

# Türkiye’de İşsizlik ve İşgücüne Katılım İlişkisinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Yöntemleri ile Analizi<sup>1</sup>

Seymur Ağazade

Doç. Dr., Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF  
İktisat Bölümü  
seymur.agazade@erdogan.edu.tr

Türkiye’de İşsizlik ve İşgücüne Katılım İlişkisinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Yöntemleri ile Analizi

*Linear and Nonlinear Co-integration Analysis of Relationship between Unemployment and Labor Force Participation in Turkey*

## Özet

Bu çalışmada, işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönem ilişki Türkiye genelinin yanı sıra cinsiyet ve yerleşim yeri ayırımına göre farklı alt grupları için doğrusal ve doğrusal olmayan üstel yumuşak geçişli koentegrasyon teknikleri ile incelenmiştir. Çalışmada Ocak 2005 – Eylül 2013 dönemine ait aylık veri kullanılmıştır. Kullanılan koentegrasyon tekniği bulguları genel ve alt gruplar için işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasında herhangi bir uzun dönem ilişkinin olmadığını gösterir. Bu sonuçlar Türkiye için işsizlik değişmezliği hipotezini desteklemektedir. Bunun yanı sıra, bulgular umudu kırılmış işsizler etkisini destekler nitelikte değildir.

**Anahtar Kelimeler:** İşsizlik Oranı, İşgücüne Katılım Oranı, İşsizlik Değişmezliği Hipotezi, Doğrusal Olmama.

## Abstract

*This article examines the long-run relationship between labor force participation rate and unemployment rate in Turkey. Econometrical analyses are based on linear and nonlinear exponential smooth transition co-integration tests and monthly data for the period from January 2005 to September 2013. Co-integration analysis is run for Turkey in general and for the gender and place of residence sub-groups. Test findings show that there is not a long-run relationship between the two variables for all worker groups. This result empirically supports the unemployment invariance hypothesis. Furthermore, findings do not provide any support for discouraged-worker effect in Turkey.*

**Keywords:** Unemployment Rate, Labor Force Participation Rate, Unemployment Invariance Hypothesis, Nonlinearity.

## 1. Giriş

İşgücüne katılım oranının düşük olduğu fakat artış trendi gösterdiği Türkiye’de iktisat politikasının toplumsal refahı artırma amacının gerçekleştirilebilmesi önemli derecede ekonominin istihdam yaratabilme kapasitesine bağlıdır. Bu nedenle,

<sup>1</sup> Bu çalışma 30 Ağustos - 6 Eylül 2014 tarihlerinde Rusya’nın Kazan kentinde düzenlenen 12. Uluslararası Türk Dünyası Sosyal Bilimler Kongresi’nde sunulan “Türkiye’de İşsizlik ve İşgücüne Katılım İlişkisinin Doğrusal ve Doğrusal Dışı Yöntemlerle Analizi” başlıklı bildirinin geliştirilmiş şeklidir.

işgücüne katılım ve işsizlik arasındaki ilişkinin incelenmesi sadece emek piyasası için değil aynı zamanda refah artışı veya uzun dönem büyümenin gerçekleştirilmesi için de önem teşkil eder. İşsizlik kavramı veya işsizlik oranı hesaplamalarında temel alınan işsiz sayısı istihdam edilmeyenlerin tamamını değil iş arama faaliyetine aktif şekilde devam edenleri kapsar. İşgücünün aktif nüfus içindeki payını ifade eden işgücüne katılım oranı hesaplamalarında kullanılan işgücü sayısı da çalışmak istediği halde iş aramayanları veya artık aramaktan vazgeçen işsizleri kapsamaz. İstihdam edilmeyenlerin iş aramaktan vazgeçmeleri veya işgücü piyasasında olmayanların aktif olarak iş aramaya başlamaları hem işgücüne katılım oranı hem de işsizlik oranını etkiler. İş aramayı durdurmakla sonuçlanan iş bulama umudunun ve cesaretinin kaybedilmesi kişinin işgücü ve ayrıca işsiz sınıfından çıkmasıyla sonuçlanır. Ekonominin daralma dönemlerinde, her iki değişkeni azaltıcı yönde etkilemesi beklenen bu davranış umudu kırılmış işsizler etkisi olarak ifade edilir ve işsizlik oranı ile işgücüne katılım oranı arasında bir ilişkinin varlığını gerektirir.

Umudu kırılmış işsizler etkisine benzer bir durum ek çalışan etkisi (added worker effect) teriminde de söz konusudur. Bu etki, özellikle evli kadınların ekonominin daralma dönemlerinde işgücüne daha fazla katılım gösterecekleri görüşüne dayanır. Ek çalışan etkisi terimi, eşleri çalışan fakat kendileri çalışmayan ve dolayısıyla işgücünde yer almayan kadınların, eşleri işsiz kaldıklarında iş arama faaliyetine başlamalarını ve dolayısıyla işgücüne katılmalarını ifade etmek için kullanılır. Kadınların işgücüne katılım oranındaki değişmelerle birlikte işgücünde ortaya çıkan konjonktür karşıtı dalgalanma ölçülen işsizlik oranını da aynı yönde etkilemesi beklenir (Lundberg, 1985).

Umudu kırılmış işsizler ve ek çalışan etkilerinin aksine işsizlik değişmezlik hipotezi, uzun dönem işsizlik oranının işgücünden, sermaye stokundan ve verimlilikten bağımsız olduğunu ileri sürer. Bu hipotez işgücü hacmi, sermaye birikimi ve toplam faktör verimliliğindeki değişmelerin uzun dönem işsizlik oranını değiştirmeyecek şekilde emek arzı ve talebi üzerindeki dengeleyici etkilerine dayanır. Şöyle ki, bu hipoteze göre, emek talebi, sermaye birikimi veya emek verimliliğinden kaynaklanan herhangi bir artışa karşın her istihdam düzeyinde talep edilen ücret artışı nedeniyle emek arzı azalacağından işsizlik oranı değişmeyecektir. Ya da emek talebindeki artışa karşın işgücü piyasasına girişlerin artması işgücü hacminin genişlemesine ve işsizlik oranının aynı kalmasına neden olacaktır. Bu hipoteze göre, işgücü hacminde meydana gelen herhangi bir değişiklik de benzer şekilde uzun dönem işsizlik oranını değiştirmeyecektir, çünkü ücret ayarlamalarından dolayı emek arzı da aynı yönde değişecektir (Karanassou ve Snower, 2004).

Karanassou ve Snower (2004), işsizlik değişmezlik hipotezinin iki farklı yorumunun olduğunu ileri sürmektedirler. Bu hipotezin güçlü yorumuna göre işgücü hacmi, sermaye birikimi ve verimlilikte meydana gelen herhangi dışsal kalıcı bir şok emek talebi, ücret ayarlama davranışları ve emek arzı üzerinde uzun dönem denge işsizlik oranını değiştirmeyecek, birbirini dengeleyici etkilere neden olacaktır. Böylelikle işgücü hacmi, sermaye birikimi ve verimliliğe yönelik politikaların uzun dönem işsizlik oranı üzerinde herhangi bir etkisi olmayacaktır. İşsizlik değişmezlik hipotezinin zayıf yorumu ise işgücü hacmi, sermaye birikimi ve verimlilik değişmelerinin uzun dönem işsizlik oranını ancak trendsiz bir kombinasyonla etkileyebileceğini ima eder. Buna göre uzun dönem işsizlik oranı sermaye ve emek miktarlarına değil sermaye emek oranına bağlıdır. Sermaye emek oranının trendsiz bir yapıya sahip olduğu varsayılır ise, trendsiz bir orana bağlı olan uzun dönem işsizlik oranı da değişmez bir seyir izleyecektir (Karanassou ve Snower, 2004).

Rowthorn (1999) ise işgücü hacmi, sermaye birikimi ve teknoloji düzeyi değişmelerinin işsizlik oranını kalıcı şekilde etkilemeyeceği yönündeki sonuçların üretim fonksiyonlarında emek ve sermaye arasında ikame esnekliğinin bire eşit kabul edilmesinden kaynaklandığını ileri sürmektedir. Buna göre, üretim fonksiyonunda birden küçük ikame esnekliği kısıdı kullanıldığında işgücü, sermaye ve teknoloji düzeyindeki değişmeler işsizlik oranını etkileyecektir. Rowthorn (1999), sürekli işsizliğe neden olan temel faktörlerden birinin sermaye birikimindeki yetersiz artış olabileceğini de ifade eder. Rowthorn'un (1999) yanı sıra Arestis ve Biefang-Frisancho Mariscal (2000), Arestis, Baddeley ve Sawyer (2007), Gordon (1998) ve Karanassou, Sala ve Salvador (2008) çalışmalarında da sermaye birikimi ya da yatırımlar ile işsizlik arasında ilişkinin varlığı desteklenmektedir.

İşsizlik değişmezlik hipotezi olgu bazında desteğini geliştirmiş ülke ekonomilerinde verimlilik artış hızının nüfus artış hızına oranla daha yüksek olmasına rağmen işsizlik oranının azalan bir seyir izlemediği yönündeki gözlem sonuçlarından elde etmiştir. Hatta bazı dönemlerde doğum oranının çok artması veya aşırı azalması sonucu işgücü hacminde verimlilik artışındaki (verimlilik artışının işgücü talebini artıracığı varsayılmaktadır) dalgalanmadan oldukça farklı gecikmeli aşırı dalgalanmalar meydana gelmiştir. İlgili dönemlerde doğurganlık oranından kaynaklanan işgücü hacmindeki gecikmeli dalgalanmalarla verimlilik artışından kaynaklanan dalgalanmalar arasında farklılaşmayı yansıtan her hangi bir trend ise işsizlik oranlarında gözlemlenmemiştir (Karanassou ve Snower, 2004). Buna rağmen Karanassou ve Snower (2004), bir içsel büyüme modeli çerçevesinde

çalışma çağındaki etkin nüfus artışına neden olan politikaların uzun dönem işsizlik oranı üzerinde etkili olabileceğine yönelik sonuçlara ulaşmışlardır.

İşgücüne katılım oranı ve işsizlik oranı arasındaki ilişkinin incelendiği sınırlı sayıda çalışma mevcuttur. Bunlardan doğrusal yöntemlerin kullanıldığı Österholm (2010) ve Emerson (2011) çalışmaları sırasıyla İsveç ve ABD emek piyasalarına ilişkin olup, bu çalışmalarda işsizlik değişmezlik hipotezinin geçerli olmadığına yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Kakinaka ve Miyamoto (2012) ise Japonya'da erkek işgücü için iki değişken arasında ilişkinin olduğu yönünde bulgular elde etmişler. ABD emek piyasasına ilişkin yapısal kırılmalı bir model çerçevesinde Congregado, Golpe ve Carmona (2012) da erkekler hariç diğer gruplar için işsizlik değişmezlik hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varmışlar.

Konunun Türkiye için araştırıldığı herhangi bir çalışmaya ise literatürde rastlanmamıştır. Türkiye yüksek genç nüfus oranına sahip bir ülkedir. Nüfus artış oranının düşmesine karşın işgücüne katılım oranında artış trendi gözlemlenmektedir. Artış trendi Türkiye genelinin yanı sıra erkek, kadın, kent ve kırsal alt grupları için de geçerlidir. Gelişmiş ülkelerle karşılaştırıldığında işgücüne katılımın düşük olduğu ülkemizde bu göstergenin kadınlara ilişkin değerleri ise hala %30 düzeyindedir. Araştırma dönemini kapsayan Ocak 2005 – Eylül 2013'de Türkiye geneline, cinsiyet ve yerleşim yeri ayırımına göre farklı alt gruplarına ilişkin istihdam oranları da artış trendine sahiptir. Fakat bu gösterge de özellikle kadınlarda hala çok düşük düzeydedir. İşsizlik oranları ise 2009 krizinin etkisiyle önemli derecede artmasına rağmen kadınlar hariç çalışmada dikkate alınan tüm gruplar için negatif bir trende ve kriz öncesi dönemden daha düşük bir seviyeye sahiptir.

Bu çalışmada, işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönem ilişki Türkiye geneli, cinsiyet ve yerleşim yeri ayırımına göre farklı alt grupları için doğrusal ve doğrusal olmayan üstel yumuşak geçişli (smooth transition) koentegrasyon teknikleri ile incelenmiştir. Analize geçmeden önce, takip eden bölümde Türkiye emek piyasasındaki gelişmeler ve konuya ilişkin değişkenlerin seyirleri incelenmiştir. Üçüncü bölümde ekonometrik yöntem tanıtılmış ve dördüncü bölümde uygulanan testlerde elde edilen bulgular sunulmuştur. Sonuç bölümü olan beşinci bölümde ise bulgular doğrultusunda değerlendirmeler yapılmıştır.

## **2. Türkiye Emek Piyasasında Bazı Gelişmeler**

Bu çalışmada kullanılan işgücüne katılım oranı ve işsizlik oranı verileri TÜİK'ten alınmış olup Ocak 2005 – Eylül 2013 dönemine aittir. Çalışmada her iki değişkenin

cinsiyet ve yerleşim yerine göre oluşturulmuş alt gruplarına ait değerleri de kullanılmıştır. Böylelikle Türkiye için işsizlik oranı ve işgücüne katılım oranı arasındaki ilişki beş farklı grup için incelenmiştir. Bunlar Türkiye geneli, erkekler, kadınlar, kentli ve kır nüfus gruplarıdır. Grafik 1 ve Grafik 2'de tüm gruplar için değişkenlerin mevsim etkilerinden arındırılmış değerlerinin araştırma dönemi boyunca zaman yolu grafikleri verilmiştir. Türkiye geneli için işgücüne katılım oranı (PG) araştırma dönemi başlangıcında %46'lar düzeyinde iken araştırma dönemi sonunda %50'ler düzeyindedir. Bu değişkenin özellikle 2008 yılı başlarından itibaren yükseliş trendine girdiği görülmektedir. Türkiye geneli için işsizlik oranı (UG) ise krizin etkilerinin ortaya çıktığı 2008 yılı üçüncü çeyreğine kadar %10-11 aralığında seyretmiştir. Bu dönemden itibaren hızlı bir şekilde artış göstermiş ve 2009 Nisanında %15 düzeyine ulaştıktan sonra daha yavaş bir hızla azalmıştır. UG 2011 yılının ikinci yarısından itibaren ise kriz öncesi dönemin altında seyretmeye başlamıştır. Araştırma dönemi sonlarında artış göstermesine karşın bu değişkene ilişkin genel trend negatiftir.

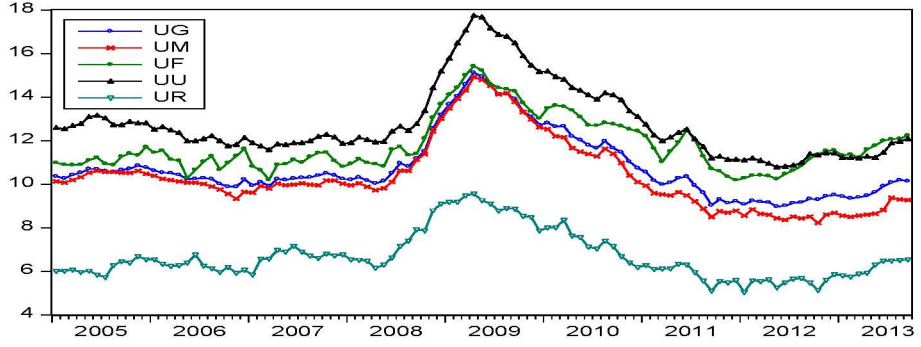
Erkeklerde işgücüne katılım oranı (PM) da 2008 yılıyla birlikte yükseliş trendi izlemesine rağmen çalışma dönemi başlangıcına göre oldukça mütevazı bir artış göstermiştir. Araştırma dönemi başlarında bu göstergeye ilişkin değer %70'lerde iken araştırma dönemi sonunda %71'lerdedir. Erkeklerde işsizlik oranı (UM) ise tüm araştırma döneminde Türkiye geneli için hesaplanan işsizlik oranından daha düşüktür. İki işsizlik göstergesi arasındaki fark ortalama olarak %0.4 düzeyinde olmakla birlikte, işsizliğin yükseldiği dönemlerde bu fark genellikle azalmakta fakat işsizliğin azaldığı dönemlerde ise genellikle artmaktadır. Erkeklerde işsizlik oranı için de tüm döneme ait trend negatif bir seyir izlemektedir.

Araştırma döneminde işgücüne katılım oranlarında en önemli artışın olduğu grubun kadınlar olduğu görülmektedir. Kadınlarda işgücüne katılım oranındaki (PF) artış diğer grupların aynı göstergesinden önemli düzeyde farklılık gösterir. Hala düşük düzeyde olmasına rağmen araştırma dönemi başlangıcında %23'lerde olan bu oran araştırma dönemi sonlarında %30 düzeyindedir. PF'nin seyrinde ek çalışan etkisini destekleyen iktisadi faaliyet düzeyi ile paralel herhangi bir değişme de gözlemlenmemektedir. Kadınlarda işsizlik oranı (UF) ise Türkiye geneli için hesaplanan işsizlik oranından ortalama %1 oranında olmak üzere tüm araştırma döneminde daha yüksek seyretmiştir. Kriz etkilerinin ortaya çıktığı işsizlik oranının arttığı dönemde kadınlarda işsizlik oranının genel işsizlik oranından daha yavaş bir hızla artması iki göstergenin yakınsamasına neden olmuştur. Kriz etkilerinin azaldığı dönemde özellikle 2010 yılı başlarından itibaren ise kadın işsizlik

oranındaki düşüş diğer gruplara göre daha yavaş bir seyir izlemiştir. Bu dönemde aynı gruplara ilişkin istihdam oranları da durgunluktan çıkışta ekonominin kadın işgücüne yönelik istihdam yaratmakta daha fazla zorlandığını gösterir. Kadınlarda işsizlik oranının tüm döneme ilişkin trendinin pozitif olmasının yanı sıra bu değişkene ait değer araştırma dönemi başlarında %11'lerde iken araştırma dönemi sonunda %12'lerde dir.

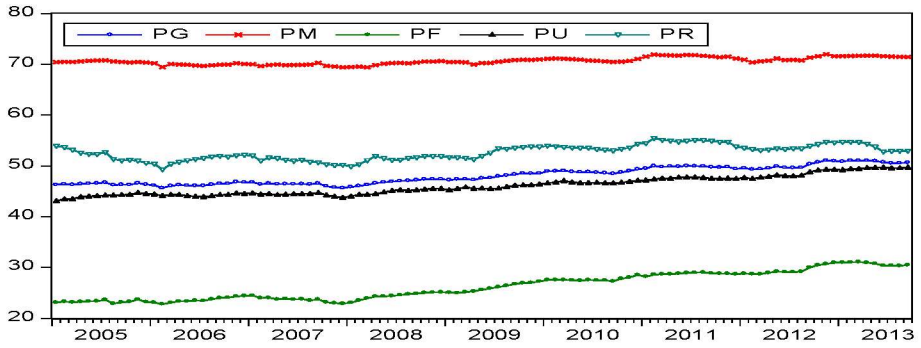
Yerleşim yeri ayırımına göre oluşturulan alt gruplardan ilki olan ve 2012 verilerine göre Türkiye nüfusun yaklaşık olarak %77'sini kapsayan kentli nüfusa ait işgücüne katılım oranı (PU) da araştırma dönemi boyunca önemli oranda bir artış göstererek %43'lerden %49'lara yükselmiştir. Bu artışın önemli bir kısmının yine kadınların işgücüne katılımındaki artıştan kaynaklandığı düşünülmektedir. Artış hızının daha yüksek olması nedeniyle PU araştırma dönemi boyunca PG'ye yakınsama göstermiştir. Kentli nüfusta işsizlik oranı (UU) ise araştırma dönemi boyunca diğer gruplardakinden daha yüksek olmuştur. Bu orana ait ortalama UG ortalamasından yaklaşık olarak %2 daha yüksektir. Küresel finansal krizin etkilerinin hissedilmeye başlandığı dönemden yani 2008 yılının son çeyreğinden itibaren iki işsizlik göstergesi arasında fark artış trendinde olmuştur. Bu fark işsizlik oranlarının da maksimum değere ulaştığı 2009 ikinci çeyreğinde zirve yapmış ve bu dönemden itibaren azalma trendine girmiştir. UU ve UG farkına ilişkin bu seyir kriz döneminde kentli çalışanların işlerini daha fazla kaybettiklerini ve kriz etkilerinin azaldığı dönemde de kentli işsizlerin daha hızlı şekilde çalışma imkanı elde ettiklerini gösterir. UU araştırma dönemi başlangıcında ve sonunda %12'lerde bulunmasına rağmen negatif bir trende sahiptir.

Çalışmada dikkate alınan sonuncu alt grup olan kırsal bölge nüfusuna ait işgücüne katılım oranı (PR) araştırma dönemi boyunca diğer nüfus gruplarına ait aynı göstergelere oranla daha yüksektir ve daha fazla değişkenlik göstermiştir. Bu değişkene ait ortalama değer Türkiye geneli ve kentli nüfusta işgücü katılım oranlarından sırasıyla yaklaşık olarak %4 ve %6 daha yüksektir. Yaklaşık olarak %51'den %54'e yükselen trend değerine rağmen PR'nin araştırma dönemi sonuna ait değeri araştırma dönemi başlangıcına ait değerinden daha düşüktür. Kırsal nüfusta işsizlik oranı (UR) ise diğer gruplara ait işsizlik oranlarından tüm dönem boyunca daha düşük düzeyde seyretmiştir. UR'ye ait ortalama değer UG ve UU ortalamalarından sırasıyla yaklaşık olarak %4 ve %6 daha azdır. UR ile diğer iki gösterge arasındaki fark kriz döneminin etkilerinin artarak devam ettiği 2008 yılı son çeyreği ve 2009 yılı ilkyarısı dışındaki dönemlerde azalma trendi göstermiştir. Araştırma dönemi için negatif trende sahip olmasına rağmen UR, araştırma dönemi sonunda %6.5'lik değeriyle araştırma dönemi başlangıcındaki %6'lık değerinden daha yüksektir.



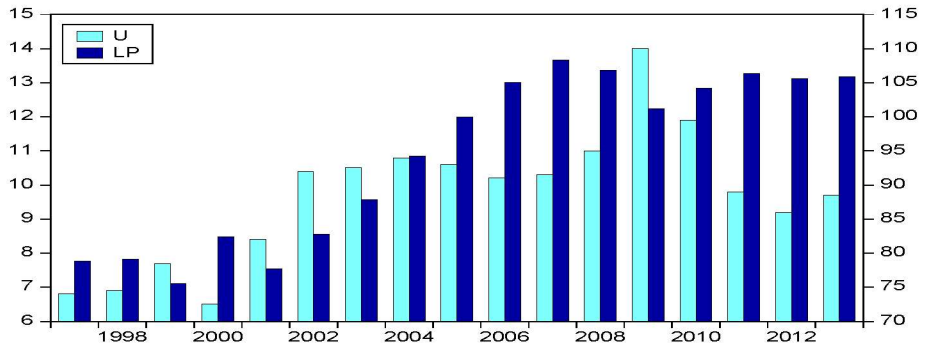
**Grafik 1: İşsizlik Oranları**

Kaynak: TÜİK



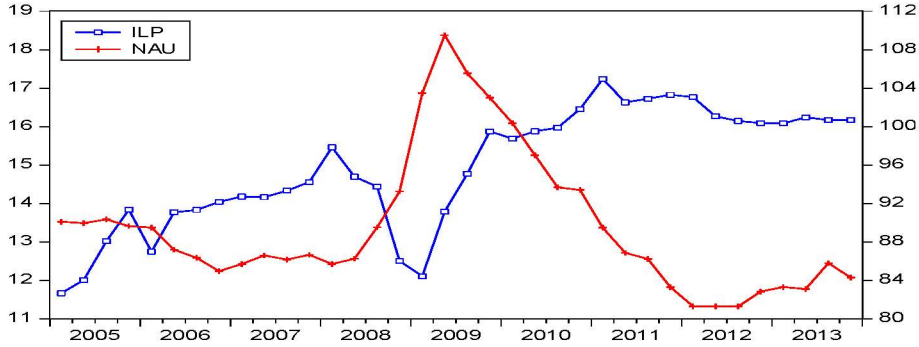
**Grafik 2: İşgücüne katılım oranları**

Kaynak: TÜİK



**Grafik 3: İşsizlik Oranı (U, sol skala) ve Emek Verimliliği (LP, sağ skala, 2005=100)**

Kaynak: TÜİK ve OECD



**Grafik 4: Tarım Dışı İşsizlik Oranı (NAU, sol skala) ve Toplam Sanayi Çalışan Kişi Başına Üretim Endeksi (ILP, sağ skala ve 2010 Ort.=100)**

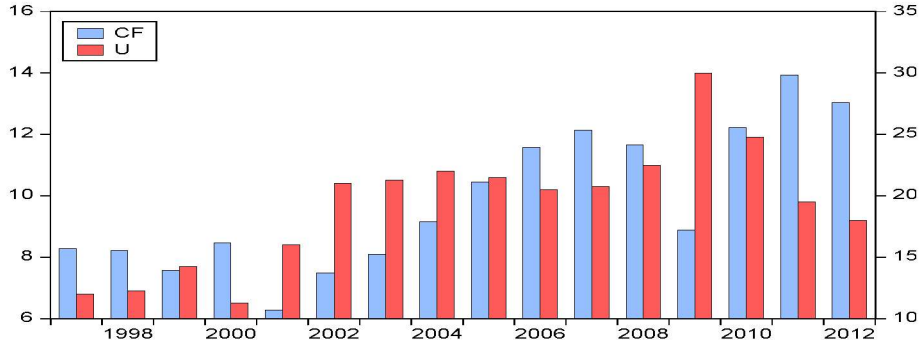
Kaynak: TÜİK ve T.C. Bilim Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı

İşsizlik değişmezliği hipotezi, uzun dönem işsizlik oranının sadece işgücü hacminden değil emek verimliliğinden ve sermaye stokundan da bağımsız olduğunu ima eder. Yeterli veri olmadığından dolayı bu değişkenlerle işsizlik oranı arasındaki ilişki uygulamalı olarak incelenememiştir. Fakat işgücü verimliliği ve sermaye birikimine ilişkin mevcut bazı göstergelerin seyirleri Grafik 3-6'da verilmiştir. Grafik 3'de yıllık işsizlik oranı (U) ve Türkiye'de toplam emek verimliliği artışına ilişkin OECD istatistikleri (LP) sunulmuştur. Grafikten de anlaşıldığı gibi iki değişkenin seyrinde dikkati çeken bir özellik emek verimliliğinin azaldığı 1999, 2001, 2008 ve 2009 yıllarında işsizlik oranının artmasıdır. Fakat emek verimliliğinin sürekli olarak arttığı 2002-2007 yıllarında işsizlik oranı %10-11 aralığında sabit bir seyir izlemiştir. Grafik 4'te ise Bilim Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı'nın sanayide çalışan kişi başına üretim endeksi (ILP) ve tarım dışı işsizlik oranı (NAU) verilmiştir. Her iki değişken mevsimsellikten arındırılmıştır. Sanayi verimliliği finansal kriz döneminde azalmasına rağmen tüm dönem için yaklaşık olarak 0.5 değerinde pozitif bir trende sahiptir. İki değişken kriz döneminde birbirinin tersi yönde değişmiştir. Şöyle ki, bu dönemde tarım dışı işsizlik oranı artarken verimlilik endeksi bir çeyrek gecikmeyle azalmakta ve tarım dışı işsizlik oranı azalırken verimlilik endeksi bir çeyrek gecikmeyle artmaktadır. Fakat işsizlik değişmezliği hipotezinin ima ettiği ilişkisizliğin incelenebilmesi için emek verimliliğine ilişkin gözlem sayısının daha fazla olması gerektiği açıktır.

İşsizlik değişmezlik hipotezi uzun dönem işsizlik oranının sermaye stokundan da bağımsız olduğunu ileri sürer. Sermaye stokunda değişime ilişkin bir gösterge olarak kabul edilebilecek olan gayri safi sermaye oluşumu ile işsizlik oranının seyri Grafik 5'de verilmiştir. Grafik 3'de ifade edilen emek verimliliğinde olduğu gibi 2001 ve 2009 yıllarında sermaye oluşumunda da bir önceki yıla göre önemli

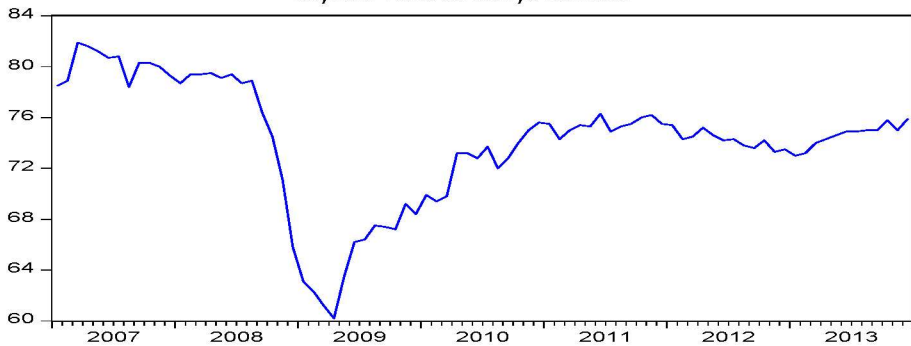


azalma olmuştur. Bunun haricinde, Grafik 5 işsizlik değişmezliği hipotezinin reddini destekleyici herhangi bir bilgi sunmamaktadır. Aksine sermaye oluşumunun sürekli artış trendine sahip olduğu 2002-2007 yıllarında işsizlik oranı %10'un üzerinde sabit bir seyir izlemiştir. Konuyla ilişkili olabilecek bir diğer değişken ise kapasite kullanım oranıdır. Aynı sermaye birikimi ile farklı kapasite kullanım oranlarında işsizlik oranlarının farklılık gösterebileceği açıktır. Bu nedenle işsizlik değişmezlik hipotezinin ima ettiği işsizlik oranı ve sermaye birikimi ilişkisizliği incelenirken kapasite kullanım oranlarının seyirleri de dikkate alınmalıdır.



**Grafik 5: İşsizlik Oranı (U, sol skala) ve Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu (CF, sabit fiyatlarla, sağ skala, milyar TL)**

Kaynak: TÜİK ve Dünya Bankası



**Grafik 6: İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı (Mevsimsel etkilerden arındırılmış)**

Kaynak: TCMB

TCMB'ce yayınlanan imalat sanayide kapasite kullanımına ilişkin verilerin seyri Grafik 6'da verilmiştir. Grafikten de anlaşıldığı gibi finansal kriz döneminde imalat sanayi kapasite kullanımında önemli bir düşüş olmuştur. Ağustos 2008'de %78.9

olan bu oran işsizlik oranlarının da maksimum olduğu Nisan 2009'da en düşük seviyesi olan %60.2'ye düşmüştür. Kriz etkilerinin azaldığı dönemde kapasite kullanım oranındaki toparlanma hızlı düşüşün aksine daha yavaş bir şekilde gerçekleşmiş ve kriz önceki seviyesinin altında seyretmiştir.

Grafik 2'de ifade edilen işgücüne katılım oranlarının seyri Türkiye'de farklı gruplara ilişkin işgücüne katılımın araştırma döneminde arttığını gösterir. Kadınlarda işgücüne katılım hala düşük olduğundan dolayı artış trendinin devam edeceği beklenebilir. Kadınlarda işsizlik oranı hariç diğer gruplara ait işsizlik oranları araştırma dönemi için negatif trende sahip olmakla birlikte tüm gruplar için işsizlik oranları finansal kriz öncesi düzeylerinden çok farklı değildir. Bunun yanı sıra, Grafik 3 ve Grafik 4'te verimliliğe ilişkin sunulan istatistikler de emek verimliliğinin artış trendine sahip olduğunu göstermektedir. İşgücüne katılım oranlarının yanı sıra emek verimliliğindeki artış etkin emek arzında artış olarak değerlendirilebilir. Ayrıca, verimlilik artışının emek talebinde artışa neden olmasından dolayı işsizliği azaltma yönünde etki etmesi beklenir. Grafik 5'te sunulan sabit sermaye oluşumunun 1997-2012 yılları arasındaki ortalama büyüme hızı yaklaşık olarak %6.3'tür. Bu oran aynı döneme ilişkin ortalama nüfus artış hızının yaklaşık olarak 6 puan üzerindedir. Buna rağmen işsizlik 2000'li yılların başlarından itibaren daha yüksek oranlarda seyretmiştir. Grafik 6'da ifade edilen imalat sanayi kapasite kullanım oranının finansal kriz sonrası dönemdeki seyri ise sermaye birikiminin yanı sıra kapasite kullanımının önemini de ortaya koymaktadır.

### 3. Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönem ilişki doğrusal Johansen en çok olabilirlik yöntemi ve doğrusal olmayan Kapetanios, Shin ve Snell (2006) üstel yumuşak geçişli koentegrasyon testi kullanılarak incelenmiştir. Değişkenlerin durağanlık özelliklerinin incelenmesinde ise Kapetanios ve diğerleri (2006) çalışmasında olduğu gibi genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Johansen en çok olabilirlik yönteminde koentegrasyon çözümlemesi için en büyük özdeğer ve iz sınamaları önerilmektedir. Bilindiği gibi, bu yaklaşımda koentegrasyon vektörlerinin varlığının sınanması bir vektör otoregresif modele (VAR) dayanmaktadır. Hem ADF testi hem de Johansen koentegrasyon testi ilgili literatürde yaygın bir şekilde kullanıldığından ve bilindiğinden dolayı bunlara ilişkin metodolojik açıklama burada verilmemektedir.

Kapetanios ve diğerleri (2006) doğrusal olmayan koentegrasyon testi aralarında ilişkinin incelendiği değişkenlerin bir biri üzerine koşulmasından elde edilen hata terimlerine dayanmaktadır. İktisadi değişkenler arasında intibakın doğrusal olarak varsayılması özellikle işlem maliyetlerinin ve politika müdahalelerinin söz konusu olduğu çeşitli ekonomik durumlarda oldukça kısıtlayıcıdır (Kapetanios ve diğerleri, 2006). Doğrusal olmayan diğer bazı koentegrasyon testlerinde değişkenlerin intibak sürecindeki değişimler anlık yapısal kırılmalar şeklinde modellenmektedir. Kapetanios ve diğerleri (2006) koentegrasyon testinde ise bir lojistik fonksiyon kullanılarak değişkenlerin intibakı yumuşak geçiş şeklinde modellenmektedir. Bu test ham veri, ortalamadan arındırılmış ve ortalama ile trendden arındırılmış değişken serileri için yürütülebilmektedir. Kapetanios ve diğerleri (2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan üstel yumuşak geçişli model (ESTAR) aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} [1 - e^{-\theta(u_{t-1}-c)^2}] + \xi_t \quad (1)$$

Burada  $u_t$  aralarında koentegrasyon ilişkisinin incelendiği, birinci farklarında durağan olan iki değişkenin birbiri üzerine koşulmasından elde edilen ve aralarında ardışık bağlantı sorunu da olabilecek olan hata terimleridir. ( $\theta \geq 0$ ) olduğu varsayılmakta ve  $c$  geçiş parametresidir. Kapetanios ve diğerleri (2006), boş hipotezde sıfır ( $\theta = 0$ ) ve alternatif hipotezde pozitif olan ( $\theta > 0$ ) parametresine odaklanmaktadır. Fakat  $\gamma$  parametresi boş hipotezde tanıtılmadığından durağanlığın bu şekilde doğrudan test edilmesi mümkün değildir. Bu nedenle Kapetanios ve diğerleri (2006) sıfır hipotezi çerçevesinde (1) numaralı eşitliğin birinci mertebeden Taylor yaklaşıklığını, regresyona ardışık bağlantı sorununu da gidermek için bağımlı değişken gecikmelerini ekleyerek aşağıdaki doğrusal olmayan Engle-Granger modelini (NEG) elde etmekteiler:

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta u_{t-j} + \xi_t \quad (2)$$

Kapetanios ve diğerleri (2006), koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi için NEG modelinin yanı sıra aşağıdaki doğrusal olmayan üstel yumuşak geçişli hata düzeltme modelini (ESTAR-ECM) de önermekteiler:

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + \gamma u_{t-1} [1 - e^{-\theta(u_{t-1}-c)^2}] + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada  $y_t$  ve  $x_t$  aralarında koentegrasyon ilişkisi incelenen birinci farklarında durağan olan değişkenlerdir. Kapetanios ve diğerleri (2006) koentegrasyon sınaması için (3) numaralı eşitlikteki lojistik ifadeye birinci mertebeden Taylor

yaklaşıklığını uygulayarak aşağıdaki doğrusal olmayan hata düzeltme modelini (NEC) elde etmekte:

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + \delta u_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Doğrusal olmayan koentegrasyon ilişkisi (2) ve (4) numaralı eşitliklerde yer alan  $\delta$  parametrelerine ilişkin  $t$  istatistiklerinin kullanılmasıyla test edilebilmektedir. Bunun için  $\delta = 0$  şeklinde ifade edilen ve koentegrasyon ilişkisinin olmadığını gösteren sıfır hipotezi  $\delta < 0$  şeklinde ifade edilen ve doğrusal olmayan ESTAR koentegrasyon ilişkisinin varlığını gösteren alternatif hipoteze karşı test edilir. İlgili parametreye ilişkin  $t$  istatistikleri normal dağılıma sahip olmadığından istatistiklerin asimptotik kritik değerleri Kapetanios ve diğerlerince (2006) stokastik simülasyon yoluyla elde edilmişlerdir.

#### 4. Bulgular

Koentegrasyon testlerine geçmeden önce farklı gruplara ait işsizlik oranı ve işgücüne katılım oranı değişkenlerinin durağanlık özelliklerinin belirlenmesi için uygulanan ADF birim kök testine ait sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. Trende ilişkin farklı varsayımlara dayanan ADF modellerine ait  $t$  istatistikleri tüm gruplarda işsizlik oranı ve işgücüne katılım oranı değişkenlerinin seviyelerinde durağan olmadıklarını, birinci farklarının ise durağan olduklarını gösterir.

5 farklı nüfus grubuna ait işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasında uzun dönem doğrusal ilişkinin incelendiği Johansen koentegrasyon testine ait sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir. İz ve maksimum özdeğer istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde koentegrasyon ilişkisinin olmadığını ileri süren boş hipotezini hiçbir grupta reddedememektedir.

Doğrusal olmayan ve yapısal değişimin üstel yumuşak geçiş şeklinde modellendiği Kapetanios ve diğerleri (2006) koentegrasyon testine ait sonuçlar ise Tablo 3 ve Tablo 4’te verilmiştir. Tablo 3’de ortalamadan arındırılmış veri ile ortalama ve trendden arındırılmış veri için elde edilen hata terimlerine dayanan ve (2) numaralı eşitlikle ifade edilen NEG modeline ait sonuçlar ifade edilmiştir. Kapetanios ve diğerleri (2006) çalışmasında teste ait kritik değerler dikkate alındığında elde edilen  $t$  istatistikleri koentegrasyon ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezini reddedememektedir.

(4) numaralı eşitlikle gösterilen ve sonuçları Tablo 4’te ifade edilen NEC modeli sonuçları da Tablo 3’deki bulgularla benzerdir. Modele ait  $t$  istatistikleri hiçbir nüfus grubu için işsizlik oranı ve işgücüne katılım oranları arasında doğrusal olmayan ilişkiyi desteklememektedir.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Seviye		Sıfır ortalama durağan	Birinci Fark		Sıfır ortalama durağan
	Trend durağan	Sabit durağan		Trend durağan	Sabit durağan	
UF	-2.2890 (4)	-2.2813 (4)	0.0106 (4)	-3.4886 (3) <sup>b</sup>	-3.5152 (3) <sup>a</sup>	-3.5250 (3) <sup>a</sup>
UG	-1.8388 (6)	-1.7740 (6)	-0.2940 (6)	-3.3952 (5) <sup>c</sup>	-3.3962 (5) <sup>b</sup>	-3.4143 (3) <sup>a</sup>
UM	-19950 (2)	-1.8297 (2)	-0.4663 (2)	-3.6774 (1) <sup>b</sup>	-3.6785 (1) <sup>a</sup>	-3.6921 (1) <sup>a</sup>
UR	-1.9267 (4)	-2.2103 (5)	-0.0462 (0)	-3.8270 (3) <sup>b</sup>	-3.8287 (3) <sup>a</sup>	-3.8456 (3) <sup>a</sup>
UU	-2.5760 (4)	-2.6056 (4)	-0.2618 (1)	-4.9821 (0) <sup>a</sup>	-4.9988 (0) <sup>a</sup>	-5.0239 (0) <sup>a</sup>
PF	-2.7759 (2)	0.0072 (3)	2.3907 (3)	-5.8007 (2) <sup>a</sup>	-5.7828 (2) <sup>a</sup>	-4.7577 (1) <sup>a</sup>
PG	-2.9587 (2)	-0.1258 (0)	2.0269 (0)	-9.2934 (0) <sup>a</sup>	-9.2924 (0) <sup>a</sup>	-9.0221 (0) <sup>a</sup>
PM	-2.6293 (0)	-1.4083 (0)	0.4445 (0)	-9.5943 (0) <sup>a</sup>	-9.6197 (0) <sup>a</sup>	-9.5608 (0) <sup>a</sup>
PR	-2.8785 (0)	-1.5290 (0)	-0.2728 (0)	-8.6090 (0) <sup>a</sup>	-8.6306 (0) <sup>a</sup>	-8.6716 (0) <sup>a</sup>
PU	-1.7118 (0)	0.1317 (0)	3.4994 (0)	-8.9185 (0) <sup>a</sup>	-8.8993 (0) <sup>a</sup>	-8.2075 (0) <sup>a</sup>

Not: Parantez içindeki sayılar minimum Schwarz bilgi kriterine (SCI) göre gecikme uzunluklarıdır. <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>c</sup> simgeleri ilgili istatistiğin sırasıyla %1, 5 ve 10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

**Tablo 2: Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları**

		H <sub>0</sub> :r=0	H <sub>0</sub> :r=1
UG – PG	İz	15.5962	4.6104
	Özdeğer	10.9857	4.6104
UM – PM	İz	14.4724	4.5337
	Özdeğer	9.9387	4.5337
UF – PF	İz	12.5053	5.4856
	Özdeğer	7.0197	5.4856
UU – PU	İz	9.1681	3.8009
	Özdeğer	5.3672	3.8009
UR – PR	İz	16.8791	3.5092
	Özdeğer	13.3698	3.5092

**Tablo 3: Kapetanios ve diğerleri (2006) NEG Koentegrasyon Testi Sonuçları**

	UG – PG	UM – PM	UF – PF	UU – PU	UR – PR
Ortalamadan arındırılmış veri	-2.7871	-2.9878	-2.0851	-1.9397	-1.1215
Ortalama, trendden arındırılmış veri	-2.8429	-2.6859	-1.9986	-2.8235	-1.1248

Not: Kritik değerler Kapetanios ve diğerlerine (2006) dayanmakta olup bir bağımsız değişkenin olduğu model ve %10 anlamlılık düzeyi için -2.98'tir.

**Tablo 4: Kapetanios ve diğerleri (2006) NEC Koentegrasyon Testi Sonuçları**

	UG – PG	UM – PM	UF – PF	UU – PU	UR – PR
Ortalamadan arındırılmış Veri	-1.0291	-0.9795	-0.8583	-1.1284	-0.9948
Ortalama, trendden arındırılmış Veri	-1.1911	-0.8385	-1.1639	-0.9898	-1.0641

Not: Kritik değerler Kapetanios ve diğerlerine (2006) dayanmakta olup bir bağımsız değişkenin olduğu model ve %10 anlamlılık düzeyi için -2.92'dir.

## 5. Sonuç

İşgücüne katılım ve işsizlik oranları arasında uzun dönem ilişkinin olup olmaması işsizlik değişmezlik hipotezinin geçerliliği ile umudu kırılmış işsizler etkisinin varlığı açısından önem taşımaktadır. Bu çalışmada Türkiye emek piyasası için işsizlik değişmezlik hipotezi ile umudu kırılmış işsizler etkisinin geçerliliği doğrusal ve doğrusal olmayan koentegrasyon yöntemleri ile incelenmiştir. Aralarında uzun dönem ilişki olduğu beklenen değişkenlerin seyirleri yapısal değişimler nedeniyle değişebildiğinden yapısal değişimleri dikkate almayan doğrusal modeller veya yapısal değişmeyi anlık yapısal kırılmalar şeklinde dikkate alan doğrusal olmayan modeller bu ilişkilerin tespitinde başarısız olabilmektedirler. Bu nedenle çalışmada Johansen koentegrasyon testinin yanı sıra yapısal değişimleri üstel yumuşak geçiş şeklinde modelleyen, Kapetanios ve diğerleri (2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan koentegrasyon testi de kullanılmıştır. Koentegrasyon analizleri Türkiye nüfusunun genelinin yanı sıra cinsiyet ve yerleşim yeri ayırımına göre farklı alt grupları için de yürütülmüştür. Çalışmada Ocak 2005 – Eylül 2013 dönemine ait aylık veri kullanılmıştır.

Araştırma döneminde kadınların ve kentli nüfusun işgücüne katılımında belirgin bir artış yaşanmıştır. İşgücüne katılım oranlarındaki artışla birlikte mevcut sınırlı veri işgücü verimliliğinde ve sermaye stokunda önemli bir artış olduğunu ortaya koymaktadır. Buna rağmen işsizlik oranında bu artışların etkisini yansıtan bir değişim olmamıştır. Finansal kriz döneminde Türkiye genelinin yanı sıra erkek, kadın, kent ve kırsal nüfus alt gruplarına ait işgücüne katılım oranlarının uzun dönem seyirlerinde belirgin bir sapma gözlemlenmemiştir. Aynı dönemde bütün gruplarda işsizlik oranları ise önemli düzeyde artmış ve sonra kriz öncesi düzeylerine geri dönmüştür.

Kullanılan koentegrasyon tekniği bulguları Türkiye genelinin yanı sıra erkek, kadın, kent ve kırsal alt grupları için işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasında herhangi bir uzun dönem ilişkinin olmadığını gösterir. Bu sonuç Türkiye için işsizlik değişmezliği hipotezini desteklemektedir. Ekonominin nispeten hızlı büyüdüğü 2002-2007 döneminde dahi işsizlik oranlarında bir azalma trendi yaşanmamış ve finansal kriz sonrasında da kriz öncesi düzeylerine dönmüştür. Araştırma

döneminde işgücüne katılım oranının arttığı dikkate alındığında, işgücüne katılım ve işsizlik oranları arasında ilişkinin olmaması emek verimliliğindeki veya sermaye birikimindeki artışın emek talebi üzerindeki etkilerinden kaynaklanabilir. Bu nedenle sermaye birikimi ve verimlilik ile işsizlik ilişkisinin incelenmesi de önem taşımaktadır. Bunun yanı sıra, çalışma bulgular ve işgücüne katılım oranlarının iktisadi faaliyetin genişleme ve daralma dönemlerindeki seyirleri Türkiye için umudu kırılmış işsizler etkisini de destekler nitelikte değildir.

## Kaynaklar

Arestis, P. ve I. Biefang-Frisancho Mariscal (2000), "Capital Stock, Unemployment and Wages in the UK and Germany", *Scottish Journal of Political Economy*, 47(5), 487–503.

Arestis, P., M. Baddeley ve M. Sawyer (2007), "The Relationship between Capital Stock, Unemployment and Wages in Nine EMU Countries", *Bulletin of Economic Research*, 59 (2), 125–148.

Congregado, E., A.A. Golpe ve M. Carmona (2012), "Unemployment Invariance Hypothesis and Structural Breaks", *The Empirical Economics Letters*, 11(5), 535–542.

Dünya Bankası (2014), *World Development Indicators, Gross Fixed Capital Formation (annual % growth)*, <http://databank.worldbank.org>, (Erişim: 21.01.2014).

Emerson, J. (2011), "Unemployment and Labor Force Participation in the United States", *Economics Letters*, 111(3), 203–206.

Gordon, R. J. (1998), *Is There a Tradeoff between Unemployment and Productivity Growth?*, NBER Working Paper No. 5081.

Kakinaka, M. ve H. Miyamoto (2012), "Unemployment and Labour Force Participation in Japan", *Applied Economics Letters*, 19(11), 1039–1043.

Kapetanios, G., Y. Shin ve A. Snell (2006), "Testing For Cointegration In Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models", *Econometric Theory*, 22(2), 279–303.

Karanassou, M., H. Sala ve P.F. Salvador (2008), "Capital Accumulation and Unemployment: New Insights on the Nordic Experience", *Cambridge Journal of Economics*, 32(6), 977-1001.

Karanassou, M. ve D.J. Snower (2004), "Unemployment Invariance", *German Economic Review*, 5(3), 297–317.

Lundberg, S. (1985), "The Added Worker Effect", *Journal of Labor Economics*, 3(1), 11–37.

OECD (2014), *Labour Productivity in the Total Economy*, <http://www.oecd.org/statistics/>, (Erişim: 21.01.2014).

Österholm, P. (2010), "Unemployment and Labour-Force Participation in Sweden", *Economics Letters*, 106(3), 205–208.



Rowthorn, R. (1999), "Unemployment, Wage Bargaining and Capital–Labour Substitution", Cambridge Journal of Economics 23(4), 413–425.

T.C. Bilim Sanayi ve Teknoloji Bakanlıđı (2014), Toplam Sanayi alıřan Kiři Bařına Üretim Endeksi, <http://vi.sanayi.gov.tr/>, (Eriřim: 21.01.2014).

TCMB (2014), İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı, <http://evds.tcmb.gov.tr/>, (Eriřim: 21.01.2014).

TÜİK (2013), İřgücü İstatistikleri, <http://www.tuik.gov.tr>, (Eriřim: 23.12.2013).