



Türkiye’de Tüketici ve Toptan Eşya Fiyat İndeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1986–2004

Mahmut ZORTUK*

Özet: Fiyat indekslerindeki değişimler enflasyonun bir göstergesi olarak algılanmakta ve bu nedenle politika yapıcılarının ilgisini çekmektedir. Uygulamada en çok kullanılan indeksler ise TEFE ve TÜFE olarak bilinen indekslerdir. Toptan eşya satış fiyatlarındaki değişimin bir ölçüsü olarak kullanılan TEFE’ de meydana gelen değişimler tamamlanmış malların fiyat ölçüsü olarak kullanılan TÜFE’ yi etkilemektedir. Bu bağlamda yapılan çalışmada, söz konusu iki değişken arasındaki ilişki Türkiye’ye ait verilerle 1986: 01–2004: 12 dönemi için Birim Kök ve Granger Nedensellik Testini kullanarak araştırılmış ve TÜFE’ den TEFE’ ye doğru tek yönlü bir nedenselliğin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar kelimeler: Fiyat İndeksleri, Enflasyon, Birim Kök Testi, Granger Nedensellik Testi

The Causal Relationship Between The Consumer and Wholesale Price Index in Turkey: 1986–2004

Abstract: Changes in the price index have been perceived as indicator of inflation by policy-makers. The most applied indexes in practice are the Wholesale Price Index (WPI) and Consumer Price Index(CPI). Changes in WPI which is used as an indicator of changes in wholesale prices affects CPI which is used as an indicator of finished goods. In that sense, in this study the relationship between these two indexes has been examined by using a Unit Root Test and Granger Causality Test for Turkish data covering the period 1986:M1 and 2004:M12. Our result show that there is one way causality from WPI to CPI.

Keywords: Price index, Inflation, Unit Root Test, Granger Causality Test

GİRİŞ

Bir ekonomide fiyatlar genel düzeyinin ve maliyetlerin yükselmesiyle meydana gelen enflasyon ortamında tüm maliyet ve fiyatlar aynı oranda değişmez. Fiyatlar ve maliyetlerin birlikte değişmesi çok nadir olarak görülse de genelde fiyatlar maliyetlere göre gecikmeli olarak değişir. (Parasız,1997)

* Dr., Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Fiyatlar ve maliyetlerin ölçülmesinde ise çeşitli indeksler kullanılabilir. Bu indekslerin başlıcaları; tüketici ve toptan eşya fiyat indeksleri ile üretici fiyat indeksleri olarak sayılabilir. Tüketici fiyat indeksleri, tüketicilerin yararlandıkları mal ve hizmetlerin fiyatlarında meydana gelen değişimleri göstererek, toplumun tüketici yönü ile karşılaştığı farklılaşmaları ölçmektedir. Anlaşılacağı üzere toptan eşya fiyat indeksleri ise, üretilen mal ve hizmetler piyasasında meydana gelen değişimlerin belirlenmesinde yardımcı olmaktadır. Üretici fiyat indeksleri ise üretici fiyatlarındaki değişimin takibi açısından oldukça önemli bir indekstir. Üretici fiyat indeksleri, toptan eşya ve tüketici fiyat indeksleri arasındaki ilişkiler, üreticilerin enflasyon oranlarındaki payı hakkında bilgi vermektedir. Bu bilgi anti-enflasyonist politikalarda kullanılabilir oldukça önemli bir bilgidir (Kılıçbay, 2002). Türkiye’de 2005 yılına kadar toptan eşya fiyat indeksi hesaplanmış 2005’ten sonra isim ÜFE olarak değiştirilmiştir.

Bu nedenle çalışmada üretici fiyat indekslerindeki değişimin bir ölçüsü olarak toptan eşya fiyat indeksleri (TEFE) ve tüketici fiyat indeksleri (TÜFE) kullanılacaktır. Literatürde çok fazla sayıda ülkeye yönelik analizler mevcuttur. Bu çalışmada da Türkiye’deki indeksler arasındaki durum incelenecektir. Bu çerçevede çalışmanın amacı söz konusu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin 2005 ‘de TEFE’ nin değiştirilerek ÜFE adını almasından dolayı 1986–2004 dönemini kapsayan aylık gözlem değerleri yardımıyla araştırılmasıdır.

LİTERATÜR

Enflasyonun bir göstergesi olarak TEFE ve TÜFE arasındaki ilişkiye ve bu ilişkinin *farklı bileşenlerine yönelik* oldukça çok sayıda ampirik çalışma mevcuttur. Genel olarak bu çalışmalar TEFE ve TÜFE deki değişimleri iki farklı çerçevede incelemektedirler.

Yeni-Keynesyen görüş çerçevesinde bu iki değişken arasındaki ilişkinin ekonomik sonucu üretim girdilerinin maliyetlerindeki bir artışın gecikmeli olarak tamamlanmış malların fiyatlarını arttıracığıdır. (Belton ve Reichert, 2007) Bu görüşe alternatif olarak Tiffin ve Dawson (2002) Yeni Klasik Görüş çerçevesinde iki değişken arasındaki ilişkiyi maliyet-artışı, talep-azalışı bağlamında ele almışlardır. Buna göre üretilmiş mallara olan talep artışının göreceli olarak girdi fiyatlarına yansıtacağı ve bu durumda üretim maliyetlerinde bir artışa neden olacağı ifade edilmektedir.

Bu bağlamda, Dorestani ve Arjamond (2006) 1960–2005 yıllarına ait aylık veriler kullanarak ABD için yaptıkları analizde, ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi göstermeye çalışmışlar ve üretici fiyat indeksindeki değişimin

tüketici fiyatlarındaki değişimi gözlemlemede kullanılabilineceğini ileri sürmüşlerdir. Gordon (1988) ise 1954–1987 yıllarına ait aylık verilerle ABD için yapmış olduğu analizde TÜFE ve ÜFE arasında istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca ulaşamamıştır.

Diğer taraftan, hizmetler sektöründeki fiyat artışlarının enflasyon üzerindeki etkisi oldukça önemli olmaktadır. Bu kapsamda Lown ve Rich (1997) 1965–1996 yıllarına ait aylık gözlemlerle ABD için yapmış oldukları çalışmada işgücü maliyetlerindeki artışların enflasyonun seyri üzerinde oldukça önemli bir etkiye neden olduğunu göstermişlerdir. Mehra (1993) ise yapmış olduğu analizde birim işgücü maliyetlerindeki artışlarla enflasyonun uzun dönemli bir ilişki içerisinde olduğunu göstermiş ve işgücü maliyetlerindeki artışların, tüketici fiyatlarının gelecekteki seyri hakkında önemli bir ön bilgi olma özelliği taşıdığını ifade etmiştir. Emery ve Chang’da (1996) farklı dönemleri inceleyerek ABD için yapmış oldukları analizde ücretlerdeki artışların açık bir biçimde enflasyona neden olduğunu göstermişlerdir.

Abdulai (2002) ise İsviçre’deki domuz eti talebine yönelik yapmış olduğu çalışmada üretici ve tüketici fiyatlarındaki eşanlı ilişkiyi açık bir biçimde göstermiştir. Bu çalışma özellikle perakende satış fiyatlarının, üretici fiyatlarına olan duyarlılığının gösterilmesinde açık ampirik kanıtlar sunmaktadır. Üretici fiyatlarındaki artış çok hızlı bir şekilde perakende satış fiyatlarına yansımakta ve üretici fiyatlarındaki bir düşüşte aynı hızla satış fiyatlarını düşürmektedir.

Caraballo vd. (2006) ise Arjantin ve İspanya’ya yönelik olarak farklı dönemlere ait verilerle yaptıkları analizde göreceli fiyatlardaki artışlarla, enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmışlar ve iki ülke içinde yapısal farklılıklardan kaynaklanan farklı ve anlamlı sonuçlara ulaşmışlardır. Çağlayan ve Filiztekin (2003) ise Türkiye’ye ait verilerle yapmış oldukları çalışmada yüksek enflasyon döneminde göreceli fiyat artışlarının enflasyon üzerinde düşük bir etkiye neden olduğunu göstermişlerdir.

Ayrıca Molina (1998) Almanya, Fransa, İngiltere, İspanya ve İsveç’e ait verilerle yapmış olduğu analizde fiyatlar seviyesindeki değişimlerin tüketiciler üzerindeki maliyetini doğrulayan ampirik bir çalışmada bulunmuştur. Hamid ve Dhakar (2007) ise ABD için 1913–2003 yıllarına ait aylık verilerle yapmış oldukları çalışmada TÜFE üzerindeki mevsimsellik etkisini birbirinden bağımsız yöntemlerle dönemler itibarıyla araştırmışlar ve her dönem için farklı sonuçlara ulaşmışlardır.

Son olarak Akdi ve Şahin (2007) TÜFE ve 7 alt kategorisi ile TEFE enflasyon oranları için yakınsama özelliklerini Türkiye’ye ait 1988:1–2007:10 dönemine ait verilerini kullanarak tek değişkenli birim kök ve

durağanlık test istatistikleri ile analiz etmişler ve enflasyon serileri arasında yakınsamanın varlığı sonucuna ulaşmışlardır.

EKONOMETRİK METODOLOJİ ve VERİ SETİ

Gözlenen veri setinden yararlanılarak serinin tahmin edilmesi stokastik bir süreçle gerçekleşmektedir. Böylelikle, geliştirilen bir zaman serisi modelinden yararlanılarak ulaşılan stokastik sürecin zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin bilinmesi gerekmektedir. Eğer stokastik sürecin niteliği zaman boyunca aynı kalmayıp değişiklik gösteriyorsa; yani seri durağan değilse serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir cebirsel modelle ifade etmek imkânsızlaşmaktadır (Kutlar, 2005).

Bu bağlamda bir zaman serisinin birim kök (unit root) taşıması o zaman serisinin durağan olmadığını göstermektedir. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde değişkenler arasında sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilceğini göstermişlerdir. Bu nedenle zaman serilerinin kullanıldığı çalışmalara bu serilerin durağanlığı araştırılarak başlanılmaktadır.

Bir zaman serisinin, ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki kovaryansı bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise bu zaman serisi durağandır. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan analizler ise sadece bu seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilmektedir (Gujarati, 1999). Bu bağlamda durağan bir zaman serisinde, ard arda gelen iki gözlem değeri arasındaki fark, zamanın kendisinden kaynaklanmamakta, yalnızca zaman aralığından kaynaklanmaktadır. Durağan bir zaman serisinde bu ilişkinin doğal sonucu serinin ortalamasının zamanla değişmeyeceğidir (Kutlar, 2005).

Ancak makro iktisadi zaman serilerinin genellikle veriyi ortaya çıkaran stokastik sürecin birim kökü ile karakterize edildiği, dolayısıyla durağan olmadıkları bilinmektedir. Regresyon, nedensellik ve koentegrasyon analizleri sonuçlarının güvenilir olması açısından ise verilerin durağan olması önemlidir (Akgeyik, Çil Yavuz, 2006). Çalışmada kullanılacak verilerin tanımlanması ve durağanlık özelliklerinin araştırılmasından önce uygulanacak analizden söz etmek daha uygun olacaktır.

İki veya daha fazla değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasında Granger nedensellik analizi oldukça yaygın olarak kullanılmaktadır. İki değişken için Granger nedensellik testinin uygulanması aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^{L_{11}} \alpha_{11i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{12}} \alpha_{12j} X_{t-j} + u_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^{L_{21}} \alpha_{21i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{22}} \alpha_{22j} X_{t-j} + u_{2t} \quad (2)$$

$$H_0: \alpha_{12j} = 0 \quad j = 1, \dots, L_{12} \text{ için}$$

$$H_1: \alpha_{12j} \neq 0 \quad \text{en az bir } j \text{ için}$$

(1) no'lu denklemde α_{10} sabit parametre, hata terimi (u_{1t}) ise sıfır ortalama ve sabit varyansa [$u_t \sim ND(0, \sigma_u^2)$] sahip olup, white noise sürecidir. L_{11} , L_{12} , L_{21} ve L_{22} Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SC), log-likelihood oranı (LR) gibi kriterlerden biri veya birkaçına göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluklarıdır. X değişkeninin gecikmeli değerlerinin katsayılar vektörünün (α_{12j}) sıfıra eşit olduğu temel hipotezi reddedilirse, X değişkeni Y değişkeninin Granger nedenidir. Aynı şekilde (2) no'lu denklem aracılığıyla Y değişkeninin de X değişkeninin Granger nedeni olup olmadığı test edilir. (1) ve (2) no'lu denklemlerin her ikisi için de temel hipotez reddedilirse, çift yönlü nedensellik durumundan bahsetmek mümkündür. Hipotez test sonuçlarına göre, tek yönlü nedensellik ve nedensellik ilişkisinin olmaması diğer mümkün durumlar olabilmektedir.

Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için, (X) ve (Y) serilerinin durağan olması gerekir. Bir serinin ortalaması ve varyansı zaman içinde sabit ve serinin kovaryansı zaman değişimli değil ise, seri durağandır (Enders,1995). Nedensellik testlerinde durağan olmayan verilerin kullanımı, sahte nedensellik sonuçlarına sebep olabilecektir. Durağan olmayan değişkenlerin kullanıldığı sahte regresyon olarak adlandırılan modellerden sağlanan değişkenler arasındaki anlamlı istatistiksel ilişki, nedensellik ilişkisinden ziyade eşanlı korelasyonun delilidir (Granger-Newbold, 1974). Bu bağlamda, X_t ve Y_t gibi iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasının temel amaçları şu şekilde sıralanabilir (Işığınçok, 1994):

- i) Mevcut verilere dayanarak X_t ve Y_t 'nin gelecek değerlerinin tahmin edilmesi,
- ii) Y_t gibi bir değişkenin sadece kendi geçmiş değerleri ile mi, yoksa X_t gibi bir değişkenin değerleri ile mi daha iyi öngörülebileceğinin belirlenmesi,
- iii) Ekonometrik modellemede hangi değişkenlerin içsel, hangilerinin dışsal olduğunun belirlenerek böylece nedenselliğin yönünün tespiti,

iv) Bir deęişkendeki deęişimin dięer deęişken üzerindeki etkisinin kaç dönem sonra ortaya çıkacağıının belirlenmesi ve parametrelerdeki yapısal deęişimin tespiti.

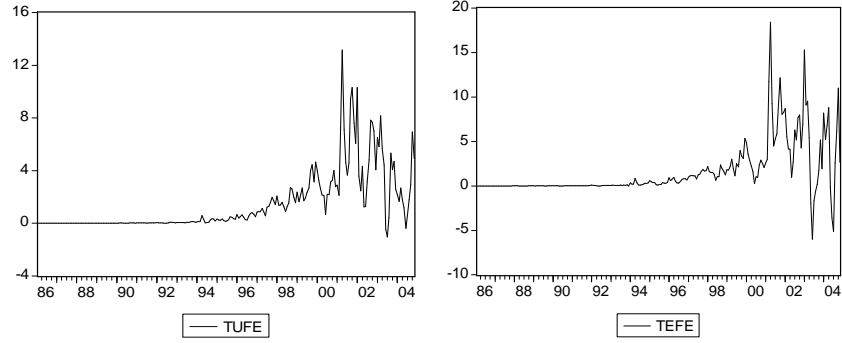
Bu amaçla 1986–2004 yıllarına ait aylık tüketici ve toptan eşya fiyat indekslerine ait gözlem deęerleri kullanılarak söz konusu iki deęişken arasındaki nedensellik ilişkisinin Türkiye için araştırılmasında International Financial Statistic (IFS) verilerinden yararlanılmıştır. IFS hem TÜFE hem de TEFE yi (2000=100) indeksli olarak hesapladığından temel yıl seçim problemini tamamen ortadan kaldırmıştır. Analiz 2005 ‘de TEFE’ nin deęiştirilerek ÜFE adını alması ve hesap sepetindeki deęişimden dolayı 1986–2004 dönemini kapsayan aylık gözlem deęerleriyle sınırlı tutulmuştur.

AMPİRİK SONUÇLAR

Nedensellik testleri, gecikme uzunluęuna ve serilerdeki birim köke duyarlıdır. Bu çalışmada deęişkenlere ait verilerin zaman serisi özelliklerinin belirlenmesinde genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF), nonparametrik test Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri kullanılmıştır. İlk iki testte serinin duraęan olduęu alternatif hipoteze karşı, duraęan olmadıęı temel hipotezi test edilirken, KPSS birim kök testinde temel hipotez serinin duraęan olduęudur. Dięerlerinden farklı olarak bu testte amaç gözlenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin duraęanlaştırılmasıdır. (Daha geniş bilgi için bkz. Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2005). Aşağıda Şekil 1 de TÜFE ve TEFE verilerine ait grafikler görülmektedir.

TÜFE ve TEFE verilerine uygulanan ADF, PP ve KPSS birim kök testlerine ait sonuçlar ise Tablo 1’de sunulmaktadır. ADF, PP ve KPSS test sonuçlarına göre nedensellik analizinde kullanılacak TÜFE ve TEFE serileri düzey seviyede duraęandır $I(0)$. Bu sonuçlara göre TÜFE ve TEFE deęişkenlerinin düzey deęerleri kullanılarak yapılacak olan nedensellik analizine ait sonuçlar geçerli olacaktır.

Şekil 1. TÜFE ve TEFE Aylık Oranlar



Tablo 1. ADF PP ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Düzye</i>	<i>Birinci Fark</i>
Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi		
TÜFE	-6.10*	-11.034
TEFE	-4.90*	-8.45
Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi		
TÜFE	-6.101*	-36.76
TEFE	-6.27*	-31.43
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi		
TÜFE	0.20**	0.03
TEFE	0.18**	0.04

Not: Değerler sabit ve trendli olarak, optimum gecikme uzunlukları ise ADF testi için SC, PP ve KPSS testleri için ise Newey- West metoduna göre belirlenmiştir.

* %1 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddini gösterir.

** %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin kabulünü gösterir.

Granger Nedensellik analizinde kullanılacak en uygun gecikme uzunluğunun tespitinde SC kriteri kullanılmış ve bu kriter gereğince gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir. (Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde aylık verilerin kullanılmasından dolayı on iki gecikme uzunluğu alınmış ve en düşük SC değerinin bir gecikmede sağlandığı belirlenmiştir). Bu çerçevede Granger Nedensellik testinin sonuçları aşağıda Tablo 2’de sunulmaktadır.

Tablo 2. Granger Nedensellik Test Sonuçları

İlişkinin Yönü	Gs.	İstatistik (<i>F</i>)	<i>p</i> - değeri
TEFE \Rightarrow TÜFE' ye	227	12,73	0,0004*
TÜFE \Rightarrow TEFE' ye	227	2,69	0,1019

Gs: Gözlem sayısı

*** %1 anlamlılık düzeyinde TEFE 'den TÜFE' ye tek yönlü ilişkinin varlığını gösterir.**

Tablo 2' de yer alan sonuçlar incelendiğinde *F*-istatistiği ilk denklem için anlamlı bulunurken, ikinci denklem için anlamsız bulunmuştur. Bu sonuca göre; teorik altyapıyla da uyumlu olarak incelenen dönem için toptan eşya fiyat indekslerinde ki bir değişimin bir gecikmeyle tüketici fiyatlarını etkilediğini söylemek mümkündür.

SONUÇ

Tüketici fiyat indeksleri ve toptan eşya fiyat indeksleri arasındaki ilişkinin araştırılmasına yönelik analizlerin fazla sayıda olması, iki değişken arasındaki ilişkinin oldukça önemli olmasından kaynaklanmaktadır. Bu değişkenler arasındaki ilişki politika yapıcılarına toptan eşya fiyat indekslerindeki değişimleri izleyerek enflasyonun gelecekte nasıl bir seyir izleyeceği hakkında bir ön bilgi sunmaktadır.

Türkiye verileri kullanılarak yapılan bu çalışmada, uygulanan test sonuçları ilgili dönemde her iki değişkenin de düzey seviyede durağan olduğunu göstermiş ve böylece değişkenler arasında nedensellik analizi yapılması mümkün olmuştur. Granger Nedensellik Testinin kullanıldığı analiz sonuçları ise açık bir biçimde ilgili dönemde toptan eşya fiyat indekslerinden tüketici fiyat indekslerine doğru istatistiksel olarak oldukça anlamlı ve tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermiştir.

Bu tek yönlü nedensellik ilişkisinden anlaşılan enflasyonun gelecekteki seyrinin belirlenmesinde farklı göstergelerin yanı sıra toptan eşya fiyat indekslerindeki değişimin de iyi bir gösterge olarak kullanılabilirdir.

KAYNAKÇA

- Damador N. G., (1999), “Temel Ekonometri”, (Çev: Ü. Şenesen, G.G. Şenesen), İstanbul, Literatür Yayınları
- Enders, W., (1995), Applied Econometric Time Series, New York, Wiley.
- Kılıçbay, A., (2002), Türkiye Ekonomisinin Genişleyen Ufukları, İstanbul, İstanbul Üniv. İktisat Fakültesi Yayınları, No:569
- Kutlar, A., (2005) , Uygulamalı Ekonometri, 2.Baskı, Nobel Yayınları, Ankara
- Parasız, İ., (1991), Modern Makro Ekonominin Temelleri, 1.Baskı, Bursa Ezgi Yayınları
- Işığçok, E., (1994), Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi, Bursa, U.Ü. Basımevi
- Sevüktekin, M. Nargeleşkenler M., (2005), Zaman Serileri Analizi, Ankara, Nobel Yayınları
- Akdi, Y.,Şahin, A., (2007), “Enflasyon Yakınsaması: Türkiye Örneği”, Finans Politik & Ekonomik Yorumlar, 44, 69-74.
- Abdulia, A., (2002), “Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market”, Applied Economics, 34, 679–87.
- Akgeyik T., Çil Yavuz N., (2006), “Türkiye’de Asgari Ücret, Milli Gelir ve İşsizlik İlişkisi (Ekonometrik Bir Analiz)”, Maliye Araştırma Merkezi Konferansları, 49. seri, 2–17.
- Belton W. J. and U.Nair-Reichert, (2007), “Inflation regimes, core inflation measures and the relationship between producer and consumer price inflation” Applied Economics, 39, 1295–1305.
- Caraballoa M. A., Carlos Dabu’ sb and Carlos U., (2006), “ Relative prices and inflation: new evidence from different inflationary contexts”, Applied Economics, 38, 1931–1944.
- C.W.J. Granger, P.Newbold, (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, Journal of Econometrics, 2(2), 111–120.

- Çaglayan, M. and Filiztekin, A., (2003), Nonlinear impact of inflation on relative price variability, *Economics Letters*, 79, 213–18.
- Dorestani, A., Arjomand L.H., (2006), “An Empirical Study of the Relationship Between Consumer and Producer Price Index: A Unit Root Test and Test of Cointegration”, *The Coastal Business Journal Spring* ; Vol.5, Nu.1, 33-38.
- Emery, K. M., and Chang, C.P., (1996), “Do Wages Help Predict Inflation?” *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, First Quarter: 2–9.
- Gordon, R. J., (1988), “The Role of Wages in the Inflation Process.” *American Economic Review* 78, No. 2: 276–283.
- Lown, C. S., and Rich, R. W., (1997), “Is There an Inflation Puzzle?” *Federal Reserve Bank of New York Research Paper*, No. 9723.
- Mehra, Y. (1993), “Unit Labor Costs and the Price Level.” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 79, No. 4: 35–52.
- Molina, J. A., (1998), “Analysing the effects of price changes on the cost of living of consumers using true indices”, *Applied Economics Letters*, 5, 639–44.
- Shaikh A. Hamid and Tej S. Dhakar, (2007), “The behaviour of the US consumer price index 1913–2003: a study of seasonality in the monthly US CPI” *Applied Economics*, 1–14.
- Tiffin R. and Dawson P. J., (2000), “Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb *Applied Economics*”, **32**, 1281–1286.