

Türkiye’de Enflasyon ile Ticaret Açıklığı Arasındaki İlişki

The Relationship Between Inflation and Trade Openness in Turkey

Yrd. Doç. Dr. Özlem Ayvaz Kızılgöl - Arş. Grv. Dr. Evren İpek

Öz

1980’li yılları takiben hızlı bir dışa açılma süreci yaşayan Türkiye ekonomisi aynı zamanda yüksek enflasyonun hakim olduğu zorlu dönemlerden de geçmiştir. Uluslararası ticarete açıklık ile enflasyon arasındaki olası etkileşim bu çalışmanın çıkış noktası olmuştur. Çalışmanın temel amacı ticaret açıklığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye için ampirik olarak analiz etmektir. Ampirik analizlerde Türkiye ekonomisinin 1992:1-2013:3 dönemine ait çeyrek yıllık veriler kullanılarak sınırlı test ve ARDL yöntemleri uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, dış ticaret açıklığı ve enflasyon değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur ve dış ticaret açıklığı hem uzun dönemde hem de kısa dönemde enflasyonu pozitif yönde etkilemektedir.

Anahtar Kelimeler: Ticari Açıklık, Enflasyon, Sınırlı Testi, ARDL

Abstract

Turkish economy which has experienced a fast liberalization process following the 1980s, has also passed through difficult periods that are dominated by high inflation. The possible interaction between international trade openness and inflation has been the starting point of this study. The main purpose of this paper is to empirically investigate the relationship between inflation and trade openness for Turkey. In the empirical analysis, we applied bound test and ARDL procedure by using quarterly data for the period 1992:1-2013:3 of Turkish economy. According to the results, there is a cointegration relationship between trade openness and inflation series and trade openness affect inflation positively both in the short run and in the long run.

Keywords: Trade Openness, Inflation, Bound Test, ARDL

Giriş

Uluslararası ticaret 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, ülke ekonomisinin yeterli rekabet gücü olmadığı için dış ticaretin yerli üretimi gerelettiğini ve ülkeyi dışa bağımlı hale getirdiğini iddia ederken, diğer bir kısım iktisatçılar da dışa açıklığın rekabet gücünü arttıracaklarını ve ülkeyi dünya pazarlarında pay sahibi olan sağlıklı bir endüstriyel gelişme sürecine sokacağını ileri sürmektedir (Güneş ve Kocur, 2013, s.8).

Türkiye’de (özellikle planlı dönemin başladığı 1960’lı yıllardan itibaren) 1980’li yıllara kadar ithal ikamesine dayalı dışa kapalı bir ekonomi politikası uygulanmıştır. Ancak dış konjonktürün yarattığı krizlerden ya da durgunluktan uzak kalınmamıştır. Çoğu zaman döviz darboğazları yüzünden ara ve yatırım malları ithalatı sekteye uğramış, üretim düşmüş, işsizlik artmıştır. Üretimde içe (yurtiçi talebi karşılamaya) dönük, girdilerde dışa bağımlı, dış ticarete korumacı, sanayileşmede ithal ikameci, iktisat politikalarında planlamacı ve buna bağlı olarak fiyat, kur ve faiz kontrollerine dayanan yapı 1980 öncesi yirmi yıllık sürecin temel özelliği idi (Arı, 2001, s.73). 1970’lerin sonunda yaşanan ekonomik kriz sonunda, ekonominin döviz darboğazını aşamaması sonucunda 1980’den sonra ekonomi politikasında köklü bir değişim yapılarak, piyasa ekonomisine ağırlık veren ihracata dayalı dışa açık ekonomi politikası izlenmeye başlanmıştır (Okur, 2002, s.45). Türkiye’de 1980 sonrası yaşanan dışa açık ekonomi politikası uygulamasında klasik neoklasik kökenli politika uygu-

lamalarına geçilmesinin ardında, dışa açık politika uygulamalarının başarılı örnekleri etkili olmuştur. 1980 yılından itibaren ekonominin dışa açılması sonucunda dış ticaret hacminin milli gelir içindeki payı hızla artmıştır. Özellikle 1983-1997 yılları arasında genişleyici para ve maliye politikaları uygulanmıştır. Enflasyon da bu genişlemenin sonucu olarak yüksek seyretmiştir (Arı, 2001, s.75). 1989'da sermaye hareketlerinde serbestleşmeye gidilmesi, 1994 yılından sonra yapılmaya başlayan stand-by anlaşmaları enflasyon sorununa kalıcı bir çözüm bulamamıştır. Dolayısıyla enflasyon ülke ekonomisi açısından en büyük sorun haline gelmiştir. 1999 yılında uygulanmaya çalışılan güçlü ekonomiye geçiş programının 2001 Şubat krizinde iflas etmesi ile enflasyon sorunu daha da derinleşmiştir. 2001 krizinden sonra uygulamaya konulan sıkı maliye politikası, enflasyon hedeflemesi politikasına geçilmesi, döviz kurunda da 1999'da uygulanmaya başlanan çıpa sisteminden (kontrollü) dalgalı kur sistemine geçilmesi sonucu enflasyon 2008 yılından itibaren tek haneli rakamlara düşürülmüştür (Emsen vd., 2012, s.26).

1990'lı yıllardan itibaren küresel enflasyon oranlarında düşüşler ve ülkelerarası bütünleşme eğiliminde artışlarla birlikte ekonomilerin dış ticarete açıklık derecelerinde artışlar gözlenmektedir. Bu dönemde ayrıca makroekonomik politika ortamı kurallara dayalı hale getirilmiş ve Merkez Bankası bağımsızlığını amaçlayan kurumsal düzenlemelere gidilmiştir. 1990'lı yıllarda Merkez Bankalarının bağımsız hale getirilmesi ve sabit döviz kuru, enflasyon hedeflemesi gibi hedefleme stratejilerinin ön plana çıkması, ortaya konulan çözüm önerilerinin uygulamadaki yansımaları olarak karşımıza çıkmaktadır. Söz konusu uygulamaların dış ticarete açıklık ile enflasyon ilişkisini ne şekilde etkilediğinin belirlenmesi, para politikası süreçlerinde büyük önem taşımaktadır (Araç, 2013, s.27).

1990 sonrası dönemde enflasyon oranları düşerken üretim açısından kayıpların ortaya çıkmaması, hatta bazı durumlarda üretimde artışların gözlenmesi, para politikasına ilişkin değerlendirmelerde dış ticarete açıklık unsurunun da dikkate alınması gereğine işaret etmektedir (Araç, 2013, s.27). Dolayısıyla, ekonominin dış ticarete açıklık derecesi ile enflasyon ilişkisinin ortaya konulması gittikçe artan bir önem taşımaktadır. Türkiye'de dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi ele alan ampirik çalışmaların sayısı sınırlıdır ve bu çalışmalarda söz konusu ilişkinin var-

lığı ve yönü ARDL yöntemi ile araştırılmamıştır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinin dışa açıklığı ile ekonomide uzun yıllardır önemli bir sorun olan enflasyon ilişkisinin ARDL yöntemi ile analiz edilmesidir. Çalışmanın, bu konuda sınırlı olan literatüre farklı bir yöntem kullanılarak katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde dış ticarete açıklık ve enflasyon ilişkisi ele alınmış, üçüncü bölümünde literatür taramasına yer verilmiş, dördüncü bölümünde veri seti ve değişkenler açıklanmış, kullanılan yöntem tanıtılmış, analiz sonuçları değerlendirilmiş ve beşinci bölümünde sonuçlar verilmiştir.

Ticaret Açıklığı ve Enflasyon İlişkisi

Ülke ekonomisinin dışa açıklık derecesi ile enflasyon arasındaki ilişki teorik ve ampirik olarak üzerinde görüş birliği sağlanabilmiş bir konu değildir. Bazı çalışmalar dış ticaretin özellikle ithalat yönüyle enflasyonist olduğunu savunurken, diğer bazı çalışmalar uluslararası uzmanlaşmanın ve ölçek ekonomilerinin maliyetleri düşürebileceğini ve dolayısıyla uluslararası ticaretin anti-enflasyonist etki oluşturacağını ileri sürmektedir (Güneş ve Konur, 2013, s.8).

Dış ticarete açıklık derecesindeki artışın enflasyon üzerindeki ters yönlü etkisi, para politikasının duruma bağlı politika uygulamaları ile açıklanmaktadır. Duruma bağlı politika ortamı, politika otoritesinin öngörülme enflasyonu kısa dönemli üretim kazançları elde etmek amacıyla kullanmasının engellenmediği bir ortamdır. Ekonomi dış ticarete açıkça, öngörülme enflasyonu parasal genişlemelerin yüksek enflasyon maliyetleri dolayısıyla üretim kazançları düşmektedir. Bu nedenle, para otoritesi öngörülme enflasyon yoluyla genişleme yaratmayı tercih etmemektedir. Böylece, dış ticarete açıklık arttıkça ortalama enflasyon oranı düşmektedir (Araç, 2013, s.28). Başka bir deyişle, bir ülke dışa ne kadar açık ise o kadar düşük bir enflasyon oranı ile karşı karşıya kalacaktır.

Açıklık ile enflasyon arasındaki bu ters yönlü ilişkiyi sağlayan mekanizma şu şekilde açıklanabilecektir: Para arzı artışlarının enflasyonun başlıca nedeni olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca öngörülebilir parasal genişlemenin reel etkilerinin olmadığı çünkü özel

kesimin ileriye dönük bekleme oluşturduğu kabul edilmektedir. Bu koşullarda, politika otoriteleri üretim ve istihdam gibi reel değişkenleri etkilemek için beklenmedik para arzı artışlarına başvuracaklardır. Parasalcı yaklaşıma göre, genişletici para politikası ülkenin para biriminin reel olarak değer kaybetmesine yol açmaktadır. Reel kurdaki yükseliş ise ithal malları fiyatlarının yerli para birimi cinsinden yükselmesi anlamına gelir ki bu durumda ithal mallarının tüketici fiyat endeksi içindeki ağırlığına ve üretimde kullanılan ithal girdilerin payına bağlı olarak enflasyonist etkiler oluşacaktır. Diğer yandan GSMH içerisinde ihracatın payının artması da yurtiçi mal arzını azaltmak yoluyla fiyat artışlarına neden olacaktır. Bu olgulara bağlı olarak daha açık ekonomilerde para otoritelerinin genişletici politikalar uygulama ve bu yolla enflasyon yaratma eğilimleri daha düşük olmaktadır (Arı, 2001, s. 41).

Yeni Büyüme Teorisi'ne göre, dışa açıklık çıktı üzerinde yarattığı etkiler kanalıyla enflasyonu ters yönlü olarak etkileyebilmektedir. Aradaki bağlantı şu kanallardan açıklanabilecektir: a) artan verimliliğin, ulusal ve uluslararası olarak sağlanan girdilerin kompozisyonundaki değişimler aracılığıyla maliyetleri azaltabilmesi, b) kaynakların daha etkin dağıtımı, c) kapasite kullanım oranındaki artış, d) yabancı yatırımlardaki artışın ulusal hasılayı artırması ve fiyatları düşürmesi şeklinde sıralanabilir (Samimi vd., 2012, s.574).

Para arzındaki artışın enflasyonist etkisinin ekonominin dışa açılması ile arttığı şeklindeki görüşler de yaygındır (Sekmen, 2007, s.172). Özellikle küçük ve dışa açık ekonomilerde genişleyici maliye politikasının GSMH'yi etkileme gücünün zayıf olması, dış ticaret ile yerel arz ilişkisi ve ara mali maliyet artışları gibi unsurlar da hesaba katıldığında dışa açıklığın enflasyonist olma ihtimali söz konusudur. Dışa açık ekonomilerde, ithal ara malları fiyatlarında yaşanan artışlar üretim maliyetlerini artırmak yoluyla enflasyonist etkiler doğurabilmektedir (Güneş ve Konur, 2013, s.9).

Dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi ele alan ve farklı bulgular ortaya koyan çalışmalar aşağıda açıklanmaya çalışılmıştır: Romer (1993)'a göre, daha az açık olan bir ekonomi para arzının genişlemesi için daha büyük bir güdüye sahip olacak ve böylece o ülkede enflasyon oranı daha yüksek bir denge değerinde oluşacaktır. Bu ilişki, beklenmedik parasal bir genişlemenin reel döviz kurunun azalmasına neden

olmasıyla açıklanabilir. Daha açık ekonomilerin reel döviz kuru azalmasından olumsuz bir şekilde etkilenmesi daha muhtemel olduğu için, beklenmedik parasal genişlemenin yararları açıklığın derecesiyle negatif bir ilişkiye sahiptir. Bu yüzden, eğer para otoritesi açıklığı para politikası için önemli bir durum değişkeni olarak göz önüne alırsa, para otoriteleri daha açık ekonomilerde para arzını daha az genişletecek ve ortalama enflasyon oranları daha düşük olacaktır. Böylece, para politikasının nasıl olacağına dair önceden bir söz verme durumu yoksa ekonominin dışa açıklık derecesi arttıkça, daha düşük bir enflasyon oranıyla karşılaşılacak demektir.

Lane (1997), tekeli piyasa yapısına sahip ticarete konu olmayan mallar piyasası ve tam rekabetçi ticarete konu olan mallar piyasası olmak üzere iki piyasaya sahip, küçük açık bir ekonomi modeli ele almıştır. Ekonomi dış ticarete açıldıkça, ticarete konu olmayan malların tüketim içindeki payı azalmaktadır. Bu nedenle beklenmedik parasal genişlemeler, ticarete konu olmayan piyasada üretimi artıracak olsa bile, dış ticarete daha açık bir ekonomide, bu malların üretildiği sektörde etkinliği artıracak düzenlemelere gidilmesi zor görünmektedir. Kısaca Lane (1997), dışa açıklık oranı arttıkça enflasyon oranlarının düşeceğini, çünkü dışa açıklığın Phillips eğrisini daha dik hale getireceği görüşünü savunmaktadır.

Terra (1998), Romer'in makalesini ele almış ve enflasyon ile dışa açıklık ilişkisinde ülkelerin borçluluk düzeylerinin (aşırı borçlu, ılımlı düzeyde borçlu, az borçlu vs.) dikkate alınmadığını vurgulamıştır. Terra'ya göre enflasyonun belirleyicisi olarak hem beklenmedik parasal genişlemeler, hem de borç krizleri önemli olabilir. Para politikasında öngörünün olmaması, aşırı borçlu ülkelerde açıklık ve enflasyon arasında negatif bir ilişkiyi ortaya koyarken, borç krizleri bu ilişkiyi güçlendirmektedir. Terra, iki değişken arasındaki ilişkinin sadece aşırı borç yükü olan ülkeler için negatif olabileceğini, diğer ülkeler için ise pozitif olacağını iddia etmektedir.

De Fiore ve Liu (2005)'ye göre açık ekonomi durumunda, sıkı para politikasının bir sonucu olarak faiz oranlarındaki bir artış faiz parite koşulu gereği, cari dönemde ülke parasının değerli olması ve iyileşen ticaret hadleri sayesinde ülke parasının gelecekte değer kaybedeceği şeklinde bir bekleme sebep olacaktır. Bu bekleme ülkede üretilen mal ve hizmetlerin fiyatını artıracaktır ve sonuçta tüketim düşecektir. Tüketi-

min net etkisi ekonominin dışarıya açıklık derecesine bağlı olan ticaret hadlerinin nispi önemine bağlı olacaktır. De Fiore ve Liu’ ye göre açık ekonomi durumunda para arzındaki bir artış ise, literatürde kabul gören anlayışın tersine enflasyonu düşürecektir.

Evans (2007), açıklık arttıkça denge enflasyonunun yüksek seviyede olacağını vurgulamıştır. Kapalı bir ekonomide, enflasyon tüketim vergisi tarafından basılanmaktadır. Böylece paranın büyüme oranının tek rolü haksız rekabeti dengelemektir. Ancak ekonomi dışa açıklıkça, tüketim vergisinin enflasyona olan baskısına yabancı tüketiciler katlanmaktadır ve ticaret hadleri ile reel ücret, artan enflasyonu desteklemektedir. Paranın yüksek büyüme oranlarındaki bu ekstra faydalar, dışa açıklığın enflasyonist etkiye sahip olmasına neden olmaktadır. Diğer taraftan Evans, ithal ara malları fiyatlarındaki artışlar ve para otoritesinin monopol gücüne sahip olması nedeniyle dışa açıklığın enflasyonist olabileceğini savunmaktadır.

Cooke (2010), optimal enflasyon oranını analiz etmek için iki ülkeli genel denge modelini geliştirmiştir. Bireylerin refahı tek politika amacı olduğu zaman, açıklık ve enflasyonun ters bir ilişkiye sahip olmadığını göstermek mümkündür. Dış ticaret hadleri monopolcü fiyat artışı ile ilişkili olduğundan dışa açıklık derecesinin artması, politika yapıcılarının kısa dönemli Phillips eğrisini daha rekabetçi bir şekilde kullanmalarına (sömürmelerine) neden olabilir. Bu durumda enflasyon daha açık bir ekonomide daha yüksek olabilir.

Literatür Taraması

Dış ticarete açıklık ile enflasyon arasındaki ilişki çok sayıda ampirik çalışmaya konu olmuştur ve olmaya da devam etmektedir. Bu ilişki için farklı çalışmalarda farklı açıklamalar ileri sürülmüştür. Birçok çalışma enflasyon ve dış ticarete açıklık arasındaki negatif ilişkiyi desteklerken, çok azı diğer faktörler kontrol altına alındıktan sonra zayıf bir ilişki bulmuştur. Farklı ekonometrik analizlerle değişik ülkeler bazında ilişkinin niteliği açıklığa kavuşturulmaya çalışılmaktadır. Söz konusu ilişkiye dair daha kesin sonuçlara ulaşmak için daha fazla araştırma yapılması gerekmektedir (Joshi ve Acharya, 2010, s.119).

Türkiye’de dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi spesifik olarak analiz eden çalışmaların sayısı sınırlıdır. Bu çalışmalardan Güneş ve Konur (2013),

Türkiye’nin dış ticarete açıklık derecesi ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 2000-2011 arası çeyrek yıllık verileri kullanarak incelemişlerdir. Eşbütünleşme ve Vektör Hata Düzeltme Modelini uygulamışlar ve sonuçta dışa açıklık ile enflasyonun eşbütünleşik olduğunu ve aralarında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğunu tespit etmişlerdir. Taşçı vd. (2009), dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi bazı gelişmekte olan ülkeler için panel veri tahmini yöntemiyle araştırmışlardır. Çalışmada, 1980-2006 arası 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 yıllık verilerini kullanarak EKKY ile Türkiye ekonomisinin dışa açılmasının enflasyonu arttırıcı ya da üretimi azaltıcı bir etkiye yol açıp açmadığını incelemiş ve dışa açıklığın enflasyonu arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Işık (2003), dışa açıklık derecesi ile para politikasının enflasyon üzerindeki etkisini, 42 ülkeyi ele alarak ve 1990-2000 yılları arası birleştirilmiş verileri kullanarak araştırmıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre, gelişmekte olan ülkelerde dışa açıklık derecesi arttıkça para politikasının enflasyon üzerindeki etkisi gelişmiş ülkelere göre daha fazla artmaktadır. Bayraktutan ve Arslan (2003), Türkiye için döviz kuru, ithalat hacmi ve enflasyon ilişkisini 1980-2000 dönemine ait yıllık verileri kullanarak EKKY, eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizleri ile incelemişlerdir. Analiz sonuçları, ithalat hacmi ile enflasyon oranı arasında negatif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Berument ve Doğan (2003), Türkiye için 1987-2001 dönemi çeyrek yıllık veri setini kullanmışlar ve dışa açıklık derecesiyle enflasyon oranı arasında negatif bir ilişki bulmuşlardır.

Dünya literatüründe dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi araştıran çalışma sayısı oldukça fazladır. Martinez ve Iyer (2014), enflasyon ile açıklık arasındaki korelasyon ilişkisini 1996-2010 dönemi için dokuz Sovyet Bloğu ülkesinde incelemiştir. Sekiz tanesinde negatif ilişki bulunmuş ancak bunların dördünde katsayılar anlamsız çıkmıştır. Bir tanesinde ise pozitif ve anlamlı katsayı tahmini elde edilmiştir. Açıklık artmadıkça, enflasyon yüksek olacaktır. Thomas (2012), otuz yıllık bir süreçte sekiz Karayipler ülkesi için yaptığı panel veri analizinde, 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 arasında-

ki ilişkiyi 1973-2007 yılları arasında İran için ARDL sınır testi yöntemiyle incelemişler ve dışa açıklığın enflasyonu kısa dönemde anlamlı bir şekilde negatif olarak etkilediğini, uzun dönemde ise ilişkinin anlamsız olduğunu bulmuşlardır. Lin (2010), 1970-2007 dönemini ve 106 ülkeyi kapsayan panel veri çalışmasında orantılı (quantile) regresyon kullanarak, dış ticarete açıklık ve enflasyon arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu ve enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde bu ilişkinin daha kuvvetli olduğunu ancak enflasyonun düşük olduğu dönemlerde herhangi bir etki olmadığını bulmuştur. Zakaria (2010), 1947-2007 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanarak Pakistan'da dış ticarete açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi GMM yöntemi ile analiz etmiştir. Ampirik sonuçlar, dışa açıklık ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Mukhtar (2010), Pakistan için yaptığı ve 1960-2007 yıllarını kapsayan çok değişkenli eşbütünleşme ve VECM analizi çalışmasında, enflasyonla dışa açıklık arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir uzun dönem ilişkisi bulunmuştur. Buna göre, Pakistan ekonomisi dışa açıldıkça enflasyon düşmektedir. Jin (2006), 1970:1-1997:3 döneminde Kore ve Japonya için yedi değişkenli VAR modelini kullanmış ve dışa açıklıktaki değişimlerin etkilerini etki-tepki fonksiyonları ile ortaya koymuştur. Kore'de dış ticarete açıklık ile enflasyon arasında ters yönlü bir ilişki bulunurken, Japonya'da anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Alfaro (2005), 1973-1998 yılları arasında 130 ülke için dış ticaret açıklığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmış ve pozitif ilişki olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Romer (1993), daha açık ekonomilerin daha düşük enflasyon oranına sa-

hip olacakları önermesini geniş bir yatay kesit veri setinde (114 ülke) test etmiştir. Romer, ortalama enflasyon oranları ile açıklık arasındaki ilişkiyi ampirik olarak sorgulamış ve dışa daha açık ülkelerin daha düşük enflasyona sahip olduğunu ortaya koymuştur. Iyoha (1973), 1960-1961'den 1964-1965 dönemine hem yıllık hem de ortalama beş yıllık verileri kullanarak 33 az gelişmiş ülke için dışa açıklık ve enflasyon ilişkisini araştırmıştır. Çalışmanın sonucu, açıklığın enflasyon üzerinde negatif etkisinin olduğu şeklinde özetlenebilir.

Ampirik Analiz

Veri Seti ve Değişkenler

Bu bölümde Türkiye'de enflasyon ile dış ticaret açıklığı arasındaki ilişkinin ampirik olarak analiz edilmesi amaçlanmıştır. Enflasyonu açıklayıcı değişkenler önceki çalışmalara dayanarak ticaret açıklığı, dış borç ve ticaret hadleri olarak alınmıştır. Çalışmada kullanılan veriler 1992:1-2013:3 dönemine ait çeyrek yıllık verilerdir. Dış borç (milyon \$), ihracat (milyon \$), ithalat (milyon \$) ve GSYİH (bin TL)'ya ilişkin zaman serileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın veri dağıtım sisteminden alınmıştır. Tüketici Fiyat Endeksi (temel yıl 2005) ile ihracat ve ithalat fiyatlarına ilişkin zaman serileri ise IMF Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS)'den alınmıştır. Kullanılan bütün değişkenler GSYİH'ya oranlanmış ve mevsimsellikten arındırılmıştır. Değişkenler ve tanımları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlerin Tanımları

Değişkenler	Sembol	Tanımlama
Enflasyon	E	Tüketici Fiyat Endeksindeki Değişim Oranı
Ticaret Açıklığı	TA	(İhracat+İthalat)/ GSYİH
Dış Borç	DB	Dış Borç/ GSYİH
Ticaret Hadleri	TH	İhracat Fiyatları/ İthalat Fiyatları

Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada ticaret açıklığı başta olmak üzere enflasyonu etkileyen faktörler ve onların etkileri ARDL modeli kullanılarak ortaya konmaya çalışılmıştır. Zaman serileri ile çalışıldığında öncelikle değişkenlerin durağanlıkları belirlenir. Değişkenlerin durağanlıkla-

rı Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) ve Ng-Perron birim kök testleri¹ ile araştırılmıştır. Ayrıca hem sabit terim hem de eğimdeki yapısal kırılma-

¹ Birim kök testlerinin sonuçları Ekler kısmında rapor edilmiştir.

Tablo 2. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Değişkenler	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
E	0.175 (14.05)	-0.084 (-5.242)	-0.001 (-2.345)	0.001 (0.798)	-0.909 (-8.546)
TA	0.066 (15.996)	-0.053 (-11.440)	0.004 (12.321)	-0.002 (-8.371)	-0.210 (-3.184)
DB	1.549 (21.945)	-0.565 (-5.568)	0.010 (3.959)	-0.005 (-1.221)	-0.212 (-3.185)
TH	1.179 (85.693)	-0.073 (-4.391)	-0.002 (-2.840)	-0.0002 (-0.203)	-0.235 (-3.394)

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir. Kritik değer (%1): -5.57
Kaynak: Zivot ve Andrews, 1992, s. 257

ları dikkate alan (Model C)² Zivot-Andrews (1992) testi uygulanmıştır. Bu testte $H_0: \alpha = 1$ (Birim kök vardır) ve $H_1: \alpha \neq 1$ (Birim kök yoktur) hipotezi için t istatistiği hesaplanır ve kırılma noktası minimum t istatistiğine karşılık gelen yıldır (Ertuğrul, 2012, s.30). Zivot-Andrews (1992) testinde hesaplanan t istatistiklerinin mutlak değer olarak Zivot-Andrews (1992) tablo kritik değerlerinden büyük olması durumunda birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. Yani seri durağandır. Aksi halde birim kök temel hipotezi reddedilemez. Seri durağan değildir. Zivot-Andrews (1992) test sonuçları Tablo 2'de sunulmaktadır.

Tablo 2'den görülebileceği gibi enflasyon serisi için hesaplanan α katsayısının t istatistiği kritik değerden mutlak olarak büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmekte yani seri durağan bulunmaktadır. Diğer taraftan ticaret açıklığı, dış borç ve ticaret hadleri serileri için hesaplanan α katsayılarının t istatistikleri kritik değerden mutlak olarak küçük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilememekte yani bu seriler durağan olmamaktadır.

Gerçekleştirilen birim kök testleri serilerin durağanlık derecelerinin birbirinden farklılık gösterdiğini ve bazı serilerin düzeyde durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Bu duruma bağlı olarak seriler arasındaki uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) gibi geleneksel hale gelmiş testler yerine Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi ile gerçekleştirilecektir. Çünkü sınır testi diğer bahsedilen testlerin aksine farklı derecelerden bütünlük serilerle eşbütünleşme analizi yapmaya olanak sağlamaktadır (Taşçı vd., 2009, s.109). Birim kök testlerinden elde edilen bir diğer önemli bulgu da seriler arasında I(2) olanın bulunmamasıdır. İkinci farkı alındığında durağanlaşan seriler ile gerçekleştirilecek sınır testi analizlerinin yanıltıcı sonuçlar vereceği çeşitli çalışmalarda vurgulanmaktadır (Başar vd., 2009, s. 304; Shahbaz vd., 2013, s.9).

Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli (UECM)'nin EKK yöntemiyle tahmin edilmesini temel alan sınır testinin ilk aşamasında model için uygun gecikme uzunluğu (m) tespit edilir. En küçük kritik değeri

$$^2 Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{a}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + e_t$$

(AIC/ SIC) sağlayan ve aynı zamanda otokorelasyon sorunu içermeyen gecikme uzunluğu uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilir (Karagöl vd., 2007, s.76). Çalışmamızda tahmin edilen UECM, 1 numaralı eşitlikte gösterildiği gibidir. Uygun gecikme uzunluğu ile tahmin edilen UECM'de eşbütünleşme ilişkisine yönelik karar verilirken bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerinin katsayılarının topluca anlamlılığı F testi ile sınanır.

$$\Delta E_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta TA_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta DB_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta TH_{t-i} + \beta_5 E_{t-1} + \beta_6 TA_{t-1} + \beta_7 DB_{t-1} + \beta_8 TH_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

UECM modelinin uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesine yönelik bilgiler Tablo 3'de gösterilmektedir. Uygun gecikme uzunluğu 7 olarak belirlenmiştir.

Hesaplanan test istatistiği Pesaran vd. (2001, s. 300-301)'deki kritik değerler ile karşılaştırılır. Değişkenlerin I(0) olması durumunda hesaplanan test istatistiğinin alt kritik değerden, I(1) olması durumunda ise üst kritik değerden büyük olması beklenir. Böylece " $H_0: \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$ " olarak kurulan ve eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilir.

Bu gecikme uzunluğu ile oluşturulan modelde hem AIC ve SIC kriterleri minimum olmakta hem de model otokorelasyon sorunu içermemektedir.

Tablo 3. Sınır Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

m	AIC	SIC	X^2 BREUSCH-GODFREY (4)
1	-4.102607	-3.784285	16.86438 (0.002054)
2	-4.153808	-3.716668	12.33977 (0.014996)
3	-4.172969	-3.585964	10.34605 (0.034985)
4	-4.111464	-3.401998	12.75591 (0.012532)
5	-4.076487	-3.242777	4.628206 (0.327615)
6	-4.044731	-3.084955	13.49530 (0.009093)
7*	-4.201892	-3.114180	6.515033 (0.163846)
8	-4.548761	-3.331200	17.41027 (0.001608)

Not: X^2 BREUSCH-GODFREY otokorelasyon test istatistiğidir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. * işareti, seçilen gecikme uzunluğunu göstermektedir.

7 gecikme ile tahmin edilen UECM'den elde edilen sınır testi sonuçları Tablo 4'de gösterilmektedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin 1 gecikmeli değerlerinin katsayılarına gerçekleştirilen Wald Testiyle F istatistiği "6.268364" olarak hesaplanmıştır. Analize dahil

değişkenlerin I(1) olarak bulunmaları dolayısıyla hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değer (5.61) ile karşılaştırılması gerekmektedir. Hesaplanan değer % 1 anlamlılık seviyesinde üst sınırı aşmasına bağlı olarak serilerin eşbütünleşik olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 4. Sınır Testi Sonuçları

K	F istatistiği	% 1 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
3	6.268364	4.29	5.61

Not: k, denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd.(2001, 300)'deki Tablo C1(i)'den alınmıştır.

Analizlerin bir sonraki aşamasında, bağımsız değişkenlerin enflasyon üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerinin belirlenmesine yönelik olarak Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL Modeli) tahmin edilecektir. Çalışmamıza yönelik olarak tahmin edilecek ARDL modeli 2 numaralı eşitlikte gösterilmiştir. ARDL modelinde bağımlı değişken, hem bağımlı değişkenin hem de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri ile tahmin edilmekte ve değişkenlerin gecikme uzunlukları her bir değişken için ayrı

olarak çeşitli bilgi kriterlerinden yararlanılarak belirlenmektedir. Bu şekilde elde edilen ARDL modeli ARDL(m,n,p,q) olarak adlandırılacaktır. ARDL modelinin gecikme uzunlukları ve tahmin edilen modelden elde edilen uzun dönem katsayılar analizlerde kullanılan Microfit 4.0 programı tarafından otomatik olarak verilmektedir. Bu uzun dönem katsayıların işaretlerine ve anlamlılıklarına göre bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki uzun dönemli etkilerine karar verilmektedir.

$$E_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} E_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} TA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} DB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} TH_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Çalışmamıza yönelik olarak kurulan ARDL modelinin tahmin sonuçları ve buradan hareketle hesaplanan uzun dönem katsayılar Tablo 5'de gösterilmektedir. Uygun gecikme uzunlukları SIC kriterinden yararlanılarak E için 3, TA için 0, TH için 1, DB için 1 olarak belirlenmiştir. Buna göre oluşturulan modelimiz ARDL (3,0,1,1) olarak adlandırılmaktadır. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde açıklık, dış borç ve

ticaret hadleri olarak belirlenen bağımsız değişkenlerin enflasyon değişkenini pozitif yönde ve istatistik olarak anlamlı bir şekilde etkilediği görülmektedir. Çalışmanın odak noktasını oluşturan ve uygulamada elde edilen "ticaret açıklığının enflasyon üzerinde pozitif etkisi olduğu" sonucu literatürde Alfaro (2005), Zakaria (2010), Thomas (2012) ve Kurihara (2013)'nın çalışmalarını desteklemektedir.

Tablo 5. ARDL (3,0,1,1) Modelinin Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: E		
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
E(-1)	0.03763	0.40978 (0.683)
E(-2)	0.34239	4.3682 (0.000)
E(-3)	0.19867	2.4735 (0.016)
TA	0.62145	2.7995 (0.007)
TH	-0.22926	-1.7147 (0.091)
TH(-1)	0.63209	4.4452 (0.000)
DB	0.12328	5.5453 (0.000)
DB(-1)	-0.07938	-3.1942 (0.002)
C	-0.53928	-4.9661 (0.000)
Tanısal Test Sonuçları		
$R^2 = 0.87$	$\bar{R}^2 = 0.85$	$X^2_{BG} = 7.4613 (0.113)$
Uzun Dönem Katsayıları		
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
TA	1.4750	2.3356 (0.022)
TH	0.9561	5.9167 (0.000)
DB	0.1042	3.7326 (0.000)
C	-1.2800	-5.1262 (0.000)

Not: X^2_{BG} otokorelasyon istatistiğidir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler ise ARDL yöntemine dayalı Hata Düzeltme Modeli ile tahmin edilmektedir. Çalışmamıza yönelik olarak kurulan hata düzeltme modeli 3 numaralı eşitlikte gösterildiği gibidir. Hata düzeltme modelinde bağımlı değişkenin farkı, hem bağımlı değişkenin hem de bağımsız değişkenlerinin farklarının gecikmeli değerleri ile tahmin edilmektedir. Değişkenlerin her biri için ayrı olarak belirlenmiş uygun gecikme uzunlukları ARDL modelindekilerle aynı olmaktadır.

$$\Delta E_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta TA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta DB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta TH_{t-i} + \beta_5 ECT_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

Çalışmamızın hata düzeltme modeline ilişkin sonuçlar Tablo 6'da aktarılmaktadır. Sonuçlara göre, ticari açıklık değişkeni uzun dönem etkilerine paralel olarak kısa dönemde de enflasyon değişkenini pozitif yönde etkilemektedir. Benzer şekilde dış borç değişkeninin enflasyon üzerindeki kısa dönemli etkilerinin de anlamlı ve pozitif yönlü olduğu tespit edilmektedir. Ticaret hadleri değişkeninin enflasyon üzerindeki kısa dönemli etkilerinin ise negatif yönlü olmakla birlikte ancak %10 seviyesinde anlamlı olduğu görülmektedir. Hata düzeltme modeli sonuçlarına ilişkin son olarak, hata düzeltme teriminin katsayısının beklentiye uygun olarak negatif işaretli ve anlamlı olduğu gözlenmektedir.

Tablo 6. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken= ΔE		
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
ΔE(-1)	-0.54106	-5.6723 (0.000)
ΔE(-2)	-0.19867	-2.4735 (0.016)
ΔTA	0.62145	2.7995 (0.007)
ΔTH	-0.22926	-1.7147 (0.091)
ΔDB	0.12328	5.5453 (0.000)
ECT(-1)	-0.42131	-4.3853 (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Sonuç

1980 sonrasındaki yıllar Türkiye ekonomisinin hem hızlı bir dışa açılma sürecini tecrübe ettiği hem de yüksek enflasyonla mücadele ettiği yıllar olmuştur. Bu süreçte ticari açıklığın enflasyon üzerinde meydana getirdiği etkiler araştırmacıların dikkatini çeken

Modeldeki “ ECT_{t-1} ” ARDL modelinden elde edilen hata teriminin bir gecikmeli değerini göstermektedir. Katsayısının anlamlı ve negatif işaretli olması beklenmektedir. Böyle bir hata düzeltme terimi, uzun dönem için bulunan eşbütünlüşme ilişkisini destekleyici özellikler taşımakta ve değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinde herhangi bir şok nedeniyle meydana gelen bir sapmanın ne kadar zamanda düzeleceği konusunda bilgi sağlamaktadır (Keskin, 2008, s.228).

ancak üzerinde uzlaşa sağlanamayan konulardan olmuştur. Ekonominin dış ticarete açıklık derecesi ile enflasyon ilişkisinin ortaya konulması özellikle para politikası sürecinde büyük bir önem taşımaktadır. Bu amaç doğrultusunda gerçekleştirilmiş bu çalışmada da enflasyon ve dış ticaret açıklığı arasındaki ilişki Türkiye ekonomisi için ampirik olarak analiz edilmiştir. 1992:1-2013:3 dönemine ilişkin verilerle gerçekleştirilen analizlerde sınır testi ve ARDL metodolojisi izlenmiştir. Sınır testinden elde edilen ampirik bulgular incelenen değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünlüşme ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. ARDL modelinden elde edilen uzun dönemli katsayılar incelendiğinde ticaret açıklığının enflasyon üzerindeki etkisinin istatistiki olarak anlamlı ve pozitif yönlü olduğu tespit edilmektedir. Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler ise ARDL yöntemine dayalı Hata Düzeltme Modeli ile tahmin edilmiş ve ticaret açıklığının enflasyon üzerindeki kısa dönemli etkilerinin de istatistiki olarak anlamlı şekilde pozitif yönlü olduğu belirlenmiştir.

Kaynakça

Alfaro, L. (2005). Inflation, Openness, and Exchange Rate Regimes: The Quest for Short-term Commitment. *Journal of Development Economics*, 77, 229-249.

Araç, A. (2013). Ekonominin Dış Ticarete Açıklık Derecesi ve Üretim/Enflasyon Ödünleme İlişkisi. *Sosyoekonomi*, 1, 25-44.

- Arı, A. A. (2001). Dışa Açıklık ve Enflasyon: Türkiye Örneği. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Doktora Tezi, İzmir.*
- Başar, S., Aksu, H., Temurlenk, M. S. ve Polat, Ö. (2009). Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 13 (1), 301-314.*
- Bayraktutan, Y. ve Arslan, İ. (2003). Türkiye'de Döviz Kuru, İthalat ve Enflasyon İlişkisi: Ekonometrik Analiz (1980-2000). *Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi, 5 (2), 89-104.*
- Berument, H. ve Doğan, B. (2003). Openness and the Effectiveness of Monetary Policy: Empirical Evidence from Turkey. *Applied Economics Letters, 10 (4), 217- 221.*
- Cooke, D. (2010). Openness and Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking, 42 (2-3), 267-287.*
- De Fiore, F. ve Liu, Z. (2005). Does Trade Openness Matter for Aggregate Instability. *Journal of Economic Dynamics and Control, 29, 1165-1192.*
- Emsen, Ö. S. , Turan, S. A. ve Aksu, H. (2012). Sınır Testi ile Enflasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkileri: Türkiye Üzerine İncelemeler. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 12 (2), 25-40.*
- Ertuğrul, M. (2012). Türkiye'de Döviz Kuru Volatilitesi Enflasyon İlişkisi, *Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Doktora Tezi, Ankara.*
- 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, 1-41.*
- Güneş, Ş. ve Konur, F. (2013). Türkiye Ekonomisinde Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 8 (1) , 7-20.*
- Işık, N. (2003). Dışa Açılma ve Para Politikasının Enflasyon Üzerindeki Etkileri. *Ekonomik Yaklaşım Dergisi, 14 (48), 87-96.*
- Iyoha, M. A. (1973). Inflation and Openness in Less Developed Economies: A Cross Country Analysis. *Economic Development and Cultural Change, 22 (1), 31-38.*
- Jin, J. C. (2006). Can Openness Be an Engine of Sustained High Growth Rates and Inflation? Evidence from Japan and Korea. *International Review of Economics and Finance, 15, 228-240.*
- Joshi, A. R. ve Acharya, D. (2010). Inflation and Trade Openness: Empirical Investigation for India. *The IUP Journal of Monetary Economics, 8 (1-2), 113-127.*
- Karagöl, E., Erbaykal, E. ve Ertuğrul, H. M. (2007). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi, 8 (1), 72-80.*
- Keskin, N. (2008). Finansal Serbestleşme Sürecinde Uluslararası Sermaye Hareketleri ve Makroekonomik Etkileri: Türkiye Örneği. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İzmir.*
- Kurihara, Y. (2013). International Trade Openness and Inflation in Asia. *Research in World Economy, 4 (1), 70-75.*
- Lane, P. R. (1997). Inflation in Open Economies. *Journal of International Economics, 42, 327-347.*
- Lin, H. Y. (2010). Openness and Inflation Revisited. *International Research Journal of Finance and Economics, 37, 40-45.*
- Martinez, R. ve Iyer, V. (2014). Openness and Inflation: Evidence From Nine Eastern European Nations. *International Business & Economics Research Journal, 13 (1), 21-26.*

- Mukhtar, T. (2010). Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan. *The Lahore Journal of Economics*, 15 (2), 35-50.
- Okur, A. (2002). Türkiye'de İzlenen Esnek Kur Politikasının Ekonomik İstikrar Üzerindeki Etkileri. *Celal Bayar Üniversitesi İİBF Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 9 (1-2), 43-52.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (4), 869-903.
- Samimi, A. J., Ghaderi, S., Hosseinzadeh, R. ve Nadeimi, Y. (2012). Openness and Inflation: New Empirical Panel Data Evidence. *Economics Letters*, 117, 573-577.
- Samimi, A. J., Ghaderi, S. ve Sanginabadi, B. (2011). Openness and Inflation in Iran. *International Journal of Economics and Management Engineering*, 1 (1), 42-49.
- Sekmen, F. (2007). Açıklık ve Para Politikasının Etkinliği: Türkiye Uygulaması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 33, 171-177.
- Shahbaz, M., Shabbir, M. S. ve Butt, M. S. (2013). Does Military Spending Explode External Debt in Pakistan?. *Defence and Peace Economics*, 2-24.
- Taşçı, M. H., Esener, S. Ç. ve Darıcı, B. (2009). The Effects of Openness on Inflation: Panel Data Estimates from Selected Developing Countries. *Investment Management and Financial Innovations*, 6 (4), 28-34.
- Terra, C. T. (1998). Openness and Inflation: A New Assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (2), 641-648.
- Thomas, C. (2012). Trade Openness and Inflation: Panel Data Evidence For The Caribbean. *International Business and Economic Research Journal*, 11 (5), 507-516.
- Zakaria, M. (2010). Openness and Inflation: Evidence From Time Series Data. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 313-322.
- Zivot, E. ve Andrews D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.

Ek: ADF, PP, KPSS ve NG-Perron Birim Kök Testlerinin Sonuçları

DEĞİŞKEN	ADF	PP	KPSS	NG- Perron				KARAR
				MZ_a	MZ_t	MSB	MPT	
TA	-4.403580 (7) ^{b*}	-2.836116(4) ^b	0.051342 (6) ^{b*}	-12.9229 (4) ^b	-2.53995(4) ^b	0.19685(4) ^b	7.06250(4) ^b	I(1)
	-4.078420 (%1)	-4.068290 (%1)	0.216000 (%1)	-23.8000 (%1)	-3.42000 (%1)	0.143000 (%1)	4.03000 (%1)	
	-3.467703 (%5)	-3.462912 (%5)	0.146000 (%5)	-17.3000 (%5)	-2.91000 (%5)	0.168000 (%5)	5.48000 (%5)	
	-3.160627 (%10)	-3.157836 (%10)	0.119000 (%10)	-14.2000 (%10)	-2.62000 (%10)	0.185000 (%10)	6.67000 (%10)	
ΔTA	-8.449060(3) ^{***}	-8.449060(3) ^{***}		-44.8757(3) [*]	-4.73585(3) ^{b*}	0.10553(3) ^{b*}	2.03587(3) ^{b*}	I(1)
	-2.592452 (%1)	-2.592452 (%1)		-23.8000 (%1)	-3.42000 (%1)	0.143000 (%1)	4.03000 (%1)	
	-1.944666 (%5)	-1.944666 (%5)		-17.3000 (%5)	-2.91000 (%5)	0.168000 (%5)	5.48000 (%5)	
	-1.614261 (%10)	-1.614261 (%10)		-14.2000 (%10)	-2.62000 (%10)	0.185000 (%10)	6.67000 (%10)	
E	-2.548389 (5) ^b	-6.841182 (4) ^b	0.164566(4) ^b	-27.5873 (4) ^{b*}	-3.71199(4) ^{b*}	0.13455(4) ^{b*}	3.31496(4) ^{b*}	I(0)
	-4.078420 (%1)	-4.068290 (%1)	0.216000 (%1)	-23.8000 (%1)	-3.42000 (%1)	0.143000 (%1)	4.03000 (%1)	
	-3.467703 (%5)	-3.462912 (%5)	0.146000 (%5)	-17.3000 (%5)	-2.91000 (%5)	0.168000 (%5)	5.48000 (%5)	
	-3.160627 (%10)	-3.157836 (%10)	0.119000 (%10)	-14.2000(%10)	-2.62000(%10)	0.18500(%10)	6.67000(%10)	
ΔE			0.107929(8) ^{**}					I(0)
			0.739000 (%1)					
			0.463000 (%5)					
			0.347000(%10)					
TH	-3.612089(1) ^{b**}	-3.298301 (2) ^b	0.076164(6) ^{**}	-18.7275(2) ^{b**}	-3.03626(2) ^{b**}	0.16213(2) ^{b**}	5.01233(2) ^{b**}	I(0)
	-4.069631 (%1)	-4.068290 (%1)	0.216000 (%1)	-23.8000 (%1)	-3.42000 (%1)	0.143000 (%1)	4.03000 (%1)	
	-3.463547 (%5)	-3.462912 (%5)	0.146000 (%5)	-17.3000 (%5)	-2.91000 (%5)	0.168000 (%5)	5.48000 (%5)	
	-3.158207(%10)	-3.157836 (%10)	0.119000(%10)	-14.2000(%10)	-2.62000(%10)	0.18500(%10)	6.67000(%10)	
ΔTH		-7.669704 (1) ^{a*}						I(0)
		-2.592452 (%1)						
		-1.944666 (%5)						
		-1.614261 (%10)						
DB	-3.155919 (1) ^{c**}	-3.011329 (2) ^{c**}	0.134258 (6) ^{c*}	-9.15641(2) ^{c**}	-2.07199(2) ^{c**}	0.22629(2) ^{c**}	2.93997(2) ^{c**}	I(0)
	-3.509281 (%1)	-3.508326 (%1)	0.739000 (%1)	-13.8000 (%1)	-2.58000 (%1)	0.174000 (%1)	1.78000 (%1)	
	-2.895924 (%5)	-2.895512 (%5)	0.463000 (%5)	-8.10000 (%5)	-1.98000 (%5)	0.233000 (%5)	3.17000 (%5)	
	-2.585172 (%10)	-2.584952 (%10)	0.347000(%10)	-5.70000 (%10)	-1.62000 (%10)	0.275000 (%10)	4.45000 (%10)	

Not: () parantez içindeki rakamlar ADF testinde AIC kriteri tarafından belirlenmiş olan en uygun modeldir. KPSS ve NG-Perron testlerinde ise Barlett Kernell tahmin yöntemi kullanılmış, bant genişliği Newey-West olarak belirlenmiştir. a: regresyonun sabit terim veya trend içermediği, b: regresyonun sabit terim ve trend içermediği, c: regresyonun sabit terim içermediği ifade etmektedir. *: %1 anlamlılık düzeyini, **: %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.