğer teşvik yasaları uygulama alanları bakımından belirli bir sektör için ya da kısıtlı kapsamlı olmaları nedeni ile söz konusu iki yasaya göre oldukça dar ölçeklidir. 5084 sayılı yasa düşük gelirli bölgeleri kapsamaktadır ve Türkiye’de yeni nesil yatırım ve istihdamı teşvik düzenlemelerinin temelini oluşturmaktadır. 5763 sayılı yasa benzer teşvik araçlarını kullanmaktadır ve ulusal kapsamlıdır. 5084 ve 5763 sayılı yasaları temsil eden kukla değişkenler, oluşturulan modele alınırken yalınlaştırma gereği duyulmuştur. Uygulamaya, doğrudan istihdama yönelik politikaları içeren maddelerin yürürlüğe girdiği tarihler göz önüne alınarak katılmışlardır. Modele, 5084 Sayılı Yasa 1.4.2005 tarihinden ve 5763 Sayılı Yasa 1.10.2008 tarihinden başlayarak kukla değişken olarak alınmıştır.

İktisadi zaman serilerinin durağan olup olmaması bu zaman serileri arasındaki oluşturulabilecek olası bir regresyon modelinden elde edilebilecek ilişkinin sahte olup olmadığı sorusunu ile karşı karşıya bırakabilir. Bu durum da ekonomik değişkenler arasındaki olası bir sahte regresyon sorunundan kaçınmak için ekonomik değişkenlerde birim kökün varlığının test edilmesi gereği uygulamalı ve bu da kuramsal çalışmalarda belirtilmektedir. Eğer bir ekonomik değişken birim kök içeriyorsa durağan değildir. Bu anlamda, durağan olmayan başka ekonomik değişkenler ile eğer uzun-dönem denge ilişkisine sahip değil iseler oluşturulan bu regresyon modelinden iktisadi değişkenler arasında anlamlı bir ekonomik ilişkinin varlığını ifade edilemez. Bu çerçevede, bir regresyon modelinde bulunan her değişkenin bütünleşme derecesinin test edilmesi önemlidir. Bu çalışmada, analize konu olan istihdam, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve ücret üzerindeki yüklere ilişkin değişkenlerin durağan olup olmadıkları test edilmiştir. Durağanlık sınaması için Dickey ve Fuller (1979) ve Said ve Dickey (1984) tarafından geliştirilen ADF birim kök test yöntemi kullanılmıştır. ADF birim kök testi, aşağıda verilen (5) eşitlikte verilen regresyon modelin de yer alan ρ parametresinin En Küçük Kareler (EKK) tahmincisi ile elde edilen katsayının t -istatistiğidir.

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

İstihdam, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı, ücret üzerindeki yükler değişkenlerine ilişkin ADF birim kök test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. Tablo 1’in ikinci ve üçüncü sütununda iki farklı değer yer almaktadır. Bu değerler parantez içerisinde olan ve parantez dışında olanlardır. Tablo 1’in ikinci ve üçüncü sütununda parantez içerisinde olamayan değerler sırasıyla ADF_μ ve ADF_τ birim kök testlerine karşılık gelmektedir. ADF_μ ve ADF_τ birim kök test sonuçlarına karşılık gelen değerler ise (5) regresyon modelinde yalnızca sabit ve yalnızca sabit ve trend terimlerinin bulunduğu regresyon modellerine karşılık gelen regresyon modellerindeki ρ parametresinin t -istatistiğine karşılık gelmektedir. Tablo 1’in ikinci ve üçüncü sütununda parantez içerisinde olan değerler ise (5) numaralı regresyon modellerindeki k değeri gecikme uzunluğunun değerlerini göstermektedir. Bu iki regresyon modelindeki k gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenmiştir. Bu yaklaşımda, (5) numaralı regresyon modelinde k gecikme uzunluğu en yüksek (k_{\max}) 8 olmak üzere denklem EKK tahmin edicisi ile tahmin edilir. Bu işlemle $k = 0$ olana kadar regresyon modeli EKK ile tahmin edilir. Tahmin edilen tüm regresyon modellerine ait en küçük AIC değeri hangi tahmin edilen regresyon modelinde ait ise o tahmin edilen regresyon modelindeki k gecikme uzunluğunun en uygun (optimum) olduğunu gösterir.

Tablo 1’in 2. ve 3. sütunlarında rapor edilen ADF_μ ve ADF_τ birim kök test sonuçları, araştırmaya konu olan değişkenlerin seviyelerine ilişkin elde edilen test sonuçlarıdır. Bunun yanında, Tablo 1’in 4. ve 5. sütunlarında rapor edilen ADF_μ ve ADF_τ test sonuçları, değişkenlerin birinci dereceden farklarına ilişkin elde edilen test sonuçlarıdır. Tablo 1’in 4. ve 5. sütunlarında verilen değerler, Tablo 1’in 2. ve 3. sütunlarında yer alan değerler gibi özelliklere sahiptir. Diğer bir ifade ile Tablo 1’in 4. ve 5. sütunlarında yer alan parantez içerisinde bulunmayan değerler değişkenlerin birinci dereceden farkları alındıktan sonra (5) numaralı regresyon modelindeki ρ parametresinin t -istatistiğine karşılık gelir iken, parantez içerisindeki değerler bu iki regresyon modelindeki k gecikme uzunluğunu göstermektedir. Tablo 1’in 2. ve 3. sütunlarında verilen ADF_μ birim kök test sonuçları incelendiğinde istihdam, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve ücret üzerindeki yükler değişkenlerinin hepsi için seri durağan değildir yokluk hipotezi %5 önem düzeyinde ret edilemediği görülmektedir. Diğer yandan serilerin düzeyi için, Tablo 1’in 3.

Türkiye’de Makroekonomik Değişkenler Ve İstihdam Teşviklerinin İstihdam Üzerindeki Etkileri

sütununda verilen ADF_{τ} birim kök test sonuçları, istihdam, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru ve ücret üzerindeki yükler değişkenleri için seri durağan değildir yokluk hipotezi %5 önem düzeyinde ret edilemediğini göstermektedir. Dış satımın dış alımı karşılama oranı değişkeni için seri durağan değildir, yokluk hipotezinin %1 önem düzeyinde bile ret edilemediğini göstermektedir.

Tablo 1’in 4. ve 5. sütunları izlendiğinde, ADF_{μ} ve ADF_{τ} birim kök test sonuçları görülmektedir. İstihdam, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve ücret üzerindeki yükler değişkenlerinin birinci dereceden farkları alındıktan sonra, seri durağan değildir, yokluk hipotezinin %5 önem düzeyinde ret edilemediği tablonun 4 ve 5. sütunlardan anlaşılmaktadır. Tablo 1’de verilen değişkenlerin hem düzey, hem de birinci dereceden farkları için elde edilen ADF_{μ} ve ADF_{τ} birim kök test sonuçları, değişkenlerin birinci dereceden bütünlük değişkenler olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Seriler	Düzye		Birinci Dereceden Fark	
	ADF_{μ}^a	ADF_{τ}^b	ADF_{μ}	ADF_{τ}
İstihdam	-2.068 (0)	-2.296 (0)	-6.233* (3)	-6.263* (3)
Reel GSYH	-2.379 (5)	-1.646 (5)	-3.465* (4)	-3.876* (7)
Reel Faiz Oranı	-0.307 (0)	-1.764 (0)	-8.165* (0)	-7.267* (1)
Real Efektif Döviz Kuru	-0.932 (0)	-2.414 (0)	-6.122* (4)	-6.238* (4)
Dış Satımın Dış Alımı Karşılama Oranı	-2.331 (4)	-4.970* (2)	-5.639* (6)	-5.582* (6)
Ücret Üzerindeki Yükler	-0.664 (0)	-2.864 (0)	-9.706* (0)	-9.637* (0)

Not: †,*,** Sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir; parantez içindeki değerler birim kök testindeki gecikme sayılarını göstermektedir.

^a Test yalnızca sabit terimi içermektedir; sıfır hipotezi değişken birim köke sahiptir tek taraflı test; test’in % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerdeki kritik değerleri, sırasıyla, -2.584, -2.894 ve -3.506’dır.

^b Test yalnızca sabit terimi içermektedir; sıfır hipotezi değişken birim köke sahiptir tek taraflı test; test’in % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerdeki kritik değerleri, sırasıyla, -3.157, -3.461 ve -4.065’dır.

Granger (1981) ve Engel ve Granger (1987) çalışmaları, değişkenler eğer ortak bir stokastik trende sahiplerse, bu değişkenlerin eş-bütünleşik olduğunu göstermiştir. Eğer değişkenler eş-bütünleşik iseler, VAR modeli bu eş-bütünleşik değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin analiz edilmesi açısından en uygun model kurulumu değildir. Böyle bir durumda değişkenler arasında dinamik ilişkinin incelenmesi için değişkenler arasındaki eş-bütünleşme yapısının analizini destekleyecek, Hata Düzeltme Modelleri (VHDM) kullanılması uygun olacaktır. Tablo 1’de rapor edilen ADF_{μ} ve ADF_{τ} birim kök test sonuçları, serilerin birinci dereceden bütünleşik olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, değişkenlerin stokastik bir trende sahip olabileceğini gösterebilir. Değişkenler arasında ortak stokastik bir trendin varlığını belirlemek için VHDM modelinin dayandığı VAR modelinin gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Tablo 2: VAR Modelinin Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
1	716.5804	1.81e-14	-14.61991	-13.02361*	-13.97945*
2	83.89375	1.26e-14*	-15.00214	-12.34164	-13.93471
3	52.30791	1.35e-14	-14.98505	-11.26035	-13.49065
4	40.99593	1.67e-14	-14.85534	-10.06644	-12.93397
5	39.78365	2.04e-14	-14.79528	-8.942180	-12.44694
6	42.55878	2.25e-14	-14.91969	-8.002395	-12.14438
7	52.37151*	1.77e-14	-15.48557	-7.504071	-12.28329
8	32.33907	2.38e-14	-15.67465*	-6.628952	-12.04540

* Simgesi, bilgi kriteriyle seçilmiş olan en uygun gecikme uzunluğunu gösterir.

LR: Ardışık uyarlanmış LR test istatistiği (Her test 5% önem düzeyindedir)

FPE: Son Tahmin Hatası

AIC: Akaike Bilgi Kriteri

SIC: Schwarz Bilgi Kriteri

HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

VAR modelinin tahmininde, istihdam, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı, ücret üzerindeki yükler değişkenleri, içsel değişken olarak çalışmaya alınmıştır. Bunu yanında yukarıda bahsedilen, istihdamı teşvik amaçlı 5084 ve 5763 sayılı yasaları temsil eden iki kukla değişken, dışsal değişken olarak sisteme eklenmiştir. VAR modelinin gecikme uzunluğunu belirlemek için en yüksek gecikme uzunluğu sekizden, sıfır gecikme uzunluğuna sahip durumlar için Olabilirlik Oranı (LR), Son Tahmin Hatası (FPE), AIC, SIC ve Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQ) değerleri, aşağıda Tablo 2’de verilmiştir. Sırasıyla yukarıda verilen kriterlere göre VAR modelinin en uygun (optimum) gecikme uzunlukları 7, 2, 8, 1 ve 1’dir. VAR modelinin tahmin sonuçları gecikme

Türkiye’de Makroekonomik Değişkenler Ve İstihdam Teşviklerinin İstihdam Üzerindeki Etkileri

uzunluğu değerine göre duyarlı sonuçlar vermektedir. Literatürde yaygın olarak kullanılan yaklaşım AIC’dir. Bu nedenle bu çalışmada VAR modelinin gecikme uzunluğunun belirlenmesi, için AIC kullanılmıştır ve VAR modelinin en uygun gecikme uzunluğu 8 olarak belirlenmiştir.

Gecikme uzunluğu sekiz olarak belirlenen VAR modeline dayalı, Johansen Eş Bütünleşme Analizi, yedi gecikmeye sahip VHDM modeli üzerine kurulmuştur. Bu analizde yedinci dereceden gecikmeye sahip VHDM modeli içerisine, yalnızca sabit terim ve istihdamı teşvik için çıkarılan yasaların, değişkenler üzerindeki etkisini kontrol etmek amacı ile yukarıda belirtilen iki kukla değişken sistemde dışsal değişken olarak eklenmiştir. Johansen eş-bütünleşme test sonuçları Tablo 3’de rapor edilmiştir. Tablo 3’ün birinci sütunu değişkenler arasındaki eş-bütünleşme sayısını rapor etmektedir. Bu çalışmada analize konu olan içsel değişkenlerin toplam sayısı altıdır. Eş-bütünleşme analizine göre incelemeye konu edilen toplam değişken sayısının bir eksiği kadar, değişkenler arasında eş-bütünleşme sayısı vardır. Bu nedenle çalışmada değişkenler arasında en çok beş tane eş-bütünleşme ilişkisi olabilir. Tablo 3’ün birinci sütunu bu durumu ifade etmektedir. Tablo 3’ün ikinci sütununda Johansen tarafından, değişkenler arasında eş-bütünleşmenin varlığını test etmek amacı ile geliştirmiş olduğu İz-test sonuçları belirtilmiştir. Tablo 3’ün üçüncü sütununda ise değişkenler eş-bütünleşik değildir, yokluk hipotezini test etmek amacı ile kurulan tek taraflı test için %5 anlamlılık düzeyindeki

Osterwald-Lenum (1992) kritik değerlerini vermektedir. Dördüncü sütunda İz-test istatistiği için olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 3. Johansen Eş-bütünleşme Test Sonuçları

Yokluk Hipotezi:		%5 Anlamlılık Düzeyinde	
Eş-bütünleşme sayısı	İz-Testi ^a	Kritik Değer	p-değeri
Hiç Eş-Bütünleşme yok	197.4943†	95.75366	0.0000
En çok bir tane eş-bütünleşme var	121.4266†	69.81889	0.0000
En çok iki tane eş-bütünleşme var	57.08254†	47.85613	0.0054
En çok üç tane eş-bütünleşme var	28.87631	29.79707	0.0636
En çok dört tane eş-bütünleşme var	12.18661	15.49471	0.1482
En çok beş tane eş-bütünleşme var	0.229558	3.841466	0.6318

†Simgesi, 5% önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı gösterir.

^a İz-test yalnızca sabit terim içermektedir; sıfır hipotezi değişkenler arasında eş-bütünleşme yoktur tek taraflı test; kritik değerler Osterwald-Lenum (1992) kritik değerleridir.

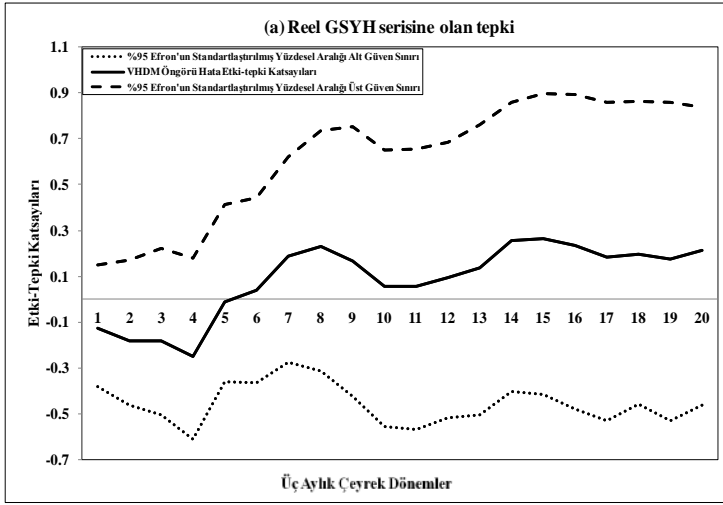
VHDM modelinin katsayı sonuçları göre, 5084 ve 5763 sayılı istihdam teşvik yasalarının istihdam değişkeni üzerindeki etkisini incelemek amacı ile oluşturulan kukla değişkenlerin önlerinde bulunan katsayı tahmin değerleri sırası ile 0.01 ve 0.061'dir. Bu sonuç kukla değişkenlerinin istihdam değişkeni üzerindeki katsayılarının %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Tahmin edilen katsayı değerlerinin büyüklükleri göz önünde bulundurulduğunda her iki teşvik paketi istihdam üzerinde çok etkin sonuçlara neden olamamakla beraber, 5763 sayılı teşvik paketinin 5084 sayılı teşvik paketine göre istihdam değişkeni üzerinde daha güçlü etkilere sahip olduğu söylenebilir. Bulgulara göre, teşvik yasalarının istihdam değişkeni üzerindeki etkisi, iki teşvik paketi için de istihdamı artırıcı yönde ve pozitifdir.

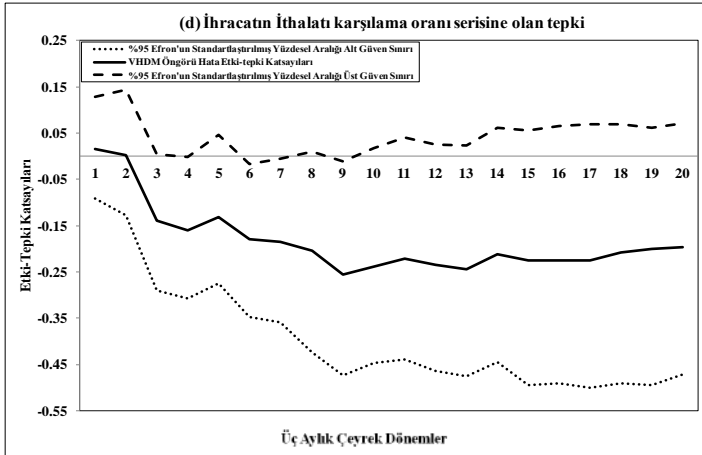
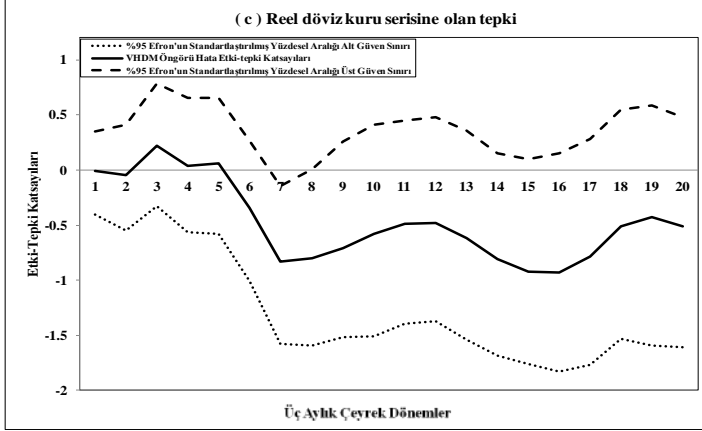
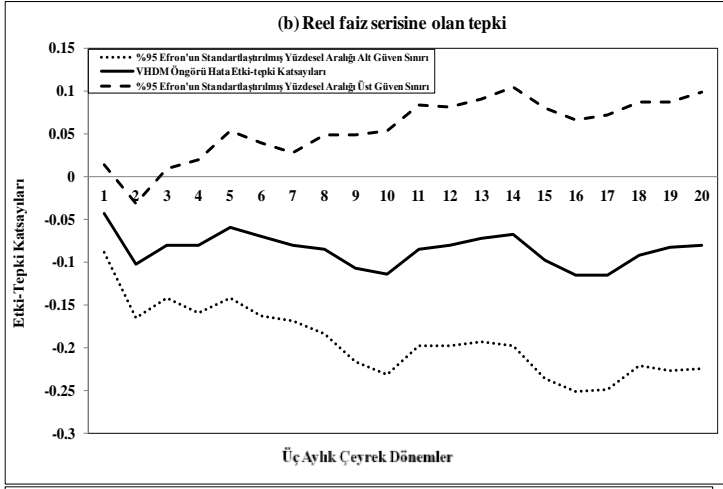
Çalışmada ayrıca tahmin edilen VHDM modeline dayalı olarak, öngörü hata etki-tepki analizi uygulanmıştır. VHDM'nin alt kümesini, etki-tepkiler için öz-çıkarm güven aralığı oluşturmaya ilişkin problemleri hesaba katmak için kullanılmıştır. Anlık nedenselliğin testinde hiçbir anlık korelasyon elde edilmediğinden, VHDM için öngörü hatası etki-tepkisini düşünmek mantıklıdır. Diğer bir deyişle kalıntıların indirgenmiş biçiminin anlık olarak korelasyona sahip olmadığı varsayıldığından dolayı, şoklar belirlenmiştir. Uygulamalı çalışmalarda, etki-tepkiler hakkındaki istatistiksel çıkarım sık olarak öz-çıkarm (bootstrap) metoduna dayanmaktadır. Özellikle, sık olarak etki tepkiler için güven aralıkları oluşturmak için kullanılırlar. Çünkü böylece, asimptotik teoriye göre daha güvenilir, küçük örneklem çıkarımı nadirde olsa da mümkündür. Daha da ötesi, etki-tepki katsayılarının asimptotik varyanslarının analitik ifadeleri daha karmaşıktır. Eğer güven aralıkları için öz-çıkarm kullanır ise varyansın tam ifadesi gerekli değildir; dolayısıyla, açık olarak analitik ifadenin türetilmesinden kaçınılabilir. Alternatif öz-çıkarm yaklaşımları etki tepkilere güven aralıkları (GA) oluşturmak için önerilmiştir. Takip eden şekilde yapılan kalıntı-tabanlı öz-çıkarmalar kullanılır: İlk olarak ilgilenilen model hesaplanır. Eğer hesaplanan kalıntılar \hat{u}_t olarak ifade edilirse, merkezlenmiş kalıntılar, yani $\hat{u}_1 - \bar{\hat{u}}, \dots, \hat{u}_T - \bar{\hat{u}}$, hesaplanırlar ve öz-çıkarm kalıntılar, yani u_1^*, \dots, u_T^* , merkezlenmiş kalıntılardan yerine konarak rassal çekimle elde edilirler. u_t^* 'lar, p gecikmeye sahip bir model için örneklem öncesi

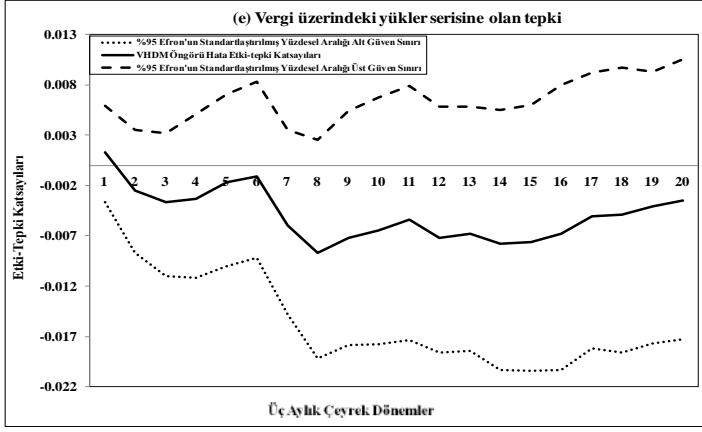
Türkiye’de Makroekonomik Değişkenler Ve İstihdam Teşviklerinin İstihdam Üzerindeki Etkileri

y_{-p+1}, \dots, y_0 değerlerinden başlayarak yinelenen bir şekilde öz-çıkarma zaman serisini oluşturmak için kullanılırlar. Model tekrar hesaplanır ve ilgilenilen büyüklükler bu yolla bulunan parametre tahminlerine dayalı olarak belirlenirler. Bu adımların birçok defalar tekrarlanması, ilgilenilen büyüklüklerin ampirik öz-çıkarma dağılımını verir. Bu dağılımdan, aralıklar (quantiles) ve dolayısıyla güven aralıkları etki-tepkiler için elde edilebilirler. Bu çalışmada, etki-tepki katsayılarının alt ve üst güven aralıklarının hesaplanmasında öz-çıkarma yöntemi olarak Efron (1981)’un Yüzdesele Aralığı yöntemi kullanılmış olup, bu yöntem pratikte en yaygın olarak Güven Aralıklarını (GA) oluşturmak için kullanılan etki tepkilerin kullandığı aralıktır. Efron güven aralıkları 2000 öz-çıkarma tekrarlaması ile elde edilmiştir. Aşağıda, Grafik 1’de, reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve ücret üzerindeki yükler değişkenlerinde bir standart birimlik şok ortaya çıktığında, istihdam değişkeninin bu şoka vermiş olduğu tepkilerin grafikleri verilmiştir.

Grafik 1. Reel GSYH, reel faiz oranı, reel efektif döviz kuru, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve ücret üzerindeki yükler değişkenlerinde bir standart birimlik şok’a istihdam değişkeninin gösterdiği tepkilerin sonuçları







Grafik 1'in (a) panelinde verilen etki-tepki analizi incelendiğinde reel GSYH değişkeninde bir standart birimlik şokun ilk beş çeyrek dönem boyunca istihdam değişkeni üzerinde ortalama şokun %20 büyüklüğünde negatif yönde etkiye sahiptir. Beşinci çeyrek ile sekizinci çeyrek dönem aralığında şokun istihdam üzerinde yaklaşık olarak %20'si civarında pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Dokuzuncu çeyrek ile on üçüncü çeyrek dönem aralığında, şokun istihdam değişkeni üzerinde neredeyse bir etkisinin olmadığı izlenmektedir. Yaklaşık olarak üçüncü yıl sonrasında reel GSYH değişkeninde ortaya çıkan bir standart birimlik bir şok karşısında istihdam değişkeninin bu şoka karşı, yaklaşık olarak %20 büyüklüğünde pozitif tepki verdiği görülmektedir. Bu sonuç, reel GSYH'daki şokların, istihdam değişkenini ilk beş çeyreklik döneme kadar negatif yönde etkilemesine karşın uzun dönemde pozitif yönde anlamlı biçimde etkilediğini göstermektedir. Diğer bir ifade ile istihdam değişkeni reel GSYH'daki pozitif yöndeki değişimlere kısa dönemde negatif bir tepki verirken uzun dönemde pozitif ve oldukça anlamlı bir tepki vermektedir. Bu bulgu, ekonomik büyümenin Türkiye Ekonomisinde yeni iş alanları ve istihdam yarattığı göstermektedir.

Grafik 1'in (b) panelinde reel faiz oranı değişkeninde görülen bir standart birimlik şok sonrası istihdam değişkeninin bu şoka verdiği tepki görülmektedir. Etki-tepki analizinden elde edilen sonuç, reel faiz oranı değişkenindeki bir standart birimlik şok sonrası istihdam değişkeni ikinci çeyrek dönemden başlayarak negatif yönde yaklaşık %10 düzeyinde tepki verdiğini göstermektedir. Sonuç daha detaylı incelendiğinde, şokun istihdam değişkeni üzerinde negatif yönde %10 düzeyinde uzun dönemde kalıcı bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Bu sonuç, Türkiye ekonomisinde istihdam

değişkeninin reel faiz oranındaki değişimlere negatif yönde anlamlı bir biçimde tepki verdiğini göstermektedir. Elde edilen bu bulgu, faiz artışlarının yatırımları dışlaması yoluyla istihdam düşüşüne neden olacağı savı ile de örtüşmektedir. Buna göre reel faiz oranında görülecek bir şok artış yatırımcıları yatırım kararlarından caydıracağı ve yatırımların azalması yolu ile istihdamın olumsuz yönde etkilenebileceğini ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan reel efektif döviz kuru değişkenindeki artış, TL'nin reel değer kazancını ifade etmektedir. Reel efektif döviz kuru değişkenindeki bir standart sapmalı şok'a karşı istihdam değişkeninin göstermiş olduğu tepki Grafik 1'in (c) panelinde verilmiştir. Grafik 1'in (c) panelinde verilen etki-tepki sonuçlarına göre ikinci ile dördüncü çeyrek dönem arasında istihdam değişkeni şok'a karşı pozitif yönde % 25 büyüklüğünde bir tepki vermektedir. Başlangıçta görülen TL değerlenmesi sonucu talep kaynaklı istihdamın iyileşmesine karşın dördüncü çeyrek ile altıncı çeyrek arasında istihdam değişkeni reel döviz kuru değişkeninde görülen şoka herhangi bir tepki vermemektedir. Daha sonra, altıncı çeyrek dönem ardından, istihdam değişkeni negatif yönde şokun büyüklüğünün %50 ile %100'ü arasında tepki verdiği görülmektedir. İstihdam değişkeninin reel efektif döviz kurunda ortaya çıkan şok'a karşı gösterdiği tepki incelendiğinde, şok'un istihdam değişkeni üzerinde ilk 15 ay boyunca negatif bir etkiye sahip değil iken, sonraki dönemlerde istihdam değişkeninin tepkisinin periyodik olarak negatif yönde 0,5 ile 1 arasında dalgalandığı görülmektedir. İstihdam değişkeninin, 15 ay sonrasında döviz kurunda ortaya çıkan şoklara karşı verdiği periyodik özellik gösteren bu tepki oldukça anlamlıdır ve kalıcı bir özellik gösterdiği izlenmektedir. Grafik 1'in (c) panelinde verilen sonuçlar incelendiğinde, Türkiye ekonomisinde, reel efektif döviz kuru değişkeni ile istihdam değişkeni arasında anlamlı bir ilişkinin var olduğu görülmektedir. Ulusal paranın değer kazanmasının uzun dönemde istihdamı negatif etkiliyor olması, ekonomi kuramı ile örtüşen bir sonuçtur. Kurama göre ulusal paranın değer kazanması yurt içi üretimin pahalı hale gelmesine, uluslararası rekabet gücünün azalmasına neden olacak ve ihracat azaltacaktır. Bunun yanında görece ucuzlayan yurt dışı kaynaklı ürünler yerli üretim yerine ikame edilecek ve ithalat artacaktır. Çalışmada ulaşılan bulgulara göre, Türkiye'de ulusal paranın değer kazanması, kısa dönemde istemi artırmasına ve istihdamı olumlu etkilemesine karşın, uzun dönemde yurt içi üretimin azalmasına neden olduğu ve bu üretim azalışının istihdamı olumsuz etkilediği görülmektedir.

Grafik 1'in (d) paneli, ihracatın ithalatı karşılama oranı değişkeninde görülen bir standart sapmalı şoka karşı istihdam değişkeninin vermiş olduğu tepkiyi göstermektedir. Panel (d) de verilen sonuç, istihdam

Türkiye’de Makroekonomik Değişkenler Ve İstihdam Teşviklerinin İstihdam Üzerindeki Etkileri

değişkenin şoka karşı birinci çeyrek sonrasında negatif yönde kalıcı ve anlamlı bir tepki verdiğini göstermektedir. İstihdam değişkeninin gösterdiği bu tepki onuncu çeyrek dönemde şokun büyüklüğünün 0,25’ine kadar artmakta ve yirminci çeyrek döneme geldiğinde 0.20’ye gerilemektedir.

Bu bulgu, Türkiye Ekonomi’si için cari açıktaki ortaya çıkan büyümenin, istihdam üzerinde olumlu etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. İlk bakışta anlamsız ve ekonomi kuramı ile çelişiyor gibi görünen bu sonuç, Türkiye Ekonomisi’nin yapısal özellikleri ve incelenen süreçte yaşanan gelişmeler altında değerlendirildiğinde tutarlı ve oldukça anlamlıdır.

Son olarak, ücret üzerindeki yükler değişkeninde bir standart sapmalı şok’un istihdam değişkeni üzerindeki etkiler incelenmiştir. Etki-tepki sonuçları Grafik 1’in (e) panelinde verilmiştir. Etki-tepki sonuçları, şok’un istihdam değişkeninde negatif yönde bir tepkiye sahip olduğu görülmektedir. Ancak istihdam değişkeninin vermiş olduğu tepkinin çok küçük ve anlamlı olmadığı görülmektedir.

Bu çalışmanın bulguları, ekonomik büyüme istihdam ilişkisi açısından, giriş bölümünde değinilen Akkemik, Onaran vd. ve Polat’ın çalışmalarında ulaşılan sonuçlarla benzerlik göstermektedir. Çalışmada elde edilen, ücret üzerindeki yüklerin istihdam üzerindeki etkilerine yönelik bulgular, Papps’ın araştırmasında ulaşılan sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Bu çalışmada, 5084 ve 5763 sayılı teşvikleri istihdam üzerinde etkin sonuçlara neden olmadığına yönelik bulgulara ulaşılmıştır. Fakat Betcherman vd. tarafından yapılan çalışma, 5084 ve 5350 sayılı teşviklerin istihdam üzerinde etkin olduğu sonucuna varmıştır. Betcherman vd. çalışmasında istihdamın etkileri yasa kapsamındaki bölgeler için değerlendirilirken, bu çalışmada teşvik yasalarının etkileri, 5763 sayılı yasanın ulusal nitelikli olması nedeni ile toplam istihdam açısından değerlendirilmiştir, bulgulardaki farklılığın kaynağı bahsedilen ölçek farkından kaynaklandığı düşünülmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışma, Türkiye’de istihdam hedefleri bakımından makro ekonomi politikalarının öncelikli araçlarının neler olabileceğine ilişkin ön bilgiler sunmakta ve istihdam hedefleri açısından uygun makro ekonomik iklim hakkında fikir vermektedir. Bulgular, makro ekonomik değişkenlerin istihdam değişkenini anlamlı bir biçimde etkilediğini ve bu değişkenlerde görülen bir standart birimlik şokun istihdam üzerinde uzun dönem de kalıcı etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Sonuçlar incelendiğinde, reel GSYH, reel faiz oranı, reel döviz kuru, ücret üzerindeki yükler değişkenlerinin

istihdam değişkeni ile ilişkisi açısından teori ile uyumlu olduğu görülmüştür. Buna karşın ihracatın ithalatı karşılama oranı ile istihdam arasındaki ilişki, ilk bakışta teorik açıdan uyumsuz görünse de bu durum Türkiye Ekonomisi'nin yapısal özelliklerinden kaynaklanmaktadır. Çünkü dış açık vermek istihdamı olumlu yönde etkilemektedir. Elde edilen sonuç, dış açık vererek büyüyen Türkiye Ekonomisi için şaşırtıcı değildir. Türkiye'de ihracatın ithalatı karşılama oranındaki düşüşler ekonominin canlı olduğu dönemlerde görülmektedir. Buna karşın ihracatın ithalatı karşılama oranındaki artışlar, ekonominin daraldığı, ihracatın az azalırken ya da fazla değişmediği fakat ithalatın büyük düşüşler gösterdiği dönemlerde gerçekleşmektedir.

Sonuçlar incelendiğinde, reel döviz kuru değişkeninin Türkiye'de istihdamı artırmak için önemli bir politika aracı olabileceği görülmektedir. Bu değişkenin, istihdam üzerinde en güçlü etkiye sahip makro ekonomik değişken olduğu anlaşılmıştır. İkinci sırada güçlü etkiye sahip makro ekonomik değişken, ihracatın ithalatı karşılama oranıdır. Reel GSYH değişkeninde görülen artışlar istihdamı pozitif yönde etkilemektedir. Fakat, bu etkinin reel döviz kuru ve ihracatın ithalatı karşılama oranı kadar güçlü olmadığı görülmüştür. Bu nedenle, Türkiye'de istihdamı artırmaya yönelik politikaların tek başına ekonomik büyümeye dayandırılmasının beklendiği kadar etkin sonuçlara neden olmayacağı söylenebilir. Reel faiz oranı, çalışmada yer alan makro ekonomik değişkenler arasında istihdamı en az etkileyen değişkendir. Bu değişkende görülen artışlar istihdamı negatif yönde etkilemektedir. Reel faiz oranlarının artmaması, istihdamı artırmak için tek başına yeterli bir politika aracı olma özelliği taşımamaktadır. Fakat uygulanacak bir programın politika ayaklarından biri olma potansiyelini taşımaktadır.

Ücret üzerindeki yükler değişkeninin istihdam değişkeni ile olan ilişkisi teori ile uyumlu olarak negatif yönlüdür. Ücret üzerindeki yükler değişkeninde görülen artışlar, istihdam değişkenini azaltıcı yönde etkiye sahiptir. Söz konusu ilişkinin çok güçlü olmadığı görülmüştür. Bu durumun, ücret üzerindeki yükler veri setinde yapılan sadeleştirmelerden kaynaklandığı düşünülebilir. Çünkü ücret üzerindeki yükler, çalışılan işin tehlike derecesi ve alınan ücretin büyüklüğüne göre farklılık göstermektedir. Bu nedenle ücret üzerindeki yükler serisi, 4a kapsamında, maden işçileri gibi yüksek tehlikede işlerde çalışmayan ve en düşük vergi diliminden ücret vergisi ödeyenler için hesaplanmıştır. Ulaşılan sonuçlar, ilişkinin yönü hakkında bilgi vermektedir. Türkiye için ücret maliyetlerini azaltmaya yönelik uygulamalar, istihdamı olumlu yönde etkileme potansiyeli taşımaktadır.

Türkiye’de Makroekonomik Değişkenler Ve İstihdam Teşviklerinin İstihdam Üzerindeki Etkileri

Yatırımları ve İstihdamı Teşvik Yasalarının, istihdam üzerindeki etkileri incelendiğinde, her iki yasanın da istihdamı artırıcı etkiye sahip oldukları ancak bu etkinin her iki yasa için de çok güçlü olmadığı görülmüştür. Buna karşın, 5084 sayılı yasaya kıyasla 5763 sayılı yasanın, istihdam değişkeni üzerinde daha güçlü etkilerinin olduğu anlaşılmıştır. 5763 ve 5084 sayılı yasalar amaç ve araç yönünden benzerlik taşısa da kapsamaları farklıdır. İstihdam açısından daha etkin sonuçları olduğu görülen 5763 sayılı yasa ulusal ölçekte dir. Bu nedenle istihdama yönelik teşvik uygulamalarının ulusal kapsamlı olması önerilebilir.

Çalışmanın bulguları tekrar değerlendirildiğinde, analizde yer alan makro ekonomik değişkenlerin istihdam üzerinde etkili değişkenler olduğu görülmüştür. İstihdam hedefleri açısından uygulanacak makro ekonomi politikaları öncelikli olarak döviz kuru değişkenini hedeflemelidir. Bunun yanında ihracatın ithalatı karşılama oranında görülen düşüşler istihdam artışına neden olmaktadır. Bu nedenle dış açığı azaltmaya yönelik politikaların uzun bir sürece yayılması ve yapısal değişimlere yönelik tasarlanması gerektiği söylenebilir. Türkiye Ekonomisi’nin yüksek oranda ara malı ithal ettiği göz önüne alındığında, önerilen yapısal değişimlerin yurt içinde ara malı üretimine yönelik olması düşünülebilir. Ekonomik büyümenin sürdürülmesi ve faiz oranlarının yükselmemesi ise bu temel araçları tamamlayıcı özellik taşıyacaktır. Bahsedilen makro ekonomik iklim, ücret üzerindeki yükleri artırmayacak uygulamalar ve ulusal kapsamlı istihdam teşvikleri ile desteklenmelidir. Bu çalışmanın bulguları istihdam değişkeninin döviz kuru ve ihracatın ithalatı karşılama oranı gibi ekonominin dış bağlantıları ile ilgili değişkenlerden öncelikli olarak etkilendiğini ortaya koymuştur.

KAYNAKLAR

ABDULLAH, N., NAİM, Z. A., LONG, Y., Employment and Macroeconomic Variables: Evidence from Malaysia, Phillipines and Singapore, International Journal of Economics and Finance, Vol 3., No. 3, 139-148. August 2011.

ADHIKARİ, D.R., GRAY, L., BURNS, J., Effect of Unemployment Insurance Tax On Wages And Employment: A Partial Equilibrium Analysis, Applied Economics Letters, 2009.

AKKEMİK, K. A., The Response Of Employment To GDP Growth In Turkey: An Econometric Estimaton, Applied Econometrics and International Development, Vol. 7-1, 2007.

- BEAUDRY, P., GREEN, D. A., SAND, B.M., How Much Is Employment Increased By Cutting Labor Costs? Estimating The Elasticity Of Job Creation, NBER, Working Paper No: 15790, 2010.
- BETCHERMAN, G., DAYSAL N.M., PAGES, C., Do Employment Subsidies Work? Evidence From Regionally Targeted Subsidies In Turkey, Labour Economics, Volume 17, Issue 4, 2010.
- DEMİR, F., Exchange Rate Volatility and Employment Growth in Developing Countries: Evidence from Turkey, World Development, Vol. 38, No:8, 2010.
- DİCKEY, D.A., FULLER, W.A., Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, No.366, Jun., 1979
- EFRON, B., Nonparametric Estimates of Standard Error: The Jackknife, the Bootstrap and Other Methods, Biometrika, 68,3, 589-599, 1981
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J., Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica Vol. 55, No. 2, Mar., 1987
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Long-Run Economic Relationships, Readings in Cointegration, Oxford University Press., 1991,S. 7-8 / Charemza, W., Deadman, D., New directions in econometric practice: General to specific modelling, cointegration, and vector autoregression, Edward Elgar Pub. (Lyme, N.H.), 2nd edition, ISBN 1858986001, 1997, S. 131
- GRANGER, C. W. J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, Journal of Econometrics, 121-130. 1981
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K., Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Volume 52, Issue 2, May 1990
- JOHANSEN, S., Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University Press, Oxford, 1995
- KİLİAN, L. Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions, Review of Economics and Statistics, 80, 218-230, 1998

- LÜTKEPOHL, H., Introduction to multiple time series analysis. Springer-Verlag, Berlin. 1991.
- LÜTKEPOHL, H., Introduction to multiple time series analysis. Springer-Verlag, Berlin. 1991. / Lütkepohl, H., Reimers, H.E., Impulse response analysis of cointegrated systems. Journal of Economic and Dynamic Controls 16, 53–78. 1992.
- ONARAN, Ö., AYDINER, N., The controversy over employment policy: Low labor costs and openness, or demand policy? Asectoral analysis for Turkey, Vienna University of Economics & B. A., Department of Economics Working Paper Series, No: 97, August 2006.
- PAPPS, K.L., The Effects Of Social Security Taxes And Minimum Wages On Employment : Evidence From Turkey, Tüsiad – Koç University Economic Research Forum Working Paper Series, No:1017, 2010
- POLAT, Ö., USLU, E., Impact of International Trade On Employment In Manufacturing Industry of Turkey, African Journal of Bussines Management, Vol. 5-13, 4 July 2011.
- SAGET, C., Can The Level of Employment be Explained by GDP Growth in Transition Countries? (Theory versus the Quality of Data), Labour, Volume 14, Issue 4, Pages 623-643, December 2000.
- SAİD, E.S., DİCKEY, D.A., Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, Biometrika, Volume 71, Issue 3, 1984
- SEYFRED, W., Examining Relationship Between Employment and Economic Growth in Ten Largest States, Southwestern Economic Review, V. 32, No. 1, p13-24. 2005
- SİMS, C., Macroeconomics and Reality. Econometrica 48, P. 1–48, 1980
- ILO, Global Employment Trends, 2012