

TEFE (ÜFE) - TÜFE FİYAT ENDEKSLERİ ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ: FREKANS ALANI YAKLAŞIMI

CAUSALITY RELATIONSHIP BETWEEN THE TEFE
and
TÜFE: A FREQUENCY DOMAIN APPROACH

Recep TARI¹

Tezcan ABASIZ²

Ferhat PEHLİVANOĞLU³

ÖZET

Bu çalışmada enflasyonun kaynağının hangi nedene bağlı olduğunu bulmak ve ona göre politika geliştirmek için TEFE (ÜFE) ve TÜFE endeksleri arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Çalışmada klasik nedensellik testlerinden farklı olarak Türkiye’de 1987:1-2008:4 döneminde ilgili değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini dönemsel olarak belirlemek amacıyla frekans alanı yaklaşımı kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre ÜFE’den TÜFE’ye doğru nedensellik ilişkisi kısa dönemde $\omega \in (0.01, 0.91)$ frekansları arasında ya da 1987:1-1993:4 periyodunda gözükmemektedir. Uzun dönemde ise nedensellik literatürle aynı yöndedir. Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde politika yapıcılar bu iki endeksi yakından analiz ederek kısa dönemde enflasyonun maliyet artışlarından uzun dönemde ise talep koşullarından kaynaklandığını dikkate alarak politikalar geliştirmelidirler.

Anahtar Kelimeler: *Frekans Alanı, Nedensellik Testi, TÜFE, ÜFE, Enflasyon.*

ABSTRACT

In this paper causality relationships between TEFE and TÜFE was analyzed to find which reason source of inflation is connected and to develop a policy. Apart from classical causality tests, frequency domain approach is used to determine causality relations periodically among related variables in Turkey between 1987:1-2008:4. According to findings, causality

¹ Kocaeli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Prof. Dr.

² Kocaeli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Arş. Gör.

³ Yalova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yrd. Doç. Dr.

relationship from UFE to TUFEE in short-term seems between frequencies of $\omega \in (0.01, 0.91)$ or 1987:1993:4. In long term, causality has same direction as in the literature. Policy makers, by analyzing index carefully, should develop policies by taking account that inflation results from cost increases in short-term and demand conditions in long-term.

Keywords: *Frequency Domain, Causality Test, TEFE, TUFEE, Inflation.*

GİRİŞ

Bir ekonominin makro ekonomik performansı genel olarak; üretimdeki artış oranı, işsizlik ve enflasyon oranı ile ölçülmektedir. Fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen sürekli artış olarak tanımlanan enflasyon oranını genel olarak şu formülasyonla gösterebiliriz (Dornbusch and Fischer, 1998: 477):

$$\Pi = P - P_{-1} / P_{-1}$$

Bu formülasyondan da görüldüğü gibi enflasyon oranları hesaplanırken cari yıl fiyat endeksi ile sabit yıl (temel yıl) fiyat endeksi arasındaki ilişki incelenmektedir. Fiyatlar genel düzeyinin sürekli artması toplum üzerinde çeşitli maliyetler oluşturmaktadır. Örneğin fiyatların yükselmesi ile paranın taşınması gereken özellikler kaybolabilir, para ikamesi ortaya çıkabilir, bireyler varlıklarının erimemesi için çeşitli yöntemler geliştirir banka hesaplarını daha yoğun kullanırlar. Ayrıca bir çok iktisatçı tarafından enflasyon bireylerden alınan haksız bir vergiye de benzetilmektedir (Paya, 1997, 376 - 377).

Enflasyonun temel olarak talep artışının gereğinden fazla olmasından ya da maliyetlerde meydana gelen artışlardan kaynaklanmaktadır. Enflasyonun ölçülmesinde ise başlıca TÜFE, TEFE (ÜFE) ve GSMH DEFLATÖRÜ kullanılmaktadır. Üç endekste “fiyatlar genel düzeyindeki” sürekli artışları ölçmekte kullanılmaktadır. Çünkü sadece bazı malların fiyatlarının artması ya da bir malın fiyatının bir seferlik artışı enflasyon olarak kabul edilmemektedir (TCMB, 2004:5). Enflasyonun düşmesi ise, fiyatların düşmesi insanların alım gücünün artması, gelirlerinin yükselmesi demek değildir. Enflasyonun düşmesi fiyatların daha az artması, insanların alım güçlerinin daha az azalması ve sonuçta ekonomik refah ve istikrar demektir (TCMB, 2004:5).

Talep yanlı enflasyonda fiyatların artmasının temel nedeni toplam arzın (üretim) toplam talebi (istekleri) karşılayamaması durumunda fiyatlar genel düzeyinin artmasıdır. Bu yüzden bireylerin ihtiyaçlarını karşılamak için yaptıkları toplam harcama miktarı fiyatların yükselmesine neden olabilir.

Başka bir deyişle ekonomideki toplam para arzı toplam para talebini aştığında tüketimin artması ile enflasyon sorunu ortaya çıkacaktır. Örneğin; malların fiyatlarının artması bireylerin aynı mallar için daha fazla para

harcamalarının sonucudur. Bu durum ancak ya daha az tasarruf yapılmasıyla ya da tüketicilerin gelirlerinin artmasıyla ortaya çıkar. Gelirlerle birlikte enflasyonda artar çünkü tüketiciler satın almak istedikleri mal ve hizmetlere daha yüksek fiyat ödemeye razı olurlar. İşte bu noktada para arzının para talebinden daha fazla artması enflasyonla sonuçlanacaktır. (TCMB, 2004:6)

MB emisyonu (para miktarı artırır) giderse → ödünç veren kurumların ödünç miktarı artar → bireyler daha fazla borç alır ve elde tutulan para miktarı artar → tüketim her zamankinden daha fazla artar ve üretim bu artışa cevap veremez → sonuçta enflasyon artar.

Maliyet yanlı enflasyonda ise firmaların ve üretici birimlerin üretimde kullandıkları her türlü yarı mamul, hammadde, işgücü, enerji fiyatları ve vergilerdeki artışlar ekonomideki fiyatların genel seviyesini yükseltmektedir. Bu durumda toplam arz eskisine göre sola kayacaktır. Üretimde kullanılan her türlü girdilerin ve özellikle işgücünün fiyatının yükselmesi sonucunda fiyatlar artmaya başlar. Örneğin; büyük ölçüde ekonomideki talep baskısından bağımsız olarak ortaya çıkan petrol ve enerji kaynaklarındaki fiyat artışları ve güçlü sendikal hareketler ile üretken sektörlerdeki eksik rekabet koşullarının varlığı maliyetlerin artmasına yol açmasıyla toplam arz eğrisinin sola kayması fiyatların yükselmesi ile sonuçlanır (Saatçioğlu ve Korap, 2008:6). Enerji fiyatlarının artışı → üreticilerin maliyeti artar → ya üretim eskisine göre düşer ya da mevcut malların fiyatları artar → enflasyon yükselir.

İster talep yanlı olsun ister maliyet yanlı olsun ekonomide tüm fiyatların ortalamasını yansıtan fiyat seviyesi bir endeksle ölçülmektedir. Fiyat endeksi daha önceden belirlenmiş bir mal ya da hizmet sepetinin üretim ya da satın alma maliyetinin ölçülmesi demektir. Bu hesaplamayı yapabilmek için ekonomide üretilmiş yüzlerce mal ya da hizmetin fiyat bilgileri toplanıp, bütün mal ve hizmetlerin miktarı ve üretimin değeri olarak tüm fiyatları tek tek bir sayı ile ölçen bir göstergeye indirgenir. Yalnız burada tüm fiyatların ortalaması değil sepete dahil olan mal ve hizmetlerin önem derecelerini yansıtan ağırlıklandırmalar kullanılır. (Gül ve Gürbüz, 2006: 66) Endeks hesaplanırken iki tür ağırlık kullanılır. Birincisi sabit ağırlık ikincisi değişken ağırlıktır. Sabit ağırlık tüketim veya üretim yapısı aylar ya da mevsimlerden etkilenmeyen maddelerin ağırlıklarına denirken; değişken ağırlık tüketim ya da üretim yapısı mevsimlerden değişen maddelerin ağırlıklarına denir. (TÜİK, 2008: 17) Başka bir ifade ile sabit ağırlık sisteminde tüm ürünlerde her ay için sabit, ortalama ağırlıklar kullanılmaktadır. Değişken ağırlık yönteminde ise tüketilen ürünlerin ağırlıklarının aylara göre tüketim kalıplarını takip ederek mevsimsel etkiler (Atuk ve Sevinç, 2010: 4-6). Ağırlıklarda dikkate alındığında enflasyonu ölçmekte kullanılan formülü temel yıl için şu şekilde gösterebiliriz: (TÜİK, 2008: 52)

$$I = w.(P_i / P_0)$$

burada I : endeksi, w: ağırlık, P_i : cari fiyat, P_0 : temel yıl fiyatını göstermektedir.

Temel yıldan sonra gelen yıllarda ise bir önceki yılın aralık ayı fiyatı P_0 olarak alınmakta ve endeks bir önceki yılın aralık ayı endeksi ile çarpılarak zincirlenmektedir. Bu şekilde ağırlıklar güncellenmekte ve yeni önem kazanan mal ve hizmetler enflasyon sepetlerine dahil edilmektedir. Bu durumda formülasyon yeni ağırlık için şu şekilde olacaktır:

$$I_t = w^t .(P_t / P_{aralık (t-1)}) . I_{aralık (t-1)}$$

Bir ekonomide fiyat endekslerinin kullanılmasına şu nedenlerle ihtiyaç duyulmaktadır:

- Ülkenin ekonomik yapısının belirlenmesi
- Ekonomik karar alıcılara yol göstermesi
- Bireylerin satın alma gücünün tespit edilmesi
- Ücret ve maaşların belirlenmesi
- satın alınan mal ve hizmetlerdeki perakende fiyatların zaman içindeki değişiminin bilinmesi
- Yaş grupları, cinsiyet ve çeşitli meslek gruplarına göre değişebilecek sosyo ekonomik eğilimin belirlenmesinde
- Konjonktürün yönünün tespit edilmesinde (TÜİK, 2008: 16)

Endeksler hesaplanırken bir mal ve hizmet sepeti tespit edilmeli, temel yıl ağırlıkları, temel yıl fiyatları ve cari yıl fiyatları bilinmelidir. Endeks hesaplamada kullanılan sepete madde sepeti ya da mal sepeti adı verilmektedir. Ülkemizde ilk fiyat endeksi 1914 yılında Osmanlı döneminde İstanbul il merkezinden derlenen 26 maddenin perakende fiyatlarıyla ağırlıksız olarak “hayat pahalılığı endeksi” adı altında hesaplanmıştır. Daha sonra 1927 yılında İstanbul ticaret odası tarafından çalışma yapılmış ve 1929 yılında İstanbul piyasasında toptan işlem gören 52 maddenin ağırlıklı geometrik ortalaması ile hesaplanmış “toptan eşya fiyatları” endeksi yayınlanmıştır. (TÜİK, 2008: 18) Ülkemizde enflasyon rakamları başlıca Tüfe ve Tefe (üfe) endeksleri ile ölçülmektedir.

TÜFE, sadece hane halkları tarafından tüketilen mal ve hizmetlerdeki fiyat artışlarını ölçerken; TEFE üretilen ürünün niteliği ve alıcısına bakmaksızın yurt içi satışa neden olan maddelerdeki fiyat artışlarını ölçmektedir. Yani TEFE üretilmiş ve toptancıya sunulmuş eşya fiyatlarındaki

değişimi ölçerken; TÜFE nihai aşama olan tüketiciye ulaşan mal ve hizmetler ile temel gereksinimlerdeki fiyat değişimlerini ölçmektedir.

TÜFE belirli bir dönemde ortalama tüketim kalıplarını yansıtan bir mal ve hizmet sepetinin zaman içindeki fiyat değişimini ölçerken sepette yer alan malların kalite değişimleri göz önüne alındığı için TÜFE'nin sadece fiyat hareketlerini yansıtmaması sağlanmıştır. Ayrıca TÜFE'de aralarında akrabalık ilişkisi bulunsun ya da bulunmasın aynı konutta yaşayan hane halklarının, kurumsal nüfus yerlerinin (okul, yurt, çocuk yuvası, kışla vb) ve yurt içinde yerleşik ikamet etmeyen turistlerin yaptıkları bireysel tüketim harcamalarını temel almaktadır.

Üretici fiyatları endeksi (ÜFE)* ise belirli bir dönemde ülke ekonomisinde üretimi gerçekleştirilen ve yurt içinde satışa sunulan malların, üretici fiyatlarının zaman içinde karşılaştırılarak fiyat değişimlerini ölçen bir endekstir. ÜFE'de yurt içinde üretimi yapılan malların vergiler hariç peşin fiyatları dikkate alınmaktadır. Üretici fiyatları endeksinde tarım, avcılık, hayvancılık ve balıkçılık, sanayi ve hizmet sektörlerinde faaliyet gösteren üreticilerin yetiştirdiği ve piyasaya arz ettiği ürünlerin ilk satış fiyatlarındaki değişim takip edilmektedir. Ayrıca ÜFE sepetine giren malların seçilmesinde; üretimin yurt içinde yapılan satış değeri olarak önemli bir ağırlığının olması, malların tanımlanabilir ve birim fiyatına ulaşılabilir olması, fiyatlarının izlenebilir olması ve yurt içi üretiminin sürekli olması gibi kısıtlar kullanılmaktadır.⁴

Sonuç olarak endekslerin hazırlanmasında kullanılan sepetlerin içeriği de dikkate alındığında TÜFE yaşam maliyetini ölçen ve tüketici hareketlerini incelemek için kullanılan bir endeks iken ÜFE üretimin maliyetini ölçen ve üretici birimlerinin hareketlerini incelemek için kullanılan bir endekstir. Politika yapımcılar bu iki endeksi yakından analiz ederek enflasyonun kaynağını tespit edebilir ve duruma en uygun alternatif politikaları geliştirebilirler.

Türkiye'de 1987:1-2008:4 döneminde enflasyon ölçümünü sağlayan fiyat endeksleri TEFEE ve TÜFE arasındaki ilişkinin yönü ve boyutu spektral analiz kapsamında araştırıldığı bu çalışma beş başlık altında sunulmuştur. Çalışmanın ikinci bölümünde literatür verilmiş olup üçüncü bölümde uygulanan yöntem ayrıntılı bir şekilde sunulmuştur. Dördüncü bölümde ise tahmin sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölümde ise çalışmanın genel bir değerlendirmesi yapılmış ve önerilerde bulunulmuştur.

* Eski ismi Tefe olan endeks 2005 yılından bu yana ÜFE olarak adlandırılmaktadır.

⁴ TÜİK, a.g.e., s.40.

2. Literatür

1970'li yılların ortalarından başlayarak günümüze gelindiğinde dünyada sadece az gelişmiş ülkeler değil ara ara gelişmiş ekonomiler için de enflasyona neden olan yapısal, sosyal ve ekonomik nedenler global bir sorun haline gelmiş ve fiyatların artışını açıklamaya dönük bir çok çalışma ve araştırma yapılmıştır. Bu çalışmalarda genel kanı enflasyonun, temelde tüketimdeki artıştan kaynaklanan talep nedenlerinden, ücret ve girdi artışından kaynaklanan maliyet nedenlerinden ve ekonomideki bireylerin alışkanlıklarından oluşan sosyo-ekonomik yapıdan kaynaklanan yapısal nedenlerden ortaya çıktığıdır. Türkiye'de talep enflasyonu TÜFE ile maliyet ve yapısal enflasyon ise ÜFE ile ölçülmektedir. Bu amaçla eğer TÜFE ve ÜFE arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü bilinebilirse enflasyonun kaynağı daha iyi anlaşılabilir ve enflasyona karşı alınan önlemler daha etkili olacaktır.

Literatürde iki endeks arasındaki nedensellik üzerine yapılmış çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Dorestani ve Arjamond 2006 yılında yaptıkları çalışmada (Amerika Birleşik Devletleri için) 1960-2005 dönemi aylık verilerini kullanmışlar ve ÜFE'deki artış ya da azalışın TÜFE'deki artış ya da azalışı açıklamada kullanılabileceği sonucuna varmışlardır.

Lown ve Rich, 1997 yılında yaptıkları çalışmada ABD için 1965 – 1996 dönemi aylık verilerini kullanmışlar işçi ücretlerindeki artışın enflasyon (fiyatlar) üzerinde önemli etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yani Lown ve Rich'te nedenselliğin yönü ÜFE'den TÜFE'ye doğru bulunmuştur. Daha sonra Mehra 1993 yılında, Emery ve Chang ise 1996 yılında yaptıkları çalışmalarda nedenselliğin yönünün ÜFE'den TÜFE'ye doğru olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Özellikle Emery ve Chang ücretlerdeki yükselmenin aleni bir şekilde fiyat artışlarına yol açtığını vurgulamışlardır.

Molina 1998 yılında yaptığı çalışmada İngiltere, İspanya, İsveç, Almanya ve Fransa üzerine bir çalışma yapmış sonuçta fiyatlardaki değişmelerin tüketici üzerindeki maliyetlerini açıkça ortaya koyduğunu söylemiştir. ABD için yapılan başka bir çalışmada 2007 yılında Hamid ve Dhakar'a aittir. 1913-2003 aylık verileriyle yapılmış söz konusu çalışma TÜFE üzerindeki mevsimsellik etkisinin her dönem enflasyon üzerinde farklı sonuçlara yol açtığını ortaya koymuşlardır.

Bunların yanı sıra Gordon ABD için yapmış olduğu ve 1954 – 1987 dönemi aylık verileri kullandığı çalışmasında ÜFE ve TÜFE arasında istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca yani herhangi bir nedensellik ilişkisine ulaşamadığı sonucunu ortaya koymuştur.

Son olarak Mahmut Zortuk'un Türkiye üzerine yaptığı ve 1986 – 2004 dönemine ait aylık verilerini kullandığı çalışmasında ÜFE'den TÜFE'ye

doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. (Zortuk, 2008: 182).

3. Teorik Model

Zaman serileri arasındaki ilişkinin tartışma odağında kavramsal açıdan geri besleme ve bağımlılık kavramlarına sıkça başvurulmaktadır (Geweke, 1982:304). Bu kavramların ortaya çıkma sürecinde tahmin edilen ekonometrik modele ait özelliklerin belirlenmesi ya da iki seri arasındaki ilişkinin tanımlanması ve kullanılmasına dair bilgilerin elde edilme süreci yatmaktadır.

Serilerin durağanlık özellikleri dikkate alınıp VECM-ECM yaklaşımları kullanılarak Granger nedenselliğın kısa ve uzun dönem dinamiklerini ayırt edebilmek mümkündür. Bununla birlikte ilgili yöntemlerle katsayılara kısıt getirilerek elde edilen klasik Wald ya da F sınamaları ile uzun dönem içinde var olması yüksek kısa dönemli ilişkiler göz ardı edilebilir. Çünkü nedensellik ilişkisi ilgili analiz döneminin farklılaşması ya da durağanlık özelliğine göre değişirken aynı zamanda uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinden elde edilen dinamik uyarılama gecikmesine ait işaret ve katsayı büyüklüğüne bağlı olarak da değişebilmektedir. Sonuç olarak uzun dönem içinde var olması muhtemel kısa dönem ilişkiler gözlenememektedir. Bu sorunu ortadan kaldırmak ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini dönemsel olarak belirlemek amacıyla çalışmada spektral analiz çerçevesinde frekans alanı yaklaşımı kullanılmıştır.

Geweke (1982) ve Hosoya (1991) spektral yoğunluk fonksiyonlarının ayrıştırılmasına dayalı bir özellik taşıyan frekanslara dayalı nedensellik ölçümü önermişlerdir. Yao ve Hosoya (2000) otoregresif parametrelere dayalı doğrusal olmayan kısıtlamaları öngören belirli bir frekans düzeyi veri iken nedenselliğın ölçülebilmesi için Wald tipi nedensellik testi geliştirmişlerdir. İki değişkenli vektör otoregresif (VAR) model kullanılıp otoregresif katsayılar üzerine doğrusal kısıtlamalar kullanılarak prosedürü belirtmişlerdir. Belirtilen prosedür Yao ve Hosoya (2000) da belirtildiği üzere Delta methodudur. Bu test süreci ko-entegrasyon (eşbütünleşme) ilişkisine izin veren yüksek boyutlu sistemler olarak genelleştirilebilir.

Önce $t=1, \dots, T$ 'ye kadar $z_t = [x_t, y_t]$ vektörü tanımlansın. z_t , burada sonsuz derecede bir VAR sistemini gösterebilir.

$$\Theta(L)z_t = \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$, $L^k z_t = z_{t-k}$ ile 2x2 boyutlu gecikmeli polinom eşitliğini göstermektedir. Hata vektörü ε_t white noise

(beyaz gürültü) $E(\varepsilon_t)=0$ ve $E(\varepsilon\varepsilon')=\Sigma$. Σ burada pozitif tanımlı bir değerdir. Cholesky ayrıştırmasıyla G düşük triangular matris $G'G=\Sigma^{-1}$ ve beklenen değeri $E(\eta_t\eta_t')=I$ olup burada $\eta_t = G\varepsilon_t$ eşit olmaktadır. Sistemin durağan bir yapıda olduğu varsayımı altında MA süreci şu şekilde gösterilebilir.

$$\begin{aligned} z_t = \Phi(L)\varepsilon_t &= \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \\ &= \Psi(L)\eta_t = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2)$$

burada $\Phi(L) = \Theta(L)^{-1}$ ve $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}$ eşittir. Bu eşitlikleri kullanarak spektral yoğunluk fonksiyonu şu şekilde yazılabilir.

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2} \{ |\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2 + |\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 \}$$

Geweke (1982) de belirtildiği üzere nedenselliğin ölçümü

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[\frac{2\pi f_x(\omega)}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (3)$$

$$= \log \left[1 + \frac{|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (4)$$

nolu eşitliğe göre herhangi bir ω frekansında $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|=0$ eşit oluyorsa $\log(1)=0$ olacağından y değişkeninden x değişkenine bir nedensellik ilişkisi bulunmayacaktır. Eğer z_t 'nin elemanları $I(1)$ ve eşbütünleşik iseler otoregresif polinom $\Theta(L)$ birim köke sahip olacak ve polinomun kökleri birim çemberin dışında kalacaktır. Bunun için 1 nolu eşitliğin her iki tarafından z_{t-1} çıkartılırsa,

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= (\Theta_1 - I)z_{t-1} + \Theta_2 z_{t-2} + \dots + \Theta_p z_{t-p} + \varepsilon_t \\ &= \tilde{\Theta}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

eşit olmaktadır. Burada $\tilde{\Theta}(L) = \Theta_1 - I + \Theta_2 L + \dots + \Theta_p L^p$ ye eşittir. Eğer y , x 'in nedeni değilse Granger anlamında $\Theta(L)$ ya da $\tilde{\Theta}(L)$ nin elamanları sıfıra eşit olmaktadır. Frekans alanı yaklaşımıyla nedenselliğin ölçümü MA⁵ sürecinin ortogonalize edilmesiyle,

$$\Delta z_t = \tilde{\Phi}(L)\varepsilon_t = \tilde{\Psi}(L)\eta_t$$

sürecine eşit olmaktadır. Burada $\tilde{\Psi}(L) = \tilde{\Phi}(L)G^{-1}$, $\eta_t = G\varepsilon_t$ ve G düşük triungular matris ve öyleki $E(\eta_t \eta_t') = I$ matrisine eşit olmaktadır. Hemen belirtmek gerekir ki eşbütünleşik iki değişkenli sistemlerde β eşbütünleşik vektörü göstermek üzere $\beta' \tilde{\Psi}(1) = 0$ ' a eşit olmakta ve öyle ki $\beta' z_t$ durağan bir süreç izlemektedir. Durağan bir süreçte nedenselliğin ölçümü 5 nolu eşitlik ile mümkündür.

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[1 + \frac{|\tilde{\Psi}_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\tilde{\Psi}_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (5)$$

Hosoya (2001) çalışmasında daha yüksek sistemlerde farklı değişkenlerin modele eklenmesiyle nedensellik ilişkisini Hilbert uzayı yaklaşımıyla test etmiştir. Üç boyutlu bir sistemde $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}]'$ y_1 değişkeninin y_2 değişkeni üzerinde nedensellik ilişkisi ölçülmeye çalışılsın. Bunun için w_t , Hilbert uzayında $H(y_{1t}, y_{2t}, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$, y_{3t} projeksiyon ya da izdüşüm matrisinden elde edilen hataları içeren vektör olsun. $H(w_t, w_{t-1}, \dots)$ uzayında $y_{1t}(y_{2t})$ izdüşümünden elde edilen $u_t(v_t)$ projeksiyon (izdüşüm) hata terimleri matris formunda gösterilirse,

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) & \Psi_{13}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) & \Psi_{23}(L) \\ \Psi_{31}(L) & \Psi_{32}(L) & \Psi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \end{bmatrix}$$

$u_t = \Psi_{11}(L)\eta_{1t} + \Psi_{12}(L)\eta_{2t}$ ve $v_t = \Psi_{21}(L)\eta_{1t} + \Psi_{22}(L)\eta_{2t}$ eşit olmaktadır. Hosoya (2001), iki boyutlu sistemde olduğu gibi nedenselliğin ölçümünü u_t ve v_t vektörleri arasında da göstermiştir.

$M_{y_1 \rightarrow y_2 | y_3}(\omega) = M_{u \rightarrow v}(\omega)$. Bu şekilde yüksek dereceden sistemler böyle bir dönüşüme tabi tutularak ikili sistemde olduğu gibi nedensellik ilişkisi test

⁵ Katsayıları Fourier dönüşümü yapılmaktadır.

edilebilir. $|\tilde{\Psi}_{11}(e^{-i\omega})|$ ve $|\tilde{\Psi}_{12}(e^{-i\omega})|$ parametreleri Yao ve Hosoya (2000) tarafından geliştirilen delta yöntemiyle tahmin edilmeye çalışıldığında doğrusal olmayan VAR parametre ve katsayıları ortaya çıkacaktır. Bu zorluğu ortadan kaldırmak için Breitung ve Candelon (2006) çalışmalarında doğrusal kısıtlamalar koyarak bu problemi ortadan kaldırmışlardır (frekans alanı yaklaşımı-frequency domain approach). $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ yani ω frekansında y den x e doğru bir nedensellik ilişkisi yoksa $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|$ değeri sıfır olmaktadır. $\Psi(L) = \Theta(L)^{-1}G^{-1}$ kullanılarak $\Psi_{12}(L) = -\frac{g^{22}\Theta_{12}(L)}{|\Theta(L)|}$

elde edilir. Burada g^{22} ; G^{-1} matrisinin düşük diagonal elemanlarını, $|\Theta(L)|$ ise $\Theta(L)$ nin determinant değerini göstermektedir. $\theta_{12,k}$, Θ_k matrisinin (1,2) elemanlarını göstermek üzere y nin x nedeni olup olmadığı hipotezi şu şekilde sınanır.

$$|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = \left| \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) i \right| = 0.$$

Bu eşitlik, $|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = 0$ olabilmesi için yeterli şarttır.

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0 \quad (6)$$

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0 \quad (7)$$

7 nolu kısıt fonksiyonunda sıfır ve π değerinin her frekansında $\sin(k\omega) = 0$ sıfıra eşit olacağından bu dışlanabilir.

4. Veri Seti ve Tahmin Sonuçları

Enflasyon genel olarak fiyatlardaki sürekli artış olarak tanımlansa da aslında paranın satın alma gücünün düşmesinden başka bir şey değildir. Enflasyonun ortaya çıkmasına neden olan birçok faktör olmasına rağmen temelde enflasyon; maliyet ya da talep artışından kaynaklanmaktadır. Talep enflasyonu cari fiyatlardan üretilen mal ve hizmetlerin bireylerin ihtiyaçlarından az olması durumunda ortaya çıkarken; maliyet enflasyonu; girdi fiyatlarındaki, ücretlerdeki ve hammaddeledeki artıştan kaynaklanmaktadır. Enflasyonun kaynağının hangi nedene bağlı olduğunu

bulmak ve ona göre politika geliştirmek için kullanılan başlıca 2 endeksten TÜFE talep kaynaklı fiyat artışlarını ölçerken diğer indeks TEFE maliyet kaynaklı enflasyonu ölçmektedir. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de mal ve hizmet fiyatlarındaki artışların mı maliyetleri etkilediği, yoksa girdi ve ücretlerdeki fiyat artışlarının mı mal fiyatlarını etkilediğini bulmaktır. Kısaca Türkiye’de TÜFE’ den TEFE’ ye mi yoksa TEFE’ den TÜFE ’ye mi bir nedenselliğin olduğunun bulunmasıdır. Bu amaçla çalışmada frekans alanı yaklaşımı dikkate alınarak literatürde ilgili değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünün sadece TÜFE’den TEFE’ye değil tersi durumda da nedenselliğin kısa dönemde de geçerli olduğunu ortaya koymaktır. Bu amaçla çalışmada kullanılan veriler üçer aylık olup 1987:1-2008:4 periyodunu kapsamaktadır. Farklı bir bakış açısı getiren frekans alanı yaklaşımı ile diğer testlerden farklı olarak kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkisi farklı bir test yapmayı gerektirmeksizin aynı anda görülebilmektedir. Testin uygulanabilmesi için modelde kullanılan değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Durağanlık için tek kırılmalı birim kök testine başvurulmuştur. Bu testler kırılma zamanını içsel olarak belirleyen ve trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan Zivot-Andrews test istatistiklerinden oluşmuştur. Elde edilen bulgular Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: Zivot-Andrews Tek Kırılmalı Test Sonuçları

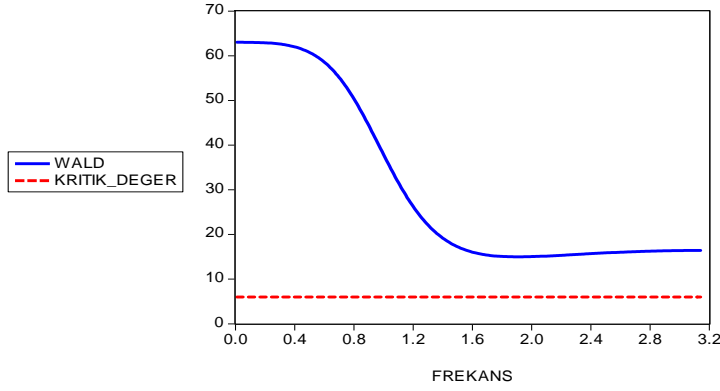
Değişken	Model	M	β_1	DU ₁	D(TB) ₁	D(T) ₁	α	TB	gecikme	kritik değerler	
										1%	5%
TEFE(ÜFE)	Sabitli	-3720.3222	-13855.8724	293.8638	19012.4928	-	-0.0815	2000:4	7	-5.34	-4.80
	t-istatistik	-2.0791	-2.1237	3.7415	4.1321	-	-4.6668				
	Trend	-1575.7764	166.4909	-	-2262.6632	2195.7876	-0.2406	1998:1	7	-4.93	-4.42
	t-istatistik	-0.8444	1.8845	-	-0.7311	4.2923	-4.6426				
	Sabit+trend	-1385.4390	151.9028	2242.8462	-4156.1357	5733.4336	-0.2439	1997:4	7	-5.57	-5.08
	t-istatistik	-0.7303	1.6595	4.3227	-1.2262	0.9262	-4.6634				
	Sabitli*	-	-	-	-	-	-3.595	2001:2	2	-5.34	-4.80
	trend*	-	-	-	-	-	-3.507	1996:4	2	-4.93	-4.42
	Sabit+trend*	-	-	-	-	-	-3.171	1995:3	2	-5.57	-5.08
	TÜFE	Sabitli	-2072.3121	165.0366	17953.0517	-5777.2756	-	-0.0647	2005:2	8	-5.34
t-istatistik		-1.3785	2.4394	3.9218	-1.1314	-	-4.6238				
Trend		-1937.0012	207.5645	-	-2118.1606	2669.8085	-0.2241	1998:1	8	-4.93	-4.42
t-istatistik		-1.3215	2.8462	-	-0.8528	5.2708	-5.6186				
Sabit+trend		-1693.2662	189.0337	6856.8098	-4422.3562	2774.7637	-0.2308	1997:4	8	-5.57	-5.08
t-istatistik		-1.1458	2.5362	1.4214	-1.6133	5.4027	-5.7379				
Sabitli*		-	-	-	-	-	-4.504	2001:2	1	-5.34	-4.80
trend*		-	-	-	-	-	-3.296	1996:4	1	-4.93	-4.42
Sabit+trend*		-	-	-	-	-	-2.997	1995:2	1	-5.57	-5.08

Not: Koyu olarak işaretlenmiş katsayılar ilgili değişkenin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir. Ayrıca * ile gösterilenler Zivot ve Andrews 1, 2 ve 3 nolu eşitliklerinde kırılmanın dışsal olarak dikkate alınmasıyla hesaplanmıştır. Diğer parametreler ise Zivot ve Andrews (1992:253 ve 254)’un Perron’un aksine kırılmayı içsel olarak belirlediği 1’, 2’ ve 3’ nolu eşitlikler kullanılarak hesaplanmıştır.

Elde edilen sonuçlara göre kırılmanın dışsal olarak kabul edildiği 1, 2 ve 3 nolu eşitliklerin⁶ kullanılmasıyla hem TÜFE değişkeni hem de ÜFE değişkeni için kırılmanın olmadığı gözlenmiştir. Kırılmanın içsel olarak belirlendiği 1', 2' ve 3' nolu eşitliklerin kullanılmasıyla ÜFE değişkeni için kritik değerler ile elde edilen test istatistiği değerleri karşılaştırıldığında serinin trendinde meydana gelen olası kırılma dönemi 1998:1 periyodunda gerçekleştiğini göstermektedir. Aynı şekilde TÜFE değişkeni için kırılmanın içsel olarak belirlendiği modellerde kırılma 1994:3 döneminde trend ve sabitte gerçekleşmiştir. Seriler, tek kırılmalı test sonuçlarına göre trend durağandırlar. Serilere gerekli dönüşümler yapıldıktan sonra ilgili değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılabilir.

Frekans alanı yaklaşımıyla elde edilen sonuçlar ve nedensellik ilişkisi her ω frekansında araştırılmıştır. Bunun için her bir frekans değerinin elamanı olduğu $\omega \in (0, \pi)$ aralığında 5 ve 6 nolu eşitlikler kullanılarak λ_{hesap}^2 değerleri araştırılmış ve %5 anlamlılık düzeyinde λ_2^2 tablo değeri 5.99 ile karşılaştırılmıştır. Ele alınan analiz döneminde nedensellik ilişkisinin daha iyi ortaya konulabilmesi için π değeri 3.14 olarak belirlenmiştir. Dolayısıyla 314 birim frekans ve Wald istatistiği elde edilmiştir. Şekil 1 ve 2 sırasıyla $M_{tüfe \rightarrow tefe}(\omega)$, $M_{tefe \rightarrow tüfe}(\omega)$ nedensellik ilişkisini $(0, \pi)$ frekans sınırları arasında göstermektedir.

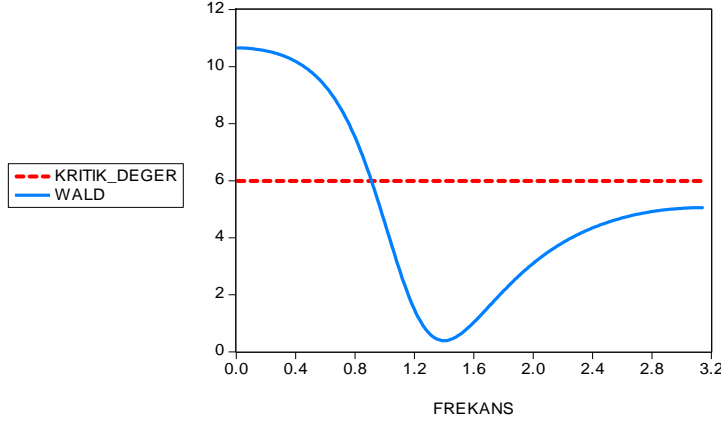
Şekil 1: TÜFE'den TEFE Değişkenine Nedensellik ($M_{tüfe \rightarrow tefe}(\omega)$)



⁶ Zivot ve Andrews (1992:253 ve 254) çalışmasında kırılmayı içsel ve dışsal olarak tanımladığı eşitlikler.

Ayrıca kesik çizgiler %5 önem düzeyinde λ_2^2 tablo değeri 5.99'a göre çizilmiştir. TEFÉ den tüfeye doğru nedensellik ilişkisi sadece kısa dönemde (şekil 2) $\omega \in (0.01, 0.91)$ frekansları arasında ya da 1987:1-1993:4 periyodunda 28 çeyrekte gözükmemektedir. Uzun dönemde ise ilgili değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi literatürle aynı yönde TÜFE'den TEFÉ'ye doğrudur (Şekil 1).

Şekil 2: TEFÉ'den TÜFE Değişkenine Nedensellik ($M_{tefe \rightarrow tufe}(\omega)$)



Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde politika yapıcılar bu iki endeksi yakından analiz ederek kısa dönemde enflasyonun maliyet artışlarından uzun dönemde ise talep koşullarından kaynaklandığını dikkate alıp duruma en uygun alternatif politikalar geliştirmelidirler.

SONUÇ

Türkiye ekonomisi'nde uzun yıllardır görülen enflasyon olgusu birçok istikrarsızlığın kaynağı olarak görülmektedir. Fiyat artışlarına sebep olan faktörlerin arkasında yatan temel neden olarak genelde tüketimdeki artıştan kaynaklanan talep nedenlerinden, ücret ve girdi artışından kaynaklanan maliyet nedenlerinden ve ekonomideki bireylerin alışkanlıklarından oluşan sosyo-ekonomik yapıdan kaynaklanan yapısal nedenlerden ortaya çıktığıdır. Endeksler arasındaki (TÜFE (talep) ve ÜFE (maliyet)) nedensellik ilişkisinin yönü bilinmesi durumunda enflasyonun kaynağı daha iyi tespit edilip politika yapıcılara enflasyonun kaynağı olarak alınacak önlemlerin daha etkili olmasını sağlayacaktır. Bu amaçla çalışmada 1987:1-2008:4 üçer aylık verilerle frekans alanı yaklaşımı kullanılarak endeksler arasındaki

nedenselliğin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Elde edilen bulgulara göre ÜFE'den TÜFE'ye doğru nedensellik ilişkisi sadece kısa dönemde $\omega \in (0.01, 0.91)$ frekansları arasında ya da 1987:1-1993:4 periyodunda gözükmektedir. Uzun dönemde ise ilgili değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi literatürle aynı yöndedir.

KAYNAKLAR

- ATUK, O. ve SEVİNÇ, O. (2010) TÜFE'de Sabit ve Değişken Arlık Sistemi Yaklaşımları: Türkiye Taze Meyve –Sebze Fiyatları Üzerine Bir Uygulama, TCMB Yayınları, Sayı:2010-15.
- BREITUNG, J.; Candelon, B. (2006) Testing for Short and Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach, *Journal of Econometrics*, 132(2),363-378.
- DORESTANI, A. ve 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*, 5(1), 33-38.
- DORNBUSCH, R.; Fischer,S. (1998) *Makroekonomi*, Çev. Ak, Salih, Fisunoğlu, Mahir ve diğerleri, Akademi Yayınları, İstanbul.
- EMERY, K. M. ve Chang, C.P. (1996) Do Wages Help Predict Inflation?, *Economic and Financial Policy Review*, 1, 2–9.
- GEWEKE, J. (1982) Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, 77(378), 304-324.
- GUL, E. ve Gürbüz, A.A. (2006) Enflasyon Hedeflemesi ve Türkiye'de Uygulanabilirliği, *Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14, 63-84.
- HOSOYA, Y. (1991) The Decomposition and Measurement of the Interdependency Between Second-Order Stationary Processes, *Probability Theory and Related Fields*, 88(4), 429-444.
- HOSOYA, Y. (2001) Elimination of Third Series Effect and Defining Partial Measures of Causality, *Journal of Time Series Analysis*, 22(5), 537-554.
- LOWN, C. S., ve 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, *Economic Review*, 79(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(10), 639–44.
- PAYA, M. (1997) *Makro İktisat*, Filiz Kitabevi, İstanbul.

- SAATÇİOĞLU, Cem ve KORAP, H. Levent, (2008), Talep Çekişli ve Maliyet İtişli Enflasyonist etkenlerin Türkiye Ekonomisi Koşullarında Karşılaştırılması: Uygulanabilir Bir Enflasyon Hedeflemesi Sistemi İçin Şoklara Karşı Duyarlılık Çözümlemesi ve Sistem Ayırıştırması, 2. Ulusal İktisat Kongresi, 20-22 Şubat, DEU İİBF İktisat Bölümü, İzmir, s.6.
- SHAIKH A. H. 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.
- TCMB. (2004) Enflasyon, TCMB Yayınları, Ankara.
- TÜİK. (2008) Fiyat Endeksleri ve Enflasyon, Resmi İstatistikler Dizisi – 3, TÜİK Matbaası, Ankara.
- YAO, F., ve Hosoya, Y. (2000) Inference On One Way Effect and Evidence in Japanese Macroeconomic Data, *Journal of Econometrics*, 98(2), 225-255.
- ZIVOT, E. ve Donald W. K. A. (1992) Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.
- ZORTUK, M. (2008) Türkiye’de Tüketici ve Toptan Eşya Fiyat İndeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1986 - 2004, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20, 181-190.