

Asgari ücret istihdamı arttırır mı? 1969-2008 Türkiye örneği¹

Aytekin Güven

*Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İktisat Bölümü, Gököy Kampüsü, 14280 Bolu
e-posta: guven_a1@ibu.edu.tr*

Şükrü Mollavelioğlu

*Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İktisat Bölümü, Zeve Kampüsü, 65080 Van
e-posta: m_sukru@hotmail.com*

Başak Çakar Dalgıç

*Hacettepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, Beytepe Kampüsü, 06800 Ankara
e-posta: basakcakar@hacettepe.edu.tr*

Özet

Çalışma ekonomisi literatüründe asgari ücretin istihdam üzerindeki etkileri son dönemlerde sık tartışılan konulardan biri haline gelmiştir. Standart rekabetçi işgücü piyasası modellerinde asgari ücret uygulamasının istihdam düzeyini negatif etkileyeceği ileri sürülürken, monopsoncu işgücü piyasası modellerinde asgari ücretin istihdam üzerinde anlamsız ya da pozitif etkisinin olacağı ileri sürülmektedir. Teorik anlamdaki bu farklılık uygulamalı çalışmaların önemini de arttırmaktadır. Çalışmamızın amacı, asgari ücret ile istihdam arasındaki söz konusu ilişkileri, Türk imalat sanayi örneği ile 1969-2008 dönemi için Pesaran eşbütünleşme yöntemi, Toda-Yamamoto nedensellik analizi ve etki-tepki fonksiyonları kullanarak incelemektir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre; i) istihdam ile asgari ücret arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi yoktur, ii) Türkiye'deki asgari ücret uygulamaları istihdamdaki değişimin nedeni değildir, iii) asgari ücretteki değişimlere istihdam istatistiksel olarak anlamlı tepkiler vermemektedir.

Anahtar kelimeler: Asgari ücret, istihdam, eşbütünleşme, nedensellik.

JEL kodları: J21, J31, C22, L60

1. Giriş

Devlet tarafından belirlenen, işçi ve ailesinin günün ekonomik ve sosyal koşullarına göre insanca yaşamasına olanak verecek, insanlık onuruyla bağdaşacak ve emeğin sömürsünü önlemeye yetecek bir ücret düzeyi olarak tanımlanan asgari ücretin istihdam, cari ücretler, fiyatlar genel

¹ Bu çalışmanın ilk versiyonu 17-19 Haziran 2009 tarihinde Eskişehir'de düzenlenen EconAnadolu Uluslararası İktisat kongresinde sunulmuştur. Bu makaleyi değerlendiren ve katkı sağlayan ODTÜ Gelişme Dergisi hakem(ler)ine teşekkür ederiz.

düzeyi, ödemeler bilançosu, ekonomik büyüme, gelir dağılımı ve yoksulluk gibi ekonomik değişkenler üzerinde önemli etkileri vardır. Bu etkilerden en çok tartışmaya konu olanı ise istihdam üzerindeki etkileridir. Çalışma ekonomisi alanında asgari ücretin istihdam üzerindeki etkileri hususunda bir fikir birliği olmadığı gibi, 1990'lı yıllardan beri süre gelen ciddi bir tartışma söz konusudur.

Standart rekabetçi işgücüsü piyasası varsayımları altında işgücü piyasasına müdahale anlamına gelen asgari ücret belirlemelerinin istihdamı daraltıcı etkisi olduğunu savunulur. Stigler (1946), Reynolds ve Gregory (1965), Deere, Murphy ve Welch (1995), Kim ve Taylor (1995), Neumark ve Wascher (1992) asgari ücretin sosyal bir koruma aracı olmaktan çok istihdamı azaltıcı yönde etkisinin olduğunu ileri sürmektedirler. Asgari ücret uygulamasının ülkedeki çalışanların tamamını kapsadığı, işgücü ve ürün piyasalarının tam rekabet şartları altında faaliyet gösterdiği varsayımları altında, piyasadaki denge ücretin üzerinde belirlenen asgari ücret, emeğin marjinal ürün getirisinden (MRP_L) yüksek olacağından kar maksimizasyonu yapan işverenler istihdamı azaltırlarken, işçiler yüksek nominal ücretten dolayı işgücü arzını artıracaklardır. Dolayısıyla artan işgücü arzına karşın azalan işgücü talebi istihdam seviyesinde bir daralmaya yol açacaktır (McConnel ve diğerleri, 1999, s.408)².

Diğer taraftan Card (1992a, 1992b), Katz ve Krueger (1992), Card, Katz, ve Krueger (1994), Card ve Krueger (1994), Machin ve Manning (1994), Card ve Krueger (1995), Bernstein ve Schmitt (1998) standart rekabetçi modelin savunusunun aksine, asgari ücretin istihdam üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını ya da pozitif etkisinin olduğunu ileri sürerek asgari ücret tartışmalarını yeniden alevlendirmişlerdir. Bu iktisatçıların savunusu işgücü piyasasının monopsoncu olduğu varsayımına dayanır. Değişken girdi olarak yalnızca işgücünün kullanıldığı kısa dönemde, işgücü piyasasında tek işveren konumunda bulunan bir monopsoncu firmanın marjinal maliyet eğrisi, arz eğrisini veren ortalama maliyet eğrisinin üzerindedir. Buna göre, asgari ücret uygulamasının olmadığı bir durumda firma kiraladığı son birim işçinin marjinal maliyeti ile marjinal ürün getirisinin eşitlendiği noktadaki kadar işgücünü, ortalama maliyetine eşit bir ücret ödeyerek istihdam edecektir. Devlet, gerçekleşen ücretle marjinal maliyeti marjinal ürün getirisine eşitleyen ücret değeri arasında bir asgari ücret belirlerse, firmayı ücret-düzenleyici durumundan ücret-alıcı konumuna sokarak istihdamın artmasını sağlayabilir. Bu durumda firma istihdamını rekabetçi piyasa düzeyine çıkarabilir (Brown ve diğerleri, 1982: s.489,

² Asgari ücret artışlarının istihdam üzerindeki olumsuz etkisi iki nedenle azalabilir. İlk asgari ücret artışı işgücü verimliliğinde bir artışa neden olursa, bu olumsuz etki işgücü talebinin artması ile azalabilir. Buna şok etkisi adı verilir (McConnel ve diğerleri, 1999, s.408). İkinci olarak yüksek enflasyonlu ülkelerde ise asgari ücretin yıl içinde büyük oranda erimesi nedeniyle reel ücretler hızla düşer. Reel ücret düştüğünde ise istihdam artar. Şok etkisine benzer şekilde bu durum da asgari ücretin istihdamı daraltıcı etkisini hafifletir (Gökdere, 1997, s.24).

Devereux, 2005: s.902). Özetle, eksik rekabet koşullarının geçerli olduğu bazı endüstrilerde asgari ücret istihdamın artmasına neden olabilir³.

Ancak hükümetler böyle bir düzenleme yaparken asgari ücret seviyesini çok iyi belirlemelidir. Asgari ücret uygulamasının olmadığı durumdaki denge ücret düzeyinin üzerinde belirlenecek bir asgari ücret, istihdamı azaltacaktır. İkinci olarak, asgari ücret monopsoncu (gerçekleşen) ücret seviyesinin üstünde belirlendiğinde istihdam monopsoncu düzeydekine eşit ya da ondan büyük olsa bile, işsizlik kolayca artabilir. Örneğin monopsoncu firma kiraladığı son birim işçinin marjinal maliyetini marjinal ürün getirisine eşitleyen ücret düzeyinden işgücü kiralamak isterken, bu ücret düzeyinden işgücü arzı işgücü talebini aşacak ve işsizlik büyüyecektir. Son olarak, tek bir alıcı firmanın bulunduğu böyle bir piyasada firma, düşük ücretle çalışan işçilere ücret farklılaştırması uygulayabilir. Böyle bir durumda da asgari ücret uygulaması istihdamı artırıcı etki yaratmaz (McConnel ve diğerleri, 1999, s.408).

Bu çalışmada, yukarıda belirtilen tartışmalı literatüre katkı sağlamak amacı ile asgari ücret istihdam ilişkileri 1969-2008 dönemi için Türk imalat sanayi örneği ile incelenecektir. Çalışmanın izleyen kısımları şöyledir: 2. kısımda konuyla ilgili ampirik yazın tartışılacak, 3. kısımda Türkiye'deki asgari ücret uygulamaları ve asgari ücretin düzeyi incelenecektir. 4. kısımda ise çalışmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem tartışılacak, elde edilen sonuçlar yorumlanacaktır. Çalışma, sonuç bölümünü içeren 5. kısım ile tamamlanacaktır.

2. Asgari ücret istihdam ilişkisi: Ampirik yazın

Asgari ücret ile istihdam ilişkisini inceleyen ampirik çalışmalarda farklı ekonometrik yöntemler kullanılmış farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Bu çalışmalardan bazılarında asgari ücretin istihdam üzerinde istatistiksel olarak anlamlı negatif etkilerine, bazılarında ise anlamlı pozitif etkilerine ulaşılrken, bazı çalışmalarda asgari ücretin istihdam üzerinde anlamlı etkilerine rastlanmamıştır. Negatif etkilere genel olarak zaman serisi analizleri ile farklı endüstriler, farklı bölgeler veya farklı ülkelerle mekan boyutunu ayırıştırılan panel veri analizlerinde rastlanırken (bkz. Wellington, 1991; Neumark ve Wachter, 1992, 1994, 2004; Castillo-Freeman ve Freeman, 1992; Williams 1993; Bernstein and Schmitt, 2000) pozitif etkilere çoğunlukla kesit veri analizlerinde ve doğal deneylere dayanan durum çalışmalarda rastlanmaktadır (bkz. Katz and Krueger, 1992; Card 1992b; Card ve Krueger, 1994; Michl, 2000). Literatürde çok geniş bir yer tutan durum çalışmalarına ilişkin bir tartışma, bu çalışmaların asgari ücretin istihdam üzerindeki etkilerini tespit edebilmek için çok kısıtlı bir zaman

³ Brown, Gilroy ve Kohen (1982)'e göre işgücü piyasalarında monopsoncü yapıya tamlik etmek çok güçtür. Onlara göre işgücü piyasasında monopsoncu firma örneği sadece ders kitaplarında yer almaktadır.

periyoduna dayanıyor olmalarıdır (Brown, 1995). Üretim sürecini işgücü maliyetini (ve toplam maliyetleri) minimize edecek şekilde geliştirmenin zaman alacağı da hesaba katıldığında analizlerin uzun zaman serileriyle yapılmasının önemi daha iyi anlaşılmaktadır.

Ampirik yazında ülke düzeyinde çalışmalar bulunsa da firma, endüstri ve hane halkı düzeyinde yapılan çalışmalar çoğunluktadır. Bunlara ilaveten gelişmiş ülkeler için yapılan çalışmalar verilerin daha uzak geçmişe uzanabilirliği ve güvenilirliği açısından gelişmekte olan ülkelere göre hem sayıca daha fazla hem de daha çeşitlidir. Bu kısımda asgari ücret istihdam ilişkisine dair ampirik yazın hakkında kısa bilgi verilecektir⁴.

Asgari ücret istihdam ilişkisine dair ampirik yazının 1990'lı yılların başında gelişme gösterdiği söylenebilir. Örneğin Card (1992a)'da 1990 yılında ABD'deki Federal asgari ücret artışının istihdam üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışmada 1989–1990 verileriyle panel veri analizi yapılmış ve asgari ücret artışının genç nüfus (teenagers) istihdamı üzerinde etkili olmadığı sonucuna varılmıştır.

Card (1992b)'de ise 1987-1989 yılları arasında Kaliforniya'daki asgari ücret artışının düşük nitelikli işgücü üzerindeki etkileri kontrol grupları kullanılarak önce ve sonra analizi (*difference-in-difference*) ile incelenmiştir. Çalışmada asgari ücretin genç nüfus istihdamı ve perakende ticaretinde çalışanlar üzerindeki etkileri ayrı ayrı ele alınmıştır. Card (1992b), işgücüne katılım oranı, istihdam oranı ve işsizlik oranı bakımından Kaliforniya ile benzerlik gösteren bazı eyaletleri (Arizona, Florida vs.) kontrol grubu eyaletleri olarak seçmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, ele alınan zaman içerisinde Kaliforniya'daki genç nüfus istihdamı kontrol grubu eyaletlerindeki genç nüfus istihdamından istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde daha hızlı artmıştır. Bu sonuca ilaveten, 1988'deki bir dönemlik asgari ücret artışıyla birlikte perakende ticaretteki istihdamda da nispi olarak bir artışın yaşandığı görülmüş, ancak bu artışın çok küçük olduğu ve istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Buna karşılık, Kaliforniya'daki yeme ve içme endüstrisindeki istihdamda küçük bir nispi azalmanın olduğu, bu azalmanın istatistiksel olarak anlamlı olmadığı sonucuna da varılmıştır. Card (1992b), elde ettiği bulguların standart rekabetçi işgücü piyasasında ortaya çıkabilecek bulgularla tutarlı olmadığını ekleyerek, bu durumun düşük nitelikli-düşük ücretli işgücü piyasasında işverenlerin elindeki monopsonistik piyasa gücüne işaret edebileceğini vurgulamıştır.

Katz ve Krueger (1992)'de ise ABD'de 1991 yılındaki Federal asgari ücret artışının Teksas fast-food endüstrisi istihdamı üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışmada farklı zamanlarda telefon görüşmesi ile elde edilen veriler kullanılmış ve zaman serisi analizi yapılmıştır. Çalışmanın sonucunda asgari ücret artışının istihdam üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkisi olduğu bulunmuştur.

⁴ Neumark ve Wascher (2008) bu konuda yazılmış kapsamlı ve güzel bir kaynaktır.

Card ve Krueger (1994) yaptıkları çalışmada 1992 yılında New Jersey'deki asgari ücret artışının, New Jersey ve Pennsylvania'daki fast-food işletmelerindeki istihdam üzerine etkilerini incelemişlerdir. Bu çalışmada New Jersey'deki asgari ücret artışının istihdamı azalttığı yönünde bir bulguya rastlanmadığı gibi, istihdamın asgari ücret esnekliği 0.63-0.70 aralığında tahmin edilmiştir.

Neumark ve Wascher (1992)'de ise, ABD'de federal ve eyaletler düzeyinde, 1973–1989 dönemi için, asgari ücret artışlarının 16–19 ve 16–24 yaş grupları istihdamı üzerindeki etkileri zaman serileri analizi çerçevesinde incelenmiştir. Bu çalışmada asgari ücret artışının genç nüfus istihdamını azalttığı sonucu bulunmuştur.

Kim ve Taylor (1995), Partridge ve Partridge (1999) ABD için sektörel ayırım olmaksızın yaptıkları benzer çalışmalarda asgari ücret artışlarının istihdamı azalttığını göstermişlerdir. Zavadny (2000) ve Couch ve Wittenburg (2001) ABD için eyalet bazında oluşturdukları panel veri setleriyle asgari ücretteki artışların ortalama çalışma saati üzerindeki etkisini incelemişler ve kişi başına çalışma saatleri üzerine pozitif bir etki bulurken, asgari ücretteki artışın toplam istihdamı negatif etkilediği sonucuna varmışlardır. Potter (2006) ABD ekonomisi için sektörel bazda yaptığı panel veri çalışmasında inşaat, perakende ve sağlık sektörleri de dahil olmak üzere bütün sektörlerde asgari ücretin istihdam üzerindeki negatif ve anlamlı etkisine dikkat çekmiştir.

İşgücü piyasaları endüstrileşmiş ülkelere göre farklılık gösteren gelişmekte olan ülkeler için yapılmış olan çalışmalarda asgari ücret istihdam ilişkisi daha belirsizdir. Örneğin Lemos (2004) Brezilya için yaptığı zaman serisi analizinde asgari ücretin istihdam üzerindeki etkisinin bölgelere ve farklı ücret düzeylerine göre işaret ve anlamlılık seviyelerinde çeşitlilik gösterdiği sonucuna varmıştır. Neumark ve diğerleri (2006) ise, Brezilya için hane halkı düzeyinde yaptıkları zaman serisi analizlerinde asgari ücret artışlarının aile reisi istihdamı üzerinde negatif, diğer hane halkı üyeleri üzerinde ise pozitif ve anlamlı sonuçlar doğurduğuna dair bulgulara ulaşmışlardır. Meksika ve Kolombiya için karşılaştırmalı olarak firma verileri ile yaptığı analizinde Bell (1997), Meksika için asgari ücretin istihdam üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşamazken, Kolombiya için negatif ve anlamlı bir etki bulmuştur. Montenegro ve Pages (2004) Çin için yaptıkları panel veri analizinde, asgari ücretteki artışın genç nüfus ve nitelsiz işçi istihdamını azalttığı, fakat kadın istihdamını arttırdığı sonuçlarına ulaşmışlardır. Suryahadi ve diğerleri (2003) Endonezya için yaptıkları çalışmada asgari ücretin toplulaştırılmış kentsel istihdam, erkek istihdamı ve kadın istihdamı üzerinde negatif, nitelsiz işçi ve memur istihdamı üzerinde ise anlamlı pozitif etkilere sahip olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır.

Yapılan ampirik çalışmalara genel olarak bakıldığında nitelsiz işgücü üzerine yoğunlaşan çalışmalarda asgari ücretten istihdama doğru daha güçlü bir negatif etkiden söz edilebiliyorken, sektörel bazda olmayan

daha geniş veri setleriyle yapılan çalışmalarda çoğunlukla pozitif etkiye tanıklık edilmektedir.

Bunlara ek olarak, eşanlı nedensellik sapması göz önüne alındığında zaman serileriyle yapılan analizlerde gecikmeli etkilerin istihdam üzerindeki anlamlı etkileri göz önünde bulundurularak, daha uzun serilerle, daha sağlam ve güvenilir sonuçlara ulaşmanın mümkün olduğu da gözlemlenmektedir (Bazen ve Marimoutou, 2002; Neumark ve Wascher, 2008). Örneğin, Burkhauser ve diğerleri (2000) gecikmeli asgari ücret verilerini ilave ederek genişlettikleri zaman serileri analizlerinde, ABD için gecikmeli ücret değişkenlerinin katsayılarını istatistiksel olarak anlamlı bulmuşlardır. Üstelik bu katsayılar düzey asgari ücret değişkeninin katsayısından daha büyüktür. Bu ve benzeri çalışmalar göz önüne alındığında, istihdamın asgari ücret esnekliğini araştıran çalışmalarda gecikmeli verilerin kullanılması kaçınılmaz görünmektedir.

Baker ve diğerleri (1999), zaman serileri analizlerine asgari ücret değişkenlerinin gecikmeli değerlerini katma yöntemini bir adım daha ileri taşıyarak, düşük frekanslı ve yüksek frekanslı asgari ücret verileri arasında bir ayrıma gitmişlerdir. Kanada için yapılan analiz sonucunda, asgari ücretin istihdam üzerine etkisi yüksek frekanslı verilerle pozitif olarak bulunurken, düşük frekanslı verilerle negatif bulunmuştur. Bu bulgulara göre işsizliğin asgari ücretteki kalıcı değişikliklere uzun dönem tepkisi, kısa döneme göre daha belirgindir.

Asgari ücretin istihdam üzerindeki etkilerini Türkiye için ele alan tek bir çalışmaya ulaşılabilmektedir. Korkmaz ve Çoban (2006) 1969-2006 dönemi için asgari ücret, işsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkileri Johansen eşbütünlük testi ve Granger nedensellik analizinden yararlanılarak incelemişlerdir. Korkmaz ve Çoban, net asgari ücret değişim oranı ve işsizlik oranı değişkenlerini kullanarak, Johansen eşbütünlük testi analizleri sonucunda asgari ücret ile işsizlik oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı, Granger analizi sonucunda da bu iki değişken arasında bir nedenselliğin bulunmadığı sonucuna varmışlardır.

3. Türkiye’de asgari ücretler

Türkiye’de asgari ücret tespitleri 1806 tarihli bir fermana kadar götürülmektedir. Bu fermanla belirli işlerde çalışan işçilerin ücretlerinin tespit edildiği bilinmektedir. Daha sonra uzunca bir süre asgari ücret tespitine rastlanmamış, 1921 yılında çıkarılan 151 Sayılı Kanun ile maden ocaklarında çalışan işçilerin asgari ücretlerinin belirlenmesi öngörülmüştür. 1923’te yapılan Türkiye İktisat Kongresinde ise belediye meclislerinin üç ayda bir asgari ücret hadlerini geçim şartlarına göre tespit ve ilan etmeleri kararlaştırılmıştır (Gerek, 1999:27). Ancak bu girişimler düzenli bir asgari ücret uygulamasına geçmek ve bu uygulamayı sürekli kılmak için yeterli olmamıştır.

Asgari ücret uygulaması 1936 tarihinde kabul edilen 3008 sayılı İş Kanunu ile tekrar ele alınmış, ne var ki uygulamaya başlanması 1951 yılında çıkarılan yönetmelikle mümkün olmuştur. Bu kanunun uygulama döneminde genel bir asgari ücret tespitinin sağlanamaması, asgari ücret tespitinin düzenli aralıklarla zorunlu kılınmamış olması gibi nedenlerle istenilen sonuçlar elde edilememiş ve ortaya çıkan aksaklıklardan dolayı, 1967 yılında 931 sayılı İş Kanunu ve buna uygun olarak 5 Nisan 1968 tarihli Asgari Ücret Yönetmeliği çıkarılmıştır. 931 sayılı Kanun, önceki dönemdeki aksaklıkları ortadan kaldırmak üzere, ilkin genellik ilkesi çerçevesinde hizmet akdi ile çalışan her türlü işçinin asgari ücretten yararlanmasını ilkesini benimsemiştir. Ayrıca 1951-1967 yılları arasında “mahalli komisyonlar” tarafından belirlenen asgari ücret, bu kanunla merkezi nitelikteki “asgari ücret tespit komisyonu” tarafından belirlenmeye başlanmıştır (Korkmaz, 2003, s.57). 1969 yılında ilk merkezi sistem uygulamasından sonra 25 Ağustos 1971 tarihinde yürürlüğe giren 1475 sayılı İş Kanunu ve 12 Şubat 1972 tarihli Yönetmelik ile bazı değişikliklere gidilmiştir (Gerek, 1999:27–29). Bu düzenlemeler ile asgari ücretin en geç iki yılda bir tespit olunması ilkesi korunmakla birlikte, 1987 yılından sonra enflasyonun hızlanmasından dolayı komisyon her yıl toplanmaya başlamıştır (Gökdere, 1997:40).

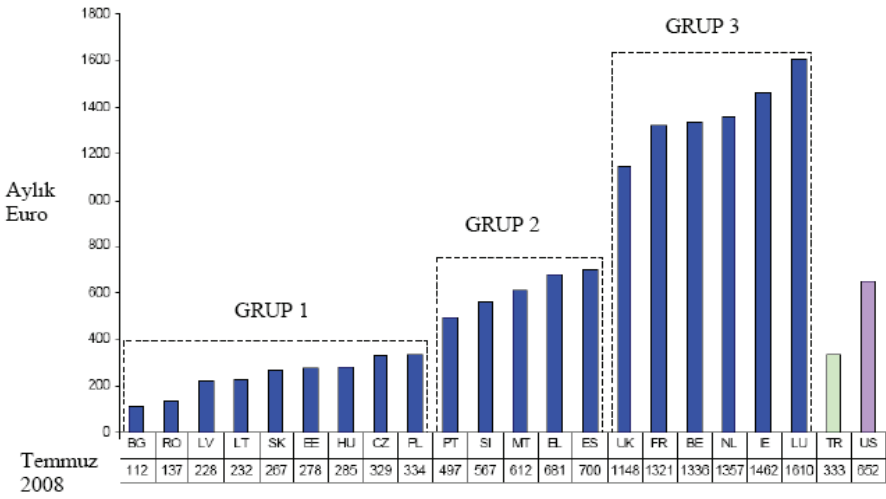
Diğer taraftan asgari ücret 1961 ve 1982 Anayasa’larında güvence altına alınmıştır. 1961 Anayasası’nın kabul ettiği sosyal devlet görüşü asgari ücret yaklaşımına da yansımıştır. 1961 Anayasası’nın 45. maddesi devleti, çalışanların yaptıkları işe uygun ve insanlık onuruna yaraşır bir yaşam seviyesi sağlamalarına elverişli adaletli bir ücret elde etmeleri için gereken önlemleri almakla ödevli tutmaktadır. 1982 Anayasası’nda asgari ücret güvence altına alınsa da asgari ücretin tespitinde ülkenin sosyal ve ekonomik durumunun göz önünde bulundurulması gereği, (55. madde) 1961 Anayasası’nın katıksız asgari ücret güvencesini ortadan kaldırmıştır.

1982 Anayasası’ndaki bu şartlı yaklaşım, 1980 sonrası kalkınma planlarında da kendini göstermektedir. 1980 yılına kadar olan kalkınma planlarında asgari ücret tespiti ile gelir dağılımında adaletin sağlanması, işçinin ailesi ile birlikte yaşamını insanca sürdürebilmesi gibi sosyal amaçlar hedeflenirken, 1980 sonrası kalkınma planlarında (5. Kalkınma Planı ve sonraki planlar) asgari ücrete verimlilik ve esneklik perspektifinden yaklaşmış, asgari ücret tespiti ile ilgili politika ve hedef belirlemekten vazgeçilmiştir.

Grafik 1 Türkiye’deki asgari ücret düzeyine ilişkin bilgi sunmaktadır. Bu tabloda 20 Avrupa Birliği (AB) ülkesi, Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri’nin asgari ücret seviyeleri Euro cinsinden gösterilmiştir. Söz konusu 20 AB ülkesi 3 gruba ayrılmıştır. İlk grupta 100-350 Euro ile en düşük asgari ücrete sahip 9 üye ülke (Bulgaristan, Romanya, Litvanya, Letonya, Slovakya, Estonya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti ve Polonya), ikinci grupta 500-700 Euro ile orta asgari ücret seviyesine sahip 5 üye ülke (Portekiz, Slovenya, Malta, Yunanistan ve İspanya) ve üçüncü grupta ise en düşüğünün 1150 Euro asgari ücrete sahip olduğu 6 üye ülke (İngiltere,

Fransa, Belçika, Hollanda, İrlanda ve Lüksemburg) yer almaktadır. Amerika Birleşik Devletleri'nde 652 Euro olan asgari ücret Türkiye'de 333 Euro'dur. Türkiye'de 2008 Temmuzunda geçerli olan asgari ücret AB'ye üye ülkelerle karşılaştırıldığında düşük seviyede kalmaktadır. Türkiye bu düzeyde bir asgari ücret ile ancak en düşük asgari ücrete sahip AB ülkeleri grubunda yer alabilmektedir.

Grafik 1
AB ülkeleri, ABD ve Türkiye'de Asgari Ücretler (2008)



Kaynak: Eurostat (2008) Population and Social Conditions.

4. Veri seti ve ekonometrik yöntem

Bu çalışmada asgari ücret ile istihdam arasındaki ilişkiler eş-bütünleşme, nedensellik ve etki tepki analizi yardımıyla, 1969-2008 dönemi için yıllık veriler kullanarak incelenecektir. Çalışmada kullanılan asgari ücret değişkeni için literatürle uygun biçimde (Brown ve diğerleri, 1982; Baker vd. 1999; Feliciano, 1998) Kaitz endeksinden yararlanılmıştır. Kaitz endeksi, en basit hali ile asgari ücretlerin ortalama ücretlere oranı şeklinde tanımlanabilir ve reel ücretlere oranla daha gerçekçi bilgiler sunar⁵. Türkiye için Kaitz endeksi hesaplanırken Feliciano (1998)'e benzer şekilde asgari ücretlerin imalat sanayinde gerçekleşen ortalama ücretlere oranı formülünden yararlanılmıştır. Bu endeksi hesaplamada kullanılan asgari ücret verisi Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı (ÇSGB, 2009)'dan,

⁵ Kaitz endeksi tek değişkende asgari ücretle ilgili bir çok bilgiyi içerme avantajına sahiptir ve zaman serisi analizlerinde yaygın olarak kullanılmaktadır (Brown ve diğerleri 1982).

ortalama ücretler⁶ Bulutay (1995) ve TÜİK (2009)'dan elde edilmiştir. Diğer sektörlerde ve ülke genelinde ortalama ücretlere ilişkin veri mevcut olmadığından Kaitz endeksi ana imalat sanayi için hesaplanmıştır. Benzer şekilde istihdam verisi için de ana imalat sanayinde ücretle çalışanların yıllık ortalama sayısı kullanılmıştır. Söz konusu veri TÜİK (2009)'dan derlenmiştir⁷.

Grafik 2'de 1969-2008 dönemine ilişkin Kaitz endeksi (sağ eksen) ve imalat sanayi istihdamındaki değişim (sol eksen) yer almaktadır. İlgili dönem boyunca istikrarlı bir seyir göstermeyen Kaitz endeksinin ortalaması 0.30'dur. Bu endeks Avrupa ülkelerinde genellikle %50-%70 arasında değerler almaktadır. Örneğin İtalya'da 0.71, Lüksemburg'da 0.56, Hollanda'da 0.55, Norveç'de 0.64, Portekiz'de 0.45, İspanya'da 0.32'dir (Dolada ve diğerleri, 1996). Türkiye'de 1969 yılında 0.49 ile en yüksek seviyesinde olan Kaitz endeksi 1980 ve 1981 yıllarında en düşük seviyesine gerilemiştir. Son beş yılın ortalaması ise ancak 0.38 düzeyindedir. Grafik 2'de yer alan bir başka değişken ise imalat sanayi istihdamındaki değişimdir. İmalat sanayi istihdamı ilgili dönem içerisinde sürekli iniş-çıkışlar sergilemektedir. 1991, 1993, 1994, 1999 ve 2001 yılları imalat sanayi istihdamının gerileme gösterdiği yıllardır. 1970-79 yılları arasında %5.6 ortalama büyüme sergileyen imalat sanayi istihdamı, 1980-89 döneminde %2.8, 1990-99 döneminde ise ancak % 1,1 oranında büyüebilmiştir. Görece istikrarlı yapının ve yüksek ekonomik büyümelerin yaşandığı 2000'li yıllarda dahi 1970-79 dönemindeki istihdam artışı sağlanamamış, 2000-2008 döneminde imalat sanayi istihdamı % 5.3 oranında artış gösterebilmiştir.

Bu çalışmada, Kaitz endeksi ve imalat sanayi istihdamına ilişkin veriler kullanılarak ilk olarak değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığı araştırılmıştır. Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır eşbütünleşme testi, serilerin aynı dereceden durağan olmasını gerektirmediği için bir avantaj sağlamaktadır. Bu nedenle eş-bütünleşme testlerinde Pesaran ve diğerleri (2001)'nin geliştirdiği yöntem kullanılmıştır. Nedensellik analizlerinde ise, seriler arasında eşbütünleşme şartı aranmaksızın söz konusu ilişkisinin araştırılabilmesine olanak tanıyan Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizi tercih edilmiştir. Son olarak değişkenlerden birisine gelen şokun, diğer değişkenler üzerindeki etkilerini incelemek için Koop, Pesaran ve Potter (1996) ve Pesaran ve Shin (1998) tarafından geliştirilen etki-tepki fonksiyonları incelenmiştir⁸.

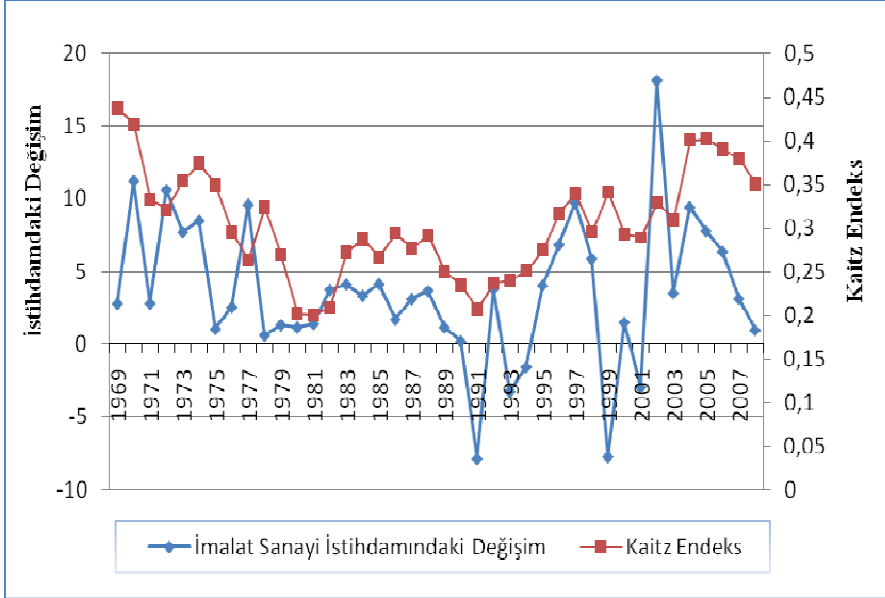
⁶ Ücretle çalışanlara yapılan ödemeler, ücretle çalışanların ortalama sayısına bölünerek, imalat sanayinde ortalama ücretler elde edilmiştir.

⁷ Çalışmamız kullandığı bu değişkenlerle Korkmaz ve Çoban (2006)'dan farklılaşmaktadır.

⁸ Bu çalışma Pesaran eşbütünleşme yöntemi, Toda-Yamamoto nedensellik analizi ve etki-tepki fonksiyonları kullanarak, Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizlerini kullanan Korkmaz ve Çoban (2006)'dan ekonometrik yöntem olarak farklılaşmaktadır.

Grafik 2

Kaitz Endeksi ve İmalat Sanayi İstihdamındaki Değişim (1969-2008)



Pesaran ve diğerleri (2001)'nin geliştirdiği sınır eşbütünlüme testi yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada aşağıdaki (1) numaralı denklemde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin (eşbütünlüme) bulunması durumunda, ikinci aşamada gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (autoregressive distributed lag-ARDL) kurularak seriler arasındaki uzun dönem ilişkisine ait katsayıların ve buna bağlı olarak kurulacak bir hata düzeltme modeli çerçevesinde kısa dönem ilişkisine ait katsayıların elde edilmesi mümkün olur (Fosu ve Magnus, 2006, s.2081).

Sınır testinin uygulanabilmesi için ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model-UECM) oluşturulur. Modelin çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \ln EMP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln EMP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln K_{t-i} + \alpha_3 \ln EMP_{t-1} + \alpha_4 \ln K_{t-1} + \alpha_5 T_t + \mu_t \quad (1)$$

Bu eşitlikte $\ln EMP$ imalat sanayi istihdamının doğal logaritmasını, $\ln K$ ise Kaitz endeksinin doğal logaritmasını ifade etmektedir. Δ sembolü birinci fark işlemcisini, m ise optimal gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. Uzun dönem ilişkisinin varlığını test etmek üzere F istatistiği kullanılmıştır. F istatistiği uzun dönemli bir ilişkinin varlığı durumunda, değişkenlerin normalleştirilebileceğini (normalized) gösterir. Denklem (1) de değişkenler arasındaki eşbütünlüğün olmadığını ifade eden H_0 hipotezi $H_0 : \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ şeklinde kurulmaktadır. Bu hipotezin test

edilmesi ile eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Buna göre elde edilen F istatistiğinin Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından verilen üst kritik değeri aşması durumunda, uzun dönem ilişkinin bulunduğu sonucuna varılır. Elde edilen test istatistiğinin alt kritik değerin altında kalması durumunda ise eş-bütünleşmenin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilemez. Test istatistiğinin alt ve üst kritik değerler arasında kalması durumunda ise kesin bir yorum yapmak mümkün olmamaktadır (De Vita ve Abbott, 2002:295; Duasa, 2007:92).

Tablo 1, (1) numaralı denklem kullanılarak hesaplanan sınır testinin sonuçlarını göstermektedir. Gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriteri ile seçilmiş, ayrıca seçilen gecikme uzunluğunda hata teriminde ardışık bağımlılık bulunup bulunmadığı Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınamasıyla test edilmiş ve ardışık bağımlılığın bulunmadığı görülmüştür. Tabloda H_0 hipotezinin test edilmesi için hesaplanan F istatistikleri ile Pesaran ve diğerleri (2001)'den alınan yüzde 1 ve yüzde 5 anlamlılık düzeylerindeki alt ve üst kritik değerler de yer almaktadır.

Tablo 1
Sınır Testi Sonuçları

| Modelin Gecikme Yapısı | k | χ^2_{BGAB} (2) | F istatistiği | %1 anlamlılık düzeyinde alt ve üst kritik değerler | %5 anlamlılık düzeyinde alt ve üst kritik değerler |
|------------------------|---|---------------------|---------------|--|--|
| (2, 2) | 1 | 0.001 | 2.986 | 6.10–6.73 | 4.68–5.15 |

k, denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. χ^2_{BGAB} , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması istatistiğidir. Sınır testindeki kritik değerler Pesaran ve diğerleri (2001)'deki Tablo CI(iv)'ten alınmıştır.

Elde edilen F istatistiği Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından verilen alt kritik değerin altında kalmasından dolayı seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna varılmaktadır. Buna göre imalat sanayi istihdamı ile asgari ücret değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisinin bulunmadığı ifade edilebilir. Söz konusu iki değişken arasında eş-bütünleşme olmadığı için ARDL tesisi ile kısa ve uzun dönem katsayısı belirlemek söz konusu olmamıştır.

Diğer taraftan Toda ve Yamamoto (1995) ve Dolado ve Lutkepohl (1996) tarafından geliştirilen nedensellik testi, seriler arasında eş-bütünleşme şartı aranmaksızın nedensellik ilişkisinin araştırılabilmesine olanak tanır. Prosedürün uygulanması iki aşamayı içermektedir. Birinci aşamada, sistemdeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi ve VAR modeli için optimum gecikme uzunluğu belirlenir. İkinci aşamada, tahmin edilen VAR modeli ile nedensellik ilişkileri incelenir.

Toda-Yamamoto yöntemine uygun olarak değişkenlerin maksimum bütünleşme dereceleri ve VAR modeli için optimum gecikme uzunluğu

tespit edilmiştir. Durağanlık testi için Kaitz endeks ve istihdam değişkeninin Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri ile birim kök analizleri yapılmış, her iki değişkenin de düzeyde durağan olmadıkları sonucuna varılmıştır. Bu sonuçlar Tablo 2’de yer almaktadır. Her iki değişkenin de birinci farklarının alınması serileri durağan hale getirmektedir. Bu sonuç modelde yer alan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesinin ($dmax$) 1 olduğunu göstermektedir.

Tablo 2
Birim Kök Test Sonuçları

| | | Geniştirilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF) | | Phillips-Perron Testi (PP) | |
|-------------|---------------|---|----------------------|----------------------------|-----------------------|
| Değişkenler | | Sabit, Trendsiz | Sabit ve Trendli | Sabit, Trendsiz | Sabit ve Trendli |
| K | Düzye Hali | -2.463 | -2.591 | -2.462 | -2.525 |
| | Birinci Farkı | -6.051 ^{***} | -4.199 ^{**} | -6.134 ^{***} | -7.881 ^{***} |
| EMP | Düzye Hali | -0.381 | -1.611 | -0.373 | -1.657 |
| | Birinci Farkı | -6.259 ^{***} | 6.201 ^{***} | --6.258 ^{***} | -6.201 ^{***} |

^{*}, ^{**} ve ^{***} sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade eder. Değişkenler logaritmik formdadır.

VAR modelinde gerekli olan en uygun gecikme uzunluğu ise LR (Likelihood Ratio), FPE (final prediction error), AIC (Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Criterion) ve HQ (Hannan-Quin) kriterleri ile incelenmiş, uygun gecikme sayısı (k) 1 olarak belirlenmiştir (Tablo 3).

Tablo 3
VAR modeli İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

| Gecikme Sayısı | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|----------------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 1 | 94.51595* | 8.43e-05* | -3.706854* | -3.432028* | -3.615757* |
| 2 | 0.919057 | 0.000105 | -3.49089 | -3.03285 | -3.33907 |
| 3 | 3.725037 | 0.000117 | -3.3899 | -2.74864 | -3.17734 |
| 4 | 3.065465 | 0.000134 | -3.27318 | -2.4487 | -2.99989 |
| 5 | 1.341232 | 0.000166 | -3.08704 | -2.07935 | -2.75302 |
| 6 | 4.178907 | 0.000178 | -3.05699 | -1.86608 | -2.66223 |
| 7 | 1.293461 | 0.000225 | -2.88307 | -1.50895 | -2.42759 |
| 8 | 4.648635 | 0.00023 | -2.94298 | -1.38564 | -2.42677 |

* En uygun gecikme uzunluğu sayısını göstermektedir.

Toda-Yamamoto yöntemi gereği belirlenen bu gecikme sayısına değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi de eklenecek ($k+dmax=2$) ve VAR modeli tahmin edilerek nedensellik analizleri yapılacaktır. EMP (istihdam değişkeni) ve K (asgari ücret değişkeni) serilerinden oluşan iki değişkenli VAR modeli aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur;

$$LnEMP_t = \sum_{i=1}^{k+d \max} \alpha_{1i} LnEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d \max} \beta_{1i} LnK_{t-j} + e_{1t} \quad (2)$$

$$LnK_t = \sum_{i=1}^{k+d \max} \alpha_{2i} LnK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d \max} \beta_{2i} LnEMP_{t-j} + e_{2t} \quad (3)$$

Tablo 4’de Toda-Yamamoto süreci ile belirlenmiş nedensellik testinin sonuçları yer almaktadır. Bu süreçte $k=1$, $dmax=1$ kabul edilmiştir. Elde edilen sonuçlar asgari ücretten imalat sanayi istihdamına doğru anlamlı bir ilişkinin olmadığını, istihdamdan asgari ücrete doğru anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Buna göre, asgari ücret düzenlemelerinin istihdamdaki değişimin bir nedeni olmadığı söylenebilir.

Tablo 4

Toda-Yamamoto süreci ile belirlenmiş Nedensellik Testi Sonuçları
($k=1$, $dmax=1$)

| Nedensellik Yönü | MWALD istatistiği | P değeri |
|-------------------------|-------------------|----------|
| LnK \Rightarrow LnEmp | 0.652 | 0.527 |
| LnEmp \Rightarrow LnK | 2.645 | 0.085 |

Birim kök analizlerindeki olası yanılılığı önlemek için Toda-Yamamoto süreci $dmax=2$ olarak tekrar test edilmiştir. Tablo 5’de bu nedensellik testinin sonuçları yer almaktadır. Sonuçlar Tablo 4’le benzeşmektedir. Yani, asgari ücret uygulamaları imalat sanayi istihdamındaki değişmelerin nedeni değildir.

Tablo 5

Toda-Yamamoto süreci ile belirlenmiş Nedensellik Testi Sonuçları
($k=1$, $d=2$)

| Nedensellik Yönü | MWALD istatistiği | P değeri |
|-------------------------|-------------------|----------|
| LnK \Rightarrow LnEmp | 0.653 | 0.587 |
| LnEmp \Rightarrow LnK | 2.617 | 0.067 |

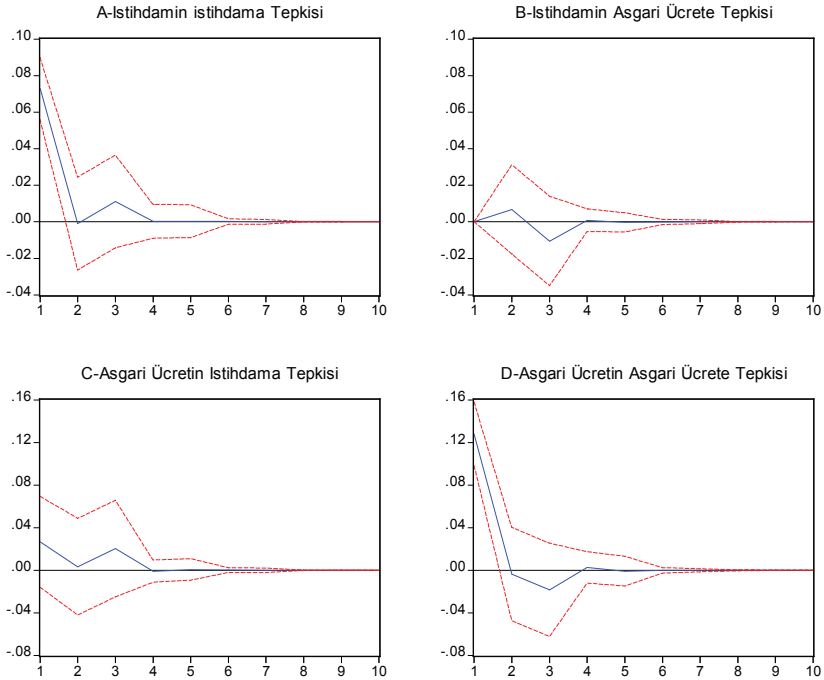
Yukarıda yer verilen nedensellik analizleri, bir değişkendeki değişmelere diğerinin nasıl tepki verdiğini göstermez. VAR modellerindeki değişkenlerden birisine gelen şokun, diğer değişkenler üzerindeki etkilerini incelemek için Koop, Pesaran ve Potter (1996) ve Pesaran ve Shin (1998)

tarafından geliştirilen etki-tepki fonksiyonlarına bakmak gerekir. Bunun için VAR modelindeki tüm değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Dolayısıyla her iki değişkenin de farkı alınmıştır.

Şekil 1’de imalat sanayi istihdamı ve Kaitz endeksinin etki-tepki grafikleri yer almaktadır. Üzerinde durulması gereken şeklin (B) panelidir. (B) panelindeki düz çizgi, asgari ücretteki şoka imalat sanayi istihdamının nasıl tepki verdiğini göstermektedir. Grafiğe göre, asgari ücretteki şokun istihdam üzerindeki etkisi ilk iki yıl pozitif, üçüncü yıl negatif, dördüncü yıl pozitif olmakta ve daha sonra bu şokun istihdam üzerindeki etkisi azalarak kaybolmaktadır. Grafikteki kesikli çizgiler ise güven aralıklarını ifade eder. Güven aralıklarını gösteren bu çizgilerin her ikisi de sıfır ekseninin aynı tarafında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiden söz edilir. Aksi halde, güven aralıklarını gösteren çizgilerden biri sıfır ekseninin üzerinde, diğeri altındaysa söz konusu ilişki istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu bilgi doğrultusunda, asgari ücretteki şoklara istihdamın tepkisinin tüm dönemler için istatistiksel olarak anlamsız olduğu söylenebilir.

Şekil 1 Etki-Tepki Grafikleri

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Gerek eş-bütünleşme ve nedensellik analizleri, gerekse etki-tepki grafikleri Türkiye’de asgari ücretler ile imalat sanayi istihdamı arasında anlamlı bir ilişki olmadığını göstermektedir. Literatürde asgari ücret istihdam ilişkisi sıklıkla firma, endüstri ve hane halkı verisi kullanılarak incelenmiştir. Makro veriler ile zaman serisi analizleri yapan çok az sayıda çalışma mevcuttur. Çalışmamızda elde edilen bulgular makro veriler ile yapılan Korkmaz ve Çoban (2006)’da elde edilen sonuçlarla ve mikro düzeyde yapılan Card (1992a, 1992b), Card ve Krueger (1994) ve Bell (1997)’de elde edilen bulgular ile benzeşmektedir.

5. Sonuç

Asgari ücret emeğin sömürsünü önlemek, işçinin insanca yaşamasını garanti altına almak ve gelir eşitsizliğini gidermek gibi amaçları nedeniyle son derece önemli bir sosyal politika aracıdır. İşgücü piyasası kendi haline bırakıldığında kar maksimizasyonu peşinde koşan firmaların maliyet avantajı sağlayabilmek için öncelikli olarak ücretler üzerinde kısıtlamaya gittiği gözlenen bir gerçektir. Oysa ki işgücünün verimli çalışması ve üretken olması insanca yaşaması ile son derece bağlantılıdır. Benzer şekilde çok düşük ücretler, uzun dönemde toplam talebin yetersiz kalmasına ve büyümenin yavaşlamasına neden olabilir. Bu nedenle asgari ücret düzenlemeleri son derece önemlidir.

Asgari ücretin ekonomi üzerindeki etkileri içinde en çok tartışmaya konu olan istihdam üzerine olan etkileridir. Bu konuda iki farklı görüş bulunmaktadır. Liberal görüş, rekabetçi koşullarda asgari ücret tespitinin istihdamı daraltacağını, karşıt görüş (bazı kaynaklarda kurumsalcılar olarak adlandırılmaktadırlar) ise monopson koşullarında asgari ücret tespitinin istihdamı arttıracığını savunmaktadır. Bu iki zıt görüş, uygulamalı çalışmaların kaynağını oluşturmaktadır. Ne var ki yapılan uygulamalı çalışmalarda da tam bir fikir birliği bulunmaktadır. Çalışmamız tartışmalı olan bu literatüre uygulama anlamında bir katkı sunma amacı taşımaktadır.

Bu çalışmada asgari ücret ve istihdam arasındaki ilişkiler Türk imalat sanayi örneği ile 1969-2008 dönemi için Pesaran eşbütünleşme yöntemi, Toda-Yamamoto nedensellik analizi ve etki-tepki fonksiyonları kullanarak incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Türkiye’de imalat sanayi istihdamı ile asgari ücret arasında bir eşbütünleşme ilişkisi yoktur, asgari ücret uygulaması imalat sanayi istihdamındaki değişmelerin bir nedeni değildir. Ayrıca etki-tepki fonksiyonları yardımıyla asgari ücretteki değişmelere imalat sanayi istihdamının anlamlı tepkiler vermediği çalışmadan elde edilen bir başka önemli sonuçtur.

Türkiye’de asgari ücretin ortalama ücretlere oranı şeklinde ifade edilen Kaitz endeksi gelişmiş ülkelere göre çok düşüktür. Ortalama ücretler aynı zamanda piyasa ücreti olarak da algılanabilir. Asgari ücretin istihdam üzerinde olumsuz etki yaratabilmesi için piyasa ücretinin üstünde belirlenmesi gerekir. Bu perspektiften bakıldığında, teorik olarak ileri

sürülen asgari ücretin istihdam üzerindeki daraltıcı etkisinden bahsetmek Türkiye için çok güçtür.

Sonuç olarak, uzun dönemde istihdam artışı sağlamanın yolunun büyüme ve yatırım olanaklarının iyileştirilmesinden geçtiği unutulmamalıdır. Türkiye’de ortalama ücretlerin hayli altında seyreden asgari ücretleri düşürmek ya da istihdamı daralttığı gerekçesi ile artışını sınırlı tutmak, işgücünün veriminin düşmesine, gelir eşitsizliğinin artmasına ve ücretli kesimin yoksullaşmasına neden olacaktır.

Bu çalışma asgari ücretin istihdam üzerindeki etkilerini ekonomik büyüme, kırdan kente göç, okullaşma oranı gibi istihdam üzerinde etkili olabilecek diğer bir çok değişkeni analiz dışında tutarak incelemiştir. Bu değişkenlerin de analize dahil edilmesi ile yapılacak incelemeler bundan sonraki çalışmalar için motivasyon kaynağı oluşturabilir.

Kaynaklar

- BAKER, M., BENJAMIN, D. ve STANGER, S. (1999), “The highs and lows of the minimum wage effect: A time-series cross-section study of the Canadian law”, *Journal of Labor Economics*, 17(2), 318–350.
- BAZEN, S. ve MARIMOUTOU, V. (2002), “Looking for a needle in a haystack? A re-examination of the time series relationship between teenage employment and minimum wages in the United States”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 4 699–725.
- BELL, L. (1997), “The impact of minimum wages in Mexico and Colombia”. *Journal of Labor Economics* 15(3) 2, 102–135.
- BERNSTEIN, J. ve SCHMITT, J. (1998), “Making work pay: The impact of the 1996–1997 minimum wage increase”, Washington DC: Economic Policy Institute.
- BROWN, C. (1995), “Myth and measurement: The new economics of the minimum wage: Comment”, *Industrial and Labor Relations Review*, 48(4), 828–830.
- BROWN, C., GILROY, C. ve KOHEN, A. (1982), “The effect of the minimum wage on employment and unemployment”, *Journal of Economic Literature*, 20(2), 487–528.
- BURKHAUSER, R. V., COUCH, K. A. ve WITTENBURG, D. C. (2000), “A reassessment of the new economics of the minimum wage literature with monthly data from the Current Population Survey”, *Journal of Labor Economics*, 18(4), 653–680.
- BULUTAY, T. (1995), *Employment, Unemployment and Wages in Turkey*, State Institute of Statistics, Ankara.
- CARD, D (1992a), “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage”, *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 22-37.
- (1992b), “Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-89”, *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 38-54.
- CARD, D., KATZ, L. F. ve KRUEGER, A. B. (1994), “Comment on David Neumark and William Wascher, 'Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws.’”, *Industrial and Labor Relations Review*, 47, 487-97.
- CARD, D. ve KRUEGER, A. B. (1994), “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, 84, 772-793.

- CARD, D. ve KRUEGER, A. (1995), *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press: Princeton.
- CASTILLO-FREEMAN, A. ve FREEMAN, R. B. (1992), *When the minimum wage really bites: The effect of the US-level minimum on Puerto Rico*, In: G. Borjas and R. Freeman (eds.): *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 177–211.
- COUCH, K. A. ve WITTENBURG, D. C. (2001), “The response of hours of work to increases in the minimum wage”, *Southern Economic Journal*, 68(1), 171–177.
- ÇSGB (2009) “Yıllar İtibariyle Asgari Ücretler”, <http://www.csgeb.gov.tr/>.
- DEERE, D., MURPHY, K. M. ve WELCH, F. (1995), “Employment and the 1990–1991 minimum-wage hike”, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 85(2), 232–237.
- DEVEREUX, S. (2005), “Can Minimum Wages Contribute to Poverty Reduction in Poor Countries?”, *Journal of International Development*, 17, 899–912.
- DE VITA, G. ve ABBOTT, A. (2002), “Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds teting approach”, *Economic Letters*, 77:293–299.
- DOLADO, J. ve LUTKEPOHL, H. (1996), “Making Wald tests work for cointegrated VAR systems”, *Econometric Reviews*, 15, 369–386.
- DUASA, J. (2007), Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach, *Global Economic Review*, 36(1), 89–102.
- EUROSTAT (2008), Population and Social Conditions, Author: Pierre REGNARD.
- FELICIANO, Z. M. (1998), “Does the minimum wage affect employment in Mexico?”, *Eastern Economic Journal*, 24(2), 165–180.
- FOSU, O. E. ve MAGNUS, F. J. (2006), “Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationship”, *American Journal of Applied Sciences*, 3(11), 2079–2085.
- GEREK, S. (1999), *Türkiye’de Asgari Ücretler ve Enflasyon 1974-1999*, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları, No.1094. Eskişehir.
- GÖKDERE, A. (1997), *Asgari Ücretin Türk Ekonomisine Etkileri-Kobi’ler Açısından Yaklaşım*, TES-AR Yayınları, No.23, Ankara.
- KATZ, L. F. ve KRUEGER, A. B. (1992), “The Effect of the Minimum Wage on the Fast Food Industry”, *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 6-21.
- KIM, T. ve TAYLOR, L. J. (1995), “The Employment Effect in Retail Trade of California’s 1988 Minimum Wage Increase”, *Journal of Economic and Business Statistics*, 13, 175-82.
- KOOP, G., PESARAN, M. H. ve POTTER, S. M. (1996), “Impulse response analysis in nonlinear multivariate models”, *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.
- KORKMAZ, A. (2003), “Bir sosyal politika aracı olarak Türkiye’de asgari ücret:1951-2003”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (7), 53-69.
- KORKMAZ, A ve ÇOBAN, O. (2006), “Emek Piyasasında Asgari Ücret, İşsizlik ve Enflasyon Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik Bir Analizi, Türkiye Örneği, 1969-2006”, *Maliye Dergisi*, Sayı 151, 16-22.
- LEMOS, S. (2004), “Minimum wage policy and employment effects: Evidence from Brazil”, *Economia*, 5(1), 219–266.
- MACHIN, S. ve MANNING, A. (1994.) “Minimum wages, wage dispersion and employment: Evidence from the UK Wages Councils”, *Industrial and Labor Relations Review*, 47(2), 319–329.
- MCCONNELL, R. C., BRUE, S. L. ve MACPHERSON, D. A. (1999), *Contemporary Labor Economics*, Fifth Edition, Irwin McGraw-Hill, Singapore.
- MICHL, T. R. (2000), “Can rescheduling explain the New Jersey minimum wage studies?”, *Eastern Economic Journal*, 26(3), 265–276.

- MONTENEGRO, C. E. ve PAGES, C. (2004), “Who benefits from labor market regulations? Chile, 1960–1998”, In: J. Heckman ve C. Pages (eds.): *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*. Chicago: University of Chicago Press, 401–434.
- NEUMARK, D. ve WASCHER, W. (1992), “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws”, *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 55-81.
- NEUMARK, D. ve WASCHER, W. (2008), *Minimum Wages and Employment*, Publishers Inc. USA.
- NEUMARK, D., CUNNINGHAM, W. ve SIGA, L. (2006), “The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996–2001”, *Journal of Development Economics*, 80(1), 136–159.
- PARTRIDGE, M. D. ve PARTRIDGE, J. S. (1999), “Do minimum wage hikes reduce employment? State-level evidence from the low-wage retail sector”, *Journal of Labor Research*, 20(3), 393–413.
- PESARAN, M. H. ve SHIN, Y. (1998), “Generalized impulse response analysis in linear multivariate models”, *Economics Letters*, 58, 17–29.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y. ve SMITH, R. J. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- POTTER, N. (2006), “Measuring the employment impacts of the living wage ordinance in Santa Fe, New Mexico”, Unpublished paper, University of New Mexico Bureau of Business and Economic Research.
- REYNOLDS ve GREGORY (1965), *Wages, productivity and industrialisation in Puerto-Rico*, Irving Publisher, USA.
- STIGLER, G. (1946), “The economics of minimum wage legislation”, *American Economic Review*, 36, 358–365.
- SURYAHADI, A., WIDYANTI, W., PERWIRA, D., ve SUMARTO, S. (2003), “Minimum wage policy and its impact on employment in the urban formal sector”, *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 39(1), 29–50.
- TODA, H. Y. ve YAMAMOTO, T. (1995), “Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- TUİK (2009), *İstatistik Göstergeler, 1923-2008*, Türkiye İstatistik Kurumu, Ankara.
- WELLINGTON, A. (1991), “Effects of the minimum wage on the employment status of youths: An update”, *Journal of Human Resources*, 26(1), 27–46.
- WILLIAMS, N. (1993), “Regional effects of the minimum wage on teenage employment”, *Applied Economics*, 25(12), 1517–1528.
- ZAVODNY, M. (2000), “The effect of the minimum wage on employment and hours”, *Labour Economics*, 7(6), 729–750.

Extended Summary

Does minimum wage increase employment? Evidence from Turkey, 1969-2008

Abstract

Recently, in the labour economics literature, the issue that the effects of minimum wage on employment has been often discussed. While standard competitive labor market models suggest that the effect of minimum wage on employment is negative, the monopsony labor market models introduce insignificant or positive effects of minimum wage on employment. Empirical studies have become more important, due to the difference between these theoretical views. The aim of this study is to research the relationship between employment and minimum wage adjustments through the case of Turkish manufacturing industry over the period of 1969-2008 using Pesaran cointegration test, Toda-Yamamoto methodology and impulse-response functions. The main findings of this research are; (i) there is no cointegration between minimum wage and employment (ii) minimum wage does not cause employment changes, (iii) employment does not response statistically significant minimum wage changes in Turkey.

Keywords: Minimum wage, employment, cointegration, causality.

JEL kods: J21, J31, C22, L60

Minimum wage has been a contentious social policy tool for more than a century. Minimum wage policy has important impacts on current wages, economic growth, income distribution, poverty, prices and employment. In particular, employment effects of the concerning policy is an important topic in labor economics. There are two paramount models in the labor economics literature. The competitive model, often referred to as the neoclassical synthesis, claims that when the minimum wage is higher than equilibrium wage, employment rises. This argument is only valid under the full employment assumption. On the other hand the monopsony model asserts that when there is only one buyer in the labor market, minimum wage increases lead to higher employment. In such a case, empirical studies have become more important.

The goal of this study is to evaluate the relationship between minimum wage and employment over the period of 1969-2008. Parallel to the literature, we use Kaitz index to reflect minimum wage and the number of manufacturing industry workers for employment variable. In order to examine the relationship between minimum wage and employment, Pesaran co-integration test, Toda-Yamamoto methodology and impulse-response functions are employed.

The results obtained from Pesaran co-integration test show that there is no co-integration between these two series. This results shows that there is no long term relationship between minimum wage and employment. Although this is a problem, Toda-Yamamoto methodology gives an alternative procedure to examine the causality relationship between these

two series. Alternatively Toda-Yamamoto procedure that does not require the existence of co-integration vector is employed. The results of Toda-Yamamoto procedure indicate that minimum wage is not the cause of employment changes. Finally, according to impulse-response functions employment does not respond minimum wage changes in Turkey. In sum, our study shows that there is no significant relationship between minimum wage and employment in Turkey. Our results are also consistent with Card (1992a, 1992b), Card and Krueger (1994), Bell (1997) and Korkmaz and Coban (2006).

In terms of the policy implications our results emphasized that decrease in minimum wage is already lower in Turkey compared to many European Countries is not a remedy for the solution of unemployment problem. In order to increase employment in long term, other means such as increasing economic growth and investment opportunities should be supported and enhanced.