


**TİCARET POLİTİKASI BELİRSİZLİKLERİNİN ABD'NİN ÇİN KARŞISINDAKİ DİŐ
TİCARET DENGESİNE ETKİLERİ: YAPISAL KIRILMALI BİR ANALİZ**Ögr. Gör. Dr. Oğuzhan ÖZÇELİK **ÖZET**

Bu çalışmada; ticaret politikası belirsizliklerinin (TPU) 2000:M01-2021:M03 döneminde ABD-Çin dış ticaret dengesine etkileri analiz edilmiş ve bu dengenin sürdürülebilir olduğu bulunmuştur. Reel kurdaki artışlar ABD'nin Çin'e ihracatını ve dış ticaret dengesinin sürdürülebilirliğini azaltmıştır. ABD ve Çin'de TPU'nun artmasının ABD'nin Çin'e ihracatı ve dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Toda-Yamamoto (1995) testinde reel kurdan ABD'nin dış ticaret dengesine doğru belirlenen nedensellik; ABD'nin Çin'e ulusal parasının değerini baskılamayı bırakması yönündeki çabalarının haklılığına işaret etmektedir. ABD ve Çin'deki TPU'dan ABD'nin dış ticaret dengesine doğru nedensellik ilişkisi olmaması; ABD'nin uyguladığı agresif dış ticaret politikalarının bir işe yaramadığını göstermektedir. Reel kur ve ABD'nin TPU'sundan ABD'nin Çin'den ithalatına doğru belirlenen nedensellik ilişkileri; ABD'nin uyguladığı heteredoks dış ticaret politikaları ile ancak Çin'den yaptığı ithalatı etkileyebildiğini, Çin'e ihracatınınsa bu ülkenin iç dinamiklerce belirlendiğini göstermektedir. Reel kurdan Çin'in TPU'suna doğru doğru belirlenen nedensellik ilişkisi; Çin'deki TPU'nun önemli bir kaynağının, uygulanmakta olan kur politikaları olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Ticaret Politikası Belirsizlikleri, ABD, Çin, Dış Ticaret Açığı, Dış Ticaret Dengesi, Sürdürülebilirlik, Yapısal Kırılmalı Analiz.

JEL Kodları: F14, F42, O24

**THE EFFECTS OF TRADE POLICY UNCERTAINTIES ON THE USA'S FOREIGN TRADE
BALANCE AGAINST CHINA: AN ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAKS****ABSTRACT**

In this study, the effects of trade policy uncertainties (TPU) on the foreign trade balance between US-China in the 2000:M01-2021:M03 period were analyzed and it was found that the balance was sustainable. Increases in the real exchange rate caused a decrease in the USA's exports to China and the sustainability of the foreign trade balance of US. It was determined that the increase in TPU in the US and China did not have a significant effect on the US's exports to China and the foreign trade balance. The causality determined in the Toda-Yamamoto (1995) test from the real exchange rate to the

* Kırklareli Üniversitesi, Babaeski M.Y.O., Dış Ticaret Bölümü, Kırklareli /Türkiye. E-mail: oguzhanozcelik@klu.edu.tr

Makale Geçmişi/Article History

Başvuru Tarihi / Date of Application : 14 Haziran / June 2021

Düzeltilme Tarihi / Revision Date : 11 Mart / March 2022

Kabul Tarihi / Acceptance Date : 20 Mayıs / May 2022

Araştırma Makalesi/Research Article

foreign trade balance of the US points at the justification of the US's efforts to make China stop suppressing the value of its national currency. The fact that there is no causal relationship from the TPU in the USA and China to the foreign trade balance of the US shows that the aggressive foreign trade policies implemented by the US are of no use. The causality relationships from the real exchange rate and the US's TPU to the US's imports from China show that the US's heterodox foreign trade policies can only affect its imports from China, and its exports to China were determined by the China's internal dynamics. The causality relationship between the real effective exchange rate and China's TPU indicates that an important source of the TPU in China is the exchange rate policies of China.

Keywords: *Trade Policy Uncertainty, US, China, Trade Deficit, Trade Balance, Sustainability, Analysis with Multiple Structural Breaks.*

JEL Codes: *F14, F42, O24*

1. GİRİŞ

Çin'in 1978'de dünya ticaretine entegrasyonunun, Kasım 2001'de World Trade Organisation'a (WTO/DTÖ) üyeliğinin onaylanmasıyla birlikte derinlik ve ivme kazandığı izlenmektedir. Sahip olduğu başta ucuz işgücü temelli girdi maliyetleri sayesinde dış ticarete elde ettiği karşılaştırmalı üstünlük, Çin'in dünya pazarlarına hızla yayılmasına, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin üretim ve tüketim davranışlarını önemli ölçüde etkilemesine imkanı vermiştir (Harris et al., 2010). Çin karşısında fiyat rekabetine dayanamayan birçok yerel firma üretimi bırakıp, Çin'den ithal ettiği ürünleri satmaya ya da faaliyette buldukları sektörlerden çıkmaya başlamıştır (Liu et al., 2018). Zaman içinde ucuz mallar üretmenin yanında, kaliteli ve yüksek teknoloji malların üretim ve ihracatına da ağırlık veren Çin, günümüzde cep telefonundan¹ elektrikli ev aletlerine, görüntü sistemlerinden uzay teknolojisine kadar birçok alanda gelişmiş ülkelerin pazar paylarını ellerinden almış bulunmaktadır (Woetzel et al., 2019). 2020 yılı itibariyle Çin dış ticarete dünyada ilk sırada yer alırken, milli gelir büyüklüğü yönünden de Amerika Birleşik Devletleri'nin (ABD) arkasından ikinci sıraya yükselmiş bulunmaktadır (World Bank, 2021).

Çin'in bu beklenmedik hızdaki yükselişinin dünyanın hegemon güçleri olan ABD ve İngiltere (UK) gibi ülkelerin ekonomik çıkarları ile ters düştüğü izlenmektedir. Özellikle 2008 küresel ekonomik krizi sonrası dönemde ekonomik büyümelerini bir türlü istedikleri seviyeye ulaştıramayan ABD, Avrupa Birliği (AB) gibi ülkeler, söz konusu olumsuzluğun nedenleri arasına Çin'in uluslararası ticaretteki artan payına yer vermişlerdir. Çin ilgili dönemde uygulamakta olduğu kontrollü dalgalanmalı döviz kuru rejimi (dirty floating exchange regime) sayesinde kendi ulusal parasını diğer para birimleri karşısında değersiz tutma politikasını izlemiştir. Böylece Çin dış ticarete ek rekabet gücü elde ederek ihracatını artırırken, Çin parası Yuan'ın değeri ile Çin Halkının alım gücü düşük tutulmuştur. İzlenen bu politika

¹ Mayıs 2021 itibariyle Google arama motoruna "Nokia smartphone" yazıldığında sadece 567.000 sonuç çıkarken, "Xiaomi smartphone" yazıldığında 1.220.000 ve "Huawei smartphone" yazıldığında 1.520.000 sonuç çıkmaktadır. Sadece bu tarama bile bir zamanlar cep telefonu piyasasının lideri Finlandiya'lı Nokia'nın ne kadar gerilerde kaldığını göstermektedir.

sayesinde, partner ülkeler Çin'e arzu ettikleri kadar mal satamaz olmuşlar ve bu durum da diğer ülkelerin Çin karşısında verdikleri dış ticaret açıklarının artmasına neden olmuştur. Çin lehine ilerleyen süreç ABD başta olmak üzere gelişmiş ülkelerin Çin'e döviz kuru üzerinden çağrılar yapması, baskı oluşturmaları ve hatta görünmez ticaret savaşları ile sonuçlanmıştır (Zhang vd., 2019). Dünya Ticaret Örgütü ekonomistlerinden Bekkers ve Schroeter (2020) ABD ile Çin arasında yaşanan ticaret savaşının bu ülkeler arasındaki dış ticaret hacmine ve ürün çeşitliliğine önemli ölçüde zarar verdiğini ve Asya'daki değer zincirinin yeniden organize olmasına neden olduğunu belirlemişlerdir.

Barack Obama başkanlığındaki ABD yönetimi 2010'da G. Kore'nin Seul kentinde düzenlenen G20 zirvesinde, Çin'e yerel parasının (Yuan) değerini baskılamaması ve parasının ABD Doları karşısındaki değerinin yükselmesine izin vermesi konusunda baskılar yapmışsa da Çin bu konuda geri adım atmamıştır (Reuters, 2010). Kasım 2016'da ABD başkanı seçilen Donald Trump'ın en önemli seçim vaatlerinden biri; dış ticarete ABD'nin aleyhine olan her şeye karşı savaş açmak idi (The Washington Post, 2016). Bu kapsamda başkan TRUMP göreve gelir gelmez bir yandan ABD-Meksika-Kanada arasında 1994'ten beri yürürlükte olan NAFTA anlaşmasının revize edilmesinin gerektiğini ifade ederek, bunun yerine 1 Temmuz 2020'den itibaren CUSMA (Canada-United States-Mexico Agreement)'yı uygulamaya koyarken, diğer yandan Avrupa Ülkelerini haksız dış ticaret yarattıkları konusunda uyarmış, onları aralarındaki Trans-Pasifik Ortaklığı anlaşmasından çekilmekle tehdit etmiştir. Çin tarafında ise; Trump görev süresi (2016-2020) boyunca Çin'e karşı da oldukça şahin (radikal) ticaret politikaları uygulamıştır (Li, 2017; Hass vd., 2020).

2018 yılında Çin mallarına ek gümrük vergileri ve kota sınırlamaları getiren Trump yönetimi, Huawei gibi bir kısım Çin şirketlerinin ABD'deki faaliyetlerini yasaklamış, Çin'de faaliyet gösteren ABD'li firmalara ABD'ye dönmeleri konusunda çağrılarda bulunmuştur. Bu agresif politikalar ABD'nin Trade Policy Uncertainty (TPU) seviyesinin hızla artmasına neden olmuştur (Zreik, 2020). Çin'in de misilleme olarak ABD'ye benzer politika karşılıkları vermesi, Çin'deki TPU seviyesinin de artmasına yol açmıştır. *Pekâlâ acaba Trump ve genel olarak ABD hükümeti uyguladığı bu radikal dış ticaret politikalarından umduğu faydayı elde edebilmiş midir? Yoksa dünyadaki serbest dış ticaret sistemini bozarak, dünyanın ekonomik büyüme hızına ve ABD'nin dış ticaret dengesine zarar mı vermiştir?* Bu çalışmanın araştırma sorusuna ilişkin literatürde yer alan çalışmalar (Stiglitz, 1999; Thilmany et al. 2005; Baldwin and Evenett, 2012; Bluwstein and Canova, 2016) ülkelerin kendi iç ekonomik dengelerini iyileştirebilmek amacıyla uyguladıkları korumacı ve komşuyu fakirleştirici dış ticaret politikalarının (Beggary neighbor policy), diğer ülkelerin alım gücünü azaltarak, merkez ülkenin ihracat gelirlerini ve ekonomik büyümesini de olumsuz yönde etkilediğine işaret etmektedir.

Bu çalışma ile hedeflenen; ABD ile Çin arasında yaşanan ticaret savaşı nedeniyle yükselen TPU'nun ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin sürdürülebilirliği üzerindeki etkilerini 2000:M01-2021:M03 dönemi için ekonometrik olarak analiz ederek iki ülke arasında yaşanan ticaret

savaşlarının etkilerini modellemektir. Bu araştırmanın; ele alınan konu, kullanılan veri seti ve geliştirilen politika önerileri ile ekonomiye ve literatüre önemli katkılar sağlaması beklenmektedir.

2. MODEL

Bu çalışmada ABD ve Çin'deki ticaret politikalarındaki belirsizliklerin (TPU) ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin (açıklarının) sürdürülebilirliğine etkileri, Husted (1992) yöntemi çerçevesinde ele alınmıştır. Husted (1992) ABD'nin cari işlemler açığının sürdürülebilirliğini inceleyebilmek için Hakkio ve Rush (1991) bütçe dengesi sürdürülebilirliği çalışmasını temel almış, bu yaklaşımı cari işlemler dengesinin sürdürülebilirliğine uyarlamıştır. Husted (1992) çalışmasında cari işlemler dengesini (Current Account: CA) Denklem (1)'deki gibi formüle etmiştir:

$$CA_t = NX_t + r_t B_t + TR_t \quad (1)$$

Burada NX_t ; net ihracatı ($X - M$) ifade etmekte olup, X ; export, M ; import şeklindedir. B_t ; ülkenin toplam dış borç stokunu², r_t ; uluslararası faiz oranını, $r_t B_t$; dış borç ödemelerini³ ve TR_t ; uluslararası net transfer ödemelerini ifade etmektedir. NX_t cari işlemler dengesi içinde en büyük paya sahip olan kısım olup, bu kısmın sürdürülebilir olması, cari işlemler dengesinin korunabilmesinde oldukça önemli bir yere sahiptir. Husted (1992) dış borçları, zamanlararası dış denge kısıtı altında Denklem (2)'deki gibi açmıştır:

$$B_t = - \left[\frac{(Y_t - C_t - G_t) - I_t}{1 + r_t} \right] + \frac{B_{t+1}}{1 + r_t} \quad (2)$$

Bu denklemde $(Y_t - C_t - G_t) = S_t$ olup, bir dönemde milli gelirin (Y_t), tüketim (C_t) ve kamu harcamaları (G_t) sonrasında kalan kısmını, yani yurtiçi tasarrufları göstermektedir. O halde Denklem (2)'nin köşeli parantez içindeki kısmının payı; tasarruf (S_t) - yatırım (I_t) dengesini göstermektedir. Uluslararası faiz oranları veri iken Denklem (2)'nin ikinci parçası; $t + 1$ dönemdeki toplam dış borç stokunun net bugünkü değerini göstermektedir. Buradan sonsuz dönemli zamanlararası dış denge kısıtı Denklem (3)'teki gibi yazılabilir:

$$\sum_{t=\tau}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + r_t} \right)^{t-\tau} (C_t + I_t + G_t) + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1 + r_t} \right)^T B_{t+T+1} = (1 + r_t) B_t + \sum_{t=\tau}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + r_t} \right)^{t-\tau} Y_t \quad (3)$$

Gelecekteki net borç stoku sifıra yaklaşmalıdır. Yani $\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1 + r_t} \right)^T B_{t+T+1} = 0$ olmalıdır (Obstfeld ve Rogoff, 1996: 61). Bu durumda Denklem (3) yeniden düzenlenerek Denklem (4)'e ulaşılır:

$$-(1 + r_t) B_t = \sum_{t=\tau}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + r_t} \right)^{t-\tau} [Y_t - (C_t + I_t + G_t)] \quad (4)$$

² Dış borcu olmayan ülkelerde dış finansal varlıklar toplamını.

³ Dış borcu olmayan ülkelerde uluslararası varlıklardan sağlanan gelirleri.

Denklem (4)'ün sol tarafı; dış borcun t dönemindeki faiz dahil değerini, sağ tarafı ise; faiz dışı cari fazlayı ifade etmektedir. Faiz dışı net cari fazla; $(CA_t - r_t B_t)$, aynı zamanda net ihracata (NX_t) ve tasarruf-yatırım dengesine de eşittir. Bu durum aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$(CA_t - r_t B_t) = NX_t = (S_t - I_t) \quad (5)$$

Bu durumda cari işlemler açığının sürdürülebilirliği; uzun dönemde $NX_t = X_t - M_t = 0$ olmasıyla mümkündür. Husted (1992) burada gerekli düzenlemeleri yaparak ABD'nin cari işlemler dengesinin sürdürülebilirliğini aşağıdaki denklemi kullanarak incelemiştir:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 M_t \quad (6)$$

Husted (1992), burada X ile M arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı şartıyla, $\beta_1 = 1$ olması durumunda ilgili ekonomide cari açıkların ve dolayısıyla dış ticaret açıklarının sürdürülebilir olduğunu ifade etmiştir. Quintos (1995) bu koşulu biraz esneterek; $\beta_1 = 1$ olduğunda sürdürülebilirliğin güçlü olduğunu, ama $0 < \beta_1 < 1$ durumunda da zayıf formda geçerli olduğunu ifade etmiştir.

Bu çalışmada Husted (1992)'in bu denklemi, ABD ile Çin arasındaki dış ticarete uyarlanarak Denklem (7) elde edilmiştir:

$$X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} \quad (7)$$

Burada yine $X_t^{US_CHN}$ ile $M_t^{US_CHN}$ arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı şartıyla $\frac{dX_t^{US_CHN}}{dM_t^{US_CHN}} = \beta_1 = 1$ olması; ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin güçlü formda, $\beta_1 < 1$ olması ise zayıf formda sürdürülebilir olduğunu gösterecektir. Bu değerın sıfıra yaklaşması, sürdürülebilirliğin zorlaştığını, 1'e yaklaşması ise sürdürülebilirliğin arttığını ifade edecektir (Baharumshah et al. 2004). Aynı zamanda $\beta_1 = \frac{dX_t^{US_CHN}}{dM_t^{US_CHN}}$ olması nedeniyle β_1 , dış ticaret dengesinin de bir göstergesi olarak yorumlanabilecektir.

ABD ile Çin arasında 2010'da G. Kore'nin Seul kentinde düzenlenen G20 zirvesiyle gün yüzüne çıkan kur savaşları (ABD'nin Çin'e yerel parasının (Yuan) değerini baskılamaması, parasının ABD Doları karşısındaki değerinin yükselmesine izin vermesi ve bu sayede Çin vatandaşlarının yükselen alım güçleri ile daha fazla ABD malı talep edebilir hale gelmelerini istemesi) nedeniyle Denklem (7)'ye öncelikle tarafımızdan ABD ile Çin arasındaki reel döviz kuru (RER) değişkeni eklenmiştir.

$$X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + \beta_2 RER_t^{US_CHN} \quad (8)$$

Denklem (8) sayesinde; Çin'in ABD karşısında uyguladığı kuru düşük tutma politikasının ve ABD ve Çin'deki fiyatlar genel düzeylerinin bu ülkeler arasındaki dış ticaret dengesine olan etkilerini analiz edebilme (görebilme) olanağı doğacaktır. Daha sonra Denklem (8)'e ABD ve Çin'in TPU verileri de eklenerek Denklem (9)'a ulaşılmıştır:

$$X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + RER_t^{US_CHN} + TPU_t^{US} + TPU_t^{CHN} \quad (9)$$

Bu denklem sayesinde ABD ve Çin’de uygulanan agresif dış ticaret politikalarının ve bunların ABD ve Çin’deki ticaret politikası belirsizliklerini artırmasının, ABD’nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin sürdürülebilirliğine etkilerinin analiz edilebilmesi imkânı doğmuştur. Bu ülkelerin ticaret politikası belirsizliklerinin etkilerini daha detaylı biçimde analiz edebilmek için çalışmada 5 farklı model geliştirilmiştir:

$$\text{Model (A): Basic Model} \quad X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{Model (B): With Real Exchange Rate;} \quad X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + \beta_2 RER_t^{US_CHN} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{Model (C): With } TPU^{US}; \quad X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + \beta_2 TPU_t^{US} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\text{Model (D): With } TPU^{CHN}; \quad X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + \beta_2 TPU_t^{CHN} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Model (E): General Model;} \quad X_t^{US_CHN} = \beta_0 + \beta_1 M_t^{US_CHN} + \beta_2 RER_t^{US_CHN} + \beta_3 TPU_t^{US} + \beta_4 TPU_t^{CHN} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Burada Model (A) ile hedeflenen ABD-Çin dış ticaret dengesinin (açığının) sürdürülebilirliğini Husted (1992) bakış açısıyla incelemek, Model (B) ile hedeflenen bu dengeye ABD ile Çin arasında yaşanan kur savaşının etkilerini ortaya çıkarmak, Model (C) ve Model (D) ile hedeflenen ABD-Çin dış ticaret dengesine sırasıyla ABD ve Çin’de uygulanan agresif ticaret politikaları ve bunların sebep olduğu ticaret politikası belirsizliklerinin etkilerini ortaya koymaktır. Model (E) ile de tüm değişkenlerin ABD-Çin dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri bir arada görülebilecektir.

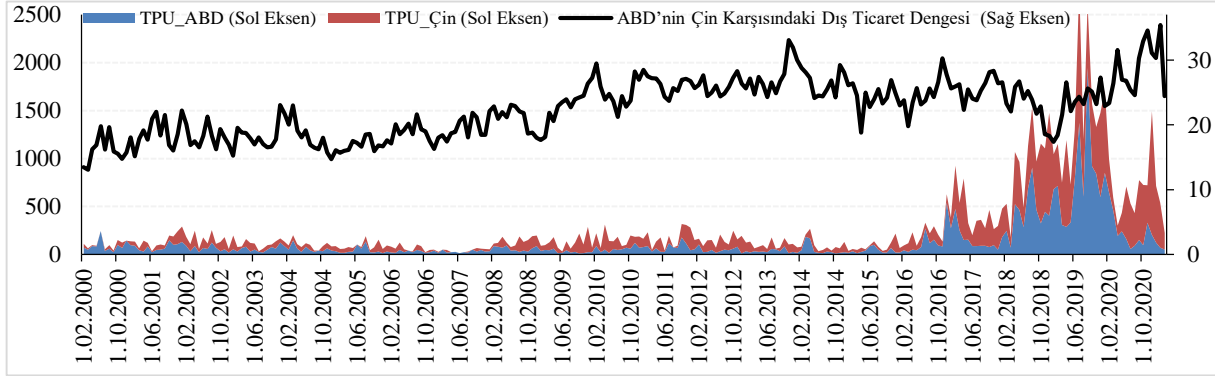
3. VERİ SETİ

Çalışmada kullanılan ABD’ye ait TPU (TPU^{US}) verileri; Baker vd. (2016) tarafından hazırlanmış olup, bu verinin aynı yazarlar tarafından güncellenmiş hali kullanılmıştır. Baker et al. (2016) bu endeksi hazırlarken; ABD’de yayınlanan 10 önemli gazeteyi (USA Today, Miami Herald, Chicago Tribune, Washington Post, Los Angeles Times, Boston Globe, San Francisco Chronicle, Dallas Morning News, New York Times, and Wall Street Journal) baz almışlardır. Yazarlar bu gazetelerde yer alan makalelerde geçen “*import tariffs, import duty, import barrier, government subsidies, government subsidy, wto, world trade organization, trade treaty, trade agreement, trade policy, trade act, Doha round, Uruguay round, GATT, dumping*” kelimelerini sayıp, 1985-2010 dönemi ortalaması 100 olacak şekilde bir endeksleme yapmışlardır.

Çin’e ait TPU (TPU^{CHN}) verileri ise; Davis vd. (2019) tarafından hazırlanmış ve güncellenmiştir. Davis vd. (2019) da Çin’de yayınlanan “*Renmin Daily*” ve “*Guangming Daily*” gazetelerindeki makalelerde geçen “*import tariffs, import duty, import barrier, WTO, world trade organization, trade treaty, trade agreement, trade policy, trade act, Doha round, Uruguay round, GATT, General Agreement on Tariffs and Trade, dumping, protectionism, trade barrier, export subsidies*” kelimelerinin

Çince karşılıklarını tarayıp sayıp, 2000-2018 dönemi ortalaması 100 olacak şekilde bir endeks haline getirmişlerdir. ABD ve Çin'in TPU endeksleri ve bunların ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesine⁴ olan etkileri Şekil 1 yardımıyla incelenebilir.

Şekil 1. ABD ve Çin'in TPU Endeksleri ve ABD'nin Çin Karşısındaki Dış Ticaret Dengesi



Kaynak: Policyuncertainty (2021); Census (2021).

Grafik 1'e göre ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesi genel olarak 15%-30% arasında değişmektedir. 2016 yılı sonlarına kadar bu ABD ve Çin'in TPU'larında önemli bir artış olmadığı görülmektedir. Donald Trump'un ABD Başkanı seçilmesi ile birlikte ABD ve Çin'de TPU'lar artmış ama ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesi daha da bozulmuştur. Bu durum Donald Trump tarafından Çin'e karşı uygulanan agresif dış ticaret politikalarının işe yaramadığını göstermektedir. Covid 19 salgınının dünyayı etkisi altına aldığı 2020 ilk baharında TPU'lar düşmüş, ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesi yükselmiştir. Trump'ın görevini Kasım 2020'de ABD Başkanı seçilen Joe Biden'e devretmeden önce uyguladığı son agresif politikalar ve buna bağlı olarak dünyada yaşanmaya başlanan Çip (chip) krizi (The Guardian, 2021) nedeniyle Çin'de TPU önemli ölçüde artmış, bu dönemde ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesi de iyice bozulmuştur. Çalışmanın analiz bölümünde TPU serileri logaritmik dönüşüm yapılarak kullanılmıştır.

Çalışmada kullanılan ABD'nin Çin'e ihracatı ($X_t^{US_CHN}$) ve ABD'nin Çin'den ithalatı ($M_t^{US_CHN}$) verileri Census (2021)'den alınmış, mevsim etkilerinden arındırılıp, logaritmik dönüşüm yapılarak analizlerde kullanılmıştır. ABD açısından reel döviz kurunu hesaplamak için kullanılan nominal Döviz Kuru (Exchange rate, ABD Doları başına düşen Yuan miktarı) verileri Investing (2021)'den ve Tüketici Fiyatları Endeksi (Consumer Price Index: CPI) verileri OECD (2021)'den alınmıştır. RER verileri Denklem (15) kullanılarak elde edilmiştir.

$$RER_t^{US_CHN} = EXR_t^{US} * \frac{CPI_t^{US}}{CPI_t^{CHN}} \quad (15)$$

⁴ $TB_t^{US_CHN} = \frac{X_t^{US_CHN}}{M_t^{US_CHN}} * 100$ formülü kullanılarak hesaplanmıştır. Hesaplama mevsim etkilerinden arındırılmış X ve M verileri kullanılmıştır.

Burada RER_t^{US} 'nin artması; Yuan'ın depreciate olması ya da ABD'de fiyatlar genel düzeyinin artması veya Çin'de fiyatlar genel düzeyinin azalmasına işaret eder ki bunların hepsi de ABD'nin dış ticaret rekabet gücünü azaltacak olup, analizler sonucunda bu değişkenin katsayısının negatif ($\beta_2 < 0$) çıkması beklenmektedir. RER_t^{US} serisi mevsim etkilerinden arındırılarak analizlerde kullanılmıştır.

4. AMPİRİK YÖNTEM

Analiz döneminde 2008 küresel ekonomik krizi, Donald Trump'ın ABD Başkanlığı dönemi ve Covid-19 salgını gibi önemli faktörler bulunduğu için serilerde birden fazla yapısal kırılma yaşanmış olması ihtimali bulunmaktadır. Bu nedenle çalışmada çoklu yapısal kırılmalı analiz yöntemleri kullanılmıştır. Bu çerçevede serilerin durağanlıkları Carrion-i-Silvestre et al. (2009) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkilerinin varlığı Pesaran et al. (2001) tarafından geliştirilen Bounds Testing yöntemiyle analiz edilmiştir. Eşbütünleşme vektöründeki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (1998, 2003a, 2003b) yöntemiyle belirlenmiştir. Uzun ve kısa dönem analizleri; seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ve yapısal kırılma tarihleri de göz önünde bulundurularak, ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda - Yamamoto (1995) yöntemiyle analiz edilmiştir.

5. BULGULAR

5.1. Birim Kök Testi

Carrion-i-Silvestre et al. (2009) tarafından geliştirilen GLS tabanlı çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, seride var olabilecek yapısal kırılmaları 5 noktaya kadar içsel olarak belirleyebilmektedir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) burada Zivot ve Andrews (1992) ve Perron ve Zhu (2005) yöntemlerini temel alarak geliştirdikleri bu testte bir y_t serisinin, deterministik (d_t) ve rassal (u_t) bölümlerden oluştuğunu varsayarak yola çıkmışlardır:

$$y_t = d_t + u_t \quad (16)$$

Buradan rassal hata terimleri serisi (u_t) AR(1) sürecine göre açılacak olursa;

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (17)$$

elde edilir. Burada $u_0 = 0$ olduğu kabul edilerek, sabit terimde yapısal kırılmayı öngören Model 0, trendde değişimi öngören Model I ve her ikisinde karma değişimi öngören Model II geliştirilmiştir. Söz konusu yapısal kırılmaları belirleyebilmek için $DU_t(T_j^0) = 1$ ve $DT_t^*(T_j^0) = (1 - T_j^0)$, $t > T_j^0$, 0 diğer durumlarda kukla değişkenleri kullanılmıştır. Burada $T_j^0 = [T\lambda_j^0]$ j . yapısal kırılma tarihini göstermektedir. $\lambda_j^0 = \frac{T_j^0}{T} \in (0,1)$ şeklindeki kırılma kesir parametresidir. Carrion-i-Silvestre et al. (2009) buradan 5 farklı test istatistiği elde etmişlerdir:

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \frac{\{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\}}{s^0(\lambda^0)} \quad (18)$$

$$MZ_\alpha^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (19)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (20)$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (21)$$

$$MP_t^{GLS}(\lambda^0) = \left[c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s(\lambda^0)^2 \quad (22)$$

Bu testlerden MZ_α ve MZ_t testlerinin boş hipotezleri “*Birim kök vardır*” şeklinde iken P_T , MSB ve MP_T testlerinin boş hipotezleri “*Durağandır*” biçimindedir. Tablo 1’de Carrion-i- Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 1. Carrion-i- Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi Sonuçları

	P_T^{GLS}	MP_t^{GLS}	MZ_α^{GLS}	MSB^{GLS}	MZ_t^{GLS}	Structural Break Dates
$X_t^{US_CHN}$	19.78	17.99	-4.91	0.29	-1.45	2000:M09; 2010:M12
$M_t^{US_CHN}$	17.61	16.33	-5.52	0.28	-1.59	2007:M02; 2020:M03
$RER_t^{US_CHN}$	69.20	67.68	-1.25	0.60	-0.75	2006:M08; 2008:M03; 2013:M10
TPU_t^{US}	1.69**	1.67**	-55.44**	0.09**	-5.25**	2005:M07; 2013:M12
TPU_t^{CHN}	1.04**	1.03**	-88.94**	0.07**	-6.66**	2011:M07
$\Delta X_t^{US_CHN}$	0.88**	0.86**	-125.46**	0.06**	-7.87**	2016:M12; 2018:M03
$\Delta M_t^{US_CHN}$	1.02**	0.96**	-122.12**	0.06**	-7.75**	2016:M11; 2018:05
$\Delta RER_t^{US_CHN}$	1.03**	1.03**	-100.54**	0.07**	-7.05**	2008:M09; 2013:M05; 2020:03
Crit. Val. (5%)	5.54	5.54	-17.32	0.16	-2.89	

Not: **, %5 düzeyinde durağanlığı gösterir. Testte “Breaks in level and slope of time trend” yöntemiyle çalışılmıştır.

Tablo 1’deki bulgulara göre; TPU_t^{US} and TPU_t^{CHN} serileri düzey değerlerinde durağan yani $I(0)$ iken, $X_t^{US_CHN}$, $M_t^{US_CHN}$ ve RER_t^{US} serileri birinci farklarında durağan yani $I(1)$ ’dir.

5.2. Eşbütünleşme Testi

Granger ve Newbold (1974)’e göre durağan olmayan serilerle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılacaktır. Bu nedenle tüm seriler düzey değerlerinde durağan olmadığında, önce bir eşbütünleşme sınaması yapılması gerekmektedir. Eğer seriler eşbütünleşik çıkarsa, yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu ortaya çıkmayacaktır (Engle ve Granger, 1987). Seriler, bu çalışmada olduğu gibi farklı seviyelerde durağan olduğunda, eşbütünleşme sınamasının Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yöntemiyle yapılması gerekmektedir. Y ve X

şeklindeki iki örnek seri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını Sınır Testi yöntemiyle inceleyebilmek için kullanılacak model aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Denklem (23)'te yer alan m ; optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir. Sınır Testinde serilerin düzey değerlerinin bir dönem gecikmeli değerlerinden (Y_{t-1}, X_{t-1}) gelen katsayılara (β_3, β_4) kısıt uygulanarak bir F istatistiği elde edilmektedir. Sınır Testinin boş hipotezi; “ $\beta_3 = \beta_4 = 0$, Eşbütünleşme yoktur” şeklindedir. Elde edilen F istatistiği upper bound değerinden büyük olduğunda, boş hipotez reddedilmekte ve serilerin eşbütünleşik olduklarına karar verilmektedir (Pesaran vd. 2001). Bu çalışmada Sınır Testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 2’de sunulmuştur:

Tablo 2. Sınır Testi Sonuçları

	<i>F İst.</i>	Alt Sınır			Üst Sınır		
		%10	%5	%1	%10	%5	%1
Model A	5.09**	3.11	3.74	5.15	3.61	4.30	5.91
Model B	6.28***	2.71	3.23	4.35	3.45	4.05	5.39
Model C	3.81*	2.71	3.23	4.35	3.45	4.05	5.39
Model D	3.83*	2.71	3.23	4.35	3.45	4.05	5.39
Model E	4.17**	2.30	2.68	3.60	3.22	3.69	4.78

Not: *, ** ve ***; F istatistiğinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır değerinden yüksek olduğunu göstermektedir.

Tablo 2’deki bulgulara göre; boş hipotez en az 10% anlamlılık düzeyinde reddilmekte ve modellerde yer alan serilerin eşbütünleşik olduklarına karar verilmektedir. Bu durumda seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler. Yani ABD’nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesi; reel döviz kuru ve taraf ülkelerin dış ticaret politikası belirsizlikleri ile etkileşim içindedir. Ek olarak bu serilerle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılmayacaktır.

5.3. Yapısal Kırılma Tarihlerinin Belirlenmesi

Çalışmada serilerdeki yapısal kırılma tarihleri Carrion-i Silvestre vd. (2009) yöntemiyle belirlenmiş olmasına karşın, modellerdeki yapısal kırılma tarihlerini Sınır Testi yöntemiyle belirleyebilme olanağı yoktur. Bu nedenle eşbütünleşme vektörlerindeki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (1998, 2003a, 2003b) yöntemiyle belirlenmiştir. Bai ve Perron (1998) çalışmasının çoklu yapısal kırılmalı versiyonu olan bu yöntemde; potansiyel olarak m tane yapısal kırılma, $m + 1$ tane kırılmaya karşı test edilmektedir. Her bir alt dönem için hata kareler toplamının minimize edilmesi ile belirlenen tarihler, eşbütünleşme vektöründeki yapısal kırılma tarihleri olarak alınmaktadır (Bai ve Perron, 2003a: 74). Yöntem aşağıdaki gibi bir denklemi temel almaktadır:

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \delta_j + \varepsilon_t \quad (24)$$

Burada maksimum m kırılma için $j = 0, \dots, m$ şeklinde tanımlanmaktadır. Denklem (24)’ten hata terimleri serisi aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\epsilon_t = y_t - X_t'\beta - Z_t'\delta_j \quad (25)$$

Bu yöntemde m tane yapısal kırılma için $\{T\}_m = (T_1, \dots, T_m)$ şeklinde alt dönemler oluşturulduktan sonra hata terimlerinin kareleri toplamı Denklem (26) yardımıyla elde edilir:

$$S(\beta, \delta|\{T\}) = \sum_{j=0}^m \left\{ \sum_{t=T_j}^{T_{j+1}-1} (y_t - X_t'\beta - Z_t'\delta_j) \right\} \quad (26)$$

Bai ve Perron (1998) yapısal kırılmaları tespit edebilmek amacıyla uyguladığı F testine ait istatistiği Denklem (27) yardımıyla belirlemiştir:

$$F(\hat{\delta}) = \frac{1}{2} \left(\frac{T - (l+1)q - p}{kp} \right) (R\hat{\delta})' (R\hat{V}(\hat{\delta})R')^{-1} R\hat{\delta} \quad (27)$$

Burada l ; optimal gecikme sayısını, $\hat{V}(\hat{\delta})$; $\hat{\delta}$ 'nin varyans kovaryans matrisini göstermektedir. $\hat{\delta}$; otokorelasyon ve değişen varyansa karşı robust (dirençli) tahmincidir. $(R\hat{\delta})' = (\delta'_0 - \delta'_1, \dots, \delta'_l - \delta'_{l+1})$ şeklinde tanımlanmaktadır (Bai ve Perron, 2003b: 14). Çalışmada eşbütünleşme vektörlerindeki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003b) prosedürüyle belirlenmiş ve bulgular Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. Eşbütünleşme Vektörlerindeki Yapısal Kırılma Tarihleri

Model A	2004:M06; 2009:M04; 2014:M04
Model B	2003:M01; 2006:M02; 2009:M10; 2016:M10
Model C	2009:M04; 2018:M08
Model D	2007:M05; 2009:M11
Model E	2003:M01; 2009:M04; 2018:M08

Not: Yapısal kırılma tarihleri belirlenirken "Global L breaks vs. none" seçeneği kullanılmıştır. Maksimum kırılma sayısı 5 olarak alınmıştır.

Tablo 3'te Bai ve Perron (2003b) yöntemiyle tespit edilmiş yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında; 2004 ortalarında başlayan FED'in faiz artırımları, 2008 küresel ekonomik krizi, 2014'te FED'in genişletici para politikalarını sonlandırması, 2016'da başlayan Donald Trump dönemi ve 2018 ortalarında ABD ile Çin arasında gümrük vergilerinin karşılıklı artırımına kadar giden gerilimlerin, ABD-Çin dış ticaret dengesi üzerinde önemli etkilerinin olduğu söylenebilir. Elde edilen bu tarihler, kukla değişkenler (K_{it}) yardımıyla sonraki analizlere dahil edilmiştir.

5.4. Uzun Dönem Analizi

Bu çalışmada uzun dönem analizi, Sınır Testi ile benzer teorik altyapıya sahip olan, Pesaran ve Shin (1998) tarafından geliştirilen ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Y ve X gibi iki seri arasındaki uzun dönem ilişkilerini ARDL yöntemiyle analiz ederken kullanılacak $ARDL(m, n)$ modeli:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Denklem (28)'de yer alan m ve n ; optimum gecikme uzunluklarıdır. Denklem (28) uygun gecikme uzunlukları ile tahmin edildikten sonra X 'in katsayısı aşağıdaki denklem yardımıyla hesaplanabilmektedir:

$$X'in\ Katsayısı = \frac{\sum_{i=0}^n \beta_{2i} X_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^m \beta_{1i} Y_{t-i}} \quad (29)$$

Uzun dönem analizi katsayıları ARDL yöntemiyle elde edilip, Tablo 4'te rapor edilmiştir. Bu analizlere ait Cusum grafikleri Ek 1'de sunulmuştur.

Tablo 4. Uzun Dönem Analizi Sonuçları

	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
$M_t^{US_CHN}$	1.16*** (0.00)	0.95*** (0.00)	1.17*** (0.00)	1.12*** (0.00)	0.99*** (0.00)
$RER_t^{US_CHN}$	-	-0.16*** (0.00)	-	-	-0.14*** (0.00)
TPU_t^{US}	-	-	0.01 (0.62)	-	0.006 (0.76)
TPU_t^{CHN}	-	-	-	0.004 (0.88)	0.006 (0.68)
$K_{2003M01t}$	-	0.74** (0.03)	-	-	0.70** (0.04)
$K_{2004M06t}$	-0.57 (0.40)	-	-	-	-
$K_{2006M02t}$	-	0.54 (0.10)	-	-	-
$K_{2007M05t}$	-	-	-	-0.55 (0.88)	-
$K_{2009M04t}$	0.40 (0.54)	-	0.41 (0.51)	-	0.13 (0.66)
$K_{2009M10t}$	-	0.22 (0.47)	-	-	-
$K_{2009M11t}$	-	-	-	1.59 (0.11)	-
$K_{2014M04t}$	-0.47 (0.48)	-	-	-	-
$K_{2016M10t}$	-	0.58* (0.08)	-	-	-
$K_{2018M08t}$	-	-	-3.66** (0.02)	-	-1.67** (0.02)
Sabit	-3.12*** (0.00)	0.21 (0.81)	-3.22*** (0.00)	-2.67*** (0.00)	-0.40 (0.67)
R^2	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98
\bar{R}^2	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98
F	2045.14 (0.00)	1764.42 (0.00)	1903.27	1882.27 (0.00)	1260.95 (0.00)
DW	1.96	1.96	1.99	1.96	1.96
χ_{BG}^2	1.34 (0.51)	0.59 (0.74)	0.002 (0.99)	0.48 (0.78)	2.96 (0.22)
χ_{BPG}^2	20.69 (0.00)	24.51 (0.00)	32.66 (0.02)	38.39 (0.00)	65.79 (0.06)
F_{RR}	0.34 (0.55)	1.75 (0.18)	0.95 (0.33)	1.63 (0.20)	1.18 (0.27)

Not: Parantez içinde yer alanlar; olasılık değerleridir. *, ** ve ***; elde edilen katsayının istatistiksel olarak %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 4'teki bulgulara göre; ithalat değişkeninin katsayısı 1'e yakın veya 1'den büyüktür. Bu durum; Husted (1992) yaklaşımına göre ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin uzun dönemde güçlü biçimde sürdürülebilir olduğunu göstermektedir. Model B ve Model E'de reel döviz kurundaki artışlar (Yuan'ın ABD Doları karşısında değer kaybetmesi veya ABD'de fiyatlar genel düzeyinin artması), ABD'nin Çin'e olan ihracatını ve ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin sürdürülebilirliğini azaltmıştır. ABD ve Çin'de TPU'nun artmasının ABD'nin Çin'e olan ihracatı ve Çin karşısındaki dış ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı belirlenmiştir.

Bu sonuç; Ongan ve Gocer (2020) çalışmasının bulgusuyla tutarlıdır. 2018 yılına ait kukla değişkenin ($D_{2018M08_t}$) katsayısına göre; Donald Trump başkanlığındaki ABD yönetiminin 2018 yılında Çin mallarına karşı gümrük vergilerini artırması, Çin'in de benzer yönde tepki vermesine ve ABD'nin Çin'e olan ihracatının azalmasına neden olmuştur.

5.5. Kısa Dönem Analizi

Kısa dönem analizi de ARDL yöntemiyle yapılmıştır. Y ve X gibi iki seri arasındaki kısa dönem ilişkilerini ARDL yöntemiyle analiz ederken kullanılması gereken $ARDL(m, n)$ modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_{3i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Denklem (30)'da yer alan m ve n ; optimum gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. ECT ; Error Correction Term'i göstermekte olup, bu terimin katsayısının (δ_1) negatif ve istatistiksel yönden güvenilir çıkması; ilgili modelde kısa dönemde meydana gelen sapmaların da ortadan kalktığını (Mishra, 2011). Kısa dönem analizi sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5. Kısa Dönem Analizi Sonuçları

	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
$\Delta X_{t-1}^{US_CHN}$	-0.22*** (0.00)	-0.12* (0.05)	-0.22*** (0.00)	-0.21	-0.12** (0.04)
$\Delta X_{t-2}^{US_CHN}$	0.02 (0.64)	0.09 (0.11)	-	-	0.09 (0.13)
$\Delta X_{t-2}^{US_CHN}$	0.12** (0.04)	0.19*** (0.00)	-	-	0.17*** (0.00)
$\Delta K_{2007M05_t}$	-	-	-	0.03 (0.60)	-
$\Delta K_{2007M05_{t-1}}$	-	-	-	0.15** (0.01)	-
$\Delta K_{2009M11_t}$	-	-	-	0.08 (0.16)	-
$\Delta K_{2018M08_t}$	-	-	-0.13* (0.05)	-	-0.12* (0.06)
$\Delta K_{2018M08_{t-1}}$	-	-	0.35*** (0.00)	-	0.33*** (0.00)
$\Delta K_{2018M08_{t-2}}$	-	-	0.14** (0.04)	-	0.13* (0.05)
ECT_{t-1}	-0.12*** (0.00)	-0.25*** (0.00)	-0.12*** (0.00)	-0.12*** (0.00)	-0.26*** (0.00)
R^2	0.14	0.20	0.16	0.14	0.22
\bar{R}^2	0.13	0.19	0.14	0.13	0.20
DW	1.96	1.96	1.99	1.96	1.96
χ_{BG}^2	1.34 (0.51)	0.59 (0.74)	0.002 (0.99)	0.48 (0.78)	2.96 (0.22)
χ_{BPG}^2	20.69 (0.00)	24.51 (0.00)	32.66 (0.02)	38.39 (0.00)	65.79 (0.06)
F_{RR}	0.34 (0.55)	1.75 (0.18)	0.95 (0.33)	1.63 (0.20)	1.18 (0.27)

Not: Parantez içinde yer alanlar; olasılık değerleridir. *, ** ve ***; elde edilen katsayının istatistiksel olarak %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 5'teki bulgulara göre; ABD yönetiminin 2018 yılında Çin mallarına karşı gümrük vergilerini artırması, ABD'nin Çin'e olan ihracatının ilk dönemde azalmasına, sonra artmasına neden olmuştur. Tüm modellerde ait hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve anlamlı olduğunda; seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalarında ortadan kalktığına karar verilmiştir. O halde geliştirilen uzun dönem politika önerileri geçerli/güvenilirdir.

5.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Farklı seviyelerde durağan olan seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin Toda and Yamamoto (1995) yöntemi ile sınanması gerekmektedir (Inusah, 2018). Bu çalışmada da serilerden bazıları $I(0)$, bazıları $I(1)$ çıktığı için aralarındaki nedensellik ilişkilerinin Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen yöntemle test edilmesine karar verilmiştir. Bu yöntemde Y ve X gibi iki seri arasında nedensellik ilişkilerinin varlığını sınavabilmek için kullanılması gereken eşanlı denklem sistemi (Toda ve Phillips, 1994):

$$Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (31)$$

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \phi_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \phi_{2i} Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (32)$$

Burada p ; optimum gecikme uzunluğu değerini, d_{max} ; serilerin en fazla kaçınıcı farkta durağan hale geldiklerini göstermektedir. Denklem (31) ve Denklem (32) tahmin edilip, d_{max} 'tan gelen katsayılarla kısıt uygulanarak bir Ki-kare testi yapılmaktadır (Toda ve Yamamoto, 1995). Testin boş hipotezi; “Nedensellik yoktur” şeklindedir.

Çalışmanın bu aşamasında dış ticaret dengesi, daha önce 2 nolu dip notta da verildiği üzere Denklem (33) kullanılarak elde edilen $TB_t^{US_CHN}$ serisi kullanılarak temsil edilmiştir.

$$TB_t^{US_CHN} = \frac{X_t^{US_CHN}}{M_t^{US_CHN}} * 100 \quad (33)$$

Dış ticaret dengesinin bu şekilde temsil edilmesinin nedeni; TPU'nun ihracat ve ithalat üzerindeki etkilerini bir arada gösterebilmektir.

Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Bu işleme ait detaylar Ek 2'de yer almaktadır. Bu çalışmada seriler en fazla bir kez farkları alındığında durağan hale geldikleri için $d_{max}=1$ alınıp, Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi yapılmış ve ulaşılan sonuçlar Tablo 6'da gösterilmiştir.

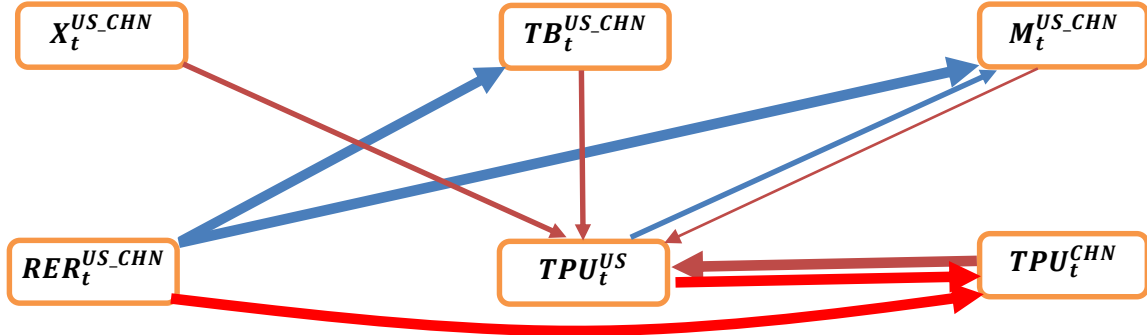
Tablo 6. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

	Ki-Kare Test İst.	Olasılık
$RER_t^{US_CHN} \rightarrow TB_t^{US_CHN}$	19.90***	0.00
$RER_t^{US_CHN} \rightarrow M_t^{US_CHN}$	24.45***	0.00
$TPU_t^{US} \rightarrow M_t^{US_CHN}$	13.21**	0.01
$TB_t^{US_CHN} \rightarrow TPU_t^{US}$	10.57**	0.03
$X_t^{US_CHN} \rightarrow TPU_t^{US}$	10.40**	0.03
$M_t^{US_CHN} \rightarrow TPU_t^{US}$	9.32*	0.05
$TPU_t^{CHN} \rightarrow TPU_t^{US}$	16.91***	0.00
$RER_t^{US_CHN} \rightarrow TPU_t^{CHN}$	14.26***	0.00
$TPU_t^{US_CHN} \rightarrow TPU_t^{CHN}$	18.85***	0.00

Not: ***, ** ve *; elde edilen katsayının istatistiksel olarak %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 6’da yer alan sonuçların daha kolay takip edilebilmesi için Şekil 2 hazırlanmıştır.

Şekil 2. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları



Not: Çizgilerin kalınlığı, nedensellik ilişkilerinin güçlüğü ile orantılı çizilmiştir.

Tablo 6 ve Şekil 2’deki bulgulara göre; reel döviz kurundan ABD’nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesine doğru güçlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Bu durum; ABD’nin Çin’e döviz kurlarını baskılamayı bırakması yönündeki çabalarının haklı olduğuna işaret etmektedir. ABD ve Çin’deki TPU’dan ABD’nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmaması; özellikle ABD tarafından uygulanan agresif dış ticaret politikalarının işe yaramadığını göstermektedir. Reel kur ve ABD’deki TPU’dan ABD’nin Çin’den ithalatına doğru belirlenen nedensellik ilişkileri; ABD’nin uyguladığı heteredoks dış ticaret politikaları ile ancak Çin’den yaptığı ithalatı etkileyebildiğini, Çin’e olan ihracatının Çin tarafındaki dinamiklerce belirlendiğini göstermektedir. ABD’nin Çin’den yaptığı ithalattan ABD’nin TPU’suna doğru belirlenen zayıf nedensellik ilişkisi; Çin’den ithalatı kontrolsüz bir şekilde artan ve bu ülke karşısından daha fazla dış ticaret açığı vermeye başlayan ABD’nin Çin karşısında daha da agresifleştiğini düşündürmektedir. Reel kurdan Çin’in TPU’suna doğru belirlenen güçlü nedensellik ilişkisi; Çin’deki TPU’nun önemli bir kaynağının, uygulanan kur politikaları olduğuna işaret etmektedir. ABD’nin TPU’su ile Çin’in TPU’su arasında tespit edilen karşılıklı ve güçlü nedensellik ilişkileri; bu ülkelerin birbirine misilleme yaparak,

küçük bir sorun alanını git gide büyüttüklerini ifade etmektedir. “Köprüde karşılaşan iki inatçı keçi” misali bu ısrar, iki ülkeye de dünya refahına da zarar vermektedir.

6. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada; ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesine ve bu dengenin sürdürülebilirliğine, bu ülkelerdeki TPU'nun etkileri 2000:M01-2021:M03 dönemi için yapısal kırılmalı ekonometrik analiz yöntemleriyle araştırılmıştır. Analiz dönemi yıllarında yaşanan Mortgage Krizi ile başlayarak küresel hal alan 2008 Krizi, Donald Trump'ın ABD Başkanlığında şahin olarak adlandırılan dış ticaret politikaları ve Covid-19 salgını gibi dramatik değişiklikler oluşturabilecek önemli faktörler serilerde birden fazla yapısal kırılma yaşanmış olma olasılığının altını çizmektedir. Bu nedenle çalışmada çoklu yapısal kırılmalı analiz yöntemleri kullanılmıştır. Bu çerçevede serilerin durağanlıkları Carrion-i-Silvestre et al. (2009) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiş, test sonuçlarında; serilerden bazılarının $I(1)$, bazılarının $I(0)$ olduğu görülmüştür.

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkilerinin varlığı Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yöntemiyle analiz edilmiştir. Bu testte; modellerde yer alan seriler arasında en az %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu gösterilmiştir. Eşbütünleşme vektöründeki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003b) yöntemiyle belirlenerek regresyon analizlerine kukla değişkenler yardımıyla eklenmiştir.

Seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri; seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ve yapısal kırılma tarihleri de göz önünde bulundurularak, ARDL yöntemiyle analiz edilmiştir. Uzun dönem analizinde; ithalat değişkeninin katsayısı 1'e yakın (hatta bazı modellerde 1'den büyük) çıktığı için Husted (1992) yaklaşımına göre ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin uzun dönemde güçlü biçimde sürdürülebilir olduğuna karar verilmiştir. Reel döviz kurundaki artışlar (Yuan'ın ABD Doları karşısında değer kaybetmesi veya ABD'de fiyatlar genel düzeyinin artması), ABD'nin Çin'e olan ihracatını ve ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesinin sürdürülebilirliğini azaltmıştır. ABD ve Çin'de TPU'nun artmasının ABD'nin Çin'e olan ihracatı ve Çin karşısındaki dış ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığına işaret etmektedir. Donald Trump başkanlığındaki ABD yönetiminin 2018 yılında Çin mallarına karşı gümrük vergilerini artırmasına, Çin'in de benzer şekilde tepki vererek misilleme yapması, ABD'nin Çin'e olan ihracatının azalması ile sonuçlanmıştır.

Kısa dönem analizinde; ABD yönetiminin 2018 yılında Çin mallarına karşı gümrük vergilerini artırmasının, ABD'nin Çin'e olan ihracatının ilk dönemde azalmasına, sonra artmasına neden olduğu tespit edilmiştir. Tüm modellere ait hata düzeltme mekanizmalarının çalıştığı görülmüştür. Bu durum; geliştirilen uzun dönem politika önerilerinin geçerli/güvenilir olduğunu ortaya koymaktadır.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi ile incelenmiş ve ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesine doğru sadece reel döviz kurundan güçlü bir

nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Bu durum; ABD'nin Çin'e ulusal parasının değerini baskılamayı bırakması yönündeki çabalarının haklı olduğuna işaret etmektedir. ABD ve Çin'deki TPU'dan ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmaması; özellikle ABD tarafından uygulanan agresif dış ticaret politikalarının bu konuda sonuca herhangi bir etkide katkı sağlamadığını göstermektedir. Reel kur ve ABD'deki TPU'dan ABD'nin Çin'den ithalatına doğru belirlenen nedensellik ilişkileri; ABD'nin uyguladığı heteredoks dış ticaret politikaları ile ancak Çin'den yaptığı ithalatı etkileyebildiğini, ancak Çin'e olan ihracatının Çin tarafındaki dinamiklerce belirlendiğini göstermektedir. ABD'nin Çin'den yaptığı ithalattan ABD'nin TPU'suna doğru belirlenen zayıf nedensellik ilişkisi; Çin'den ithalatı kontrolsüz bir şekilde artan ve bu ülke karşısından daha fazla dış ticaret açığı vermeye başlayan ABD'nin, Çin karşısında daha da agresifleştirdiğini düşündürmektedir. Reel kurdan Çin'in TPU'suna doğru belirlenen güçlü nedensellik ilişkisi; Çin'deki TPU'nun önemli bir kaynağının, uygulanan kur politikaları olduğuna işaret etmektedir. ABD'nin TPU'su ile Çin'in TPU'su arasında tespit edilen karşılıklı ve güçlü nedensellik ilişkileri; bu ülkelerin birbirine misilleme yaparak, küçük bir sorun alanını git gide daha da büyüttüklerini göstermektedir. Bu ısrar, iki ülkeye de dünya refahına da zarar vermektedir.

Bu araştırmadan elde edilen bulgulara göre; ABD, uyguladığı şahin olarak adlandırılan agresif dış ticaret politikaları ile hem kendi ekonomisine hem de dünya genelindeki toplam dış ticarete ve refaha zarar vermektedir. Oysa serbest dış ticaret, Klasik Ekonomi Teorisi'nde de belirtildiği gibi tüm ulusların yararınadır. ABD'nin kendi dış ticaret açıklarını azaltabilmek için okyanusun karşındaki komşusunu (Çin'i) fakirleştirici korumacı politikalar uygulamaktan vazgeçmesi ekonomilerin yararına olacaktır. Bu noktada ABD ve diğer ülkelerin Çin karşısındaki dış ticaret dengelerini iyileştirebilmek için araştırma ve geliştirme ve yenilik çalışmalarına daha fazla ağırlık vererek, dış ticarete karşılaştırmalı üstünlük ve rekabet gücü artışı yakalamaya çalışmaları en rasyonel davranış olacaktır.

KAYNAKÇA

- Baharumshah, A.Z., Lau, E. and Fountas, S. (2004) "Current Account Deficit Sustainability: A Panel Approach", National University of Ireland, Department of Economics, Working Paper, No. 73.
- Bai, J. and Perron, P. (1998) "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66: 47–78.
- Bai, J. and Perron, P. (2003a) "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 6: 72–78.
- Bai, J. and Perron, P. (2003b) "Critical Values for Multiple Structural Change Tests", *Econometrics Journal*, 18: 1–22.
- Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J. (2016) "Measuring Economic Policy Uncertainty", *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.

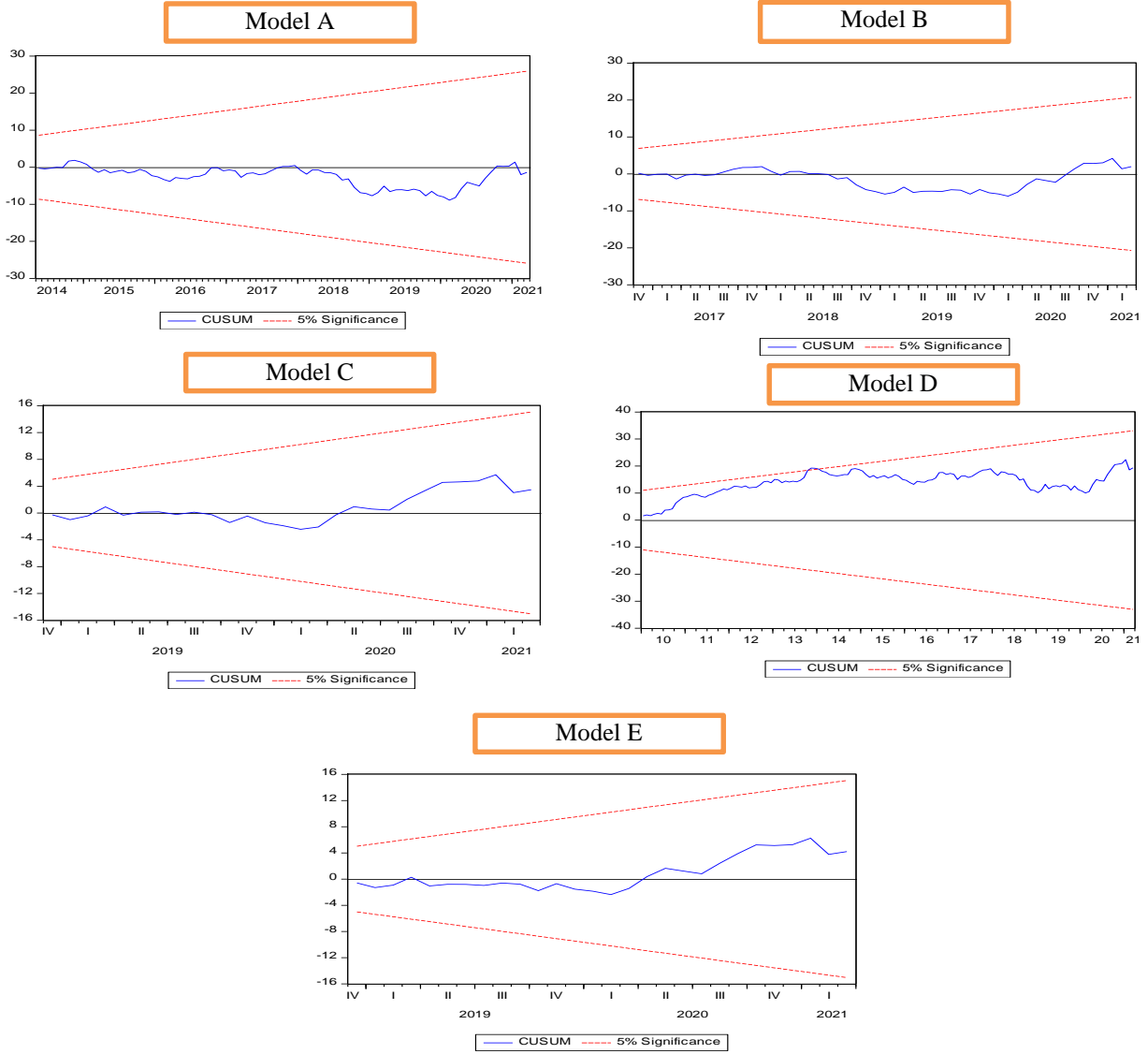
- Baldwin, R.E. and Evenett, S.J. (2012) “Beggar-Thy-Neighbour Policies During The Crisis Era: Causes, Constraints, and Lessons for Maintaining Open Borders”, *Oxford Review of Economic Policy*, 28(2): 211-234.
- Bekkers, E. and Schroeter, S. (2020) “An Economic Analysis of The US-China Trade Conflict”, *Economic Research and Statistics Division, World Trade Organization*.
- Bluwstein, K. and Canova, F. (2016) “Beggar-thy-Neighbor? The International Effects of The ECB’s Unconventional Monetary Policy Measures”, *ECB Workshop Non-Standard Monetary Policy Measures*, 19 April 2016.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Kim, D. and Perron, P. (2009) “GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under both The Null and The Alternative Hypotheses”, *Econometric Theory*, 25: 1754–1792.
- Census (2021) <https://www.census.gov/foreign-trade/data/index.html>, (19.05.2021).
- Davis, S.J., Liu, D. and Sheng, X.S. (2019) “Economic Policy Uncertainty in China Since 1949: The View from Mainland Newspapers”, <https://static1.squarespace.com/static/5e2ea3a8097ed30c779bd707/t/5f7f49d054a84229354fe9ab/1602177496854/EPU+in+China%2C+View+from+Mainland+Newspapers%2C+August+2019.pdf>, (13.05.2021).
- Engle, F.E. and Granger, C.W.J. (1987) “Co-Integration and Error Correction: Representation and Testing”, *Econometrica*, 55: 251-276.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974) “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Hakkio, C.S. and Rush, M. (1991) “Is the Budget Deficit Too Large?”, *Economic Inquiry*, 29(3), 429-445.
- Harris, R.G., Robertson, P.E. and Xu, J.Y. (2010) “The International Effects of China’s Growth, Trade and Education Booms”, *The University of Western Australia, Discussion Paper, No. 10.04*
- Hass, R., McElveen, R. and Williams, R.D. (2020) “The Future of US Policy Toward China Recommendations for the Biden Administration”, *China Center of Brookings*.
- Husted, S. (1992) “The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis”, *The Review of Economics & Statics*, 74(1): 159-166.
- Inusah, N. (2018) “Toda-Yamamoto Granger No-causality Analysis of Stock Market Growth and Economic Growth in Ghana”, *Journal of Accounting, Business and Finance Research*, 3(1): 36-46.
- Investing (2021) <https://www.investing.com/currencies/usd-cny-historical-data>, (19.05.2021).

- Li, A.H.F. (2017) “China Facing the Trump Presidency Opportunities for Global Power Projection?”, *China Perspectives*, 2: 69-73.
- Liu, Y., Shi, X. and Laurenceson, J. (2018) “Are China’s Exports Crowding Out or Being Crowded Out? Evidence from Japan’s Imports”, *China & World Economy*, 26(4): 1-23.
- Mishra, P.K. (2011) “The Dynamics of Relationship between Exports and Economic Growth in India”, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(2): 53-70.
- Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1996) “Foundations of International Macroeconomics”, MIT Press, Cambridge, Mass.
- OECD (2021) <https://stats.oecd.org/#>, (19.05.2021).
- Ongan, S. and Gocer, I. (2020) “The US-China Trade War with Increasing Trade Policy Uncertainty”, *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade*, 13(2): 87-94.
- Perron, P. and Zhu, X. (2005) “Structural Breaks with Deterministic and Stochastic Trends” *Journal of Econometrics*, 129(1-2): 65-119
- Pesaran, H.M. and Shin, R.Y. (1998) “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, *Econometrics and Economic Theory in the 20st Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*.
- Pesaran, H.M., Shin, R.Y. and Smith, R.J. (2001) “Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289 - 326.
- Quintos, C.E. (1995) “Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 409–417.
- Reuters (2010) <https://www.reuters.com/article/us-g20-outcomes-idUSTRE6AB1G920101112>, (20.05.2021).
- Stiglitz, J.E. (1999) “Beggars-Themselves versus Beggar-Thy-Neighbor Policies: The Dangers of Intellectual Incoherence in Addressing the Global Financial Crisis”, *Southern Economic Journal*, 66(1): 1-38.
- The Guardian (2021) <https://www.theguardian.com/business/2021/mar/21/global-shortage-in-computer-chips-reaches-crisis-point>, (29.05.2021).
- The Washington Post (2016) <https://www.washingtonpost.com /graphics/politics/trump-promise-tracker/>, (20. 05.2021).
- Thilmany, D., MvKenney, N., Mushinski, D. and Weiler, S. (2005) “Beggars-Thy-Neighbor Economic Development: A Note on The Effect of Geographic Interdependencies in Rural Retail Markets”, *The Annals of Regional Science*, 39(3): 593-605.

- Toda, H. Y. and P. C. B. Phillips (1994) “Vector Auto Regressions And Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study”, *Econometric Reviews*, 13(2): 259-285.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995). *Statistical Inferences in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Processes*. *Journal of Econometrics*, 66(1-2): 225-250.
- Woetzel, J., Seong, J., Leung, N., Ngai, J., Manyika, J., Madgavkar, A., Lund, S. and Mironenko, A. (2019) “China and The World: Inside the Dynamics of a Changing Relationship”, McKinsey Global Institute, San Francisco.
- World Bank (2021) <https://data.worldbank.org/indicator>, (12.05.2021).
- Zhang, D., Lei, L., Ji, Q. and Kutan, A. (2019) “Economic Policy Uncertainty in the US and China and Their Impact on the Global Markets”, *Economic Modelling*, 79: 47-56.
- Zivot, E. and D. Andrews, (1992) “Further Evidence of Great Crash, The Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.
- Zreik, M. (2020) “The Dimensions of the US-China Trade War”, *Open Political Science*, 3: 47–55.

EKLER

Ek 1. ARDL Modellerine Ait Cusum Grafikleri



Ek 2. Optimal Lag Seçimi İşlemleri

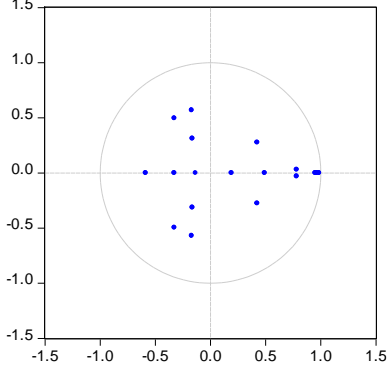
Tablo Ek 2.a. Lag Seçim Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-639.39	NA	7.49e-06	5.22	5.311	5.26
1	714.75	2631.54	1.74e-10	-5.44	-4.85*	-5.20
2	798.12	157.96	1.18e-10	-5.83	-4.72	-5.38*
3	837.74	73.13	1.15e-10*	-5.86*	-4.24	-5.20
4	870.99	59.77	1.18e-10	-5.83	-3.70	-4.97

FPE ve AIC'ye göre optimal lag 3'tür. VAR(3) modelinin istikrarlılığı aşağıdaki grafikte görülebilir.

Grafik Ek 2 -a. Ters Karakteristik

Polinoma Kökler Grafiği



Tablo Ek 2 -b: Otokorelasyon Testi Sonuçları

Lag	LRE* stat	df	Olasılık	Rao F-ist.	sd	Olasılık
1	49.64035	36	0.1647	1.389722	(36, 977.6)	0.1648
2	54.30277	36	0.1257	1.523848	(36, 977.6)	0.1258
3	49.51453	36	0.1662	1.386111	(36, 977.6)	0.1663

Tablo Ek 2 -c. Değişen Varyans Testi Sonuçları

Chi-sq	sd	Olasılık
1041.292	756	0.2306

Bu tablolardaki olasılık değerleri 0.05'ten büyük olması, VAR(3) modelinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığını göstermektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Teşekkür: -

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The author has no conflict of interest to declare.

Grant Support: The author declared that this study has received no financial support.

Acknowledgement: -