

Istanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi
Maliye Araştırma Merkezi Konferansları
49. Seri / Yıl 2006

**TÜRKİYE'DE ASGARİ ÜCRET,
MİLLİ GELİR
VE
İŞSİZLİK İLİŞKİSİ
(EKONOMETRİK BİR ANALİZ)**

Doç. Dr. Tekin AKGEYİK*
&
Yrd. Doç. Dr. Nilgün ÇİL YAVUZ**

*Istanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi
Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü

&
**Istanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi
Ekonometri Bölümü

ÖZET

Asgari ücretin işsizlik ve istihdam üzerinde olası etkileri çalışma ekonomisi literatüründe yoğun şekilde analiz edilen konulardan biridir. Ekonomistler çoğunlukla en düşük piyasa ücretinin üzerinde belirlenmiş bir asgari ücret artışının işsizliği arttıracığı buna karşılık istihdam edilenlerin refah düzeyini geliştireceği görüşündedirler. Türkiye’de de özellikle son yıllarda asgari ücretin düzeyine son yıllarda giderek artan ölçüde eleştiriler yöneltilmektedir. Bu eleştirilerin özünü piyasa ücretinin üzerinde arttırılan asgari ücretin ülkede istihdam kaybına ve işsizliğe yol açacağına ilişkin endişeler oluşturmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de asgari ücretin istihdam ve işsizliğin düzeyi üzerindeki etkisini analiz etmektir.

ABSTRACT

The impact of minimum wage on employment and unemployment has been analyzed in labor economics literature intensively. Economists almost unanimously accept the argument that increasing the minimum wage above the lowest market wage will increase unemployment, but improve the welfare of those who remain employed. In Turkey especially during the last years, the level of minimum wage is getting more criticized. The core of these critiques is that the minimum wage being increased more than average market wage causes unemployment. The aim of this study is to analyze the effect of minimum wage on employment and unemployment in Turkey.

1. GİRİŞ

Emeğin fiyatı olarak tanımlanabilecek ücret, ekonomik ve sosyal açıdan çok boyutlu bir konudur. Çünkü ücret bir yandan emeği ile geçinen çalışanın gelirini ve yaşam kalitesini yansıtırken, öte yandan bir maliyet unsuru olarak iş yaşamının rekabet etkinliği açısından önemli bir değişkendir. Ücret düzeyi, liberal ekonomiyi benimsemiş ülkelerde serbest piyasa koşullarında emek ve sermaye arasında bireysel veya kolektif pazarlıklar yoluyla saptanır. Buna karşılık, ILO üyesi ülkelerde hükümetler ücret pazarlıkları için bir ücret tabanı belirler. Bu ücret düzeyi asgari ücret olarak adlandırılır.

Ödenmesi zorunlu olan en az ücreti ifade eden asgari ücret, çalışanın günün ekonomik ve sosyal koşullarına göre asgari düzeyde yaşamasını mümkün kılacak bir ücret düzeyini gösterir. Asgari ücretin belirlenmesini düzenleyen İş Yasası ve Asgari Ücret Yönetmeliği uyarınca, asgari ücret, pazarlık ücreti değildir. İşçinin asgari düzeyde gereksinimlerini karşılayacak, kanun ve yönetmeliklere uygun taban ücrettir. Asgari

ücretin belirlenmesinde, ekonomik koşullar yanında, sosyal koşulların da dikkate alınması gerekmektedir.

Türkiye’de asgari ücret uygulamaları ve düzenlemeleri zaman zaman değişiklikler gösterse de 1936 İş Kanunu ile mevzuata girmiş ve daha sonra 1475 ve 4857 sayılı İş Yasalarında da yer almıştır. Ayrıca 1973 yılında onaylanan 26 nolu ILO’nun “Asgari Ücret Tespit Usulleri İhdasına İlişkin Sözleşmesi” ile bu konuda uluslararası taahhüt altına girilmiştir.

1951-1967 yılları arasında mahalli komisyonlarca iller düzeyinde belirlenen asgari ücret 1971’den sonra, aynı çıkarılan 1475 sayılı İş Yasası ile, merkezi bir organ tarafından ülke düzeyinde belirlenmeye başlanmıştır.

Asgari ücretin düzeyine son yıllarda giderek artan ölçüde eleştiriler yöneltilmektedir. Bu eleştirilerin özünü piyasa ücretinin üzerinde arttırılan asgari ücretin ülkede istihdam kaybına ve işsizliğe yol açacağına ilişkin endişeler oluşturmaktadır. Ashında asgari ücretin işsizlik ve istihdam düzeyi ile ilişkisi ve olası etkileri literatürde yoğun şekilde tartışılan ve üzerinde uzlaşmaya varılamayan bir konudur.

Ekonomistler çoğunlukla en düşük piyasa ücretinin üzerinde belirlenmiş bir asgari ücret artışının işsizliği arttıracağı görüşündedirler. Bu yaklaşım, işgücünün talep eğrisinin aşağı doğru, emek arzının ise, yukarı doğru eğilimli olmasına bağlanmaktadır. Dolayısıyla piyasa düzeyinin üzerinde gerçekleştirilen asgari ücret artışının istihdam ve işsizlik düzeyi üzerinde artan bir etki yaratacağı, bu yüksek etkinin sonuç itibariyle istihdam üzerinde negatif bir yansıma bulacağı ileri sürülmektedir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de asgari ücret ile istihdam ve işsizlik düzeyi arasındaki ilişkinin tespitine yöneliktir. Bu amaçla Granger nedensellik testi kullanılmaktadır. Ancak üretim artışının istihdam yaratıcı özelliği ile işsizlik oranında bir azalmaya sebep olabileceği düşüncesi ile, analizlerde asgari ücret ve işsizlik oranının yanı sıra kişi başına milli gelir değişkenine de yer verilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarının, değişkenlerin durağanlık özelliğine ve kullanılacak modelin spesifikasyonuna duyarlı oluşu nedeniyle, değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin belirlenmesini takiben, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin var olup/olmadığı araştırılmıştır.

Uzun dönem ilişkisinin tespiti için, Pesaran, Shin ve Smith (2001)’in geliştirdiği Bounds koentegrasyon testi kullanılmıştır. Bu testin kullanılmasının amacı, uygulamada yaygın kullanılan iki aşamalı Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselieus (1990) koentegrasyon testlerine göre avantajlarının yanı sıra nispeten yeni bir test oluşudur.

Çalışma bu amaçla giriş bölümünü takiben 3 genel bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde konuyla ilgili literatür değerlendirilmektedir. Üçüncü bölümünde

araştırmada kullanılan veriler, uygulanan yöntem açıklanmaktadır. Nihayet son bölümde ise, ulaşılan ekonometrik sonuçlar analiz edilmekte ve değerlendirilmektedir.

2. KONUYLA İLGİLİ LİTERATÜR

Asgari ücretin işsizlik ve istihdam üzerindeki olası etkileri çalışma ekonomisi literatüründe yoğun şekilde tartışılan konulardan biridir. Sözgelimi Partridge ve Partridge (1999) tarafından yapılan bir çalışmada asgari ücretin ABD'de uzun dönemde işsizliğe etkisi analiz edilmiştir. Bu ülkede 1980'li yıllardan sonra pek çok eyalet federal düzeyde belirlenen asgari ücretten daha yüksek bir asgari ücret düzeyi belirlemeye yönelmiştir. Bu politikanın işsizliğe ilişkin sonuçlarının analiz edildiği araştırmada her iki değişken arasında güçlü bir ilişki olduğu belirlenmiş, ayrıca asgari ücretin uzun dönemde işsizliğe etkisi konusunda görece açıklanamayan değişkenler olduğu saptanmıştır.

Araştırma sonuçlarına göre, daha büyük bir ücret farkı uzun dönemli işsizlik etkisi yaratabilmektedir. Gerçekten de veriler, artan asgari ücretin uzun dönemli işsizliği artırma etkisini açık biçimde ortaya koymaktadır. Araştırmacılar federal ve eyalet yetkililerini asgari ücretin artırılmasında bu maliyetin de dikkate alınması gerektiği yönünde uyarmaktadırlar (Partridge –Partridge, 1999, 713).

Vuuren, Berg ve Ridder (2000) çalışmalarda geliştirdikleri yeni bir analiz modeli ile literatüre önemli bir katkıda bulunmuşlardır. Yazarlar, yapmış oldukları analizde eşitlik modelini kullanarak işsizlik ile asgari ücret arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. OECD ve EUROSTAT verilerinin kullanıldığı yapısal tahmin modelinde maksimum olasılık yaklaşımı benimsenmiştir. Yazarlar, analiz sonucunda işsizliğin en az % 80'inin devri işsizlik koşullarından kaynaklandığı, bu işsizliğin, büyük ölçüde işsizlerin yeni bir iş aramak için geçirdikleri süreye bağlanması gerektiği, kalan % 20'lik bölümün ise, zorunlu asgari ücretten kaynaklandığı sonucuna varılmışlardır (Vuuren, Berg, Ridder, 2000, 547).

Shepherd (2000), konuyla ilgili çalışmasında Card ve Krueger(1994) tarafından tanımlanmış olan monopolistik koşullarda asgari ücretteki artışın üretimde ve firma düzeyinde istihdamı yoğunlaştıracağı varsayımını analiz etmiştir. Card ve Krueger tarafından geliştirilmiş olan paradoksu baz alarak asgari ücret, istihdam ve üretim fiyatları arasından ilişkiyi değerlendiren yazar, Card ve Krueger'ın analizi doğrulamakla birlikte istihdamın sektörel düzeyde artmak yerine azalacağı sonucuna ulaşmıştır. Çünkü yeni asgari ücret düzeyi sektördeki tüm işletmeler tarafından aynı şekilde rekabetçi bulunmayacak ve bazı işletmeler sektörden çıkmak zorunda kalacaklardır. Böylece firma bazında artan asgari ücret düzeyi, sektörel düzeyde negatif bir yansıma bulacaktır (Shepherd, 2000, 476).

Card ve Krueger'ın analizini esas alarak literatüre katkı yapan yazarlardan biri de Lee(2001)'dir. Lee, konuyla ilgili çalışmasında artan asgari ücretin işsizliği azaltacağı ve istihdam edilen çalışanların bu durumdan zarar göreceği sonucuna ulaşmıştır. Bu sonucun arka planında yatan görüş işverenlerin artan asgari ücrete çeşitli yöntemlerle uyum sağlama çabası içine gireceğidir. Genel kabul işverenlerin genellikle bu duruma istihdamı azaltma yoluyla cevap verdikleridir. Oysa işverenler aynı zamanda bütünsel veya kısmi olarak çalışanların ücret dışı sosyal eklentilerini azaltma yoluna da gidebilmektedir. Bu durum asgari ücretle istihdam arasındaki ilişkinin standart işgücü arz ve talebi modelinden neden saptığını ortaya koymaktadır.

Lee, sonuçta yüksek sosyal eklentilerin söz konusu olması halinde artan asgari ücretin işsizliğe yol açmayacağı, ancak bu durumdan tüm çalışanların zarar göreceği görüşünü savunmaktadır. Buna göre, artan asgari ücret tüm çalışanları olumsuz yönde etkileyecektir, çünkü işveren artan asgari ücrete cevap vermek için sosyal eklentileri azaltarak, genel işçilik maliyetini düşürme yoluna gidecektir (Lee, 2001, 658).

Ragacs (2003) Avusturya'da yapılan bir çalışmada işletme düzeyinde firmalarla sendikalar arasında pazarlık sonucunda oluşan asgari ücretin işletmenin işgücü fonksiyonuna etkisini değerlendirmiştir. Mikro istihdam fonksiyonunun analizi temelinde, yazar, araştırması sonucunda asgari ücretin istihdam üzerinde negatif yönde önemli bir etkisini belirleyememiştir. Ragacs, çalışmasında üç temel sonuca ulaşmıştır. Bunlar asgari ücretin dolaylı üretim etkisi, denge ücreti ile asgari ücret arasındaki farklılığın düzeyi ve asgari ücretin etkisinin istihdamı çok sınırlı düzeyde etkilemesiyle ilişkilidir (Ragacs, 2003, 13).

İşsizlik ve istihdam alanlarına dönük çeşitli ekonometrik çalışmalara Türkiye'de de rastlamak mümkündür. Sözelimi, Bilgin (2004), makalesinde Türkiye'deki döviz kuru politikalarının işsizlikle ilişkisini analiz etmiştir. Çalışmada, önce döviz kuru işsizlik ilişkisi kuramsal olarak incelenmiş ve Türkiye'de 1980'den sonra uygulanan döviz kuru politikalarının genel olarak ekonomiye etkileri analiz edilmiştir. Değişkenlerin ampirik olarak incelendiği ekonometrik modelde yazar, Türkiye'de döviz kuru ile işsizlik oranı arasındaki yakın ilişkiye özellikle dikkat çekmektedir (Bilgin, 2004, 80).

Öte yandan Küçükkale (2001), çalışmasında, doğal işsizlik oranının bir önceki dönem gerçekleşen işsizlik oranını takip ettiği şeklinde özetlenebilecek olan "Hysteresis (İsteri) Hipotezi"nin geçerliliğini Türkiye açısından değerlendirmiştir. 1950-1995 dönemindeki verileri analiz eden yazar, ekonometrik modelinde "Kalman-Filtre" yöntemini kullanmıştır. Araştırmada ulaşılan sonuçlar, hipotezin çeşitli zaman periyotlarında geçerli olmasına karşılık, çoğu duruşumda, uygulanan politikaların ekonomik değişkenler arasındaki armoniyi bozması nedeniyle, geçersiz olduğunu göstermektedir. Küçükkale'ye göre, hipotezin geçerliliği ekonomiye gereğinden çok müdahale edilmemesi sonucunu doğurmaktadır.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmanın dayandığı ekonometrik yöntemin uygulaması üç aşamada gerçekleştirilmektedir. Birinci aşama birim kök testleri aracılığıyla verilerin zaman serisi özelliklerinin belirlenmesidir. İkinci aşama uzun dönem ilişkisinin varlığının tespiti için koentegrasyon testinin uygulamasıdır. Son aşama ise, birinci ve ikinci aşamalarda elde edilen sonuçlar çerçevesinde, değişkenler arasındaki Granger nedensellik ilişkisinin araştırılmasıdır.

3.1. VERİLER

1974-2003 dönemini kapsayan bu çalışmada kullanılan veriler, işsizlik oranı (*UER*), reel asgari ücret (*MW*) ve kişi başına reel milli gelirdir (*GNI*). Brüt asgari ücret ve kişi başına milli gelir, gayri safi milli hasıla deflatörü (1987=100) ile deflate edilerek reel hale dönüştürülmüştür. Yıllık verilerin kullanıldığı analizde, değişkenlerin logaritmik değerlerine yer verilmiştir. Değişkenler ile ilgili veriler, Devlet Planlama Teşkilatından (DPT) temin edilmiştir.

3.2. BİRİM KÖK TESTLERİ

Makro ekonomik zaman serilerinin, genellikle veriyi ortaya çıkaran stokastik sürecin birim kökü ile karakterize edildiği, dolayısı ile durağan olmadıkları bilinmektedir. Regresyon, nedensellik ve koentegrasyon analizleri sonuçlarının güvenilir olması açısından ise verilerin durağan olması önemlidir (Stock-Watson,1989). Bir serinin ortalaması ve varyansı zaman içinde sabit ve serinin kovaryansı zaman değişimli değil ise, seri durağandır. Durağanlığın tespitine yönelik kullanılan birim kök testlerinin güçlerinin zayıf oluşu nedeniyle, uygulamada birden fazla test kullanılarak sonuçların kontrol edilmesi uygundur (Enders,1995).

Bu analizde kullanılan değişkenlere ait verilerin zaman serisi özelliklerinin belirlenmesinde, Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) (Dickey-Fuller, 1979) ve Phillips-Perron (PP) (Phillips-Perron, 1988) birim kök testleri tercih edilmiştir. PP testi, bu çalışmada olduğu gibi, özellikle küçük örnekler için daha güvenilirdir (Hallam-Zanoli, 1993). Her iki testin uygulamasında, ilgili serinin durağan olmadığı temel hipotezine(H_0) karşı, durağan olduğu alternatif hipotezi (H_1) test edilmektedir.

3.3. KOENTTEGRASYON ANALİZİ: BOUNDS TEST YAKLAŞIMI

İşsizlik oranı (*UER*), reel asgari ücret (*MW*) ve kişi başına reel milli gelir (*GNI*) değişkenleri arasındaki uzun dönem ilişkisinin tespitinde, Bounds testi kullanılacaktır. Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in geliştirdiği bu test, ekonometrik zaman serisi

literatüründe nispeten yeni bir yöntemdir. Bundan dolayı, Bounds testine bu bölümde kısaca yer verilmiştir.

Bounds testinin uygulaması, iki aşamada gerçekleştirilmektedir. Birinci aşama değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin kurulmasıdır. Uzun dönem ilişkisinin yönü hakkında a priori bilgi söz konusu ise, ilişki bu yönde kurulur. İkinci aşama ise öncelikle değişkenler arasındaki koentegrasyon özelliğinin tespiti daha sonra kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesidir.

Koentegrasyon analizi için Bounds testi yaklaşımının üç önemli avantajı vardır. Bunlar aşağıdaki gibi sıralanabilir;

- Bounds testi, değişkenlerin durağanlık özelliğini dikkate alınmaksızın uygulanabilmektedir. Özellikle değişkenlerin durağanlık özellikleri hakkında kesin bilginin olmadığı durumlarda, bu yöntem uygulamalarda yaygın kullanılan iki aşamalı Engle- Granger(1987) ve Johansen-Juselieus(1990) koentegrasyon testlerine göre daha cazip hale gelmektedir.
- Monte Carlo simülasyonları, küçük örnekler için Bounds testinin, iki aşamalı Engle- Granger(1987) ve Johansen-Juselieus(1990) testlerinden daha iyi sonuç verdiğini göstermiştir.
- Bounds testinin uygulaması otoregresif dağıtılmış gecikmeler (ARDL) modeline dayanmaktadır. Böylece değişkenlerin endojenlik problemi dikkate alınmaktadır.

Bounds testinde, uzun dönem ilişkisi aranan değişkenler z_t vektöründe yer almakta ve bu vektör $z_t = (y_t, x_t')$ şeklinde gösterilmektedir. z_t vektöründeki y_t bağımlı değişken, x_t ise bağımlı değişken haricinde uzun dönem ilişkisinin arandığı diğer değişkenlerin yer aldığı vektördür. Söz konusu bu çalışmada z_t vektörü üç değişkenli (UER, MW, GNI) bir vektördür. Örneğin bağımlı değişken işsizlik oranı (UER) ise $z_t = [UER_t, MW_t, GNI_t]' = [UER_t, x_t']$ 'dir.

Koentegrasyon analizi için Bounds testi uygulamasında, y_t değişkeni ile diğer grup değişkenler arasındaki ilişki, aşağıdaki gibi şartlı hata düzeltme modeli çerçevesinde kurulmaktadır.

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i' \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \theta w_t + u_t \quad (1)$$

Denklem 1.deki π_{yy} ve π_{yx} uzun dönem çarpanlarıdır. c_0 otonom parametre, t trend değişkenidir. w_t tam bağımsız değişkenler vektörüdür (gölge değişken vs). u_t otokorelasyonsuz hata terimidir. Modeldeki Δy_t nin gecikmeli değerleri ile Δx_t nin cari

ve gecikmeli değerleri kısa dönem dinamik yapıyı göstermektedir. Otoresif dağıtılmış gecikmeler (ARDL) modeline dayanan Denklem 1. en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bounds test yaklaşımı ile, y_t ve x_t arasında düzey ilişkisinin varlığının testi için, bu değişkenler arasında koenteegrasyon ilişkisinin olmadığı temel hipotezi altında F -testi (Wald test) kullanılır. Temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \pi_{yy} = 0, \pi_{yx} = 0',$$

$$H_1 : \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx} \neq 0' \quad \text{veya} \quad \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx} = 0' \quad \text{veya} \quad \pi_{yy} = 0, \pi_{yx} \neq 0'$$

Pesaran (ve diğ. 2001) değişkenlerin $I(1)$ ve $I(0)$ olduğu varsayımı ile alt ve üst kritik değerleri hesaplamışlardır. 1000 örnek kullanılarak hesaplanan bu kritik değerler, stokastik bir simülasyonun 40000 tekrarına dayanmaktadır. Kritik değerler Denklem 1.'in büyüklüğüne göre, beş ayrı tabloda¹ yer almaktadır Pesaran (ve diğ. 2001). Böylece normal dağılımlı olmayan F istatistiğinin değeri: (i) ARDL modelinde otonom parametre ve/veya trend değişkeninin yer alıp almadığına (ii) x vektöründeki değişkenlerin sayısına (iii) ARDL modelindeki değişkenlerin $I(1)$ veya $I(0)$ oluşuna bağlıdır. Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden [$I(1)$] daha büyük ise, değişkenlerin durağanlık düzeyleri bilinmeksizin uzun dönem ilişkisinin olmadığı temel hipotezi reddedilebilir. F istatistiği alt kritik değerden [$I(0)$] küçük ise yine değişkenlerin durağanlık düzeyleri bilinmeksizin uzun dönem ilişkisinin olmadığı temel hipotezi kabul edilir. Test istatistiği bu iki sınır arasında kalırsa, herhangi bir sonuca varılamaz. Böyle bir durumda değişkenlerin durağanlık düzeylerinin bilinmesi gerekmektedir.

Pesaran (ve diğ. 2001) F -istatistiğinden başka t - istatistiğinin de koenteegrasyon analizinde kullanılabileceğini göstermişler ve benzer şekilde t - istatistiği için de kritik değerler² hesaplamışlardır. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin parametrelerinin t - istatistiği ile anlamlılığının uzun dönem ilişkisinin tespitinde kullanılmasını ilk

¹ Tablo C1.i: Model I: $z_{t-1} = (y_{t-1}, x'_{t-1})', w_t = 0$

Tablo C1.ii: Model II: $z_{t-1} = (y_{t-1}, x'_{t-1}, 1)', w_t = 0$

Tablo C1.iii: Model III: $z_{t-1} = (y_{t-1}, x'_{t-1})', w_t = 1$

Tablo C1.iv: Model IV: $z_{t-1} = (y_{t-1}, x'_{t-1}, t)', w_t = 1$

Tablo C1.v: Model V: $z_{t-1} = (y_{t-1}, x'_{t-1})', w_t = (1, t)'$

² Tablo C.2. i: $w_t = 0$

Tablo C.2. iii: $w_t = 1$

Tablo C.2. v: $w_t = (1, t)'$

Banerjee (ve diğ.1998) önermiştir. Pesaran(ve diğ. 2001) her iki test sonucunun tutarlı olduğunu göstermiştir.

Bu çalışmada kullanılan *UER*, *MW* ve *GNI* değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisinin varlığının Bounds testi ile araştırılabilmesi için aşağıdaki kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin tahmin edilmesi gerekmektedir.

$$\Delta \text{Log}UER_t = a_{0UER} + \sum_{i=1}^n b_{iUER} \Delta \text{Log}UER_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iUER} \Delta \text{Log}MW_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iUER} \Delta \text{Log}GNI_{t-i} \quad (2)$$

$$+ \pi_{1UER} \text{Log}UER_{t-1} + \pi_{2UER} \text{Log}MW_{t-1} + \pi_{3UER} \text{Log}GNI_{t-1} + u_{1t}$$

$$\Delta \text{Log}MW_t = a_{0MW} + \sum_{i=1}^n b_{iMW} \Delta \text{Log}MW_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iMW} \Delta \text{Log}UER_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iMW} \Delta \text{Log}GNI_{t-i} \quad (3)$$

$$+ \pi_{1MW} \text{Log}MW_{t-1} + \pi_{2MW} \text{Log}UER_{t-1} + \pi_{3MW} \text{Log}GNI_{t-1} + u_{2t}$$

$$\Delta \text{Log}GNI_t = a_{0GNI} + \sum_{i=1}^n b_{iGNI} \Delta \text{Log}GNI_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iGNI} \Delta \text{Log}UER_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iGNI} \Delta \text{Log}MW_{t-i} \quad (4)$$

$$+ \pi_{1GNI} \text{Log}GNI_{t-1} + \pi_{2GNI} \text{Log}UER_{t-1} + \pi_{3GNI} \text{Log}MW_{t-1} + u_{3t}$$

İşsizlik oranının (*UER*) bağımlı değişken olduğu Denklem 2 için Bounds test ile *F*-istatistiği kullanılarak koentegrasyon analizi için, uzun dönem ilişkisinin olmadığı temel hipotezine karşın uzun dönem ilişkisinin varlığı alternatif hipotezi aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \pi_{1UER} = \pi_{2UER} = \pi_{3UER} = 0$$

$$H_1 : \pi_{1UER} \neq \pi_{2UER} \neq \pi_{3UER} \neq 0$$

Benzer şekilde, reel asgari ücret (*MW*) ve kişi başına reel gelir (*GNI*) değişkenlerinin bağımlı değişken oldukları Denklem 3 ve 4 için de temel ve alternatif hipotezler kurularak uzun dönem ilişkisi araştırılır.

3.4. GRANGER NEDENSELLİK ANALİZİ

İki veya daha fazla değişken uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, diğer bir ifade ile değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığı, bu değişkenler arasında en az bir tane Granger nedensellik ilişkisinin olduğunu gösterir. Ekonometri alanında zaman serisi analizindeki son gelişmeler, durağan olmayan ancak koentegre olan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için standart Granger nedensellik

testi yerine, ilk olarak Sargan (1964) tarafından kullanılan daha sonra Davidson (ve diğ., 1978)'nin geliştirdiği ve Engle-Granger (1987) ile kullanımı yaygınlaşan hata düzeltme modelinin (Error correction model; ECM) daha uygun olduğu yönündedir. Standart Granger nedensellik testi ile tespiti mümkün olmayan değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi, hata düzeltme modelinde ayırt edilebilmekte, nedenselliğin kaynağı her iki dönem için de ayrı ayrı tespit edilebilmektedir. Böylece durağan olmayan serilere $I(1)$ nedensellik ilişkisi analizinden önce, koentegrasyon testlerinden herhangi biri uygulanmalı ve değişkenlerin uzun dönemde sistematik olarak birlikte hareket edip etmedikleri tespit edilmelidir.

UER , MW ve GNI değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi için hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta \text{Log}UER_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta \text{Log}UER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta \text{Log}MW_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{3i} \Delta \text{Log}GNI_{t-i} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + v_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta \text{Log}MW_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} \Delta \text{Log}MW_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} \Delta \text{Log}UER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{3i} \Delta \text{Log}GNI_{t-i} + \lambda_2 \varepsilon_{t-1} + v_{2t} \quad (6)$$

$$\Delta \text{Log}GNI_t = \psi_0 + \sum_{i=1}^p \psi_{1i} \Delta \text{Log}GNI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_{2i} \Delta \text{Log}UER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_{3i} \Delta \text{Log}MW_{t-i} + \lambda_3 \varepsilon_{t-1} + v_{3t} \quad (7)$$

Yukarıdaki eşitliklerde, Δ fark operatörü, p gecikme uzunluğu, v_{1t} , v_{2t} , v_{3t} otokorelasyonsuz hata terimleridir. ve ε_{t-1} koentegrasyon ilişkisinden sağlanan hata düzeltme terimidir. Hata düzeltme terimi aşağıdaki gibi uzun dönem ilişkisinden sağlanmıştır.

$$\text{Log}UER_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}MW_t + \alpha_2 \text{Log}GNI_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

α uzun dönem parametreleri, ε hata terimidir. Her bir denklemde bağımlı değişkendeki değişmeye hem $\text{Log}UER$, $\text{Log}MW$, $\text{Log}GNI$ değişkenlerinin gecikmeli değerleri hem de önceki dönemlerin dengesizlikleri (ε_t) sebep olmaktadır. Böyle bir spesifikasyonda yukarıda da ifade edildiği üzere kısa dönem ve uzun dönem nedenselliğin varlığı test edilebilir. Örneğin (5) no'lu denklemde $\text{Log}MW$ değişkeninin gecikmeli değerlerinin tahmin edilmiş katsayıları φ_{2i} ($i = 1, \dots, p$) F testine (Wald testi) göre istatistiksel açıdan anlamlı ise, $\text{Log}MW$ değişkeni kısa dönemde $\text{Log}UER$

değişkeninin nedenidir. Söz konusu durum LogGNI değişkeninin gecikmeli değerlerinin tahmin edilmiş katsayıları ϕ_{3i} ($i = 1, p$) için de geçerli ise LogGNI değişkeni de kısa dönemde LogUER değişkeninin nedenidir. Nedensellik ilişkisi sadece kısa dönem için geçerli ise zayıf Granger nedensellik şeklinde yorumlanmaktadır. Masih-Masih (1997) zayıf Granger nedenselliğine, bağımlı değişkenin sadece kısa dönem şoklara tepki verdiği kısa dönem nedenselliği yorumunu yapmışlardır. Nedenselliğin diğer kaynağı hata düzeltme terimidir (ε_t). Hata düzeltme teriminin katsayısı, önceki dönemde uzun dönem dengesinden bir sapmaya bağımlı değişkenin tepkisini gösterir. Örneğin Denklem 6.'da λ_2 parametresi istatistiksel açıdan anlamsız ise önceki dönemdeki uzun dönem dengesinden sapmaya reel asgari ücretin tepki vermediğini gösterir. Anlamlılığının testi için t-testi kullanılır. Koentegrasyon ilişkisi olmayan modelde ε_{t-1} terimine yer verilmez. Nedenselliğin iki kaynağının birlikte anlamlı olup olmadığının testi F-testi ile yapılmaktadır. Bu test, sisteme etki eden bir şokta uzun dönem dengesinin kurulmasında, kısa dönem düzeltmelerinin etkisini hangi değişkenin taşıdığını gösterir. F-testi sonucunda, ϕ_{2i} ile λ_1 ve ϕ_{3i} ile λ_1 birlikte anlamlı iseler, güçlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.

4. AMPİRİK SONUÇLAR

4.1. BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON TEST SONUÇLARI

Uygulamanın ilk aşaması, değişkenlerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesidir. Durağanlık düzeyinin tespiti, bu çalışma da kullanılan koentegrasyon testi (Bounds test) için gerekmemekle birlikte, yukarıda da belirtildiği gibi nedensellik analizi için önemlidir. Çünkü nedensellik testleri birim köke duyarlıdır. Tablo 1.'deki Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) test sonuçlarına göre; işsizlik oranı, reel asgari ücret ve kişi başına reel gelir değişkenlerinin birim kökü olduğu temel hipotezi reddedilemez. Böylece bu değişkenler düzey değerleri ile durağan olmayan $I(1)$ değişkenlerdir. Farkları alınmış yeni serilere uygulanan ADF ve PP testlerinin sonuçları ise, % 1 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin durağan $I(0)$ hale geldikleri yönündedir.

Tablo 1: Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF-istatistiği	Kritik değer(%10)	PP-istatistiği	Kritik Değer(%1)
Log <i>UER</i>	-3.110 [0]	-3.221	-2.978 [5]	-3.221
Log <i>MW</i>	-2.438 [0]	-3.221	-2.236 [5]	-3.221
Log <i>GNI</i>	-2.414 [0]	-3.221	-2.487 [2]	-3.221
Δ Log <i>UER</i>	-5.932 [0]	-3.689	-8.450 [14]	-3.689
Δ Log <i>MW</i>	-5.644 [0]	-3.689	-6.680 [12]	-3.689
Δ Log <i>GNI</i>	-6.424 [0]	-3.689	-6.433 [1]	-3.689

^a Kritik değerler MacKinnon (1991)'dan alınmıştır.

^b [.] Optimal gecikme uzunluğunu gösterir. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde ADF testi için Schwartz bilgi kriteri, PP testi Newey-West yöntem kullanılmıştır.

Nedensellik analizi için uygun spesifikasyonun seçiminde, değişkenlerin durağanlık özelliğinin yansira koentegrasyon ilişkisinin varlığı/yokluğu da önemlidir. Nedensellik analizinin dayandırıldığı spesifikasyon hatalı ise, sonuçlar eğilimlidir. *UER*, *MW* ve *GNI* değişkenlerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerinin tespiti amacıyla uygulanan Bounds koentegrasyon testinin sonuçları Tablo 2.'de verilmiştir. Narayan-Smyth (2004a,2005), örnek sayısının az olduğu durumlarda kısıtlanmamış hata düzeltme modellerinde aşırı parametrenin olumsuzluğu nedeniyle, gecikme uzunluğunu en fazla iki kullanmışlardır. Buna göre, Denklem 2.,3. ve 4. için optimal gecikme uzunluğu Schwartz bilgi kriterinin minimum olduğu (mutlak değeri) "bir gecikme uzunluğu" alınmıştır.

Tablo 2: Koentegrasyon İçin Bounds Testinin Sonuçları

<i>k</i> = 2	Bounds testi kritik değerleri		Uzun dönem ilişkisi
	%5 anlamlılık düzeyi		
	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	
Hesaplanmış <i>F</i> -istatistikleri			
$F_{UER} (UER MW, GNI) = 4.571$			Var
$F_{MW} (MW UER, GNI) = 3.143$			Yok
$F_{GNI} (GNI UER, MW) = 1.769$			Yok

Pesaran, Shin ve Smith (2001) Bounds testinin kritik değerlerinin oluşturulmasında büyük örnekten ($T=1000$) yararlandıkları için, Narayan, aynı yöntem ile küçük örnekler için yeni kritik değerler hesaplamıştır. Bu çalışmada da gözlem sayısı

($T=30$) az olduğundan dolayı, Bounds testi için kullanılan kritik değerler Narayan'ın küçük örnekler için hesapladığı değerlerdir³. Yukarıdaki sonuçlara göre, $F_{UER}(\cdot)$ değeri, %5 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değerinin üzerindedir. Bounds testinin sonucu, işsizlik oranı bağımlı değişken ise, uzun dönem koentegrasyon ilişkisinin varlığını göstermektedir. Diğer değişkenlerin (MW , GNI) bağımlı değişken olduğu modellerde hesaplanmış F - istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyinde alt sınır değerinden daha küçüktür. Elde edilen sonuçlar, değişkenler arasında tek koentegrasyon ilişkisinin olduğunu işaret etmektedir. Böylece işsizlik oranı, reel minimum ücret ve kişi başına reel gelir arasında en az bir tane tek veya çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.

4.2. GRANGER NEDENSELLİK TEST SONUÇLARI

Değişkenler arasında uzun dönem koentegrasyon ilişkisi tespit edildiğine göre, Granger nedensellik analizi için hata düzeltme modeli kullanılacak, ilişkinin yönü ve kaynağı bu model çerçevesinde belirlenecektir. Bounds testi sonucuna göre, uzun dönem ilişkisi sadece işsizlik oranının (UER) bağımlı değişken olduğu modelde tespit edildiği için, hata düzeltme terimine Denklem 5'de yer verilmiştir. Hata düzeltme terimi, Denklem 8'deki uzun dönem ilişkisinden sağlanmıştır.

Granger nedensellik testinin sonuçları gecikme uzunluğuna duyarlı olduğu için, uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde üç kriter kullanılmıştır. FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion) ve HQ (Hannan-Quinn Information Criterion) göre gecikme uzunluğu iki olarak tespit edilmiştir. Granger nedensellik testinin sonuçları aşağıdaki Tablo 3.'de verilmiştir.

³ Bu çalışmada kullanılan kritik değerler, Paresh Kumar Narayan (2004a)'ın "An econometric model of tourism demand and a computable general equilibrium analysis of the impact of tourism: the case of the Fiji Islands" başlıklı yayınlanmamış doktora çalışmasında 40.000 tekrara dayanan küçük örnekler (gözlem sayısı 30 dan 80'e kadar) için hesapladığı Bounds testi kritik değerleridir. Narayan P.K. ve Smyth R.(2004b), Narayan, P.K.(2004b) , Narayan P.K.(2005a) ve Narayan P.K.(2005b)'ın ilgili çalışmalarında hesaplanmış bu kritik değerler kullanılmıştır.

Tablo 3: Granger nedensellik F- testi sonuçları

Bağımlı Değişken	Nedenselliğin kaynağı			HDT	Birlikte (kısa dönem, HDT)	
	Kısa dönem $\Delta\text{Log}UER_t$	$\Delta\text{Log}MW_t$	$\Delta\text{Log}GNI_t$	ε_{t-1}	$\Delta\text{Log}MW_{t,\varepsilon_{t-1}}$	$\Delta\text{Log}GNI_{t,\varepsilon_{t-1}}$
	F-istatistiği			t-istatistiği	F-istatistiği	
$\Delta\text{Log}UER_t$	—	0.772 (0.475)	0.883 (0.429)	-2.591* (0.017)	3.495* (0.035)	3.594* (0.032)
$\Delta\text{Log}MW_t$	2.405 (0.115)	—	3.254** (0.059)	—	—	—
$\Delta\text{Log}GNI_t$	1.235 (0.312)	0.087 (0.916)	—	—	—	—

(*), (**) sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel açıdan anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3'deki sonuçlara göre, nedenselliğin yönü ve kaynağı konusundaki ilk değerlendirme, bağımlı değişkenlerin kısa dönem şoklara tepkisi anlamında kısa dönem nedensellik ilişkisi için yapılacaktır. Bu anlamda nedensellik ilişkisi, sadece kişi başına reel milli gelirden reel asgari ücrete doğru % 10 anlamlılık düzeyinde söz konusudur.

İşsizlik oranının bağımlı değişken olduğu Denklem 5 için, nedenselliğin başka bir kaynağı, hata düzeltme terimidir. Bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimi negatif işaretli ve istatistiksel açıdan anlamlıdır. Uzun dönemde işsizlik oranı (UER), koentegrasyon ilişkisindeki dengesizliğin bir fonksiyonudur. Bu sonuç koentegrasyon analizi için kullanılan Bounds testinin sonucunu da doğrulamaktadır. Reel asgari ücret ve kişi başına reel milli gelirin bağımlı değişken oldukları durumlarda koentegrasyon ilişkisinin söz konusu olmadığı için, bu değişkenler ile ilgili denklemlerde hata düzeltme terimine yer verilmemiştir.

Nedenselliğin yukarıdaki iki kaynağının birlikte anlamlılığının testi, Granger nedenselliği açısından önemlidir. Kısa dönemde UER ile MW ve UER ile GNI arasında nedensellik ilişkisi olmamasına rağmen uzun dönemde hem MW den hem de GNI den UER 'ye doğru %5 anlamlılık düzeyinde tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.

Sonuç olarak, uzun dönemde Türkiye'de reel asgari ücret ve kişi başına reel gelirin, işsizlik oranının Granger nedeni olduğu yönündedir. Böylece zaman içinde asgari ücretteki düzenlemeler ve kişi başına milli gelirdeki gelişmeler, işsizlik sorununun çözümlenmesinde önemli rol oynayabilecektir.

5. GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Asgari ücret düşük vasıflı, rekabetçi olmayan ve düşük ücretli işgücünün yaşam kalitesini geliştirmenin en etkin aracıdır. Modern toplumlarda asgari ücretin varlığı

tartışma dışıdır. Buna karşılık, asgari ücret artışlarının düzeyi hemen her ülkede ciddi bir tartışma gündemi yaratmaktadır. Bu tartışmaların ana eksenini piyasa ücretinin üzerinde arttırılan asgari ücretin işsizliği olumsuz yönde etkilemesi oluşturmaktadır.

Bir çok akademisyen piyasa ücretinin üzerinde gerçekleşen bir asgari ücret artışının istihdamı olumsuz yönde etkileyeceği kanaatine sahiptir. Buna göre, aşağı eğilimli emek talep eğrisi ile yukarı eğilimli emek arz eğrisinin doğal bir sonucu olarak piyasa ücretinin üzerinde gerçekleştirilen bir asgari ücret artışı istidamı azaltacak, işsizliği ise, arttıracaktır.

Gerçekte araştırmalar, asgari ücret artışı ile işsizlik ve istihdam ilişkisinin tam olarak açıklanamadığını göstermektedir. Buna karşılık, bazı ekonometrik analizler asgari ücretle işsizlik arasındaki ilişkinin negatif yönlü olduğunu ortaya koymaktadır. Örneğin Amerika'da 1980 yılından sonra bazı eyaletlerde asgari ücret artışları işsizlik baskısını arttırmıştır.

Türkiye'de asgari ücretin düzeyine son yıllarda giderek artan ölçüde eleştiriler yöneltilmektedir. Bu eleştirilerin temelini piyasa ücreti üzerinde arttırılan asgari ücretin işçilik maliyetlerini yükselttiği, bu maliyeti dengelemek isteyen işyerlerinin de işçi çıkarmaya zorladığı yönündedir.

Çalışma, bu amaçla koentegrasyon ve Granger nedensellik analizi çerçevesinde Türkiye'de asgari ücret, işsizlik ve istihdam artışları arasındaki ilişkiyi test etmeye yöneliktir. İşsizlik ve istihdam artışları gayri safi üretimdeki gelişmelerle ilgili olabileceği için, bu ilişkiyi gösterebilmek için denklemlere kişi başına milli gelir değişkeni eklenmiştir.

Koentegrasyon analizi test sonucu, sadece işsizlik oranının bağımlı olduğu modelde ilgili değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin var olduğu yönündedir. Kısa ve uzun dönemde ilişkinin yönünün tespiti amacıyla uygulanan Granger nedensellik test sonuçlarına göre, uzun dönem nedensellik ilişkisini gösteren hata düzeltme teriminin bir dönem gecikmeli değeri istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur.

Bu sonuç, koentegrasyon test sonucu ile aynı yöndedir. Model, kısa dönem dinamikleri açısından değerlendirilirse, sadece asgari ücret değişkeninin bağımlı olduğu modelde kişi başına milli gelir değişkeninin asgari ücretin Granger nedeni olduğu anlaşılmaktadır.

Koentegrasyon ve Granger nedensellik analizleri sonuçlarına göre, Türkiye'de reel asgari ücret, kişi başına milli gelir ve işsizlik oranı arasında uzun dönem ilişkisi söz konusu olup hem asgari ücretten hem de kişi başına milli gelirden işsizlik oranına doğru nedensellik ilişkisi vardır. Sonuçta, Türkiye'de işsizlik sorununa asgari ücretteki düzenlemeler ve kişi başına milli gelirdeki gelişmeler ile çözüm getirilebileceği anlaşılmaktadır.

KAYNAKÇA

- BANERJEE, A.J., DOLADO, J., MESTRE, R. (1998): "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in Single-Equation Framework", *Journal of Time Series Analysis*, V. 19, pp. 267-283.
- BİLGİN, M. H. (2004): "Döviz Kuru İşsizlik İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir İnceleme", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, V. 8/2, s. 80-94.
- CARD, D., KRUEGER, A. B. (1994): "Minimum Wages and Employment: A Case Study of The Fast-Food Industry In New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review*, V. 84, Sep. , pp. 772-793.
- DAVIDSON, J.E.H. , HENDRY, D.F., SRBA, F., YEO, S. (1978): "Econometric Modeling of The Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income In The United Kingdom", *Economic Journal*, V.88, pp. 661-692.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. (1979): "Distribution of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Journal of The American Statistical Association*, V. 74, pp. 427-431.
- ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, New York.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, V. 55, pp. 251-276.
- HALLAM, D., ZANOLI, R. (1993): "Error-Correction Models and Agricultural Supply Response", *European Review of Agricultural Economics*, V. 20/2, pp. 151-166.
- JOHANSEN, S., JUŚELIUS, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 169-210.
- KÜÇÜKKALE, Y. (2001): "Doğal İşsizlik Oranımızdaki Keynesyen İsteri Üzerine Klasik Bir İnceleme: Kalman Filtre Tahmin Tekniği İle Türkiye Örneği 1950-1995", *Çukurova Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü V. Ulusal Ekonometri Ve İstatistik Sempozyumu*, <http://idari.cu.edu.tr/sempozyum>.
- LEE, D. R. (2001): "The Minimum Wage Can Harm Workers By Reducing Unemployment", *Journal of Labor Research*, V. 125/4, pp. 657-670.
- MASIH, A.M.M., MASIH, R. (1997): "On The Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence From Asian-Energy Dependent Nics Based On A Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach", *Journal of Modeling*, V. 19/4, pp. 417-440.
- NARAYAN P.K. (2005a): "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*
- NARAYAN P.K. (2004b): "Reformulating Critical Values for the Bounds F- statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji", *Discussion Papers*, No. 02.04; Department of Economics, Monash University, Melbourne.

- NARAYAN P.K. (2005b): **"The Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Empirical Evidence from nine Asian Countries"**, *Journal of Asian Economics*, (15), pp.1203-1216.
- NARAYAN, P.K, SMYTH R. (2004b): **"Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China"**, *International Journal of Applied Economics*,1 (1), Sep., pp. 24-45.
- NARAYAN, P.K., SMYTH R. (2004a): **Dead Man Walking: An Empirical Reassessment of The Deterrent Effect of Capital Punishment Using The Bounds Testing Approach To Cointegration**, *American Law & Economics Association Annual Meetings*, Working Paper: 26, pp. 1-42.
- NARAYAN, P.K., SMYTH R. (2005): **The Residential Demand For Electricity In Australia: An Application of The Bounds Testing Approach To Cointegration**, *Energy Policy*; V. 33, pp. 467-474.
- NARAYAN, P.K. (2004a): **"An Econometric Model of Tourism Demand and a Computable General Equilibrium Analysis of the Impact of Tourism: the Case of the Fiji Islands"**, *Yayınlanmamış Doktora Tezi*, Department of Economics, Monash University. Melbourne.
- PARTRIDGE, M.D., PARTRIDGE, J.S. (1999): **"Do Minimum Wage Hikes Raise US Long Term Unemployment? Evidence Using State Minimum Wage"**, *Regional Studies*, V. 33/8, Nov , pp. 713-726.
- PESARAN, M.H., SHIN, Y., SMITH, R.J. (2001): **"Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships"**, *Journal of Applied Econometrics*, V. 16, pp. 289-326.
- PHILLIPS, P., PERRON, P. (1988): **"Testing For A Unit Root In Time Series Regression"**, *Biometrika*, V. 75, pp. 335-346.
- RAGACS, C. (2003): **"On The Empirics of Minimum Wages and Employment: Stylized Facts For The Austrian Industry"**, *Vienna University of Economics and Business Administration (WU) Working Papers Series: Paper No. 24*, Vienna, pp.1-16.
- SARGAN, J.D. (1964): **Wages and Prices In The United Kingdom; A Study In Econometric Methodology**, *Econometric Analysis For National Economic Planning*, (Ed) Hart, P.E., Mills, G., Whitaker, J.K., Butterworths, London.
- SHEPHERD, A. R. (2000): **"Minimum Wages and The Card-Krueger Paradox"**, *Southern Economic Journal*, V. 67/2, Oct., pp. 469-478.
- STOCK, J.H., WATSON, M.W. (1989): **"Interpreting The Evidence On Money Income Causality"**, *Journal of Econometrics*, V. 40, pp. 161-182.
- VUUREN, A.V., BERG, V. D. G. J., RIDDER, G. (2000): **"Measuring The Equilibrium Effects of Unemployment Benefits Dispersion"**, *Journal of Applied Econometrics*, V.15/6, Nov./Dec., pp. 547-574.