

ÖZET

Türkiye’de İstihdam Dinamiklerine İlişkin Nedensellik Analizi

Üretim süreçlerinin uluslararası işbölümü çerçevesinde bölümlenerek yeniden şekillendiği günümüzde, yurtiçi üretim yapıları ve işgücü piyasalarının da –döviz kuru ve dış ticaret akımları başta olmak üzere- küresel dinamiklerden etkilenmeleri kaçınılmaz olmaktadır. Toplam arz ve toplam talep dinamikleri ile para, döviz kuru ve maliye politikası göstergelerini kapsayan bir teorik model çerçevesinde reel döviz kuru, istihdam hacmi, para arzı ve kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkilerini Ocak 2005 – Aralık 2009 dönemini konu alarak değerlendirmekteyiz. Elde ettiğimiz bulgular, ülkemizde tarım istihdamı ile maliye politikaları arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koyarken; enerji fiyatları, para ve maliye politikalarından tarım dışı istihdam hacmine yönelik olarak çalışan nedensellik ilişkilerine işaret etmektedir.

JEL Sınıflaması: E24, F16, E52, E62

Anahtar Kelimeler: İstihdam, Nedensellik, Türkiye

ABSTRACT

Causality Analysis of Employment Dynamics in Turkey

In our day where manufacture processes are reformed by sorting in the frame of international division of labor, it is indispensable for domestic manufacture structure and labor market to be influenced by global dynamics. In the frame of a theoretical model including aggregate supply and aggregate demand, we evaluate the relation of causality among real exchange rates, employment, money supply and public expenditures regarding the period of 2005:01 – 2009:12. While empirical findings state the existence of a mutually relation of causality between agricultural employment and fiscal policies, it was determined that there are causality relationships among non-agricultural employment, energy prices and money and fiscal policies.

JEL Classification: E24, F16, E52, E62

Keywords: Employment, Causality, Turkey

Türkiye’de İstihdam Dinamiklerine İlişkin Nedensellik Analizi



Yrd. Doç. Dr. Şenkan Aldemir *

Yrd. Doç. Dr. Mehmet Kara **



İRİŞ Türkiye ekonomisinde uygulanan döviz kuru, para ve maliye politikaları göstergelerini oluşturan değişkenler ile tarımsal ve tarım dışı istihdam hacmi arasındaki ilişkilerin tespit edilmesi, politika etkinliklerinin değerlendirilmesine katkıda bulunacak bulguların ortaya konulması açısından önem taşımaktadır. Konunun bütüncül bir perspektifte ele alındığı çalışmaların sınırlı sayıda bulunması da, bu alanda araştırmaya yapılmasına yönelik bir teşvik unsurudur.

Genişletici para ve maliye politikaları yoluyla istihdam hacminin uyarılması yö-

* Mustafa Kemal Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
senkan.aldemir@gmail.com / senkanaldemir@mku.edu.tr

** Mustafa Kemal Üniversitesi
İskenderun Sivil Havacılık Yüksekokulu, Sivil Hava
Ulaştırma İşletmeciliği Bölümü
kara70m@gmail.com / mehmetkara@mku.edu.tr

nündeki teorik beklenti çerçevesinde önemli soru işaretleri bulunmamaktadır. Bununla birlikte döviz kuru politikalarının, ekonomik yapının mevcut koşullarına bağlı olarak, istihdam hacmi üzerinde farklılık arz eden etkiler yaratması söz konusu olabilecektir.

Reel döviz kuru değişimlerinin istihdam üzerindeki etkileri, ekonomideki arz ve talep yönlü kanalların karşılıklı etkileşimi ile belirlenmektedir. Dış ticaret ve döviz kuru hareketlerinin istihdam üzerindeki potansiyel etkisi, aşağıdaki unsurlar çerçevesinde ayrıştırılabilir (Goldberg ve Tracy, 1999, s. 3-4):

- Reel döviz kuru değişimlerinin, ara malları ithalatı yoluyla yurtiçi üretim maliyetlerini etkilemesi söz konusudur. Ekonominin arz cephesinde ortaya çıkan ara malları ithalatı etkisi çerçevesinde, ulusal paradaki değerlenme nedeniyle ucuzlayan ara malları ithalatının

artması, tamamlayıcı (ikame) nitelikte varsayılan işgücünün marjinal verimini, dolayısıyla emek talebi ve istihdam hacmini yükseltecektir (azaltacaktır).

- Mal piyasasında net ihracat ve dolayısıyla toplam talep yönünden, ulusal paranın değerlendirilmesi halinde gerçekleşen nispi fiyat etkisi, döviz cinsinden ihracat fiyatlarını yükselterek ve yurtiçi para biriminde ifade edilen ithalat fiyatlarını ucuzlatarak; sırasıyla yerli ürünlere ve işgücüne yönelik talebi azaltacak, dolayısıyla istihdam olumsuz etkilenecektir. Bununla birlikte, ulusal paranın dış değerinde gerçekleşen beklenmeyen bir artış, para piyasasında para talebi ve faiz oranını azaltarak toplam talebi uyarıcı bir etki yapar. Böylece, döviz kurunun toplam talep üzerinde –net ihracattaki azalma nedeniyle- yarattığı olumsuz etkinin zayıflaması söz konusu olur.

Döviz kuru hareketleri, sermaye faktörünün işgücüne göre nispi fiyatı tarafından belirlenen faktör ikame esnekliğini değiştirerek, üretimde kullanılan faktör yoğunluğunu da etkilemektedir (Ngandu, 2008, s. 208). Ulusal paranın değer kazanması durumunda ithal edilen girdi/işgücü nispi fiyatı ucuzlamakta ve istihdamın olumsuz etkilenmesine yol açmaktadır. Bu durumda, faktörler arası ikame olanakları ölçüsünde, üretim sürecinde sermaye yoğunluğunun (K/L oranı) yükselmesi söz konusudur. Ulusal paradaki değer kaybı ise işgücünün nispi fiyatını ucuzlatarak, sermaye/işgücü yoğunluğunu azaltmakta ve böylece istihdam artışına katkı sağlayabilmektedir (Hua, 2007, s. 340). Döviz kuru-istihdam dinamikleri ilişkisini etkileyen diğer faktörlerin başında, endüstrinin rekabetçi niteliği gelmekte ve oligopolistik yapıdaki endüstrilere kıyasla, rekabetçi unsurların hakim olduğu endüstrilerin; reel kur değişimlerine

daha duyarlı bir işgücü talebine sahip olmaları beklenmektedir (Campa ve Goldberg, 1998, s. 6). Aynı paralelde olmak üzere, kar marjlarının görece düşük düzeylerde seyrettiği ve dayanıklı mallardan ziyade, dayanıksız tüketim malları üreten endüstrilerde; reel değerlendirilmenin istihdam üzerindeki etkilerinin çok daha güçlü olduğu saptanmıştır (Goldberg, Tracy ve Aronson, 1999, s. 208).

Toplam arz ve toplam talep dinamikleri ile para, döviz kuru ve maliye politikası göstergelerini kapsayan bir teorik model çerçevesinde Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru, istihdam hacmi, petrol fiyatları, para arzı ve kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkilerini 2005:01 – 2009:12 dönemini konu alarak incelediğimiz çalışmada; öncelikle ilgili literatür özetine yer verilmekte, teorik model ve tahmin modeli açıklanmakta, son olarak tahmin sonuçlarından elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmektedir.

1. İLGİLİ LİTERATÜR ÖZETİ

İlgili literatürde gelişmiş ülke ekonomilerine ilişkin olarak ulaşılan bulgular, ulusal para da gerçekleşen değerlendirilmenin, istihdam üzerinde ağırlıklı olarak olumsuz etkiler yarattığına işaret etmektedir. Bununla birlikte, Türkiye ekonomisine ilişkin olarak ulaşılan ortak bir ampirik bulgunun söz konusu olmadığı dikkat çekmektedir.

G-7 ülkeleri için, istihdam hacminin döviz kuru hareketlerine cevabını 1972-1988 dönemine ilişkin olarak analiz eden Burgess ve Knetter (1998, s. 151-163), döviz kurlarının endüstriyel istihdamı teorik beklentilere uygun şekilde ve önemli ölçüde (istihdamın döviz kuruna göre esnekliği, İngiltere için % 77,6 olarak en yüksek ve Japonya için % 31,1 olarak en düşük düzeydedir) etkilediğini ortaya koymaktadır.

Reel döviz kurları, istihdam ve ücretler arasındaki bağlantıları ABD imalat sanayi endüstrileri için 1972-1995 dönemine ilişkin olarak araştıran Campa ve Goldberg (1998), düşük bir kar marjına sahip olan ve ağırlıklı olarak niteliksiz işgücü kullanan endüstrilerin görece yüksek istihdam esnekliklerine sahip olduğunu ortaya koymaktadırlar.

Goldberg ve diğerleri (1999, s. 204-210), 1977-1997 dönemine ilişkin olarak ABD ekonomisini konu alan çalışmalarında, özellikle düşük kar marjına sahip olan ve dayanıksız tüketim malı üreten endüstrilerde, reel kurdaki değerlenmenin istihdam üzerinde çok daha güçlü daraltıcı etkilere sahip bulunduğunu saptamasını yapmaktadır.

ABD ekonomisinde döviz kurunun istihdam üzerinde önemli açıklayıcılığa sahip olduğunu ortaya koyan bir diğer çalışmada (Goldberg ve Tracy, 1999), reel kurdaki değerlenmenin -sektörlerin ihracata yönelik faaliyet göstermeleri ile artan ölçüde yarattığı- olumsuz istihdam etkisinin; üretim sürecindeki ithal girdi kullanımı yüksekliğine bağlı olarak, dengelendiği bulgusuna ulaşılmıştır. Reel kurdaki değerlenmenin, istihdam hacmi üzerindeki daraltıcı etkisi; ihracata yönelik faaliyet gösteren endüstrilerde -ithal girdi kullanan endüstrilere nazaran- çok daha güçlüdür. Bu çerçevede, endüstrilerin ihracat yoğunlukları ile ithal girdi kullanımlarının; döviz kurlarının istihdam etkilerini belirleyen ancak birbiriyle ters yönde çalışan iki önemli güç olarak ortaya çıktığı belirtilmektedir.

ABD ekonomisinde döviz kuru dalgalanmalarının sektörel üretim ve fiyat düzeyleri üzerine etkilerini 1961-1994 dönemi için araştıran Kandil ve Mirzaie (2002a, s. 1-31), ABD dolarındaki aşırı değerlenmeye bağlı

olarak, bir taraftan net ihracatta ve dolayısıyla toplam talepte ortaya çıkan azalmanın; diğer taraftan ithal girdi maliyetlerindeki ucuzlamayla birlikte toplam arzda gerçekleşen artışın etkisiyle, endüstriyel fiyat artışlarının azalma gösterdiği bulgusuna ulaşmıştır. Bu çerçevede, reel kur endeksinin 180’e yakın değerlere yükseldiği 1980’lerin ilk yarısında; ithal girdi kullanımının en yüksek düzeyine ulaştığı belirtilmektedir. Kandil ve Mirzaie (2003b, s. 89-117) ise kur dalgalanmalarının ABD sektörel istihdam ve ücretleri üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmalarında, reel kurdaki değerlenmenin -net ihracatta ortaya çıkan azalmaya bağlı olarak- ABD işgücü piyasası üzerinde olumsuz etkiler yarattığını belirtmektedirler.

Özellikle 1990’ların başında ekonomik büyüme ve yatırım oranlarında gerçekleşen artışlara rağmen, yüksek işsizlik oranları ile karşılaşan dört Latin Amerika ülkesinde (Arjantin, Brezilya, Meksika, Şili) reel kurun ekonominin istihdam performansı üzerindeki etkilerini 1980-2003 dönemi için araştıran Frenkel ve Ros (2006, s. 631-646), reel kurun istihdam üzerinde önemli etkilere sahip olduğunu ortaya koymakta (ortalama %56) ve sözkonusu ülkelerde, uzun süreli reel değerlenme dönemlerinin; yoğun sermaye girişinin bir sonucu olarak ortaya çıktığına dikkat çekmektedirler.

Ülkemizde 1980’lerden itibaren uygulanan yapısal uyum programlarının istihdam üzerindeki etkilerinin analiz edildiği ilk çalışma (Günçavdı, Küçükçiftçi ve McKay, 2002), ara malları ithalatının 1980 öncesi dönemde (1973 itibarıyla) ilave işgücü kullanımı ihtiyacı yaratırken; dış ticaretin serbestleştirilmesiyle birlikte (1990 itibarıyla), ara malları ithalatı yoluyla yaratılan ilave işgücü kullanımı kapasitesinde bir azalma

gerçekleştiği sonucuna ulaşmaktadır. Filiztekin (2004), 1981-1999 dönemine ilişkin olarak Türk Lirası'ndaki değer kaybının imalat sanayi endüstrilerinin ithal girdiye olan yüksek düzeydeki bağımlılığı dolayısıyla istihdam ve ücretler üzerinde olumsuz etkilere sahip olduğu saptamasını yapmaktadır. Kandil, Berument ve Dinçer (2007) ise 1980-2004 dönemini konu aldıkları çalışmada, Türk Lirası'nda gerçekleşen aşırı değerlenme olgusunun, ihracat ve reel üretim üzerinde daraltıcı etkilere sahip olduğuna ilişkin ampirik analiz sonuçlarına yer vermektedirler. Erilat (2000) ise Türkiye ekonomisinde 1980-1994 döneminde istihdam hacminde gerçekleşen artışların, büyük ölçüde ihracat artışlarından kaynaklandığını ve dolayısıyla dış ticaretin istihdam üzerinde önemli etkiye sahip bulunduğunu belirtirken; Polat, Uslu ve Aydemir (2011), Türkiye imalat sanayinde 2003-2008 dönemine ilişkin olarak, dış ticaretin istihdam üzerinde anlamlı bir istatistiksel etkiye sahip bulunmadığı değerlendirmesini yapmaktadır.

2. TEORİK MODEL

Türkiye'de istihdam ve döviz kuru dinamikleri arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmek üzere, Kandil ve Mirzaie (2003b, s. 89-117) çalışmasında geliştirilen teorik modeli temel almaktayız.

2.1. Toplam Talep

Ekonominin talep yönü, açık ekonomi IS-LM modeli çerçevesinde mal ve para piyasalarındaki eş-anlı denge koşullarını içermektedir:

$$y_t = c_t + i_t + g_t + x_t - im_t \quad (1)$$

şeklinde tanımlanan mal piyasası dengesinde, reel devlet harcamaları (g) dışsal varsayılmakta, reel tüketim harcamaları (c),

reel kullanılabilir gelir (yd) ile doğru yönlü olarak değişmektedir:

$$c_t = c_0 + c_1 y_d, \quad 0 < c_1 < 1 \quad (2)$$

Kullanılabilir gelir, reel gelirden (y) vergilerin (t) düşülmesiyle elde edilmekte; reel vergiler ise reel gelirin doğrusal bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır:

$$y_{dt} = y_t - t_t \quad (3)$$

$$t_t = t_0 + t_1 y_t, \quad t_1 > 0 \quad (4)$$

Yatırım harcamaları (i), reel faiz oranıyla (r) ters yönlü değişmektedir:

$$i_t = i_0 - i_1 r_t, \quad i_1 > 0 \quad (5)$$

Nominal döviz kurunun (S), bir birim yabancı para birimi karşılığı ulusal para miktarı olarak tanımlandığı koşullarda; reel efektif döviz kuru (R) aşağıdaki gibidir.

$$R_t = S_t P_t^* / P_t \quad (6)$$

Bu ifade çerçevesinde reel döviz kurunda gerçekleşen artışlar, ulusal paradaki reel değer kaybına, düşüşler ise aşırı değerlenmeye işaret etmektedir. Reel ihracat ile reel kur arasındaki pozitif ilişki ise, yurtiçi fiyatların yurtdışına göre daha düşük düzeyde bulunmasıyla birlikte yükselen reel kurun, ihracatı arttıracağını ifade eder:

$$x_t = x_0 + x_1 \log(R_t), \quad x_1 > 0 \quad (7)$$

Reel ithalat, reel gelir ile doğru, reel kur ile ters yönlü bir ilişki içindedir:

$$im_t = m_0 + m_1 y_t - m_2 \log(R_t), \quad m_1, m_2 > 0 \quad (8)$$

Reel para arz ve talebinin eşitlenmesi yoluyla elde edilen para piyasası dengesinde ise reel para arzı, fiyat düzeyi (p) ile deflate edilen nominal balansları (m) ifade etmek olup; reel para talebi, reel gelir ile doğru yönlü ve nominal faiz oranıyla (nominal faiz oranı, t dönemindeki enflasyon beklentisi ile reel faiz oranının toplamına eşittir) ve döviz kurunun gelecekteki değerine ilişkin beklentilerle ters yönlü bir ilişki içindedir:

$$m_t - p_t = -\lambda [r_t + E_t p_{t+1} - p_t] + \theta y_t + \emptyset (E_t s_{t+1} - s_t), \quad \lambda, \theta \text{ ve } \emptyset > 0 \quad (9)$$

3.2. Toplam Arz

GSYH'nın, işgücü, ithal ara malı ve sermayeden oluşan bir üretim fonksiyonu çerçevesinde üretildiği varsayılmaktadır. Sermaye stokunun sabit, işgücü (N) ve ara malları (L) için Cobb-Douglas üretim fonksiyonunun geçerli olduğu koşullarda, enerji fiyatındaki (Z) değişimlerin de dikkate alınması ile birlikte, üretim fonksiyonu aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$Q_t = L_t^\delta N_t^{1-\delta} e^{-Z_t} \quad (10)$$

GSYH'nın üretilmesinde, işgücü ve ara malları arasında bir tamamlayıcılık ilişkisi bulunduğu kabul edilirse, GSYH ile ara malları ithalatının ulusal para cinsinden reel değeri arasındaki fark, yurtiçi katma değeri verecektir:

$$Y_t = Q_t - R_t N_t \quad (11)$$

Üretim faktörlerine yönelik talep, işgücünün reel fiyatı (reel ücret) ile ithal girdilerin ulusal para cinsinden reel fiyatının, sırasıyla işgücü ve ara mallarının marjinal verimine eşitlenmesi ile belirlenmektedir. İşgücüne yönelik talep, reel ücretle ters yönlü değişmekte ve tamamlayıcılık (ikame) ilişkisi varsayımı altında, ithal girdi kullanımı ile

doğru (ters) yönlü olarak değişmektedir. İthal ara malına ilişkin talep de benzer şekilde, ulusal paradaki aşırı değerlenme ve artan işgücü kullanımı ile birlikte yükselmektedir: Ulusal paranın aşırı değerlenmesi durumunda üretim sürecinde artan ithal girdi kullanımı söz konusu olacak, bu durum emeğin marjinal verimini yükselterek işgücüne yönelik talebi arttıracaktır.

2.3. Piyasa Dengesi

Modelimizde, döviz kuru değişimlerinin üretim ve dolayısıyla istihdam hacmi üzerindeki etkisi, Döviz kuru hareketlerinin, ulusal parada ifade edilen ihracat gelirleri üzerinde yarattığı gelir etkisi, ihracat gelirlerinin toplam (yurtiçi ve yurtdışı) satışları içindeki payına bağlı olarak ortaya çıkarırken; döviz kuru hareketlerinin yurtiçi satış gelirleri üzerinde (nihai mal ithalatı yoluyla) yarattığı ithalat rekabeti etkisi, nihai ürün ithalatının yurtiçi piyasada yarattığı rekabet derecesine bağlı olarak gerçekleşir. Döviz kurunun yurtiçi üretim maliyetleri üzerindeki etkisini yansıtan ithalat rekabeti etkisini belirleyen başlıca unsur ise işgücünün üretimdeki payıdır.

Yukarıda ifade edilen teorik model çerçevesinde oluşturulan tahmin modelinde ise döviz kurunun (r) istihdam hacmi (l) ile olan bağlantısı; petrol fiyatlarının (p) toplam arz, kamu harcamaları (g) ile para arzının (m) toplam talep şoklarına ilişkin göstergeler olarak alındıkları bir ampirik çerçeve içinde sunulmaktadır. Çalışmamızda yer alan ampirik analiz, istihdam göstergeleri olarak alınan Tarımsal İstihdam ile Tarım Dışı İstihdam verilerinin yer aldığı Model 1 ve Model 2 şeklinde iki ayrı versiyona sahiptir:

$$\Delta I_t^{\text{tarım}} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_t + \alpha_2 \Delta m_t + \alpha_3 \Delta g_t + \alpha_4 \Delta r_t + \epsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta I_t^{\text{tarımdışı}} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_t + \alpha_2 \Delta m_t + \alpha_3 \Delta g_t + \alpha_4 \Delta r_t + \epsilon_t \quad (13)$$

Her iki modelde yer alan $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ ifadeleri bilinmeyen parametreler olup, ϵ_t ise hata terimini göstermektedir.

Çalışmamızda kullanılan ve aşağıda özetlenen VAR modeli nedensellik analizi, değişkenlere ilişkin olarak yapılacak bir katsayı tahminini içermemektedir. Bununla birlikte, katsayı tahminine yönelik olarak yapılacak bir analiz çerçevesinde, ulusal paradaki değerlenmenin, döviz kurunun -istihdam hacmi üzerinde nihai ürün ihracatı ve nihai ürün ithalatı kanalları yoluyla yarattığı gelir ve ithalat rekabeti etkileri üzerinden-istihdamı olumsuz yönde etkileyeceği beklenebilir. Diğer taraftan, döviz kurunun istihdam üzerinde ara malları ithalatı yoluyla yarattığı ithal girdi etkisine ilişkin beklenen teorik sonuç, ulusal parada gerçekleşen değerlenmenin, işgücü ve ithal girdi kullanımının tamamlayıcılık (ikame) ilişkisine sahip olduğu sektörlerde istihdamı olumlu (olumsuz) yönde etkileyeceği yönündedir.

3. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Analizde kullanılan değişkenlere ilişkin zaman serileri Ocak 2005 – Aralık 2009 dönemini kapsayan ve aylık sıklık derecesine sahip olan verilerdir. ÜFE ağırlıklı reel döviz kuru endeksi (r), kamu harcamaları (g) ve M_1 tanımlı para arzı (m) verileri TCMB internet sitesinden elde edilmiş olup; tarımsal istihdam hacmi ile tarım dışı istihdam hacmini oluşturan çalışan sayısına ilişkin zaman serileri ($I_t^{\text{tarım}}$ ve $I_t^{\text{tarımdışı}}$) ise TÜİK veri tabanından sağlanmıştır. Enerji maliyetlerinin göstergesi olarak alınan petrol fiyatları (p), varil başına ABD doları fiyatı olup, TÜİK kaynaklı verilerdir.

ÜFE ve TÜFE ağırlıklı reel döviz kuru endekslerinin kullanıldığı modellerin (Tarımsal İstihdam ile Tarım Dışı İstihdam verilerinin yer aldığı Model 1 ve Model 2) tahminlerinde elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, endeksler bazında belirgin bir farklılık görülmemektedir. Bu sebeple, çalışmamızda sadece ÜFE ağırlıklı reel döviz kuru endeksinin reel kur göstergesi olarak ele alındığı tahmin sonuçlarına yer verilmekte ve ulaşılan ampirik bulgular, reel kur (r) değişkeni ile sınırlı kalarak özetlenmektedir.

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Ng-Perron (NP) ve Phillips Peron (PP) birim kök test istatistiklerine ilişkin sonuçlar (Tablo 1), istihdam serilerinin farklı derecelerde durağanlık gösterdiğini ortaya koymaktadır: Tarım dışı istihdam verileri ($I_t^{\text{tarımdışı}}$), ADF test istatistiğine göre logaritmik düzey değerlerinde birim kök içermemekte $I(0)$; bununla birlikte Ng-P ve PP test istatistikleri sonuçları çerçevesinde, serilerin birinci farklarında durağan bir yapıya sahip oldukları $I(1)$ görülmektedir. Tarımsal istihdam verileri ($I_t^{\text{tarım}}$) ise ADF ve Ng-P test istatistiği sonuçlarına göre düzey değerlerinde durağanlık göstermekte $I(0)$, ancak trend içeren PP istatistiği, tarımsal istihdam değişkeninin birim kök içerdiğine $I(1)$ işaret etmektedir.

Serilerin durağanlık yapılarının sınanması gereği çerçevesinde uygulanan birim kök testlerinin, analizde kullanılan zaman serilerinin aynı dereceden entegre oldukları yönünde güçlü kanıtlar sunmamaları sebebiyle, Johansen Eşbütünleşme Analizi (Johansen Cointegration Analysis) ile Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model) tahmin yöntemlerinin kullanılması tercih edilmiştir. Toda ve Yamamoto

Tablo 1: Birim Kök Test İstatistikleri

Değişken	ADF	PP	Ng-P	
			MZa	MZt
I tarım	-7,17 ^{a***}	-3,04 ^{a***}	-109,45 ^{a***}	-7,39 ^{a***}
tarımsal istihdam	-7,10 ^{b***}	-3,49 ^{b**}	-110,84 ^{b***}	-7,44 ^{b***}
I tarımdışı	-4,14 ^{a***}	-3,53 ^{a**}	-9,81 ^{a**}	-2,21 ^{a**}
tarım dışı istihdam	-7,22 ^{b*}	-3,60 ^{b**}	-18,34 ^{b**}	-3,15 ^{b**}
r	-6,80 ^{a*}	-6,77 ^{a*}	-20,95 ^{a*}	-3,23 ^{a*}
reel döviz kuru	-6,74 ^{b*}	-6,71 ^{b*}	-26,77 ^{b*}	-3,65 ^{b*}
p	-4,12 ^{a*}	-4,20 ^{a*}	-21,91 ^{b*}	-3,30 ^{b*}
petrol fiyatları	-4,11 ^{b*}	-4,19 ^{b*}	-21,23 ^{b***}	-3,25 ^{b***}
g	-7,28 ^{a*}	-14,43 ^{a*}	-8,76 ^{a*}	-2,01 ^{a*}
kamu harcamaları	-7,22 ^{b*}	-14,97 ^{b*}	-17,92 ^{b*}	-3,18 ^{b*}
m	-10,77 ^{a*}	-10,86 ^{a*}	-25,91 ^{a*}	-3,59 ^{a*}
M_I para arzı	-10,68 ^{b*}	-10,97 ^{b*}	-25,90 ^{b*}	-3,59 ^{b*}

ADF: Genişletilmiş Dickey –Fuller Testi, PP: Phillips-Perron Testi, Ng-P: Ng-Perron Testi olup; tüm testler için boş hipotez, serilerin birim kök içerdiği şeklindedir. Üst indis olarak kullanılan a, sabit içeren modeli; b sabit ve trend içeren modeli ifade etmekte; * ve ** simgeleri, serilerin -ilk farklarında- sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde boş hipotezin reddedildiği I(1) koşullarının varlığını, *** simgesi ise serilerin -düzey değerlerinde ve %1 anlamlılık düzeyinde- boş hipotezin reddedildiği I(0) koşulları göstermektedir.

(1995), Rambaldi ve Doran (1996), Zapata ve Rambaldi (1997), Fugarolas, Manalich ve Matesanz (2007) çalışmalarında, geleneksel Granger nedensellik test prosedüründe yer alan ve nedenselliğin araştırılması öncesinde ön-testler olarak uygulanan birim kök sınaması ile eşbütünleşme analizinin, nedensellik ilişkisinin tahmin edilmesinde yanlı sonuçlar ortaya koyabileceğine dikkat çekilmektedir.

Toda ve Yamamoto (1995), Dolado ve Lütkepohl (1996) çalışmalarında, Granger

nedenselliğinin araştırılması amacıyla sistemde yer alan serilerin entegrasyon derecesine ya da eşbütünleşme ilişkisinin varlığına bakılmaksızın uygulanan Wald testi, bilgi kriterleri ile belirlenecek uygun gecikme uzunluğu (k) ile değişkenlerin maksimum bütünselme derecesi [$d(max)$] toplamının işaret ettiği gecikme sayısı [$k + d(max)$] kullanılarak tahmin edilen bir VAR modelinde, limitte k serbestlik derecesi ile bir asimptotik ki-kare dağılımına sahiptir ve modelin parametrelerine ilişkin kısıtlar setinin (de-

ğişken çiftleri arasında Granger nedenselliğinin bulunmadığına ilişkin boş hipotezlerin) test edilmesine yöneliktir.

4. TAHMİN MODELİ

Değişkenler seti arasındaki nedensellik ilişkilerinin, VAR (Vector Autoregression) modelinin tahmininden elde edilen korelasyonlar çerçevesinde, Vektör Oto Regresyon İkili Granger Nedensellik (VAR Pairwise Granger Causality Tests) - Modified Wald (MWald) Testi ile sınındığı çalışmamızda, tahmin edilen VAR (k+d) sistemi, aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

Bu metodoloji, bir eşbütünleşme rankı ve eşbütünleşik vektörlerin tahmin edilmesi gereğine ihtiyaç göstermeksizin, tahmin edilen VAR modeli üzerinden Granger nedenselliğine ilişkin bulguların elde edilmesini mümkün kılması ve özellikle çok değişkenli analizler için uygunluk göstermesi sebebiyle tercih edilmiştir. Böylece Granger nedenselliğinin, analizde kullanılan serilerin -aynı

dereceden bütünleşik (entegre) olmaları şartı aranmaksızın- maksimum entegrasyon derecesinin belirlenmesine ve gecikme yapısına ilişkin optimal uzunluğun saptanmasına bağlı olarak test edilmesi mümkün olmaktadır.

AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri ile Breusch-Godfrey LM testi sonuçları dikkate alınarak seçilen optimal gecikme uzunluğu, tarımsal istihdamı konu alan Model 1 için 3 (üç) ve tarım dışı istihdamı konu alan Model 2 için 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Bu durumda, bilgi kriterleri ile belirlenen uygun gecikme uzunluğu, Model 1 için $k=3$ ve Model 2 için $k=2$ 'dir.

VAR sistemini oluşturan değişkenlerin en yüksek bütünleşme derecesi, ilk farklarda durağanlığın sağlanması sebebiyle 1 (bir) olup [$d(max)=1$], VAR modelinin tahmin edilmesinde uygulanan gecikme sayısı ise $k + d(max)$ olarak, Model 1 için [$3+1=4$ (dört)] ve Model 2 için [$2+1=3$ (üç)]'tür.

$$\begin{bmatrix} l_t \\ r_t \\ p_t \\ g_t \\ m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_l \\ \alpha_r \\ \alpha_p \\ \alpha_g \\ \alpha_m \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_{ll,i} & \beta_{lr,i} & \beta_{lp,i} & \beta_{lg,i} & \beta_{lm,i} \\ \beta_{rl,i} & \beta_{rr,i} & \beta_{rp,i} & \beta_{rg,i} & \beta_{rm,i} \\ \beta_{pl,i} & \beta_{pr,i} & \beta_{pp,i} & \beta_{pg,i} & \beta_{pm,i} \\ \beta_{gl,i} & \beta_{gr,i} & \beta_{gp,i} & \beta_{gg,i} & \beta_{gm,i} \\ \beta_{ml,i} & \beta_{mr,i} & \beta_{mp,i} & \beta_{mg,i} & \beta_{mm,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} l_{t-1} \\ r_{t-1} \\ p_{t-1} \\ g_{t-1} \\ m_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=k+1}^{(k+1)+d} \begin{bmatrix} \gamma_{ll,i} & \gamma_{lr,i} & \gamma_{lp,i} & \gamma_{lg,i} & \gamma_{lm,i} \\ \gamma_{rl,i} & \gamma_{rr,i} & \gamma_{rp,i} & \gamma_{rg,i} & \gamma_{rm,i} \\ \gamma_{pl,i} & \gamma_{pr,i} & \gamma_{pp,i} & \gamma_{pg,i} & \gamma_{pm,i} \\ \gamma_{gl,i} & \gamma_{gr,i} & \gamma_{gp,i} & \gamma_{gg,i} & \gamma_{gm,i} \\ \gamma_{ml,i} & \gamma_{mr,i} & \gamma_{mp,i} & \gamma_{mg,i} & \gamma_{mm,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} l_{t-1} \\ r_{t-1} \\ p_{t-1} \\ g_{t-1} \\ m_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{lt} \\ \varepsilon_{rt} \\ \varepsilon_{pt} \\ \varepsilon_{gt} \\ \varepsilon_{mt} \end{bmatrix} \quad (15)$$

5. BULGULAR VE TARTIŞMA

İstihdam göstergesi olarak alınan Tarımsal İstihdam verilerinin kullanıldığı Model 1 ile Tarım Dışı İstihdam verilerinin yer aldığı Model 2 şeklinde iki ayrı versiyona sahip olan MWald testi sonuçları sırasıyla Tablo 2 ve 3’de özetlenmektedir. Tabloda yer alan değerler MWald istatistik değerleri olup, parantez içindeki rakamlar p-değerlerini göstermektedir.

Para Politikası



Maliye Politikası

Model 1’i oluşturan VAR sisteminde, para politikası (m) değişkeninin maliye politikası (g) üzerinde sahip olduğu nedenselliği %1 anlamlılık düzeyinde ortaya koyan güçlü bulgulara ulaşılmıştır: “H0: m değişkeni g’nin Granger nedeni değildir” hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir.

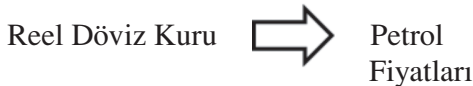
Tablo 2: VAR İkili Granger Nedensellik/Wald Testi Sonuçları (Model 1)

H ₀ (Sinanan Boş Hipotezler)	MWald Test İstatistiği
VAR (k+d _{max})	
$l^{tarım}$ değişkeni r’nin Granger nedeni değildir.	1, 489 (0, 828)
$l^{tarım}$ değişkeni p’nin Granger nedeni değildir.	4, 979 (0, 289)
$l^{tarım}$ değişkeni g’nin Granger nedeni değildir.	43, 125 (0, 000)*
$l^{tarım}$ değişkeni m’nin Granger nedeni değildir.	3, 816 (0, 431)
r değişkeni $l^{tarım}$ ’ın Granger nedeni değildir.	1, 612 (0, 806)
r değişkeni p’nin Granger nedeni değildir.	15, 790 (0, 000)*
r değişkeni g’nin Granger nedeni değildir.	1, 994 (0, 736)
r değişkeni m’nin Granger nedeni değildir.	2, 393 (0, 663)
p değişkeni $l^{tarım}$ ’ın Granger nedeni değildir.	4, 849 (0, 303)
p değişkeni r’nin Granger nedeni değildir.	7, 135 (0, 128)
p değişkeni g’nin Granger nedeni değildir.	0, 712 (0, 949)
p değişkeni m’nin Granger nedeni değildir.	3, 125 (0, 537)
g değişkeni $l^{tarım}$ ’ın Granger nedeni değildir.	9, 079 (0,059)***
g değişkeni r’nin Granger nedeni değildir.	3, 916 (0, 417)
g değişkeni p’nin Granger nedeni değildir.	2, 347 (0, 672)
g değişkeni m’nin Granger nedeni değildir.	8, 292 (0, 081)
m değişkeni $l^{tarım}$ ’ın Granger nedeni değildir.	7, 963 (0, 092)
m değişkeni r’nin Granger nedeni değildir.	6, 454 (0, 167)
m değişkeni p’nin Granger nedeni değildir.	3, 325 (0, 504)
m değişkeni g’nin Granger nedeni değildir.	23, 344 (0,000)*

Para arzı (m) değişkeninden kamu harcamaları (g) değişkenine yönelik olarak çalışılan bu ilişki, Türkiye’de tarımsal desteklerin önemli bir bölümünün tarımsal krediler şeklinde verilmesi sebebiyle elde edilen bir bulgu olarak değerlendirilebilir. Kamu harcamaları (g) ile tarımsal istihdam hacmi ($I^{\text{tarım}}$) arasındaki çift yönlü nedensellik bağlantısının bulguları ise şaşırtıcı şekilde, tarım sektörü istihdamından maliye politikasına yönelik nedenselliğe ilişkin daha güçlü (%1 anlamlılık düzeyinde) bir kanıta sahipken; maliye politikasından tarımsal istihdama yönelik nedensellik ilişkisi, %90 güven aralığı koşullarında (%10 anlamlılık düzeyinde) kabul edilmektedir. Bulgular, tarım sektörü istihdam hacmindeki değişimlerin, kamu harcamaları ile birlikte ortaya çıktığını göstermekte; dolayısıyla tarım kesimine yönelik desteklerin maliye politikası aracı olarak belirli bir etkinliğe sahip olduğuna işaret etmektedir.



“ r değişkeni p ’nin Granger nedeni değildir” şeklindeki boş hipotezin %1 anlamlılık düzeyindeki reddi, reel döviz kuru (r) ile ABD doları cinsinden ifade edilen petrol fiyatları (p) değişkenleri arasındaki yakın bağlantı sebebiyle beklenen bir tahmin sonucu olup; reel kur ile petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini, TL reel döviz kurundaki artışa ve ABD dolarının uluslararası piyasadaki eş zamanlı reel değer kaybına paralel olarak, altın ve petrol başta olmak üzere, emtia fiyatlarında gerçekleşen yükseliş sürecini yansıtan bir bulgu şeklinde değerlendirmek mümkündür.



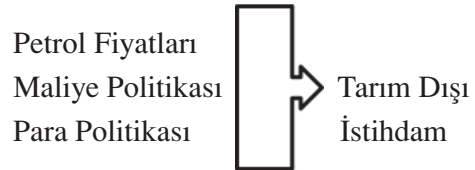
Tarımsal istihdam verilerinin kullanıldığı ilk modelin tahmininden elde edilen sonuçlar “para politikasından başlayarak, sırasıyla maliye politikası ve tarımsal istihdam” değişkenleri şeklinde devam eden bir nedensellik zincirinin varlığı ile özetlenebilecek bulgular ortaya koymaktadır.



Tarım dışı istihdamı konu alan Model 2’ye ilişkin MWald testi sonuçlarının yer aldığı Tablo 3’te, reel döviz kuru (r) ile petrol fiyatları (p) arasında %5 anlamlılık düzeyinde varlığı saptanan karşılıklı bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Reel döviz kuru ile petrol fiyatları arasındaki nedenselliğin çift yönlü olarak gerçekleşmesi sebebiyle, petrol fiyatları ile temsil edilen enerji maliyetlerinin, tarım dışı istihdam hacminin yer aldığı ikinci modelde – Model 1’e kıyasla – çok daha önemli bir role sahip olduğu görülmektedir.



İkinci modeli oluşturan VAR sisteminde yer alan üç değişkenden (p , m , g) başlayarak, tarım dışı istihdam ($I^{\text{tarımdışı}}$) değişkenine yönelik olarak işleyen nedensellik ilişkilerinin bulgularına ulaşılmıştır. Tarım dışı istihdam hacmi üzerinde, enerji maliyetleri %10, maliye ve para politikası değişkenleri ise %1 anlamlılık seviyesinde tek yönlü nedenselliğe sahip bulunmaktadır.

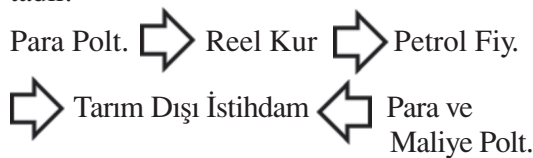


Tarım dışı istihdam verilerinin kullanıl-

Tablo 3. VAR İkili Granger Nedensellik/Wald Testi Sonuçları (Model 2)

H_0 (Sınanan Boş Hipotezler) VAR ($k+d_{\max}$)	MWald Test İstatistiği
l tarımdışı değişkeni r ’nin Granger nedeni değildir.	4, 320 (0, 228)
l tarımdışı değişkeni p ’nin Granger nedeni değildir.	5, 210 (0, 073)
l tarımdışı değişkeni g ’nin Granger nedeni değildir.	3, 239 (0, 356)
l tarımdışı değişkeni m ’nin Granger nedeni değildir.	1, 077 (0, 782)
r değişkeni l tarımdışı ’nın Granger nedeni değildir.	2, 168 (0, 538)
r değişkeni p ’nin Granger nedeni değildir.	9, 592 (0, 022)**
r değişkeni g ’nin Granger nedeni değildir.	3, 028 (0, 387)
r değişkeni m ’nin Granger nedeni değildir.	5, 314 (0, 150)
p değişkeni l tarımdışı ’nın Granger nedeni değildir.	7, 410 (0, 059)***
p değişkeni r ’nin Granger nedeni değildir.	10, 957 (0, 012)**
p değişkeni g ’nin Granger nedeni değildir.	1, 509 (0, 680)
p değişkeni m ’nin Granger nedeni değildir.	1, 161 (0, 762)
g değişkeni l tarımdışı ’nın Granger nedeni değildir.	33, 110 (0,000)*
g değişkeni r ’nin Granger nedeni değildir.	0, 565 (0, 904)
g değişkeni p ’nin Granger nedeni değildir.	4, 528 (0, 209)
g değişkeni m ’nin Granger nedeni değildir.	4, 327 (0, 228)
m değişkeni l tarımdışı’nın Granger nedeni değildir.	28, 098 (0,000)*
m değişkeni r ’nin Granger nedeni değildir.	9, 942 (0, 019)*
m değişkeni p ’nin Granger nedeni değildir.	1, 438 (0, 696)
m değişkeni g ’nin Granger nedeni değildir.	2, 417 (0, 490)

dığı ikinci modelin tahmininden elde edilen sonuçlar “para politikasından başlayarak, sırasıyla reel döviz kuru, petrol fiyatları ve tarımsal istihdam” değişkenleri şeklinde devam eden bir nedensellik zincirinin varlığı ile özetlenebilecek bulgular ortaya koymaktadır.



Sırasıyla, para politikasından reel döviz kuruna, reel kurdan petrol fiyatlarına ve petrol fiyatlarından tarım dışı istihdam hacmine yönelik olarak işlediği saptanan nedensellik

ilişkisi; para arzının tarım dışı istihdam hacmi üzerinde, reel döviz kuru yoluyla çalışan dolaylı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, para politikasından reel döviz kuruna yönelik nedenselliğin, TCMB tarafından takip edilen para ve kur politikalarının bir parçası olarak etkin şekilde uygulanan döviz alım ve satım ihaleleri çerçevesinde açıklanabilir olup - olmadığı, yapılacak ilave çalışmaların sonuçları ile değerlendirilebilecek bir konudur.

Reel döviz kuru ile petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi, tarımsal istihdamı konu alan ilk modelin tahmininde de varlığı saptanan bir bulgu olmakla birlikte; ikinci

model çerçevesinde elde edilen farklı bir tahmin sonucu, tarım dışı istihdama yönelik olarak petrol fiyatlarından başlayarak işleyen bir nedensellik ilişkisinin, yaklaşık %10 anlamlılık düzeyinde saptanmış bulunmasıdır. Bu durum, enerji maliyetlerini temsilen modelde yer alan petrol fiyatlarının, özellikle sanayi sektörü üretim ve istihdam sürecinde sahip olduğu önemli rolü yansıtan bir bulgu olarak değerlendirilebilir.

6. SONUÇ

Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru, istihdam hacmi, petrol fiyatları, para arzı ve kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkilerini Ocak 2005 – Aralık 2009 dönemini konu alarak incelediğimiz çalışmada elde ettiğimiz bulgular; maliye politikasının, tüm sektörlerin istihdam hacmi üzerinde, doğrudan çalışan bir nedensellik ilişkisine sahip olduğunu; para politikasının ise sadece tarım dışı istihdam ile dolaysız olarak çalışan bir nedenselliğe sahip bulunduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, para politikasının sahip olduğu dolaylı nedensellik ilişkisi, teorik beklentilere uygunluk gösterecek şekilde, tarımsal istihdamı konu alan modelde maliye politikası üzerinden; tarım dışı istihdamı konu alan modelde ise reel döviz kuru ve enerji maliyetleri üzerinden gerçekleşmektedir.

Nedensellik ilişkisinin istihdam hacminden başlayarak kurulduğu tek bağlantı ise sadece tarımsal istihdam hacminden maliye politikasına yöneliktir. Ekonomik gelişmişliğe paralel olarak tarım sektörü istihdamında yaşanan çözülmenin, özellikle kısa dönemde işsizlik oranını yükselten bir unsur şeklinde ortaya çıkması ve bu çerçevede üretilen maliye politikası seçenekleri, söz konusu ilişkiyi açıklayan bir olgu olarak değerlendirilebilir. Özellikle sanayi sektörü ile kıyaslandığında, tarım kesiminde üreticilere sağlanan teşvik ve destekler -tarım sektöründe nitelikli işgücü ihtiyacının düşük düzeylerde bulunması, gizli işsizlik olgusu ve ücretsiz aile işçiliğinin yaygın şekilde görülmesi vb. nedenlerle- tarımsal istihdam artışına kısa vadede önemli katkılar sağlayabilmektedir. Bu sebeple, tarımsal istihdam hacmi ile maliye politikası için gösterge kabul ettiğimiz kamu harcamaları arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin saptanması şaşırtıcı değildir.

Bu çerçevede Türkiye’de istihdamı destekleyici politika alternatiflerinin, para politikasına kıyasla, maliye politikası üzerinden üretilmesi gerektiği ifade edilebilir. Diğer taraftan, enerji maliyetleri ve reel döviz kuru da tarım dışı istihdama ilişkin önemli değişkenler olarak dikkat çekmektedir. 

KAYNAKÇA

- Burgess, S.M. ve Knetter, M. (1998). An International Comparison of Employment Adjustment to Exchange Rate Fluctuations. *Review of International Economics*. 6(1), 151-163.
- Campa, J. M. ve Goldberg, L. (1998). Employment Versus Wage Adjustment and the US Dolar. *National Bureau of Economic Research Working Paper*. No. 6749 13 Ocak 2012 tarihinde <http://www.nber.org/papers/w6749> adresinden erişildi.
- Dolado, J.J. ve Lütkepohl, H. (1996). Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems. *Econometrics Reviews*. 15(4), 369-386.
- Erlat, G. (2000). Measuring the Impact of Trade Flows on Employment in the Turkish Manufacturing Industry. *Applied Economics*. 32, 1169-1180.
- Filiztekin, A. (2005). Exchange Rates and Employment in Turkish Manufacturing. *Sabancı University Discussion Paper Series* No. 0405, 2005, 1-24 02 Şubat 2012 tarihinde <http://128.118.178.162/eps/if/papers/0501/0501004.pdf> adresinden erişildi.
- Frenkel, R. ve Ros, J. (2006). Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America. *World Development*. 34 (4), 631-646.
- Fugarolas G., Manalich, I. ve Matesanz, D. (2007). Are Exports Causing Growth? Evidence on International Trade Expansion in Cuba: 1960-2004. *Munich Personal RePEc Archive Paper* No: 6323 17 Ocak 2012 tarihinde http://mpira.ub.uni-muenchen.de/6323/1/MPRA_paper_6323.pdf adresinden erişildi.
- Goldberg, L. ve Tracy, J. (1999). Exchange Rates and Local Labor Markets. *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 6985 15 Mart 2012 tarihinde <http://www.nber.org/papers/w6985> adresinden erişildi.
- Goldberg, L., Tracy, J. ve Aronson, S. A. (1999). Exchange Rates and Employment Instability: Evidence from Matched CPS Data. *The American Economic Review*. 89(2), 204-210.
- Günçavdı, Ö., Küçükçiftçi, S. ve McKay, A. (2002). Adjustments, Stabilisation and the Analysis of the Employment Structure in Turkey: An Input-Output Approach. *Credit Research Paper* No. 02/24 15 Mart 2012 tarihinde <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.1631&rep=rep1&type=pdf> adresinden erişildi.
- Hua, P. (2007). Real Exchange Rate and Manufacturing Employment in China. *China Economic Review*. 18, 335-358.
- Kandil, M. ve Mirzaie, I. A. (2002a). Exchange Rate Fluctuations and Disaggregated Economic Activity in the US: Theory and Evidence. *Journal of International Money and Finance*. 21, 1-31.
- Kandil, M. ve Mirzaie, I. A. (2003b). The Effects of Dollar Appreciation on Sectoral

Labor Market Adjustments: Theory and Evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 43, 89-117.

Kandil, M., Berument, H. ve Dinçer, N. (2007). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey. *Journal of Asian Economics*. 18, 466-489.

Ngandu, S. (2008). Exchange Rate and Employment. *South African Journal of Economics*. 76(2), 205-221.

Polat, Ö., Uslu, E. E. ve Aydemir, C. (2011). İmalat Sanayiinde Dış Ticaret ve İstihdamın Panel Veri Analizi. *Business and Economics Research Journal*. 2(3), 161-171.

Rambaldi, A. N. ve Doran, H. E. (1996). Testing for Granger Non-Causality in Co-integrated Systems Made Easy. *Working Paper in Econometrics and Applied Statistics* No.88 07 Nisan 2012 tarihinde <http://aliciarambaldi.net/doc/wp88.pdf> adresinden erişildi.

Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Process. *Journal of Econometrics*. 66, 225-250.

Zapata, H. O. ve Rambaldi, A. N. (1997). Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 59, 285-298.

Copyright of TISK Academy / TISK Akademi is the property of Turkish Confederation of Employer Associations / Turkiye Isveren Sendikaları Konfederasyonu and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.

Copyright of TISK Academy / TISK Akademi is the property of Turkish Confederation of Employer Associations / Turkiye Isveren Sendikaları Konfederasyonu and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.