

Türkiye Ekonomisinde Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Analiz

Şahabettin GÜNEŞ

Doç.Dr., Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF,
İktisat Bölümü
gunes_s@ibu.edu.tr

Fatih KONUR

Yrd.Doç.Dr., Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF,
İktisat Bölümü
fatihkonur@ibu.edu.tr

Türkiye Ekonomisi'nde Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Analiz

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'de uluslararası ticarete açıklık derecesi ile enflasyon arasındaki muhtemel ilişki araştırılmıştır. 2000Q1-2011Q4 arası çeyrek dönemlik veri setine eş-bütünleme (kointegrasyon) ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VHDM) teknikleri uygulanmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre, dışa açıklık ile enflasyon serileri eş-bütünleme özelliğine sahiptirler. Değişkenler arasında çift yönlü işleyen bir Granger-nedensellik ilişkisi de bulunmaktadır. Vektör Hata Düzeltme Modeli sonuçlarına göre ise, iki değişken arasında kısa dönemde ortaya çıkan sapmalar uzun dönemde ortadan kalkmaktadır. Yani seriler birlikte hareket etmektedirler.

Anahtar Kelimeler: Dışa açıklık, Enflasyon, Eş-bütünleme, VHDM

An Empirical Analysis on the Relationship between Openness and Inflation in Turkish Economy

Abstract

This study investigates the possible relationship between international trade openness and inflation in Turkey. Cointegration and Vector Error Correction Model (VECM) techniques are utilized on quarterly data set covering the period 2000Q1-2011Q4. The main findings of the paper are as follows: for the Turkish economy, openness to international trade and inflation are cointegrated and have bi-directional Granger causality relationship. The variables tend to return back to their equilibrium level in the long run, as suggested by the VECM analysis.

Keywords: Openness, Inflation, Cointegration, VECM

1. Giriş

Bilindiği gibi, uluslararası ticaret konusu veya bir ülkenin diğer ülkelerle olan ekonomik ilişkilerinin derecesi her zaman için o ülkede özellikle ekonomiyle ilgilenen yönetici veya akademik alandaki kesimlerin yakından ilgilendiği konular arasında yer almıştır. Bu bağlamda, ülkemiz açısından değerlendirildiğinde eskiden beri süregelen bir tartışmanın varlığından söz etmek mümkündür. Bazı iktisatçılar (Wallerstein, 1984: 44; Cox, 1993: 60-63), ülke ekonomisinin yeterli rekabet gücü olmadığı için dış ticaretin yerli üretimi geriletmediğini ve ülkeyi dışa bağımlı hale getirdiğini iddia ederken, diğer bir kısım iktisatçılar da (Griswold, 2001; Barry, 2002) dışa açıklığın rekabet gücünü arttıracaklarını ve ülkeyi dünya pazarlarında pay sahibi olan sağlıklı bir endüstriyel gelişme sürecine sokacağını ileri sürmektedir. Ülke ekonomisinin dışa açıklık derecesi ile enflasyon arasındaki ilişki açısından da farklı yaklaşımların olduğunu söylemek mümkündür. Aşağıda bahsedileceği gibi, bazı çalışmalar dış ticaretin özellikle ithalat yönüyle enflasyonist olduğunu savunurken, diğer bazı çalışmalar da bunun tersinin geçerli olduğunu ileri sürmektedir.

Dışa açıklık-enflasyon ilişkisi teorik ve ampirik olarak da üzerinde görüş birliği sağlanabilmiş bir konu değildir. Teorik açıdan olaya bakıldığında, uluslararası uzmanlaşmanın ve ölçek ekonomilerinin maliyetleri düşürebileceği ve dolayısıyla uluslararası ticaretin de anti-enflasyonist etki oluşturacağı söylenebilir. Ayrıca Romer'e (1993) göre, dışa açıklık arttıkça genişleyici para politikası uygulamak zorlaşmaktadır. Çünkü ulusal paranın hızla devalüe olması ülke içi fiyatları hızla arttıracığından dolayı daha açık ekonomiler daha dikkatli para politikası uygulamak zorunda kalacaklardır ve sonuçta daha düşük enflasyon değerlerine sahip olacaklardır. Rogoff da (2003) globalleşmenin de-regülasyon ve özelleştirme sürecini hızlandırarak ülkeler açısından anti-enflasyonist sonuçlar doğurduğunu belirtmektedir. Lane de (1997) dışa açıklık oranı arttıkça daha düşük enflasyon oranlarının yakalanabileceğini, çünkü dışa açıklığın Phillips eğrisini daha dik hale getireceği görüşünü savunmaktadır.

İçsel Büyüme Teorisine göre de dışa açıklıkla enflasyonu ilişkilendiren bazı kanallar olabilir: Bunlar; a) kaynakların daha etkin dağıtımı, b) ulusal ve uluslararası boyutta üretilen girdilerin üretim maliyetlerini düşürmesi, c) kapasite kullanım oranındaki artışlarının ölçek ekonomilerine yol açması, d) yabancı yatırımların artması sonucu ulusal hasılanın artarak fiyatları düşürmesi şeklinde sıralanabilir (Ashra, 2002).

Ancak, özellikle küçük ve dışa açık ekonomilerde genişleyici maliye politikasının da GSMH'yı etkileme gücünün zayıf olması, dış ticaret-yerel arz ilişkisi ve ara malı maliyet artışları gibi etkenler de hesaba katıldığında dışa açıklığın enflasyonist olma ihtimali de bulunmaktadır. Evans (2007), ithal ara malları fiyatlarındaki artışlar ve para otoritesinin monopol gücüne sahip olması nedeniyle dışa açıklığın enf-

lasyonist olabileceğini savunmaktadır. Cooke (2010), dış ticaret hadlerinin monopolcü fiyat artışlarıyla bağlantılı olduğunu, bunun da daha açık ülkelerde politika yapıcılarını kısa dönem Phillips eğrisi ilişkisinden daha fazla medet umar hale getireceğini ve sonuçta dışa açıklığın enflasyonu arttıracaklarını ifade etmektedir. Terra (1998), iki değişken arasındaki ilişkinin sadece aşırı borç yükü olan ülkeler için negatif olabileceğini, diğer ülkeler için ise pozitif olacağını iddia etmektedir. Ball da (2006) dışa açıklığın anti-enflasyonist olduğu görüşüne katılmamaktadır.

Bu çalışma, literatüre özellikle ampirik olarak katkı sağlamayı ve yaklaşık çeyrek asırdır hızlı bir dışa açılma süreci yaşayan Türkiye açısından dışa açıklık ve enflasyon ilişkisini analiz etmeyi amaçlamaktadır. Çalışma, 2000-2011 yılları arasındaki çeyrek dönemlik veri setini kullanması açısından bir ilk niteliğindedir. Ayrıca, eşbütünlüme (koentegrasyon) yöntemi ve hata düzeltme modeliyle değişkenler arasındaki hem kısa dönemli hem de uzun dönemli ilişkinin niteliğinin güvenilir sonuçlarla ortaya koyulması da tartışmanın sürdüğü ve ampirik olarak farklı sonuçlara ulaşmanın süregeldiği konuya yeni bir katkı sağlayacaktır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, ilgili literatür genel olarak son on yıl bağlamında ve özellikle ampirik çalışmalar açısından kısaca taranmıştır. Üçüncü kısımda analizde kullanılan veri seti tanıtılmaktadır. Dördüncü kısım, uygulanan ekonometrik analizi ve ilgili sonuçları içermekte, beşinci kısım ise sonuç bölümünden oluşmaktadır.

2. İlgili Literatür

Uluslararası ticaret ile enflasyon arasındaki ilişki çok sayıda ampirik çalışmaya konu olmuştur ve olmaya da devam etmektedir. Farklı ekonometrik analizlerle değişik ülkeler bazında söz konusu ilişkinin niteliği açıklığa kavuşturulmaya çalışılmaktadır.

Thomas (2012), sekiz ülkeyi kapsayan Pasifik ülkeler grubu Karayipler için yaptığı panel data çalışmasında dışa açıklık ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki bulmuş ve uluslararası ticaretin bu ülkeleri dış şoklara açık hale getirerek istikrarsızlığa yol açtığı sonucuna ulaşmıştır. Samimi vd. (2011), dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkiyi İran için ARDL sınır testi yöntemiyle incelemişler ve dışa açıklığın enflasyonu kısa dönemde negatif olarak etkilediğini bulmuşlardır. Mukhtar (2010), Pakistan için yaptığı ve 1960-2007 yıllarını kapsayan koentegrasyon analizi çalışmasında enflasyonla dışa açıklık arasında istatistiksel olarak anlamlı ve ters yönlü bir ilişki bulmuştur. Buna göre, Pakistan ekonomisi dışa açıldıkça enflasyon düşmektedir. Zakaria (2010), yine Pakistan için yaptığı 1947-2007 yıllarını kapsayan zaman serisi analizinde Mukhtar'dan farklı olarak enflasyonla dışa açıklık arasında pozitif ilişki bulmuştur. Lin (2010), 1970-2007 yıllarını ve 106 ülkeyi kapsayan panel data çalışmasında enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde dışa açıklığın enflasyonu negatif olarak etkilediğini, ancak enflasyonun zaten düşük olduğu dönemlerde ise etkilemediğini bulmuştur. Yine panel data analiziyle Nasser vd. (2009) 152 ülkeyi kapsayan çalışmalarında dışa açıklığın bu ülkelerde daha düşük enflasyon değerlerinin

elde edilmesine yol açtığını bulmuşlardır. Wu ve Lin (2008), içlerinde Batı Avrupa ülkelerinin de bulunduğu 13 ülkeyi kapsayan panel veri çalışmasında kullanılan modele göre değişen sonuçlar elde etmişlerdir. Sabit parametresinin bütün ülkeler için standardize edilmesi durumunda enflasyonla dışa açıklık arasında ters yönlü bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Ancak modellerinde ekonometrik açıdan daha uygun olan sabite kısıtlama koyulmaması durumunda ise söz konusu iki değişken arasında anlamlı bir ilişki bulamamışlardır. Ihrig vd. (2007) ve Batra (2001) enflasyon ile dışa açıklık arasında anlamlı bir ilişki bulamazken, Daniels ve VanHoose (2006), Kim ve Beladi (2005), Gruben ve McLeod (2004), Sachsida vd. (2003) negatif bir ilişki bulmuşlardır. Badinger (2009) ise, OECD ülkeleri için yaptığı çalışmasında dışa açıklık ile enflasyon arasında anlamlı bir ilişki bulamamıştır.

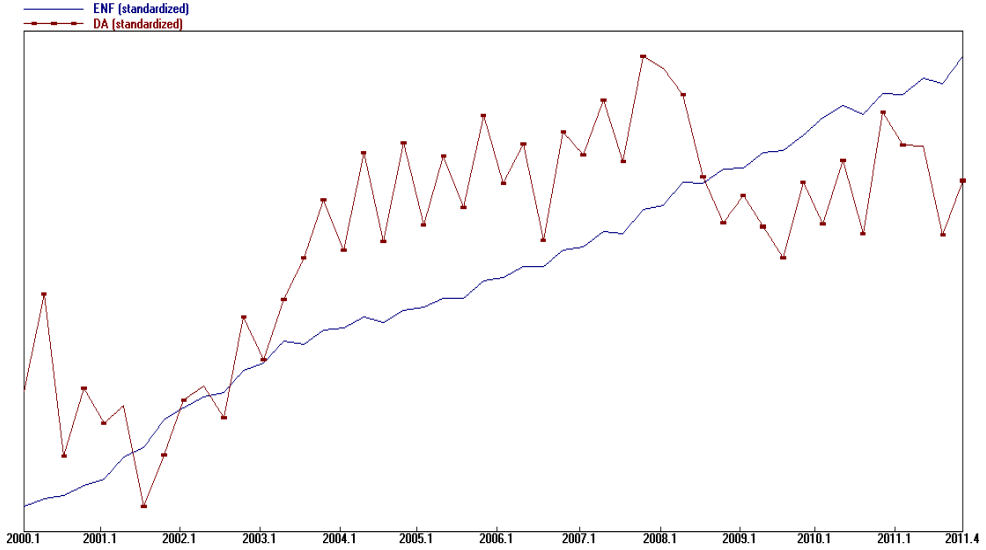
Konuyla ilgili yaptıkları çalışmalarında Razin ve Loungani (2007), enflasyonla mücadelede katlanılması gereken büyümeden fedakarlık oranını da analize dahil etmişler ve dışa açıklık ile fedakarlık oranı arasında pozitif ilişki bularak bu ilişkinin aslında enflasyonist olabileceği iddiasını dile getirmişlerdir.

Türkiye’de dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi spesifik olarak analiz eden çalışmaların sayısı sınırlıdır. Bu analizlerden Taşçı vd.’ne (2009) ait çalışmada, dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişki bazı gelişmekte olan ülkeler için panel veri tahmini yöntemiyle araştırılmıştır. Çalışmada, 1980-2006 arasını kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; Arjantin, Brezilya, Bolivya, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Meksika, Paraguay, Peru, Uruguay ve Türkiye’de dışa açıklık enflasyonu pozitif yönde etkilemektedir. Sekmen (2007), 1950-2003 arası yıllık verileri En Küçük Kareler (OLS) yöntemiyle kullanarak Türkiye ekonomisinin dışa açılmasının enflasyona mı yoksa üretim artışına mı yol açtığını incelemiş ve dışa açıklığın enflasyonu arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Berument ve Doğan (2003), Türkiye için 1987:1-2001:1 arası çeyrek-dönemlik veri setini kullanarak yaptıkları çalışmalarında dışa açıklık derecesiyle enflasyon oranı arasında negatif bir ilişki bulmuşlardır. Işık (2003), aralarında Türkiye’nin de bulunduğu 42 ülkeyi kapsayan çalışmasında 1990-2000 arası döneme ait yıllık verileri kullanmıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre gelişmiş ülkelerle kıyaslandığında gelişmekte olan ülkelerde dışa açıklık oranının artması enflasyon oranının artması yönünde daha fazla baskı oluşturmaktadır. Bayraktutan ve Arslan (2003), Türkiye için 1980-2000 dönemine ait yıllık verileri kullanarak yaptıkları korelasyon ve koentegrasyon analizlerinde ithalat hacmi ile enflasyon oranı arasında negatif bir ilişki bulmuşlardır.

3. Veri

Bu çalışmada kullanılan üçer aylık enflasyon verileri İstanbul Ticaret Odası'nın (İTO) oluşturduğu 2000Q1-2011Q4 arasını kapsayan ücretliler için geçinme endeksidir (1995=100). Daha genel bir endeks olan TÜFE yerine İTO geçinme endeksinin kullanmamızın bazı nedenleri bulunmaktadır. Bunlar, TÜFE'nin baz yılının değişti-

rilmiş olması, İTO geçinme endeksinin çeyrek dönemlik hazır veriler sunması, İTO endeksinin TÜFE’de gözlenen spesifik ürün veya ürün grubu kaynaklı şok dalgalanmalar göstermemesi gibi nedenler olarak ifade edilebilir. Literatürde benzer nedenlerle İTO endeksinin enflasyon verisi olarak kullanan çalışmalar bulunmaktadır (bkz. Tunay, 2010). Aynı döneme ait dışa açıklık verileri ise reel değerlerle (İhracat + İthalat) /GSYİH*100 şeklinde hesaplanmıştır. David (2007)'nin de belirttiği gibi, bu hesaplama ticaret bazlı dışa açıklığın literatürde en yaygın şekilde kullanıldığı bir tanımlamadır. Enflasyon ve dışa açıklık verilerinin her ikisi de Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır. Bu veriler kullanılarak oluşturulan şekil aşağıda verilmiştir.



Şekil 1: Enflasyon (ENF) ve Dışa Açıklık (DA) Değişkenlerinin Değişim Seyirleri

Yukarıdaki Şekil 1, kullanılan verilerin yapısal durumları hakkında tek şekil üzerinde görsel olarak bir fikir vermesi açısından sunulmuştur. Serilerin veri büyüklükleri birbirinden oldukça farklı olduğundan dolayı değişkenlere ait veriler *standardize edilmiş* olarak gösterilmiştir. Dolayısıyla, Şekil 1 sadece değişkenlerin göreceli gelişme seyirlerini göstermekte, her bir değişkene ait sayısal bilgi sunmamaktadır. Bu nedenle de, düşey eksen rakamsal bir değere sahip değildir.

4. Ekonometrik Analiz

Bu çalışmada önce zaman serilerine birim-kök testi uygulanarak enflasyon ve dışa açıklık değişkenlerinin durağan olup olmadıkları kontrol edilecektir. Durağan değilse seriler durağan hale getirilecek ve eşbütünleme (koentegrasyon) analizine tabi tutulacaklardır. Seriler arasında eşbütünleme ilişkisi varsa Hata Düzeltme Modeli tahmini, böyle bir ilişki yoksa normal Granger nedenselliği analizi yapılabilir.

Ancak, bu ikinci durumda ekonometrik açıdan sağlıklı bir analiz için enflasyonun muhtemel belirleyicileri olabilecek bağımsız değişken sayısını arttırmak gerekir.

Öncelikle enflasyon ile dışa açıklık arasında aşağıdaki gibi bir ilişki olduğunu varsayalım:

$$ENF_t = \alpha_0 + \alpha_1 DA_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de, ENF_t t periyodundaki enflasyonu ölçtüğümüz endeks değerlerini, DA_t t periyodundaki dışa açıklık değerlerini, α_0 ve α_1 parametreleri, ve ε_t de hata terimini göstermektedir.

Serilerin durağan olup olmadıklarını anlamak için literatürde bu amaçla en yaygın olarak kullanılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1981) testini uygulayacağız. ADF testi aşağıdaki regresyon denkleminde elde edilen veriler baz alınarak yapılacaktır:

$$\Delta y_t = \beta + \gamma t + (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de y analiz konusu olan değişkeni, β , γ , α ve γ_i parametreleri, t lineer zaman terimini Δ birinci fark operatörünü, k ise optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunluğu, hata terimi ε_t 'nin sıfır ortalama ve sabit varyans özelliğinin sağlanması için AIC (Akaike Bilgi Kriteri) verilerine göre saptanmaktadır. ADF testinde alternatif hipotez ($H_1: (\alpha - 1) < 0$) olan y 'nin durağan olduğu tezi yanlışılanmadığı takdirde y 'nin durağan olmadığı hipotezi ($H_0: \alpha - 1 = 0$) reddedilmektedir. Bu test için normal t değerleri standart t dağılımına sahip olmadığından, test için geçerli olan Davidson ve MacKinnon (1993) kritik değerlerinin kullanılması gerekmektedir.

Seriler ve birinci farklar için Shazam programı kullanılarak hesaplanan ADF birim kök testlerinin sonuçları aşağıdaki tabloda sunulmuştur:

Tablo 1: ADF Birim-Kök Test Sonuçları

| LnENF [I(0)] | | LnDA [I(0)] | |
|----------------|-------------|----------------|-------------|
| Trendsiz | Trendli | Trendsiz | Trendli |
| -0.16988 | -2.2829 | -2.4609 | -1.5041 |
| LnENF [I(1)] | | LnDA [I(1)] | |
| Trendsiz | Trendli | Trendsiz | Trendli |
| -2.7815*** (4) | -2.3587 (4) | -2.6508*** (4) | -2.9188 (4) |

Notlar: Anlamlılık düzeyi değerleri *** (%10) olarak gösterilmiştir. Parantezlerin içindeki optimal gecikme uzunluğu (4) Shazam programı tarafından belirlenmiştir.

Tablo (1)'deki sonuçlara göre, ENF ve DA değişkenleri düzey durumunda, $I(0)$, durağan değillerdir. Ancak birinci farkları alındıktan sonra, $I(1)$, durağan hale gelmektedirler.

İkinci adımda seriler arasında bir eşbütünleme (koentegrasyon) ilişkisinin bulunup bulunmadığını araştırmak mümkündür. Eşbütünleme analizi enflasyon ile dışa açıklık arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığını anlamak açısından önemlidir. Yukarıda verilen eşitlik (1)'deki değişkenlerin her biri $I(1)$ ise, ve bu serilerin $ENF_t - \alpha_0 - \alpha_1 DA_t = \varepsilon_t$, veya $I(0)$, şeklinde bir doğrusal kombinasyonları bulunuyorsa ENF_t ve DA_t arasında eşbütünleme ilişkisi var demektir. Bu durumda eşitlik (1) eşbütünleme regresyonu, α_1 de eşbütünleme parametresi ve olarak isimlendirilir. ENF ve DA eşbütünleme özelliği sergilediklerinde, eşitlik (1)'e en küçük kareler (OLS) ile tahmin yönteminin uygulanması α_1 için ekonometrik anlamda tam tutarlı bir sonucun elde edilmesini sağlar. Bu ise enflasyon ve dışa açıklık arasında uzun dönemli ve istikrarlı bir denge durumu ilişkisinin bulunduğu anlamına gelmektedir (Griffits vd., 1993: 700).

Johansen-Juselius (JJ) (1990) metodu, eşbütünleme sergileyen vektörlerin sayısını bulmak için iz (trace) ve maksimum özgül değer (eigenvalue) test istatistiklerini kullanmaktadır. İz testinde en çok r kadar eşbütünleme ilişkisine sahip vektörün olduğu şeklindeki sıfır hipotezi $\lambda_{iz} = T \sum_{j=r+1, n} \ln(1-\lambda_j)$ eşitliği ile ifade edilebilir. Bu eşitlikteki T testte kullanılan gözlem sayısını, λ_j 'lar ise serilerin $I(1)$ olduğu varsayımı altında tahmin edilen karakteristik kökleri göstermektedir. Maksimum özgül değer test istatistiği de $\lambda_{maks} = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$ eşitliğini baz alarak sıfır hipotezine karşılık $r+1$ alternatif hipotezini test etmektedir (Güneş, 2005). Testlerde özel kritik değerlerin kullanılması gerekir ve bu kritik değerler Osterwald-Lenum'da (1992) verilmiştir.

Eşbütünleme analizi için uygulanan Johansen-Juselius test sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir:

Tablo 2: JJ Eşbütünleme Testi Sonuçları

| | $r = 0$ | Kritik değerler(%5) | $r \leq 1$ | Kritik değerler(%10) |
|------------------|-----------|---------------------|------------|----------------------|
| λ_{iz} | 20.749 ** | 17.8 | 4.54 | 6.7 |
| λ_{maks} | 16.213** | 14.6 | 4.54 | 6.7 |

Notlar: ** %5 anlamlılık düzeyi değerlerini göstermektedir. Optimum gecikme uzunluğu AIC & SC kriterlerine göre 4 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2'de sunulan iz ve maksimum özgül değer testlerinin sonuçlarına göre, enflasyon ile dışa açıklık arasında bir eşbütünleme ilişkisinin olduğu %5 anlamlılık düzeyinde ortaya çıkmaktadır. Çünkü her iki durumda da ($r=0$) şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmektedir. Birden fazla eşbütünleme vektörünün olmadığı da yine elde edilen sonuçlardan anlaşılmaktadır.

Değişkenlerimiz eşbütünleme ilişkisine sahip olduğuna göre buradan hareketle bir Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model) tahmin etmek mümkündür. Eşbütünleme ilişkisinin varlığı, tahmin edilen modelin eksik değişken kullanımı veya otokorelasyon gibi sorunlar nedeniyle sahte regresyon olabilme durumunu da ortadan kaldırmaktadır (Engle ve Granger, 1987). Hata Düzeltme Modeliyle tahmin edilecek eşitlikleri aşağıdaki gibi yazmak mümkündür:

$$\Delta \ln ENF_t = \alpha + \pi HDT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \ln DA_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Phi_i \Delta \ln ENF_{t-i} + u_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta \ln DA_t = \gamma + \phi HDT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \ln ENF_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Omega_i \Delta \ln DA_{t-i} + u_{2t} \quad (4)$$

Yukarıdaki eşitliklerde HDT_{t-1} hata düzeltme terimini, Δ birinci fark operatörünü, k optimum gecikme uzunluğunu ve u_{1t} , u_{2t} ise hata terimlerini göstermektedir. Hata düzeltme terimi, eşbütünleme regresyonundan elde edilen artıkları veya kalıntıları ifade etmektedir. Denge durumundan kısa dönemdeki sapmaların dönemsel olarak hangi hızla tekrar uzun dönem dengesine döndüğünü gösterir. Eşitlik (3) ve (4) kullanılarak elde edilen sonuçlardan hareketle değişkenler arasında *uzun dönem* nedensellik ilişkisi kurulmak istendiğinde bunun için, örneğin Eşitlik 3'te, ϑ_i 'nin grup olarak sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Eşitliklerdeki HDT 'lere ait parametrelerin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmaları uzun dönem nedensellik ilişkisinin kurulması için yeterlidir. Diğer bir ifade ile, uzun dönemde nedensellik ilişkisinin oluşmasında hata düzeltme terimine ait parametreyle birlikte eşitliklerdeki kısa döneme ait parametrelerin, örneğin Eşitlik 4'teki δ_i ve/veya Ω_i 'nin, grup olarak sıfırdan farklı olmasına gerek yoktur (Granger, 1988).

Enflasyon ve dışa açıklık değişkenleri arasındaki kısa dönemli Granger nedensellik ilişkisini gösteren test sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur:

Tablo 3: Granger-Nedensellik Test Sonuçları

| Nedenselliğin yönü | F-testi: | Nedenselliğin yönü | t-testi |
|--------------------|----------|--------------------|---------|
| DA → ENF | 5.5228 | ENF → DA | 2.355 |

Eşitlik (3) ve (4)'ün oluşturduğu vektör hata düzeltme modelinde kısa dönem Granger nedensellik ilişkisinin bulunduğu ϑ_i ve δ_i 'nin sıfırdan farklı olmaları nedeniyle görülebilmektedir. Çünkü, Tablo 3'te verilen F-testi sonuçlarına göre ϑ_i grup olarak sıfırdan farklıdır. Tahmin edilen δ_i ise, tek gecikmeli olduğu için t testi bağlamında istatistiksel olarak anlamlı olduğu tabloda görülmektedir. Dolayısıyla kısa dönemdeki Granger nedensellik hem dışa açıklıktan enflasyona doğru hem de enflasyondan dışa açıklığa doğru işlemektedir. Eşitlik (3)'ün tahmin sonuçlarına göre, değişkenler arası kısa dönemli ilişki açısından dışa açıklığın enflasyon üzerindeki etkisinin her üç gecikmeli dönemde de negatif olduğu görülmektedir. Eşitlik

(4)'ün tahmin sonuçlarına göre ise, kısa dönemde enflasyon arttıkça dışa açıklık da artmaktadır.

İki değişken arasındaki ilişkinin hata düzeltme modeliyle tahmin edilerek elde edilen sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur:

Tablo 4: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

| Eşitlik (3): Bağımlı D. : $\Delta \ln ENF_t$ | | Eşitlik (4): Bağımlı D. : $\Delta \ln DA_t$ | |
|--|-------------|---|------------|
| Değişken | Katsayı | Değişken | Katsayı |
| HDT_{t-1} | -0.03551*** | HDT_{t-1} | -0.33529** |
| $\Delta \ln ENF_{t-1}$ | 0.02249 | $\Delta \ln DA_{t-1}$ | -0.35769** |
| $\Delta \ln DA_{t-1}$ | -0.39456* | $\Delta \ln ENF_{t-1}$ | 0.19841** |
| $\Delta \ln ENF_{t-2}$ | 0.50043* | Sabit | -0.00504 |
| $\Delta \ln DA_{t-2}$ | -0.22334*** | Anlamlılık Düzeyleri: | |
| $\Delta \ln ENF_{t-3}$ | 0.15031** | (*) = %1 | |
| $\Delta \ln DA_{t-3}$ | -0.28892* | (**) = %5 | |
| Sabit | 0.01582*** | (***) = %10 | |
| D-W:1.87, R ² : 0.7209 | | D-W:2.00, R ² : 0.3648 | |

Eşitlik (3) ve (4)'ün tahmin edilmesinde optimum gecikme uzunluklarının belirlenmesi amacıyla Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SC) kullanılmıştır. Bunlara ait değerler ve otokorelasyon için yapılan LM testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir. Sonuçlara göre, Eşitlik (3) için en küçük AIC ve SC değerleri üç gecikmeli durumda, Eşitlik (4) için ise bir gecikmeli durumda ortaya çıkmaktadır. Her iki eşitliğe ait değişik gecikme uzunluklarıyla model tahminlerinde serisel bağlantı (otokorelasyon) sorununun olmadığı görülmektedir.

Tablo 5: Hata Düzeltme Modelinde AIC ve SC Kriterleri ve LM Testi Değerleri

| Gecikme-k | Eşitlik (3)'le ilgili değerler | | | | Eşitlik (4)'le ilgili değerler | | | |
|-----------|--------------------------------|---------|---------|---------|--------------------------------|---------|---------|---------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| AIC | -6.5847 | -6.9812 | -7.1010 | -6.9826 | -6.5214 | -6.4627 | -6.4025 | -6.3840 |
| SC | -6.4273 | -6.7427 | -6.7798 | -6.5771 | -6.3112 | -6.2242 | -6.0013 | -5.9825 |
| LM | 2.4371 | 1.5422 | 1.6311 | 1.5866 | 2.7652 | 1.6698 | 1.6987 | 1.6221 |

Tablo 4'te sunulan hata düzeltme terimleri istatistiksel olarak anlamlı ve beklendiği gibi negatif işaretli olarak tahmin edilmiştir. Buradaki π ve ϕ değerleri, -0.03551 ve -0.33529, kısa dönemde gözlenen uzun dönemden sapmaların dönemsel olarak hangi hızla tekrar uzun dönem dengesine geri döndüğünü göstermektedir. Buna göre, enflasyonun dışa açıklık etkisiyle uzun dönem dengesine geri dönme miktarı her bir çeyrek dönem için yaklaşık %3.6 olarak gerçekleşmektedir. Fiyat etkisiyle dışa açıklığın her bir çeyrek dönemde uzun dönem dengesine geri dönme eğilimi ise yaklaşık %34'tür. Dolayısıyla, başka hiçbir etkinin olmadığını varsaydığımızda dokuz ay gibi bir sürede dış ticaret sadece fiyat etkisiyle uzun dönem dengesine geri dönebilmektedir. Dışa açıklığın enflasyonu dengeleme etkisi ise yıllık yaklaşık %15 olarak gerçekleşmektedir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada ulaşılan sonuçlara göre; Türkiye ekonomisinde enflasyon ile dışa açıklık arasında eşbütünleme (koentegrasyon) ilişkisi mevcuttur. Eşitlik (3)'ün tahmin sonuçları ve ilgili F testine göre değişkenler arasında $DA \rightarrow ENF$ şeklinde işleyen kısa dönemli bir Granger nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Dolayısıyla, dışa açıklık enflasyonu hem kısa dönemde hem de uzun dönemde etkilemektedir. Kısa dönemle uzun dönem arasında bir köprü kurma işlevi gören hata düzeltme terimi parametresi π de istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretlidir. Bu parametrenin tahmin edilen değerinin negatif işaretli olması uzun dönemde dışa açıklık ve enflasyon değişkenlerinin birlikte hareket ettiklerini ve enflasyon oranındaki artışın dışa açıklık oranındaki artışı aşması halinde, yani kısa dönemde dengeden sapması durumunda, enflasyon oranının analize konu olan her bir dönemde (her çeyrek dönemde) katsayının değeri kadar ($0.03551 = \%3.6$) tekrar uzun dönem dengesine dönmek için düşeceğini göstermektedir.

Eşitlik (4)'ten elde edilen sonuçlara göre; dışa açıklık ile enflasyon değişkenleri arasında $ENF \rightarrow DA$ şeklinde işleyen kısa dönemli bir Granger nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Ayrıca bu eşitlikteki hata düzeltme terimi parametresi ϕ de istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olarak tahmin edilmiştir. Söz konusu ϕ parametresinin değeri -0.33529 olarak tahmin edildiğine göre dışa açıklık değişkeninin tekrar uzun dönem denge durumuna dönme hızı yaklaşık %34 olarak gerçekleşmektedir.

Bu çalışmada elde edilen bulgularla Türkiye için yapılan önceki bazı çalışmaların sonuçlarını karşılaştırmak mümkündür. Bizim sonuçlarımıza göre; kısa dönemde dışa açıklık enflasyonu negatif yönde ancak enflasyon dışa açıklığı pozitif yönde etkilemektedir. Uzun dönemde ise, değişkenler arasında eşbütünleme ilişkisinin olması ve tahmin edilen hata düzeltme terimi katsayılarının negatif işaretli olması, enflasyon ile dışa açıklığın birbirlerini etkileyerek aynı yönde değişikliklerini göstermektedir. Yani uzun dönemde birinin yükselmesi diğerinin de yükselmesine yol açmaktadır. Eşitlik (3)'le kıyaslandığında Eşitlik (4)'ün tahmin edilmesi sonucu elde

edilen hata düzeltme katsayısının (-0.33529) çok daha büyük olması, enflasyonun dışa açıklığı kendi gidişatı doğrultusunda etkileme kabiliyetinin tersi durumdan çok daha fazla olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla bu çalışmada ulaşılan sonuçların Taşçı vd. (2009), Sekmen (2007), ve Işık'ın (2003) çalışmalarıyla aynı doğrultuda olduğu, fakat Berument ve Doğan'ın (2003) çalışmasındaki sonuçları desteklemediği görülmektedir.

Enflasyon ile dışa açıklık arasındaki ilişkinin niteliğinin Daniels ve VanHoose'nin de (2006) belirttikleri gibi, her ülkenin kendine has yapısal bazı unsurlarına göre değişeceğini söylemek mümkündür. Bu çalışmada elde edilen sonuçlar henüz gelişme sürecinde olan Türkiye'de uzun dönemde dışa açıklıktaki artışın enflasyonu aynı yönde ve düşük oranda etkilediğini, enflasyondaki artışın ise dışa açıklığı aynı yönde ve yüksek oranda etkilediğini ortaya koymuştur. Buradaki dışa açıklık ve enflasyon sarmalının nedeni Türkiye'nin uluslararası rekabet gücünü koruyabilmek amacıyla rekabetçi bir döviz kuruna endekslenmiş para arzı politikası ve ithal ara malları nedeniyle üretim maliyetlerinde yaşanan artışlar olabilir. Ancak gözlenen enflasyonist baskının Türkiye'nin dış ticaret dengesini bozması, verimliliği düşürmesi, belirsizlik ve güvensizliği arttırarak ülkenin uluslararası rekabet gücünü zayıflatması mümkündür. Ayrıca bu durum sermaye girişlerinin vadesini kısaltarak ekonomide kırılganlığı arttırabilir ve yatırım amaçlı sermaye girişlerini azaltabilir. Bunlara ek olarak, ülkenin düşük maliyetli borçlanma kabiliyetinin de ortadan kalkması veya azalması söz konusu olabilir.

Kaynaklar

- Ashra, S. (2002) "Inflation and Openness: A Case Study of Selected Developing Economies", Indian Council of Research on International Economic Relations (ICRIER), Working Paper No. 84.
- Badinger, H. (2009) "Globalization, the Output-Inflation Tradeoff and Inflation", *European Economic Review*, 53(8), p. 888-907.
- Ball, L. (2006) "Has Globalization Changed Inflation?", NBER Working Paper, No:12687.
- Barry, N. (2002) "The Promise of Globalisation", *Liberal Düşünce Dergisi*, Kış-Bahar, Sayı 25-26, S. 1-11.
- Batra, R. (2001) "Are Tariffs Inflationary?" *Review of International Economics*, V. 9, p. 373-383.
- Bayraktutan, Y. ve Arslan, İ. (2003) "Türkiye'de Döviz Kuru, İthalat ve Enflasyon İlişkisi: Ekonometrik Analiz (1980-2000)" *Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİBF Dergisi*, Cilt V, Sayı 2, S. 89-104.
- Berument, H. ve Doğan, B. (2003) "Openness and the Effectiveness of Monetary Policy: Empirical Evidence from Turkey", *Applied Economics Letters*, V. 10, p. 217-221.
- Cooke, D. (2010) "Openness and Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, V. 42(2-3), p. 266-287.
- Cox, R. W. (1993) "Gramsci Hegemony and International Relations: An Essay in Method", Ed. Gill, S., *Gramsci Historical Materialism and International Relations*, Cambridge University Press.
- Daniels, J. and Hoose D. V., (2006) "Openness, the Sacrifice Ratio, and Inflation: Is There a Puzzle?" *Journal of International Money and Finance* V. 25, p. 1336.
- David, H. L. (2007) "A Guide to Measures of Trade Openness and Policy," *Indiana University South Bend*, www.cgu.edu (Erişim:15. 08. 2012).
- Davidson, R., and MacKinnon, J.G. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- Dickey, D. A. And Fuller, W. A. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, V. 49, 1057-1071.
- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2): p. 251-276.

- Evans, R. W. (2007) "Is Openness Inflationary? Imperfect Competition and Monetary Market Power", Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, No:1.
- Granger, C. W. J. (1988) "Some Recent Development in a Concept of Causality" *Journal of Econometrics*, V. 39(1-2), 198-211.
- Griffiths, W. E., R. C. Hill, and G. G. Judge (1993), *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, NY.
- Griswold, D. T. (2001) "Seven Moral Arguments for Free Trade", *Cato Policy Report*, July-August, V. 23(4).
- Gruben, W. C., McLeod, D. (2004) "The Openness-Inflation Puzzle Revisited" *Applied Economics Letters*, V. 11, p. 465-469.
- Güneş, Ş. (2005) "Türkiye'de Nüfus Artışının Ekonomik Büyümeyle İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz," *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, Cilt 60, Sayı 3, S. 123-136.
- Ihrig, J., S. B. Kamin, D. Lindner, J.M., (2007) "Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis" *International Finance and Discussion Paper*, No. 891, BGFERS.
- Işık, N. (2003) "Dışa Açılma ve Para Politikasının Enflasyon Üzerindeki Etkileri" *Ekonomik Yaklaşım Dergisi*, Cilt 14, Sayı 48, S. 87-96.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, p. 169-210.
- Kim, C., and Beladi, H. (2005) "Is Free Trade Inflationary?" *Economics Letters*, V. 89, p. 343-349.
- Lane, P. R. (1997) "Inflation in Open Economies", *Journal of International Economics*, V. 42, p. 327-347.
- Lin, H-Y. (2010) "Openness and Inflation Revisited," *International Research Journal of Finance and Economics*, V. 37, p. 40-45.
- Mukhtar, T. (2010) "Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan", *The Lahore Journal of Economics*, V. 15(2), p. 35-50.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with Quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, p. 461-72.

Razin, A., and Loungani, P. (2007) "Globalization and Equilibrium Output-Inflation Tradeoffs," NBER International Seminar on Macroeconomics 2005, edited by Jeffrey A. Frankel and Christopher Pissarides, MIT Press.

Rogoff, K. (2003) "Disinflation: An Unsung Benefit of Globalization?," Finance and Development, Vol. 40, No: 4 (December), p. 55-56.

Romer, D. (1993) "Openness and Inflation: Theory and Evidence", The Quarterly Journal of Economics, 108(4), p. 869-901.

Terra, C. T. (1998) "Openness and Inflation: A New Assessment", Quarterly Journal of Economics, V. 113, p. 641-648.

Thomas, C. (2012) "Trade Openness and Inflation: Panel Data Evidence For The Caribbean," International Business and Economic Research Journal, Vol. 11, No. 5 (May), p.507-516.

Sachsida, A., Galrao, F., Loureiro, P. R. (2003) "Does Greater Trade Openness Reduce Inflation? Further Evidence Using Panel Data Techniques," Economics Letters, V. 81, p. 315-318.

Samimi, A. J.; Ghaderi S.; Sanginabadi, B. (2011) "Openness and Inflation in Iran," International Journal of Economics and Management Engeneering, Vol. 1, No.1 (November) p. 42-49.

Sekmen, F. (2007) "Açıklık ve Para Politikasının Etkinliği: Türkiye Uygulaması", Muhasebe ve Finansman Dergisi, Cilt 33, S. 171-177.

Taşçı, M. H.; Esener, S. Ç.; Darıcı, B. (2009) "The Effects of Openness on Inflation: Panel Data Estimates from Selected Developing Countries", Investment Management and Financial Innovations, V. 6(4), p. 28-34.

TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/> (Erişim: 14.07.2012).

Tunay, K. B. (2010) "Türkiye'de Enflasyon Ve Nispi Fiyat Değişkenliği İlişkisi: WABHO Modelleriyle Uzun Dönem Analizi," *İ. Ü. İktisat Fakültesi Ekonometri Ve İstatistik Dergisi*, Sayı 12, S. 40-64.

Wallerstein, I. (1984) *The Politics of the World Economy*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.

Wu, C-S. ve Lin, J-L. (2008) "The Relationship Between Openness and Inflation in NIEs and the G7," National Bureau of Economic Research, <http://www.nber.org/chapters/c6981.pdf>.

Zakaria, M. (2010) "Openness and Inflation: Evidence From Time Series Data" *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, V. 11(2). S. 313-322.