

ANNAN PLANI ÇERÇEVESİNDE KUZAY KIBRIS TÜRK
CUMHURİYETİ'NDE REEL GSYİH İLE İNŞAAT SEKTÖRÜ
VE KONUT SAHİPLİĞİ SEKTÖRÜ ARASINDAKİ İLİŞKİ

Erdem SÖYLER¹

ÖZ

Bu çalışmada, 1977-2018 yılları arasında Annan Planı kaynaklı ortaya çıkabilecek yapısal değişiklikler göz önünde bulundurularak Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde reel GSYİH, inşaat ve konut sahipliği sektörleri arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılmış ve tahmin edilmiştir. Bu amaçla, yıllık verilere Lee ve Strazicich (2003) birim kök sınaması uygulanarak, zaman serisi verilerinde yapısal kırılmalar olarak meydana gelebilecek çoklu yapısal değişiklikler varlığında serilerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Özellikle Annan Planı'nı gösteren yapısal kırılmaları gösteren birim kök sınamalarının yapılmasından sonra, ilk olarak Johansen vd. (2000)'nin uzun dönem ilişkisinde yapısal kırılmalara izin veren eşbütünleşme yöntemi uygulanmış ve sistemde bir eşbütünleşik vektör olduğu bulunmuştur. İkinci olarak, reel GSYİH, inşaat ve konut sahipliği sektörleri arasındaki doğrusal regresyon ilişkisi, içsel olarak regresyon ilişkisindeki yapısal kırılmaları içeren Bai ve Perron (1998, 2003a) yaklaşımı kullanılarak tahmin edilmiştir. Her iki yaklaşım için de, Annan Planı'nın reel GSYİH, inşaat ve konut sahipliği sektörleri arasındaki ilişkide anlamlı bir yapısal olarak yer aldığı ve Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde inşaat ve konut sahipliği sektörlerinin reel GSYİH üzerinde pozitif etkilere sahip oldukları bulunmuştur.

¹ Yüksek Lisans Öğrencisi, Bursa Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, erdem.soyler95@gmail.com

Erdem SÖYLER

Anahtar Kelimeler: Annan Planı, Birim Kök, Yapısal Kırılma, Eşbütünleşme, Yapısal Kırılmalı Regresyon.

JEL Kodları: C50, C51, C58.

30

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

**THE RELATIONSHIP BETWEEN REAL GDP,
CONSTRUCTION AND HOME OWNERSHIP SECTORS
WITHIN THE FRAMEWORK OF THE ANNAN PLAN IN
THE TURKISH REPUBLIC OF NORTHERN CYPRUS**

ABSTRACT

In this paper, the relationship between real GDP, construction and home ownership sectors was investigated and estimated in Turkish Republic of Northern Cyprus for the period 1977-2018 by considering structural changes which may be occurs due to the Annan Plan in the time series data in the long-run. To this end, by using Lee and Strazicich (2003) unit root test with yearly data, the non-stationarity features of the series in the presence of multiple structural changes which may have occurred in the time series data as structural breaks were examined. Then the proceeding of the unit root tests with structural breaks especially indicating the Annan Plan, first Johansen et al. (2000) cointegration method which allows the structural breaks in the long-run relationship was applied and it is found that there was one cointegrating vector in the system. Second, the linear regression relationship between real GDP, construction and home ownership sectors was estimated by using Bai and Perron (1998, 2003a) approach including the structural breaks in the regression relationship endogenously. For both approaches, the Annan Plan was estimated as structural break significantly in the relationship real GDP, construction and home ownership sectors with the positive effects of construction and home ownership sectors on the real GDP in Turkish Republic of Northern Cyprus.

Keywords: Annan Plan, Unit Root, Structural Break, Cointegration, Structural Break Regression.

JEL Codes: C50, C51, C58.

GİRİŞ

Kıbrıs jeopolitik ve jeostratejik öneminden dolayı geçmişten günümüze kadar her zaman önemini korumuş ve son yüzyılda dünyanın siyasi olarak yeniden şekillenmesiyle beraber bu süreçte yerini almıştır. Özellikle son yıllarda bilgisayar teknolojisinin hızla gelişmesi ve yaygınlaşmasıyla birlikte ekonometride meydana gelen gelişmeler ülkelerin hâsıllarını oluşturan kalemlerle ilgili yazındaki teorik ve ampirik çalışmaları sayı bakımından artırmış ve kapsam olarak genişlemesine katkıda bulunmuştur. Annan Planı'nın 24 Nisan 2004'te her iki kesimde gerçekleştirilen referandum sonucu doğrultusunda Ada'nın son siyasi şekli belirlemiş ve her iki kesim mevcut siyasi duruma göre ekonomisinde belirli değişiklikler yaşamıştır. Plan'ın Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti (KKTC) hâsıllarında yarattığı etki inşaat sektörü ve konut sahipliği bakımından dikkat çekmektedir. Yeni gelişen ve popüler olan içinde yapısal kırılmaları barındıran uzun dönemli ilişki analizi ve yapısal kırılmalı regresyon tahmini bu konunun araştırılmasına zemin hazırlamıştır.

Annan Planı referandumu sonucunda KKTC'de yaşanan uzun dönemli yapısal değişimin incelenmesi önemlidir. Referandumdan sonra inşaat sektöründe özellikle de inşaat sektörüne bağlı konut inşaatında² yarattığı pozitif etkiler bilinmektedir. Güney Kıbrıs Rum Yönetimi'nin (GKRY) Planı reddederek, maddelerin yürürlüğe girmesini engelleyip yasallık kazandırmasa da gerek Birleşmiş Milletler'in hazırladığı bir plan olması nedeniyle gerekse de uluslararası vasa sahip olmasıyla geleceğe yönelik Kıbrıs Türk Devleti Yönetimi tarafında kalacak eşdeğer³ ve esaslı geliştirme⁴ malları üzerinde bir güvence yaratmıştır. Plan'a göre iade edilecek malların üzerindeyse bir güvensizlik yaratmıştır. Ancak daha sonraları, KKTC meclisinin 2005'te aldığı bir kararla, 1974 sonrasında

² Konut inşaatı: Ev ve apartman inşası faaliyetlerinin tümü konut inşaatı olarak adlandırılmaktadır.

³ Eşdeğer mal: KKTC'de bulunan Rum taşınmaz mallarının GKRY'de bulunan Türk taşınmaz mallarına veya GKRY'de bulunan Türk taşınmaz mallarının KKTC'de bulunan Rum taşınmaz mallarına değer bakımından olan karşılığıdır.

⁴ Esaslı geliştirme (inkışaf): Etkilenen mala orijinal değerinden daha fazla yatırım yapılması durumudur.

Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

terk edilmiş olan mallar ile ilgili tazminat, iade ve takas yasasında, eşdeğer mallarla esaslı geliştirmeye yönelik proje onayı almış veya üzerinde esaslı geliştirme yapılmış malların iade kapsamının dışında tutulacak olması bu tür mallar üzerinde de güvenilirliği artırmıştır (Hoşkara ve Hoşkara, 2007).

Mülkiyet rejiminin nasıl olacağıyla tazminat, iade ve takas çerçevesinin planda detaylı bir biçimde belirlenmiş olması, inşaat sektöründe hem dış talebi hem de iç talebi artırmıştır (Yorucu, 2010: 1). Plan'ın kapsamı gereği, Rum topraklarının üzerine değerinden daha fazla yatırım (inkişaf) yapılması, yatırım yapan kişinin veya varislerinin ilgili toprakları mülk edinebilecekleri maddelerini içermektedir (ayrıca bkz. Kıbrıs Sorunu Kapsamlı Çözümü (Annan Planı), 2004). Başka bir ifadeyle, Rum arsalarına konut yapanlar, arsa parasının geçerli rayici üzerinden Rumlara ödeyecekler ve o mal veya mülkün sahibi olacaklardır (Tuncer, 2012: 171). Söz konusu durumun meydana gelmesi, konut bazlı inşaat sektörünün hem kırsal hem de kentsel bölgelerde artışa geçmesine neden olmuştur (KKTC DPÖ, 2019: 92). Ülkede yaşanan inşaat patlaması, inşaat sektörünü ve beraber hareket ettiği konut sahipliği sektörünü harekete geçirmiştir.

KKTC'de konut sahipliği sektörünü kira ve izafi kira⁵ meydana getirmektedir. Kiracıların verdiği kira bedeli ve mülk sahibinin sanki kira veriyormuş gibi enflasyonu da içine katarak meydana getirilen rakamların hesaplanması ile oluşturulmaktadır (IMF, 2009: 99). Dolayısıyla konut inşaatlarında meydana gelecek artış bu sektörü de doğrudan ve direkt olarak artırmaktadır.

Literatürde Annan Planı'yla ilgili toplumsal, kültürel ve özellikle de siyasal açıdan birçok araştırma mevcuttur. Ancak, Annan Planı'nın ekonomik boyutunu inceleyen çalışmalar son derece kısıtlı olmaktadır. Bu noktada genellikle siyasal bakımdan ele alınan konuya ek olarak yapılacak ekonometrik bir çalışma literatürdeki yelpazeyi genişletecektir. Daha önce Annan Planı'nın ekonometrik açıdan ele alınmaması çalışmayı bu anlamda bir ilk yapmaktadır. Çalışmanın devamında tahmin edilecek model tanıtılmakta, kullanılacak

⁵ İzafi Kira: Hane halkı kendisine ait bir evde veya başkasının evinde kira ödemedi oturuyorsa, bu evde kirayla otursaydı, kira tutarının ne olacağını tahmini değeridir.

ekonometrik yöntemler teorik olarak açıklanmakta ve ekonometrik yöntemlerden elde edilen ampirik bulgular sunulmaktadır.

1. MODEL

KKTC'de inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörü gibi ülkenin reel gayri safi yurtiçi hâsılası (GSYİH)'sini oluşturan iki alt kalemden başka diğer kalemlerin bulunmadığı varsayımı altında, 2010 yılı sabit TL fiyatlarıyla oluşturulan reel GSYİH modeli,

$$34 \quad GDP_t = e^{\beta_0} CONS_t^{\beta_1} HOWN_t^{\beta_2} e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

şeklinde ifade edilebilir. Burada, GDP_t , reel gayri safi yurtiçi hâsılayı, $CONS_t$, inşaat sektörünü ve $HOWN_t$, konut sahipliği sektörünü temsil etmektedir. Fonksiyonun logaritması alınırsa;

$$gdp_t = \beta_0 + \beta_1 cons_t + \beta_2 hown_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

eşitliği elde edilir. Burada logaritma işlemi sonucunda, GDP_t serisi, gdp_t olmakta, $CONS_t$ serisi, $cons_t$ olmakta, $HOWN_t$ serisi ise, $hown_t$ olmaktadır. Ayrıca, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ olduğu varsayımı yapılmaktadır.

Model (2)'de $cons_t$ ve $hown_t$ ile gdp_t (çıktı) arasında birinci dereceden homojen bir ilişki kurulmaktadır. Modelin homojenlik derecesi ise, temel girdilerdeki pozitif artış miktarı, homojenlik derecesine bağlı olarak toplam çıktıda kaç kat artış olacağını söylemektedir. Başka bir ifadeyle, (2) modeli ölçeğe göre sabit getiri durumunu yansıtmaktadır. Bu durum, kullanılan $cons_t$ ve $hown_t$ 'nin λ gibi pozitif sabit bir oranda artırılması sonucunda yine λ oranında bir çıktı elde edileceği anlamına gelmektedir. Söz konusu ilişkiyi ifade etmek istersek:

$$gdp_t = f(cons_t, hown_t) \quad (3)$$

model (2)'in fonksiyonu (3)'teki gibi olup;

$$gdp_t = f(\lambda(cons_t, hown_t)) = \lambda f(cons_t, hown_t) \text{ ve } \lambda > 0 \quad (4)$$

(4)'teki fonksiyon şeklinde ifade edilir. Ayrıca değişkenlerin logaritmik formda olması elastikiyet olarak yorumlanmasını mümkün kılmaktadır. Bu durumda, herhangi bir dışsal değişkenin sabit olması koşulu altında diğer dışsal değişkendeki %1 artış değişkenin katsayısına göre içsel değişkeni artırmakta veya azaltmaktadır.

2. EKONOMETRİK YÖNTEMLER

Bu bölümde, eşitlik (2)'de verilen modelin uzun dönem denge katsayıları tahmin edilirken Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) yapısal kırılmalı eşbütünleşme çözümlemesi kullanılmaktadır. Şüphesiz, eşitlik (2)'de sunulan uzun dönemli ilişkinin eşbütünleşme yöntemiyle tahmini yapılmadan önce, modeldeki değişkenlerin sahip olduğu zaman serisi özelliklerinin incelenmesine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu araştırmada, özellikle ele alınan dönem itibari ile siyasal değişikliklerin serilerde muhtemel yapısal kırılma olarak meydana gelmesi ihtimalini de dikkate almak bakımından, Lee ve Strazicich (2003)'ün geliştirdiği çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınamasını kullanmak uygun bulunmuştur. Ayrıca yapısal kırılmalı regresyon tahmini yapabilmek adına Bai ve Perron (1998 ve 2003a) tarafından geliştirilen yaklaşım kullanılarak yapısal değişimler altında model tahmini gerçekleştirilmektedir.

2.1. Lee ve Strazicich (2003) İki Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınaması

Lee ve Strazicich (2003)'te iki yapısal kırılmaya izin veren ve yapısal kırılmaların varlığını içsel olarak belirleyen bir birim kök sınaması geliştirmişlerdir. Bu sınama bize, zaman serilerinde hem tek hem de iki yapısal kırılma araştırması yapmamıza olanak tanımaktadır. Ayrıca, Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen minimum lagrange multiplier (LM) birim kök sınamasına dayanmakta ve alternatif hipotezinde eğilim durağanlığa işaret etmektedir. Yani Lee ve Strazicich (2003), LM birim kök sınamasını genişletmiştir ve artık LM sınamasının boş hipotezi yapısal kırılmaları dikkate alarak

oluşturulabilmektedir. Lee ve Strazicich sınaması Perron (1989)'da tanımlanan düzeyde Model A, eğilimde Model B ve hem düzeyde hem de eğilimde Model C'yi dikkate alarak durağanlığı sınanmaktadır. Veri üretme teorik süreci aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$X_t = \delta'Z_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \beta\varepsilon_{t-1} + \zeta_t. \quad (5)$$

Eşitlik (5)'te, Z_t , dışsal değişkenlerin bir vektörüdür ve ε_t , hata terimi olup bağımsız ve özdeş dağıldığı, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı (σ^2) olduğu varsayımı ($\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$) yapılmaktadır. Lee ve Strazicich (2003)'teki iki yapısal kırılma göz önüne alınacak olursa: $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ ile tanımlanmakta olan Model A, ($j = 1, 2$) olması kaydıyla $t \geq T_{\beta_j} + 1$ için $D_{jt} = 1$ ve diğer değerler 0'dır; düzeydeki iki kırılmayı içermektedir. Buradaysa T_{β_j} , kırılmanın meydana geldiği zaman periyodudur. $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ile tanımlanmakta olan Model C ise ($j = 1, 2$) olması kaydıyla $t \geq T_{\beta_j} + 1$ için $DT_{jt} = t$ ve diğer değerler 0'dır; düzeydeki iki kırılmaya ve eğilimdeki iki kırılmaya imkân vermektedir. Dikkat edilecek olunursa, yapısal kırılmaları boş ($\beta = 1$) ve alternatif ($\beta < 1$) hipotezlerde tutarlı bir biçimde içermektedir. Örneğin, Model A için (Model C için de benzer durum söz konusudur) β 'nin aldığı değere bağlı olarak,

$$H_0 : X_t = \mu_0 + d_1\beta_{1t} + d_2\beta_{2t} + v_{1t} \quad (6)$$

$$H_1 : X_t = \mu_1 + \gamma t + d_1D_{1t} + d_2D_{2t} + v_{2t} \quad (7)$$

hipotezleri mevcut olmaktadır. Buradaysa v_{1t} ve v_{2t} , durağan hata terimlerini ima etmektedir. Ayrıca, ($j = 1, 2$) olması kaydıyla $t = T_{\beta_j} + 1$ için $\beta_{jt} = 1$ ve diğer değerler 0'dır; $d = (d_1, d_2)'$

olmaktadır. Model C için ise denklem (6)'ya D_{jt} terimlerinin denklem (7)'ye de DT_{jt} terimlerinin eklenmesi gerekmektedir.

LM ilkesine göre iki kırılmalı LM birim kök sınaama istatistiği aşağıda verilen regresyon ile bulunabilir:

$$\Delta X_t = \delta' \Delta Z_t + \varphi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Eşitlik (8)'de, $t = 2, \dots, T$ olması kaydıyla $\tilde{S}_t = X_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $\tilde{\delta}$ 'lar, ΔX_t 'nin ΔZ_t üzerine bağlaşımının katsayıları ve $X_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile bulunan $\tilde{\psi}_x$ 'tir (ayrıca bkz. Schmidt ve Phillips, 1992). Buradaysa X_1 ve Z_1 , sırası ile X_t ve Z_t 'deki ilk gözlemlerdir. Bu durumda, $\varphi = 0$ biçiminde tanımlanmakta olan birim kök sınaaması ve LM sınaama istatistiği, $\tilde{\rho} = T \tilde{\phi}$ olmaktadır. Burada $\tilde{\tau} = \phi = 0$, boş hipotezi sınaamak için hesaplanan test istatistiği biçiminde olacaktır. Kırılma tarihleri şebeke arama yöntemiyle bulunmakta ve kırılma noktaları hesaplanan test istatistiklerinin negatif en küçük olduğu noktalarda seçilmektedir (Jewell vd., 2003). Model A ve Model C için tablo değerleri Lee ve Strazicich (2003) ve Lee ve Strazicich (2004)'te verilmektedir ve bu tablo değerleri kırılmanın olduğu tarihe göre değişmektedir (Lee ve Strazicich, 2003: 1084). Hesaplanan test istatistiği tablo değerinden büyük çıkması halindeyse boş hipotez reddedilmektedir.

2.2. Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) Eşbütünleşme Çözümlemesi

Makroekonomik zaman serilerinde yapısal kırılmaların varlığı durumunda, durağanlığı araştırırken birim kök sınaamalarında olduğu gibi, uzun dönem denge ilişkisini araştırırken eşbütünleşme çözümlemelerinde de yanıtıcı sonuçlar verebilir (Westerlund, 2006: 112). Aralarında uzun dönem denge ilişkisi aranan zaman serilerinin incelendikleri dönemlerde bir ya da iki yapısal kırılma içerdiği durumlar için Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) alternatif bir eşbütünleşme çözümlemesi geliştirmiştir. Bu yöntemde, eşbütünleşme ilişkisi araştırılan modelin içerisindeki değişkenlerde farklı

dönemlerde ya da aynı dönemde yapısal kırılmaların varlığı söz konusuysa farklı eşbütünleşme sorununu ortadan kaldırmak için model içerisindeki değişkenlerin deterministik bileşenlerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınması gerektiğinin üzerinde durmuşlardır. Söz konusu yaklaşımda uzun dönem model katsayıları eşanlı yapısal kırılmalı eşbütünleşme analiziyle tahmin edilmektedir.

Bu yöntem Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen vektör hata düzeltme modeli (VECM) tabanlı eşbütünleşme analizinin alternatif bir uygulamasıdır (Eryiğit, 2008: 32). Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) eşbütünleşme çözümlemesinin diğer ki çözümlemelere göre avantajları, iki taneye kadar yapısal kırılmayı dikkate alması ve göz önünde bulundurulmayan eğilim kırılmalarını da modellemeye imkân vermesidir. Çözümleme hazırlanırken, standart Johansen ve Juselius eşbütünleşmesini uygularken zaman serilerinin düzeyinde ya da doğrusal zaman eğiliminde önceden dışsal olarak belirlenen kırılmaları model içerisine dâhil edecek şekilde geliştirilmiştir. Burada, yapısal kırılmaların olduğu dönemlerin dışsal olarak belirlenmesi gerekmektedir.

Y_t , birinci dereceden entegre (I(1)), p boyutlu ve r sayıda eşbütünleştirici vektörü içeren bir vektör olarak tanımlanırsa, Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) tarafından tavsiye edilen model VECM şeklinde

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \varphi \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{pmatrix} + \mu E_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \Psi_{j,i} D_{j,t-i} + \sum_{m=1}^d \Phi_m W_{m,t} + \varepsilon_t \quad (9)$$

olarak ifade edilebilir. Eşitlik (9)'da $t = \dots, -1, 0, 1, \dots$ olması kaydıyla k , gecikme sayısı, Δ , birinci fark işlemcisi, $E_t = [E_{1t} \ E_{2t} \ \dots \ E_{qt}]'$ ile tanımlanmakta olan q adet kukla değişken vektörü, ($j = 1, \dots, q$) olması kaydıyla $T_{j-1} + k \leq t \leq T_j$ için $E_{j,t} = 1$ ve diğer değerler 0'dır. Buradaysa $E_{j,t}$, etkin alt örneğinin ilk k gözlemi sıfıra

eşitlenmektedir. "Etki" kukla değişkeni $D_{j,t-i}$, j -inci dönemdeki i -inci gözlem, $j = (1, \dots, q)$ olması kaydıyla $t = T_{j-1+i}$ için $D_{j,t-i} = 1$ ve diğer değerler 0'dır. "Müdahale" kukla değişkeni $W_{m,t}$ ($m = 1, \dots, d$), kalıntıları normalleştirmek adına modele eklenmesi gerekmektedir. β , uzun dönem denge ilişkisini gösteren ($p \times r$) boyutlu eşbütünleşme matrisidir, α , uzun dönem dengesine doğru ayarlanma hızını gösteren ($p \times r$) boyutlu katsayı matrisidir. $\varphi = [\varphi_1 \varphi_2 \dots \varphi_q]$ ile tanımlanmakta olan, ($q \times r$) boyutlu uzun dönem eğilim katsayıları matrisidir. $i = 1, \dots, k-1$ olması kaydıyla Γ_i olarak ifade edilen, ($p \times p$) boyutlu, $m = 1, \dots, d$, $i = 1, \dots, k$ ve $j = 2, \dots, q$ olması kaydıyla $\mu = [\mu_1 \mu_2 \dots \mu_q]$ ile tanımlanmakta olan ($p \times q$) boyutlu, $\Psi_{j,i}$, ($q \times 1$) boyutlu kısa dönem parametre matrisi ve Φ_m , ($q \times 1$) boyutlu kısa dönem parametre vektörüdür. ε_t , bağımsız ve özdeş dağılmakta, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı (simetrik ve pozitif tanımlı varyans - kovaryans matrisi (σ^2)) olduğu varsayımı ($\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$) yapılmaktadır.

Her bir alt örnek dönemi için, $B'Y_t + \varphi'tE_t$, düzey ve eğilim kırılması etrafında durağanlığı ifade etmektedir. Eşitlik (9)'da, $\beta'Y_t$ eşbütünleşme ilişkisinin düzey ve eğiliminin dönemden döneme farklılık gösterdiği doğrusal eğilim modeli, $H_1(r)$ olarak adlandırılmaktadır. Buradaysa $\alpha\varphi' = \alpha[\varphi_1, \dots, \varphi_q] = [\Pi_1, \dots, \Pi_q]_{p \times q}$ ve $\alpha\beta' = \Pi_{p \times p}$ olması kaydıyla eğer $\text{rank}(\Pi, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_q) \leq r$ ise her bir alt örnekte deterministik bileşen hem durağan dışılık hem de eşbütünleşme ilişkisi için doğrusaldır. Doğrusal eğilim modelindeki r tane eşbütünleştirici vektörün varlığı adına sınanan hipotez $H_1(r)$: $\text{rank}(\Pi, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_q) \leq r$ biçimindedir. Kanonik korelasyon,

CanCor

$$\left\{ \Delta Y_t, \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{pmatrix} \left| E_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-(k-1)}, D_{j,t-i}, W_{m,t}, \begin{matrix} i = 1, \dots, k \\ j = 2, \dots, q \\ m = 1, \dots, d \end{matrix} \right. \right\} \quad (10)$$

kullanarak $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p \geq 0$ kareli örnek kanonik korelasyon değerleri tahmin edilerek $H_l(p)$ alternatifine karşı r korelasyon ilişkisi $H_l(r)$ hipotezi için iz sınaması (olabilirlik oranı (LR) sınaması) olarak adlandırılmaktadır. Bu sınama,

$$LR\{H_l(r)|H_l(p)\} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

şeklinde ifade edilmektedir (Johansen vd., 2000: 222).

Eşbütünleşme ilişkisi içerisinde, doğrusal eğilimde değil de yalnızca düzeyde dönemden döneme farklılık var olduğunda, denklem (9)'daki model denklem (12)'ye dönüşmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{pmatrix} B \\ \mu \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ E_t \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \Psi_{j,i} D_{j,t-i} + \Phi_m W_{m,t} + \varepsilon_t. \quad (12)$$

Denklem (12)'de $\beta'Y_t + \mu'E_t$, düzey kırımları etrafındaki durağanlığı göstermekte ve düzey her bir dönem için farklılık göstermektedir. Denklem (12), $H_c(r)$ modeli olarak adlandırılmaktadır. $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p \geq 0$ kareli örnek kanonik korelasyonları:

Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

$$\text{CanCor} \left\{ \Delta Y_t, \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ E_t \end{pmatrix} \left| \begin{array}{l} \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-(k-1)}, D_{j,t-i}, W_{m,t}, j = 2, \dots, q \\ i = 1, \dots, k \\ m = 1, \dots, d \end{array} \right. \right\} \quad (13)$$

tahmini yapılarak elde edilmektedir. Buradan $H_c(p)$ alternatifine karşı r eşbütünleştirici ilişki $H_c(r)$ hipotezi için LR sınaması yine denklem (11)'deki gibi olmaktadır. Her iki model için ($H_l(r)$ ve $H_c(r)$) kritik değerler Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000)'de önerdiği gibi Γ - (Gamma) dağılımından hareketle türetilmektedir. Bu kritik değerler tablosu çalışmada verilmektedir.

VECM üzerindeki kısıtlamalar ise LR sınamasıyla sınanabilmektedir. Harris ve Sollis (2003) söz konusu kısıtlama sınamalarını belirli bir yapıda incelemektedir. Yapılan çalışmada LR sınaması, Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000)'de önerilen modeller için genişletilmiştir.

Örneğin, $Y'_t = [Y_{1t} \ Y_{2t} \ Y_{3t}]$ şeklinde üç tane $I(1)$ içsel değişkenden oluşan bir vektör olsun ve sistemde de iki tane düzey ve eğilim kırılması ile bir tane eşbütünleşim ilişkisinin ($r = 1$) mevcut olduğu varsayalım. Bu durumda,

$$\begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} & Y_{2,t-1} & Y_{3,t-1} & tE_{1t} & tE_{2t} & tE_{3t} \end{bmatrix}, \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{y_1} & \beta_{y_2} & \beta_{y_3} & \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 \end{bmatrix} \quad (15)$$

ve

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{y_1} \\ \alpha_{y_2} \\ \alpha_{y_3} \end{bmatrix} \quad (16)$$

42 olacaktır. VECM üzerinde gerçekleştirilen kısıtlama sınamalarından ilk olarak bireysel dışlanma sınaması yapılmaktadır. Söz konusu sınama, modeldeki her bir içsel değişkenin eşbütünleşme uzayında yer alıp almadığını sınamaktadır. Örnek verecek olursak, Y_{1t} için yapılacak bireysel dışlanma sınamasında kurulacak boş hipotez,

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

$$H_0 : \begin{bmatrix} \beta \\ \varphi \end{bmatrix}' = [0 \ \beta_{y_2} \ \beta_{y_3} \ \varphi_1 \ \varphi_2 \ \varphi_3] \quad (17)$$

biçiminde olmakta ve LR sınama istatistiği ise Ki-kare (χ^2) dağılmaktadır ($LR \sim \chi^2$). İkinci olarak ise zayıf dışsallık sınaması yapılmaktadır. Örnek verecek olursak, Y_{1t} için yapılacak zayıf dışsallık sınamasında kurulacak boş hipotez,

$$H_0 : \alpha_{y_1} = 0 \quad (18)$$

biçiminde olmakta ve burada ise yine $LR \sim \chi^2$ durumu geçerli olmaktadır. Bu sınama sonucunda şayet $\alpha_{y_1} = 0$ boş hipotezi reddedilirse ve $\alpha_{y_2} = 0$ ve $\alpha_{y_3} = 0$ hipotezleri reddedilmezse bu durumda, Y_{1t} 'nin içsel olduğu Y_{2t} ve Y_{3t} 'nin ise zayıf dışsal olduğu sonucuna varılmaktadır (Dawson ve Sanjuan, 2006: 106).

2.3. Bai ve Perron (1998 ve 2003a) Yapısal Kırılmalı Regresyon Analizi

Bai ve Perron (1998) yaklaşımı daha önceki kırılma tarihlerini araştıran çalışmaların bir uzantısı olarak düşünülebilir. Kırılma tarihinin tam olarak tek bir noktada meydana geldiği varsayımı her

zaman uygun olmayabilir (Enders, 2015: 105). Bu yaklaşımın en önemli özelliğinin kırılma tarihinin asıl etkisinin ne zaman gerçekleştiğini tespit edebilmesi olduğu söylenebilir. Bu doğrultuda, kırılma tarihlerinin bilinmediği durumlarda kırılma sayısını tespit ederken tazedden genele doğru bir strateji izleyerek her bir kırılma tarihini tutarlı bir biçimde belirleyebilmektedir (Esteve ve Requena, 2006: 119).

Çoklu yapısal kırılmaları sınavabilmek için alternatif bir yöntem önermektedirler. Geliştirdikleri etkili bir algoritmayla, hata kareler toplamının bütünsel en küçük değerleri bulunabilmektedir. Yaptıkları çalışmada kullanılan algoritma, dinamik programlamaya dayanmaktadır. Ayrıca her bir kırılma tarihi belirlenirken en küçük kareler (EKK) yöntemi kullanılmaktadır. Burada, m kırılmaya sahip ($m+1$ farklı düzenleme) doğrusal regresyon modeli eşitlik (19)'da tanımlandığı gibidir:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T_j \text{ ve } j = 1, 2, \dots, m+1 \quad (19)$$

Bu modelde, y_t , t zamanındaki değişkeni β ve δ_j , $j = 1, 2, \dots, m+1$ olması kaydıyla karşılık gelen katsayılar vektörünü x_t , ($p \times 1$) boyutlu kovaryans vektörü z_t , ($q \times 1$) boyutlu kovaryans vektörünü ve ε_t ise, t zamanındaki hata terimini ifade etmektedir. Çoklu yapısal kırılma sınavasının temel amacı, kırılma noktalarını ($T_{j-1} + 1, \dots, T_j$) ve bilinmeyen regresyon katsayılarını ($\beta, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_j$) birlikte tahmin etmektir. Kırılma tarihleri olarak tanımlanan (T_1, T_2, \dots, T_m)'lerin önceden bilinmediği varsayımı yapılmaktadır ($T_0 = 0$ ve $T_{m+1} = T$). Eşitlik (19)'daki β katsayısı, değişimlerden etkilenmediği için kısmi yapısal değişim modeli olmakta ve model tahminiye tüm dönem dikkate alınarak yapılmaktadır. Sınama $p = 0$ olduğunda, tüm katsayıların değişebileceği saf bir yapısal değişim modeli elde edilmektedir. Sınama $p = 0$ olduğunda saf kırılma sınavası, $p \neq 0$ olduğunda ise

kısmi kırılma sınaması olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca, ε_t 'de sabit varyans (σ^2) varsayımı gerekliliği aranmamaktadır.

Modele uygulanan tahmin metodu EKK prensibine dayanmaktadır. Her m parçası için (T_1, T_2, \dots, T_m) , β ve δ_j 'ye ait olarak EKK

tahminleri, hata kareleri toplamını $\left[\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_j)^2 \right]$ en

44 küçükleyerek ederek elde edilmektedir. Burada $\hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta}(\{T_j\})$

'nin m parçaya dayanarak hesaplanan tahminleri gösterdiği varsayılınsın. Bu tahminler amaç fonksiyonunda yerine koyularak ve elde edilen hata kareler toplamının $S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ şeklinde ifade

edildiğini belirtirsek tahmin edilen $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$ kırılma tarihleri

$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, T_2, \dots, T_m} S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ şeklinde

gösterilmektedir. Burada en küçükleme işlemi $T_i - T_{i-1} \geq h$ ve

$h = \varepsilon T$ olması kaydıyla T_1, \dots, T_m tüm parçalar üzerinden

gerçekleştirilmektedir. h , parçacıklar arasındaki minimum gözlem sayısı şeklinde yorumlanabilir. Bundan dolayı, kırılma tarihlerinin tahminleri, amaç fonksiyonunun genel en küçük değerleridir.

Regresyon katsayı tahminleri $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\{T_j\})$ ise m

parça için tahmin edilmiş olarak EKK tahmin edicileridir. Bu tahmin ediciler, şebeke arama yöntemiyle tahmin edilebilmektedir. Ancak bu yöntemde, $m \geq 2$ olması durumunda oldukça fazla hesaplama yüküyle karşılaşmaktadır. Buradan hareketle, Bai ve Perron (1998, 2003a) çalışmalarında, dinamik programlamaya dayalı daha etkin bir algoritma önermektedir.

Çoklu yapısal kırılma tarihlerinin sınanmasında eşitlik (19)'dan hareketle kırılma tarihi sayısını belirlemede üç adet bilgi kriteri önermektedirler. Bu kriterlerinden birincisi Yao (1988) tarafından geliştirilen Bayesian bilgi kriteri (BIC), ikincisi Liu, Wu ve Zidek (1997) tarafından geliştirilen ve Schwarz bilgi kriterinin düzenlenmiş hali olan Liu, Wu ve Zidek Bilgi Kriteri (LWZ) ve üçüncüsü Bai ve

Perron (2003a) tarafından geliştirilen Ardışık Bilgi Kriteri $(\sup F_t(l+1/l))$ 'dir (Bai ve Perron, 2003a: 15).

Bai ve Perron (2003a)'da kırılma sayısını belirlemede aşağıdaki üç sınama yöntemini önermektedir:

- ❖ Boş hipotezde kırılmanın olmadığı, alternatif hipotezinse m kadar kırılmanın varlığını işaret eden $F_T(m)$ istatistiği,
- ❖ Boş hipotezde kırılmanın olmadığı, alternatif hipotezinse en fazla $M(1 \leq m \leq M)$ sayısı kadar bilinmeyen kırılmanın varlığını işaret eden $UDmax$ ve $WDmax$ sınamaları ve
- ❖ Boş hipotezinde l tane kırılma, alternatif hipotezdeyse $l+1$ tane kırılmanın varlığını işaret eden ardışık $\sup F_T(l+1/l)$ sınamasıdır.

Ayrıca, kırılma sayısını belirlemede kullanılan sınama istatistiklerinden öncelikle $\sup F_T(k)$, $UDmax$ ve $WDmax$ 'a bakılması gerektiğini söylemişlerdir. Bu istatistiklerde alternatif hipotezin kabul edilmesi en az bir kırılmanın varlığına işaret etmesinden dolayı, daha fazla sayıda kırılmanın varlığını sınavabilmek için $\sup F_T(l+1/l)$ istatistiğinin dikkate alınması gerektiğini önermektedirler (Bai ve Perron, 2003a: 16).

Söz konusu sınamalar, oluşturulan asimptotik teorinin eğilim faktörü içermeyen değişkenler için oluşturulmaktadır. Değişkenlerin eğilime sahip olması durumunda farklı bir asimptotik dağılım kullanılmaktadır. Bunlara ilaveten, her iki durum için de oluşturulan asimptotik dağılımlar, özellikle de kritik değerlerin bulunduğu kuyruk yapıları birbirine oldukça benzerdir. Buradan hareketle, Bai ve Perron (2003b) tarafından geliştirilen kritik değerler, değişkenlerde eğilim yapısı olsa bile güvenle kullanılabilir.

3. VERİ SETİ ve AMPİRİK ANALİZ SONUÇLARI

Veriler, KKTC Devlet Planlama Örgütü ve KKTC İstatistik Kurumundan alınmaktadır. 2010 yılı sabit TL fiyatlarıyla 1977 ile 2018 yılını kapsayan yıllık veri seti kullanılmaktadır. KKTC'nin bir senelik hâsılasını oluşturan reel GSYİH'nin logaritması gdp_t , hâsılanın 3.

kalemini oluşturan inşaat sektörünün logaritması $cons_t$ ve hâsılanın 7. kalemini oluşturan konut sahipliği sektörünün logaritması ise $hown_t$ ile gösterilmektedir. Denklem (2) yeniden şu şekilde tanımlanabilir:

$$gdp_t = \beta_0 + \beta_1^{(+)} cons_t + \beta_2^{(+)} hown_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

Yapılan çalışmada tahmin edilen reel GSYİH modeli denklem (20)'deki gibi olup burada, tahmin edilecek uzun dönemli katsayıların işaretleriyle ilgili iktisadi beklentiler katsayıların üzerindeki gibi olmaktadır.

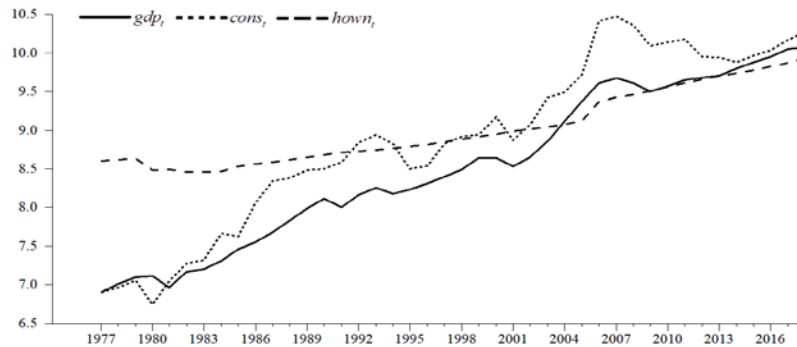
46

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

3.1. Verilerin Görsel Analizi ve Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınaması

Değişkenlerin zaman serisi grafiğini gösteren Şekil 1 incelendiği zaman, gdp_t serisinin 2001 ile 2007 yılı arasındaki dönemde eğimindeki pozitif artış göze çarpmaktadır. $cons_t$ serisinin yapısının 1992 ve 2007 yıllarından sonra değişmeye uğradığından bahsedilebilir. Her iki tarihten itibaren 11 senelik süre boyunca seriler daha durağan bir seyir izlemektedir. $hown_t$ serisi ise 1985 ile 2005 yılları arası ve 2007 ile 2018 yılları arasında doğrusal pozitif yönlü bir eğime sahip olduğu söylenebilir. Ayrıca, 2006 yılı için bir yapısal değişim tarihi olduğundan bahsedilebilir.

Şekil 1. Serilerin Zaman Serisi Grafiği



Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

Her üç seri için de grafiklerin 2000 ile 2005 dönemi için artan ve bu tarihten itibaren artarak artan bir trend yapısına sahip olduğu söylenebilir. Ancak trendi oluşturan bu pozitif eğimin, deterministik bir yapıda mı yoksa olasılıksal mı olduğunu biçimsel sınamaları yapmadan karar vermek mümkün değildir. $cons_t$ serisi, zaman içerisinde diğer serilere kıyasla daha düzensiz bir seyir izlemesiyle beraber 2004 yılında gerçekleşen Annan Planı referandumunun etkisi tüm seriler üzerinde görülmektedir. Plan'ın, serilerde yapısal kırılma meydana getirip getirmediği ancak, yapısal kırılmalı birim kök sınaması uyguladıktan sonra belirlenebilmektedir.

Analize serilerde olası başka bir yapısal kırılmanın da varlığı ihtimaline karşı serilere Lee ve Strazicich (2003)'ün iki yapısal kırılmalı minimum LM birim kök sınamasıyla devam edilmektedir. Burada elde edilen sonuçlar Tablo 1'de sunulmaktadır.

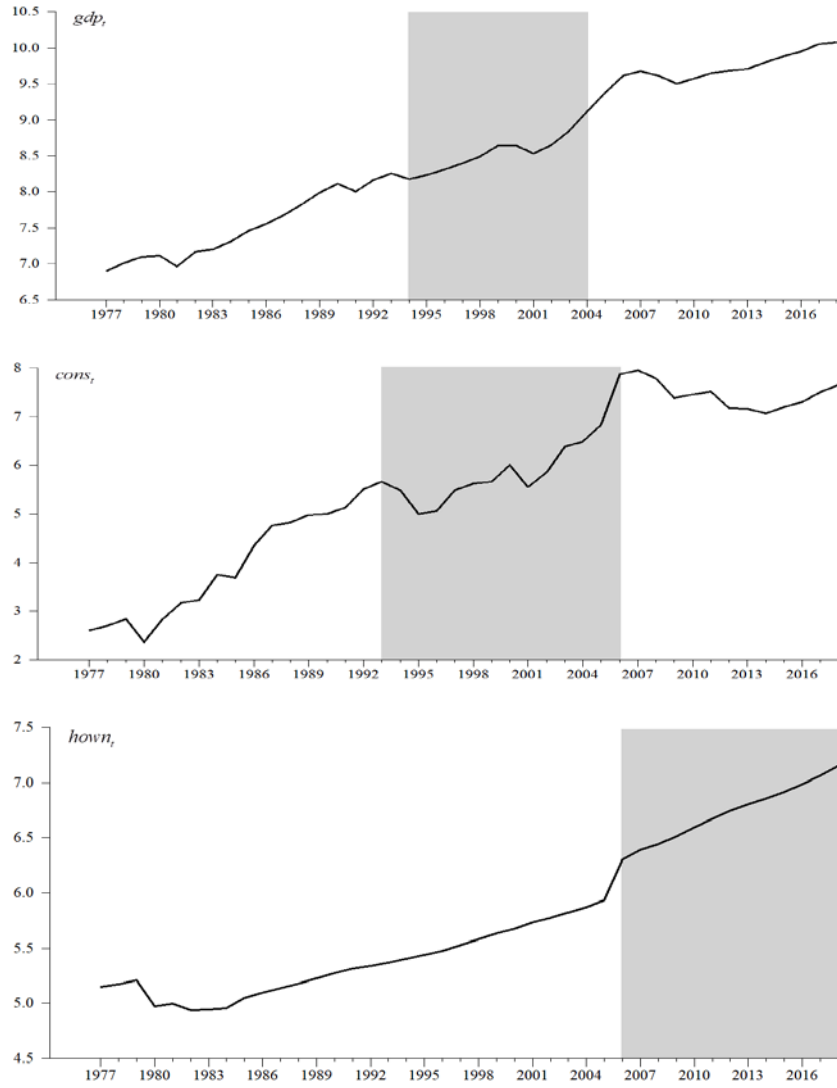
Tablo 1. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınaması İstatistikleri

Seriler	Model	Gecikme	Kırılma Tarihi	λ	t - istatistiği	%5 Kritik Değer
gdp_t	Düzyey ve Eğilim Kırılması	1	1994 ve 2004	0.43 0.67	-4.15	-6.19
$cons_t$	Düzyey ve Eğilim Kırılması	1	1993 ve 2006	0.41 0.71	-3.66	-6.38
$hown_t$	Düzyey ve Eğilim Kırılması	0	2006	0.71	-3.31	-4.31

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'ten alınmaktadır. Ayrıca burada λ , kırılma fraksiyonunu ifade etmektedir.

Burada Tablo 1 incelendiğinde, serilerin düzeylerinde durağan dışı olduğu görülmektedir. Bununla beraber, reel GSYİH ile inşaat sektöründe iki kırılmaya konut sahipliği sektöründe ise bir kırılmaya işaret edilmektedir. Yapısal kırılmaları gösteren grafik Şekil 2'de sunulmaktadır. Burada gri alanla işaretlenen yerler kırılmaların etkili olduğu yılları göstermektedir.

Şekil 2. Serilerde Meydana Gelen Yapısal Kırılmalar



48

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

Reel GSYİH'de 1994 ve 2004 yılında meydana gelen yapısal değişiklikler gri alanla belirlenmiş olup bu tarihler grafik üzerinde incelendiğinde beklenen tarihlerin olduğu söylenebilir. Reel GSYİH'nin 1994'te Avrupa Birliği Adalet Divanı (ABAD)'ın aldığı

karara denk gelmesi ve 2004'te Annan Planı referandumu tarihine denk gelmesi çarpıcı bir gerçektir.

İnşaat sektöründe 1993 ve 2006 yıllarında meydana gelen yapısal değişiklikler beklentilere uygun olmaktadır. Grafik göz önünde bulundurulduğu zaman ilgili tarihlerden sonraki dönemde serinin yapısının değiştiği gözlenmektedir. 1992 yılında açılan Anastasiou Davası süreciyle beraber 1993 yılında inşaat sektörünün tedirgin olması ve 2002'de ilk şekli sunulan Annan Planı'yla beraber inşaat sektöründeki faaliyetlerinin başlaması, 2004'te de gerçekleştirilen referandumundan sonra sektörün ivme kazanarak başlayan faaliyetlerin 2006 yılında tamamlanmasını kapsamaktadır.

Konut sahipliği sektöründe ise 2006 yılında meydana gelen yapısal kırılma dikkat çekicidir. İnşaat sektörüyle doğrudan ilişkisi olan bu sektör 2002 yılında başlayan konut faaliyetlerinin 2004'te tamamlanmaya başlaması ve 2004 yılında referanduma sunulan Annan Planı'nın sonucuyla inşaat sektöründeki patlamanın 2006 yılında zirve yapmasını kapsamaktadır. Burada biten konut inşaatlarıyla ani olarak sektöre girdide bulunan kira ve izafi kiraların etkisinin büyük olduğu söylenebilir.

3.2. Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) Çözümlemesi ile Tahmin

Model (1)'in tahmini yapılarak bulunan Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) eşbütünleşme iz sınaması bulguları Tablo 2'de sunulmaktadır. Uygun gecikme uzunluğunu belirlemede Akaike bilgi kriteri kullanılmış ve gecikme uzunluğu iki olarak ($k = 2$) bulunmuştur.

Daha önce Lee ve Strazicich (2003) sınamasından elde edilen 1994 ve 2004 kırılmaları bilinen kırılma tarihleri olarak modele dışsal bir şekilde eklenmiştir. Ayrıca Tablo 3'te yapılan belirginleştirme sınamaları sonucuna göre VECM'ın iyi belirginleştirilmiş olduğu saptanmıştır. Bundan dolayı, müdahale kukla değişkenleri kullanarak model (1)'in kalıntılarını normalleştirmeye gerek duyulmamıştır.

Tablo 2. Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) İz Sınaması Sonuçları

$H_0(H_1)$	$H_1(r)$	Marjinal Anlamlılık Düzeyi
$r = 0 (r \geq 1)$	82.84 (74.54)	0.0097
$r = 1 (r \geq 2)$	48.23 (48.21)	0.0498
$r = 2 (r \geq 3)$	21.99 (24.95)	0.1124

Not: Parantez içerisindeki değerler kritik değerlerdir ve Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000)'de önerdiği gibi Γ - (Gamma) dağılımından türetilmektedir.

50

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

İz sınaması sonuçlarına göre, (1) modeli için bir adet eşbütünleştirici vektör ($r = 1$) bulunmuştur. Bu durumda eşbütünleşimsizlik boş hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla uzun dönemli bir ilişkinin varlığından bahsedilebilir.

Tablo 3. VECM Kısıtlama Sınama İstatistikleri

LR Sınamaları	H_0	LR - istatistiği
<u>Bireysel Dışlanma</u>		
gdp_t	$\beta_{gdp} = 0$	26.9160 (0.0000)
$cons_t$	$\beta_{cons} = 0$	12.2525 (0.0005)
$hown_t$	$\beta_{hown} = 0$	3.4120 (0.0647)
<u>Zayıf Dışsallık</u>		
gdp_t	$\alpha_{gdp} = 0$	4.9088 (0.0267)
$cons_t$	$\alpha_{cons} = 0$	0.8181 (0.3658)
$hown_t$	$\alpha_{hown} = 0$	0.0491 (0.8247)

Not: Marjinal anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmektedir.

Bir adet eşbütünleştirici vektör veri iken, Tablo 3'te, VECM üzerinde gerçekleştirilen kısıtlamalara dayanan LR sınama istatistikleri verilmektedir. Bireysel dışlanma sonuçları incelendiğinde, üç değişkeninde eşbütünleşim uzayında yer aldığı görülmektedir.

Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

Burada gdp_t ve $cons_t$ serileri % 5 anlamlılık düzeyinde $hown_t$ serisi ise %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşim uzayında yer almaktadır. Bu durum, kırılan bir eğim etrafındaki durağanlığın reel GSYİH, inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörünün doğrusal bileşiminden kaynaklandığını göstermektedir.

Zayıf dışsallık boş hipotezleri, reel gayri safi yurtiçi hâsıla için reddedilirken inşaat ve konut sahipliği sektörleri için reddedilememektedir. Bu sonuca göre, reel gayri safi yurtiçi hâsılanın içsel olduğu; inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörününse zayıf dışsal olduğu söylenebilir. Ayrıca anlamlı bulunan reel gayri safi yurtiçi hâsıla katsayısının uzun dönem dengesizliğinin yaklaşık %83'ünün bir yılda giderileceğini göstermektedir.

Reel GSYİH değişkeninin içsel olarak bulunması ve eşbütünleşim uzayında yer alan inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörü değişkenlerinin dışsal olması normalizasyon işleminin hangi değişken üzerinde gerçekleştirileceğini de belirtmektedir. Buradan, normalizasyon işlemi reel GSYİH üzerinde yapılmalıdır sonucuna ulaşılmaktadır. Tablo 4'te uygulanan normalizasyona göre elde edilen uzun dönem katsayıları sunulmaktadır.

Tablo 4. Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayılar</i>	<i>Standart Hata</i>
$cons_t$	0.2696	0.0101
$hown_t$	0.3467	0.0085
tE_{1t}	0.0236	0.0021
tE_{2t}	0.0271	0.0014
tE_{3t}	0.0374	0.0011

Burada sunulmakta olan tüm seriler logaritmik formda olduğundan ve uzun dönem denge ilişkisi için herhangi bir tanımlanma sorunu olmadığından tahmin edilmiş olan katsayılar uzun dönem elastikyetleri olarak yorumlanabilmektedir (Johansen, 2005: 100).

Buradan hareketle, inşaat sektöründe meydana gelecek %1 artış uzun dönemde reel gayri safi yurtiçi hâsılada %0.27 artışa neden olacaktır. Benzer şekilde, konut sahipliği sektöründe meydana gelecek %1 artış ise uzun dönemde reel gayri safi yurtiçi hâsılada %0.35 artışa neden olacaktır.

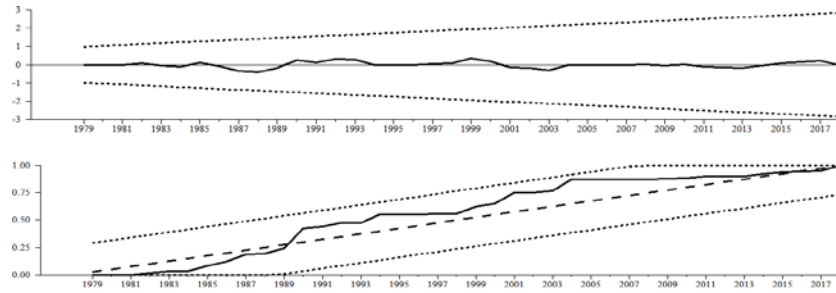
Tablo 5. VECM Tahminin Model Spesifikasyon Sınamaları

Spesifikasyon Sınaması	$\chi^2_{(m)}$	Marjinal Anlamlılık Düzeyi
$Q \sim \chi^2_{(2)}$	10.59	0.2258
$JB \sim \chi^2_{(2)}$	1.37	0.5044
$ARCH - LM \sim \chi^2_{(1)}$	0.022	0.8817

Not: Serbestlik dereceleri parantez içerisinde verilmektedir.

Tablo 5'te VECM kalıntılarına bazı model spesifikasyonları uygulanmaktadır. Çok değişkenli sonuçlardan; serisel korelasyon Q sınaması iki gecikme için serisel korelasyonun olmadığı, Jarque ve Bera normallik sınaması için normal dağılıma sahip olduğu ve ARCH-LM değişen varyans bir gecikme için değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlara göre VECM iyi belirginleştirilmiş bir modeldir denilebilir.

Şekil 3. VECM Tahminin CUSUM ve CUSUMQ Sınaması Sonuçları



Not: CUSUM sınamasının marjinal anlamlılık düzeyi 0.961'dir.

Şekil 3'te verilen VECM kalıntılarının hem CUSUM hem de CUSUMQ için belirlenen %5 önem sınırları içerisinde kalıyor olması, tahmin edilen modelin uzun dönemde istikrarlı olduğunun göstergesidir. Bununla beraber, 1994 ve 2004 kırılma tarihlerinin modele dışsal olarak dâhil edilmiş olması tahmin edilen reel GSYİH model kalıntılarının güven sınırları içerisinde dağılmasıyla anlamlı olmaktadır.

3.3. Yapısal Farklılıklar Altında Regresyon Tahmini

Eşitlik (1)'deki model göz önüne alınarak analiz yapılmaktadır. Bai ve Perron (2003a)'da önerdiği şekilde, tahmin edilecek modelde kaç tane kırılmanın olması gerektiği Tablo 6'daki bilgi kriterlerinden elde edilmektedir. Burada Bayesian bilgi kriteri (BIC) en küçük sonucu vermekte olup model tahmininde iki kırılmanın olması gerektiğine işaret etmektedir.

Tablo 6. Bai ve Perron Kırılma Sayısını Belirleme Bilgi Kriterleri Sonuçları

<i>Kırılmalar</i>	<i>RSS</i>	<i>BIC</i>	<i>LWZ</i>	<i>F(m)</i>	<i>F(m m-1)</i>
0	0.501	-4.16	-4.01	-	-
1	0.348	-4.35	-4.10*	8.11	8.11
2	0.275	-4.40*	-4.05	7.18	14.35

Not: Bilgi kriterlerinde en küçük değeri veren gecikme sayısı * ile gösterilmektedir.

Bai ve Perron (1998 ve 2003a) yapısal kırılmalı regresyon analizi, reel GSYİH modeline uygulanırsa Tablo 7 elde edilmektedir. Burada model tahmini gerçekleştirilirken kırılmalı EKK uygulanmış olup Bai ve Perron sınınamalarından global olarak belirlenmiş 1 ile M sayıda kırılma tipi uygulanılmaktadır. Kırılma seçimi ardışık değerlendirmeye göre yapılmakta olup kırılma yüzdesi 0.10 olarak belirlenmiştir.

Tablo 7. İki Yapısal Kırılmalı Bai ve Perron Modelinin Tahmin Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>t-istatistiği</i>	<i>Marjinal Anlamlılık Düzeyi</i>
<i>1977-1994 – 18 gözlem</i>				
<i>cons_t</i>	0.361	0.025	14.525	0.000
<i>hown_t</i>	0.473	0.157	3.012	0.005
<i>1995-2005 – 11 gözlem</i>				
<i>cons_t</i>	0.467	0.080	5.858	0.000
<i>hown_t</i>	0.402	0.190	2.119	0.041
<i>2006-2018 – 13 gözlem</i>				
<i>cons_t</i>	0.201	0.072	2.812	0.008
<i>hown_t</i>	0.683	0.078	8.781	0.000
<i>Tüm dönemler için sabit terim</i>	3.659	0.747	4.899	0.000

Not: Kırılma dönemlerinin %95 düzeyinde güven aralığı, ilk kırılma noktası (1995) için 1992 ve 1998 ve ikinci kırılma noktası (2006) için 2002 ve 2011'dir.

İki kırılmanın etkileri 1995 ile 2006 yıllarında gerçekleşmektedir. Dolayısıyla, 1994'te ABAD'ın KKTC'ye uyguladığı ticaret ambargosu ve 2004'te Annan Planı referandumundan sonra yaşanan inşaat patlamasının etki süreci bu iki tarihi destekler niteliktedir. Ayrıca yapısal değişimlerin Lee ve Strazicich (2003) birim kök sınaması sonucunda bulunan 1994 ve 2004 kırılma tarihlerinden sonra gerçekleşmesi beklentileri karşılar yöndedir. Değişkenler logaritmik formda olduğundan elastikiyet olarak yorumlanabilir. İlk kırılma yılına kadar 1977 ile 1994 dönemi için konut sahipliği sektörü sabitken inşaat sektöründe meydana gelecek %1 artış reel GSYİH'de %0.361 artışa neden olmakta; inşaat sektörü sabitken konut sahipliği sektöründe meydana gelecek %1 artış ise reel GSYİH'de %0.473 artışa neden olmaktadır. İlk kırılmayla ikinci kırılmaya kadar 1995 ile 2005 dönemi için konut sahipliği sektörü sabitken inşaat sektöründe meydana gelecek %1 artış reel GSYİH'de %0.467 artış yaratmakta; inşaat sektörü sabitken konut sahipliği sektöründe meydana gelecek %1 artış ise reel GSYİH'de %0.402 artış yaratmaktadır. İkinci kırılmadan sonra son dönem 2006 ile 2018 için konut sahipliği sektörü

Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

sabitken inşaat sektöründe meydana gelecek %1 artış reel GSYİH'yi %0.201 artırmakta ve inşaat sektörü sabitken konut sahipliği sektöründe meydana gelecek %1 artış ise reel GSYİH'yi %0.683 olarak artırmaktadır. Sonuçlar, reel GSYİH'nin ilgili her dönem için inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörü pozitif elastikiyete sahiptir. Bu durum beklentileri karşılar yöndedir. Her iki sektörde meydana gelecek artış ülkenin harcamaları toplamına doğrudan ve direkt olarak katkı yapmaktadır.

Tablo 8. Bai ve Perron Modelinin Tahmin İstatistikleri ve Model Spesifikasyon Sınamaları

R^2	0.994	
\bar{R}^2	0.992	
$\sum \varepsilon_i^2$	0.275	
<i>Model Spesifikasyon Sınamaları</i>		
<i>Spesifikasyon Sınamaları</i>	$\chi^2_{(m)}$	<i>Marjinal Anlamlılık Düzeyleri</i>
$BG \sim \chi^2_{(2)}$	0.746	0.689
$JB \sim \chi^2_{(2)}$	3.183	0.204
$ARCH - LM \sim \chi^2_{(1)}$	0.134	0.715

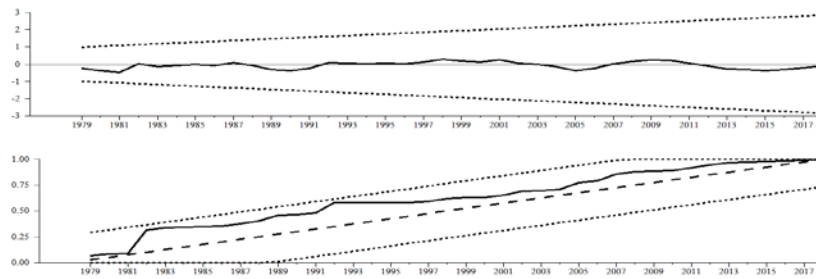
Not: Serbestlik dereceleri parantez içerisinde verilmektedir.

Tablo 7'de bireysel olarak anlamlı çıkan bütün parametrelerle beraber Tablo 8'de model tahmininin spesifikasyon sınama çıktıları verilmektedir. Burada, reel GSYİH'deki toplam değişimin %99.4'ünü inşaat sektörü ve konut sahipliği sektöründeki değişimlerle açıklanmaktadır. Bir başka ifadeyle, inşaat ve konut sahipliği sektörleri reel GSYİH'yi %99.4 oranında açıklamaktadır. Bu durum, modelin açıklama gücünün yüksek olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, düzeltilmiş belirlilik katsayısının bire çok yakın olması ve hata kareler toplamının sıfıra yakın oluşu, %5 düzeyinde tahmin edilen regresyon modelinin genel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Yapısal değişim altında tahmin edilen modelin hatalarında, serisel korelasyon BG iki gecikme için serisel korelasyonun olmadığı, Jarque ve Bera normallik sınaması için normal dağılıma sahip olduğu ve

ARCH-LM değişen varyans bir gecikme için değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Buradan hareketle yapısal değişimleri içerisinde barındıran modelin iyi belirginleştirilmiş bir model olduğu söylenebilir.

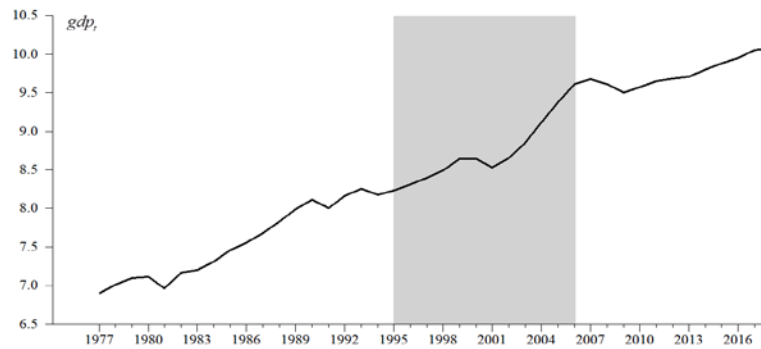
Şekil 4. Bai ve Perron Model Tahminin CUSUM ve CUSUMQ Sınaması Sonuçları



Not: CUSUM sınamasının marjinal anlamlılık düzeyi 0.825'dir.

Şekil 4'te CUSUM ve CUSUMQ sınamaları sonucunda, kalıntıların %5 kritik sınırlar içerisinde kalması yapısal değişimler altında tahmin edilen modelin uzun dönemde istikrarlı olduğu anlamına gelmektedir. Yapısal kırılmalı regresyon analizi sonucunda tahmin edilen reel GSYİH modelinde kalıntıların güven sınırları içerisinde dağılması belirlenen 1995 ve 2006 yapısal kırılma değişkenlerinin anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Şekil 5. Bai ve Perron Yapısal Değişim Tarihleri



Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

Bai ve Perron yaklaşımıyla tahmin edilen modelden elde edilmiş iki yapısal değişim olan 1995 ile 2006 yılları ve bu yıllar arasındaki zaman dilimi Şekil 5'te gri alanla gösterildiği gibidir. Beklentilere uygun olarak serinin yapısının bu dönemlerde değiştiği söylenebilir. 1994'te Avrupa Birliği Adalet Divanı'nın KKTC'den ithalatı engellemeye yönelik koyduğu ticaret ambargosunun inşaat ve konut sahipliği sektörü açısından etkileri 1995 yılına dayanmaktadır. Benzer şekilde 2004 Annan Planı referandumu sonrasında gelişen inşaat sektörü içerisindeki konut inşaatı ve konut sahipliği sektörünün temelini oluşturan konut inşaatlarıyla yaratılan ev ve apartmanların iki sene içerisinde tamamlanmasıyla beraber, sektörlerin KKTC reel GSYİH'si üzerindeki etkilerini 2006 yılında gösterdiğini söylemek mümkündür.

SONUÇ

Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti reel gayri safi yurtiçi hâsılasını belirleyen temel sektör hizmet sektörüdür. Hizmet sektörü ise günümüzde hâlâ ülke ekonomisinin dinamiğini elinde tutan inşaat sektörünü ve konut sahipliği sektörünü içinde barındırmaktadır. Geçmişten günümüze kadar özellikle son dönemde Ada'da büyük siyasal değişimler yaşanmaktadır. Bu siyasal değişimlerden 21. yüzyılda gerçekleşen son ve kesin adımı belirleyecek olan en büyük değişimi öngören Annan Planı yapılan referandum sonucu yürürlüğe girmemiştir. Ancak bu planın uzun dönem yürürlüğe girme çabası ve kapsamı gereği sonrasında bıraktığı kalıtsal izler inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörü açısından büyük etki uyandırmaktadır.

Ampirik analiz kısmında ilk olarak yıllık reel gayri safi yurtiçi hâsıla (GSYİH), inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörü serileri görsel olarak incelendikten sonra, bu serilere Lee ve Strazicic (2003) yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök sınaması uygulanarak serilerin durağanlığı ve yapısal kırılma tarihlerinin araştırılması amaçlanmıştır. Lee ve Strazicich (2003) birim kök sınaması sonuçları, tüm değişkenlerde düzey ve eğim kırılması olmak üzere, reel GSYİH'de 1994 ve 2004 yılları, inşaat sektöründe 1993 ve 2006 yılları ve konut sahipliği sektöründe ise tek kırılma olmak üzere 2006 yılı kırılma yılı olarak bulunmuştur. Reel GSYİH, inşaat ve konut sahipliği sektörleri serilerinin durağan dışı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tüm serileri için de 1994 ABAD'ın aldığı kararlar ile 2004'teki Annan Planı referandumu etkilerinin olduğu çarpıcı bir gerçektir.

Ardından ikinci olarak Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) yapısal kırılmalı eşbütünleşme uygulanarak seriler arasında yapısal kırılmaları dikkate alarak uzun dönem denge ilişkisinin araştırılması hedeflenmiştir. Çok denklemlili Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) iki yapısal kırılmalı eşbütünleşme çözümlemesinde, reel GSYİH araştırmalarında tahmin edilen 1994 ve 2004 kırılmaları bilinen kırılma dönemleri olarak eşbütünleşme çözümlemesine eklenmiştir. Ampirik sonuçlar, reel GSYİH, inşaat ve konut sahipliği sektörleri arasında bir adet eşbütünleştirici vektörün olduğuna işaret etmektedir. Yapılan VECM kısıtlama sınamaları sonuçlarına göre sistem içinde tüm değişkenlerin eşbütünleşim uzayında yer aldığı bilgisi elde edilmiştir. Aynı zamanda sistem içinde reel GSYİH'nın zayıf dışsal, inşaat ve konut sahipliği sektörlerinin ise içsel olduğu bilgisine ulaşılmıştır. İki kırılmalı modelden tahmin edilen katsayıların pozitif çıkması beklentileri karşılar yöndedir.

58

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

Son olarak Bai ve Perron (1998 ve 2003a) algoritması kullanılarak yapısal kırılmalar altında ve inşaat ve konut sahipliği sektörleri ışığında reel GSYİH model tahmininin yapılması amaçlanmıştır. Böylece literatürde az sayıda bulunan Annan Planı'nın ekonomik boyutuna yeni bir bakış açısı getirmek istenmiştir. Bai ve Perron (1998 ve 2003a)'ya göre tahmin edilen model sonuçlarına göre kırılma tarihleri 1995 ve 2006 olarak ortaya konulmuştur. İlk olarak 1994 yılında ABAD'ın aldığı kararlar, KKTC'de üretilen malların ihracatına yönelik koyduğu gümrük vergilerinin etkilerinin 1995 yılına dayanmakta olduğu bulgusuna ikinci olarak 2004 yılında referanduma sunulan Annan Planı'nın etkisinin 2006 yılında gerçekleştiği sonucuna ulaşılmıştır. Bununla beraber tahmin edilen tüm kırılma dönemleri içerisindeki katsayıların pozitif olması iktisadi beklentileri karşılamaktadır.

Sonuç olarak, tüm serilerin durağan dışılığı ve aralarındaki uzun dönemli ilişki yapılan analizler sonucunda güçlü bir şekilde tespit edilmiştir. KKTC reel GSYİH'sinin 1994 ve 2004 yılları olmak üzere iki kez yapısal kırılmaya uğradığı, inşaat sektörünün 1993 ve 2006 yıllarında iki kez yapısal kırılmaya uğradığı ve konut sahipliği sektörünün 2006 yılında tek yapısal kırılma yaşadığı sonucuna ulaşılmıştır. Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000) eşbütünleşme çözümlemesiyle değişkenler arasındaki eşbütünleşik ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Bu çözümleme sonucunda inşaat ve konut sahipliği sektörlerindeki artış uzun dönemde reel GSYİH'yi arttırdığı

Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki

bulunmuştur. Yapısal kırılmalı regresyon analizindeyse KKTC reel GSYİH'sinde meydana gelen kırılmaların etkilerinin 1995 ve 2006 yıllarında gerçekleştiği bulgusuna varılmıştır.

KKTC'de yaşanan siyasi gelişmelerin ülkenin reel GSYİH, inşaat sektörü ve konut sahipliği sektörü üzerinde etkili olduğu ortaya koyulmuştur. Ayrıca uzun dönemli ilişkinin varlığı bulunmasıyla beraber inşaat ve konut sahipliği sektörleri ışığında Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti hâsılasının 1977 ile 2018 dönemleri arasında 1995 ve 2006 olmak üzere iki kez kırılmaya uğradığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışma, siyasi politika belirleyicilerin, inşaat sektörü ve özellikle konut inşaatıyla ilgilenenlerin ve konut sahibi olan veya olmayı düşünen kişilerin bu tarz ileride yaşanabilecek siyasi hareketlilikte nasıl bir tutum içerisinde olmaları gerektiğine ışık tutmaktadır.

KAYNAKÇA

Aydođdu, Ahmet (2005). *Kıbrıs Sorunu Çözüm Arayışları "Annan Planı ve Referandum Süreci"*. Uçaner, Burçak (ed.). 1. Baskı. Ankara: Asil Yayınları.

Bai, Jushan; Perron, Pierre (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.

Bai, Jushan; Perron, Pierre (2003). "Critical Values for Multiple Structural Change Tests". *The Econometrics Journal*, 6(1), 72-78.

60 Bai, Jushan; Perron, Pierre (1998). "Estimating and Testing Linear Models
with Multiple Structural Changes". *Econometrica*, 66(1), 72-78.

İİBF Dergi
38/2
Aralık
December
2019

Çetin, Tamer; Eryiđit, Kadir Yasin (2018). "Estimating the Economic Effects of Deregulation: Evidence from the Turkish Airline Industry". *Journal of Transport Economics and Policy*, 52(4), 404-426.

Dawson, P. J.; Sanjuan, A. I. (2006). "Structural Breaks, the Export Enhancement Program and the Relationship between Canadian and US Hard Wheat Prices". *Journal of Agricultural Economics*, 57(1), 101-116.

Enders, Walter (2015). *Applied Econometric Time Series*. 4. Baskı. John Wiley & Sons, Inc..

Eryiđit, Kadir Yasin (2008). "Reel Döviz Kuru ve Ticarete Konu Olmayan Mallar: Gölge Deđişken Yaklaşımı". *Uludađ Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Dergisi*, 27(2), 25-49.

Esteve, Vicente; Requena, Francisco (2006). "A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presence of Structural Change". *International Journal of the Economics of Business*, 13(1), 11-128.

Harris, Richard; Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Batı Sussex, Chichester: John Wiley and Sons Ltd..

Hoşkara, Şebnem; Hoşkara, Ercan (2007). "Annan Planı Sonrasında Kuzey Kıbrıs'ta İnşaat Sektörüne, Mimarlık ve Planlamaya Eleştirel Bir Bakış". *Mimarlık Dergisi*, 334, 53-61.

International Monetary Found (2009). *System of National Accounts 2008*. International Monetary Found (ed.). New York:

**Annan Planı Çerçevesinde Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nde Reel Gsyih
ile İnşaat Sektörü ve Konut Sahipliği Sektörü Arasındaki İlişki**

Jewell, Todd; Junsoo, Lee; Tieslau, Margie; Strazicich, Mark C. (2003). "Stationarity of health expenditures and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks". *Journal of Health Economics*, 22(2), 313-323.

Jıhansen, Søren (2005). "Interpretation of Cointegrating Coefficients in the Cointegrated Vector Autoregressive Model". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(1), 93-104.

Johansen, Søren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, Søren; Juselius, Katarina (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Johansen, Søren; Mosconi, Rocco; Nielsen, Bent (2000). "Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend". *The Econometrics Journal*, 3(2), 216-249.

Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti Başbakanlığı (2004). *Kıbrıs Sorununun Kapsamlı Çözümü (Annan Planı)*. Lefkoşa: Başbakanlık Devlet Basımevi.

Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti Başbakanlık Devlet Planlama Örgütü (2019). *2017 Yılı Makroekonomik ve Sektörel Gelişmeler*. Lefkoşa: KKTC Devlet Basımevi.

Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti Başbakanlık Devlet Planlama Örgütü İzleme ve Koordinasyon Dairesi (2018). *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler 2017*. Lefkoşa: KKTC Devlet Basımevi.

Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti İstatistik Kurumu (2019). *İstatistik Yıllığı 2018*, Lefkoşa: KKTC İstatistik Kurumu.

Lee, Junsoo; Strazicich, Mark C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks". *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.

Lee, Junsoo; Strazicich, Mark C. (2004). "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break". *Manuscript*, 1-15.

Pron, Pierre (1989). "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

Schmidt, Peter; Phillips, Peter C. B. (1992). "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.

Tuncer, Hüner (2012). *Kıbrıs Sarmalı Nasıl Bir Çözüm?...* Yılmaz, Hadiye; Kızılelma, Güler; Yalçın, Çağlar (ed.). 2. Baskı. İstanbul: Kaynak Yayınları.

Westerlund, Joakim (2006). "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), 101-132.

Yorucu, Vedat (2010). "Annan Planı ve KKTC Ekonomisi", <https://www.kibrispostasi.com/c50-EKONOMI/n33821-Annan-Plani-ve-KKTC-ekonomisi> (Erişim Tarihi 12.01.2020).

SUMMARY

As part of the Annan Plan content, it is known that after the preparation of the Plan and the referendum, there was an increase in the housing-based construction sector in the Turkish Republic of Northern Cyprus (TRNC). This situation also brings along the home ownership. In spite of construction and house ownership sectors have an important place in TRNC real gross domestic product (GDP), it is thought that with the effect of the Annan Plan, it caused structural change in the country's product. In this study, according to this purpose, structural breaks of TRNC real GDP, construction and home ownership were investigated, and a long-run equilibrium relationship research was conducted between the series considering the structural breaks. Besides, structural breakdown regression analysis is done to investigate the period in which real GDP breaks were effective and what extent the construction and home ownership sectors affected real GDP.

In terms of suitability for the analysis, Lee and Strazicich (2003) unit root test for the detection of possible structural breaks, Johansen Mosconi and Nielsen (2000) cointegration analysis for long-run equilibrium relation research considering structural breaks, and Bai and Perron (1998 and 2003a) structural fracture regression approach to reveal when the effects of structural breaks actually occur, were performed.

In the empirical analysis section, the data were primarily visualized, and as a result, after the Annan Plan, it was thought that there were structural breaks in all series. According to Lee and Strazicich (2003) multi-structural fracture unit root test, the existence of two breaks in real GDP in 1994 and 2004, two breaks in the construction industry in 1993 and 2006, and one breakdown in the housing ownership sector in 2006 were determined. Accordingly, Johansen, Mosconi and Nielsen (2000) cointegration analysis, which takes into account two breaks, the existence of a long-run relationship between real GDP and the construction and home ownership sectors has been revealed. And in accordance with the model estimation result, the coefficients obtained are in the direction of meets the expectations.

Finally, it was concluded that the real GDP model estimated by Bai and Perron (1998 and 2003a) structural fracture regression analysis underwent two structural changes in 1995 and 2006. The fact that both dates occur after the breaking dates and all the coefficients are positive meets the economic expectations.

In conclusion, it has been revealed that the political developments in TRNC have an impact on the country's real GDP, the construction sector and the home ownership sector. In addition, Turkish Republic of Northern Cyprus

product was broken twice in 1977 and 2018, and 1995 and 2006, in the light of the construction and housing ownership sectors respectively with the existence of a long-run relationship.