

Satınalma Gücü Paritesinin Sektörel Düzeyde Sınanması: Türkiye Değerlendirmesi¹

Ahmet Bilal KURTOĞLU (<https://orcid.org/0009-0002-7941-9308>), Central Bank of the Republic of Türkiye, Türkiye; ahmetbilal.kurtoglu@tcmb.gov.tr

Mete Han YAĞMUR (<https://orcid.org/0000-0002-7630-6335>), İstanbul Technical University, Türkiye; myagmur@itu.edu.tr

Testing the Validity of Purchasing Power Parity at the Sectoral Level: The Case of Türkiye²

Abstract

Because the purchasing power parity (PPP) hypothesis is a key element of equilibrium exchange rate models, many scholars have examined its validity. While factors such as the tradability of goods and varying tax rates on products are expected to influence the validity of the PPP, few studies have examined it at the sectoral level. In this research, the validity of the PPP hypothesis is tested sector-by-sector by analysing real effective exchange rates for 23 manufacturing sectors in Türkiye. Using standard unit root tests, the validity of PPP is confirmed in 11 of the 23 sectors. Evidence supporting the stationarity of the exchange rate increases when nonlinearity is taken into account; the PPP hypothesis is supported for all sectors except tobacco products and clothing.

Keywords : Purchasing Power Parity, Real Exchange Rates, Unit Root Tests, Sectoral Analysis.

JEL Classification Codes : F20, F31, F41.

Öz

Satın alma gücü paritesi (SAGP) hipotezi, denge döviz kuru modellerinin önemli bir bileşeni olduğundan, geçerliliği birçok çalışmanın konusu olmuştur. Malların ticarete konu olması ve ürün bazında uygulanan vergi oranı gibi unsurların SAGP'nin geçerliliğine etki etmesi beklenirken, SAGP hipotezinin sektörel bazda geçerliliğiyle ilgili sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmada, SAGP hipotezinin geçerliliği Türkiye'de 23 imalat sanayi sektörü için reel efektif döviz kurları elde edilerek sektörel bazda sınanmıştır. Doğrusal birim kök testleri uygulandığında, 23 sektörün 11'i için döviz kurunda birim kökün varlığı reddedilmiş; bu sektörler için SAGP'nin geçerliliği yönünde kanıt elde edilmiştir. Doğrusal olmama durumunu dikkate alan birim kök testleri kullanıldığında, daha fazla sektör için döviz kurunun durağan olduğu gözlemlenmiş; bütün ürünleri ve giyim eşyası dışındaki tüm sektörlerde SAGP hipotezinin geçerli olduğuna dair ampirik kanıtlar elde edilmiştir.

Anahtar Sözcükler : Satınalma Gücü Paritesi, Reel Döviz Kuru, Birim Kök Testleri, Sektörel Analiz.

¹ Bu çalışmada yer alan görüşler yazarlara ait olup, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın görüşlerini yansıtmamaktadır.

² The views expressed in this study belong solely to the author(s) and do not necessarily reflect the official views of the Central Bank of the Republic of Türkiye.

1. Giriş

Nominal döviz kuru, ülke para birimlerinin piyasadaki değişim oranını gösterirken; reel döviz kuru, para birimlerinin alım gücünü ifade eder. Ülkelerin uluslararası ticaretteki rekabet gücünün önemli bir belirleyicisi olduğundan, reel döviz kuru seviyesi, politika yapımcılar ve piyasa aktörlerinin yakından takip ettiği bir değişkendir. Bu önemden dolayı, reel döviz kurunun denge seviyesinin tespiti ile ilgili farklı modeller geliştirilmiştir. 1960’lı yılların başında Marcus Fleming (1962) ve Robert Mundell (1960, 1961, 1963) bir dizi makalede, birbirlerinden bağımsız olarak, açık ekonomi Keynesyen makroekonomik modele sermaye akışlarını dahil ederek bir denge döviz kuru modeli oluşturmuşlardır (Boughton, 2002). Mundell-Fleming modelinde denge döviz kuru, ödemeler dengesinin dengede olduğu ve döviz arz ve talebinin birbirine eşit olduğu noktada oluşmaktadır. Para arzı ve talebi dengesine göre, denge döviz kurunu belirleyen öncelikli unsur para piyasaları dengesidir. Clements ve Frenkel (1980) parasalcı modelin temel özelliğinin, iki para biriminin nispi fiyatı olan denge döviz kurunun, iki ülke para birimine yönelik nispi arz ve talep tarafından belirleneceğini belirtmektedir. Bir diğer yaklaşım, döviz kuru ve faiz oranı ilişkisini inceleyen faiz paritesi yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre denge döviz kuru, ülkelerin faiz oranı farkı, spot döviz kurları ve beklentiler göz önünde bulundurularak elde edilmektedir (Frankel, 1979).

Farklı para birimlerinin satın alma güçlerini eşitleyen satın alma gücü paritesi (eşitliği) (SAGP) hipotezi, döviz kuru seviyesiyle ilgili parasalcı yaklaşımın ve faiz paritesi yaklaşımının önemli bir bileşenini oluşturmaktadır. SAGP hipotezi, ticari engellerin ve nakliye maliyetlerinin olmadığı varsayımı altında, benzer malların farklı piyasalarda aynı fiyattan alışverişe konu olacağını söyleyen tek fiyat yasası (TFY) teorisinden yola çıkarak geliştirilmiştir (Alptekin, 2016). SAGP hipotezi, TFY’nin fiyatların geneline uyarlanmış halidir. SAGP’nin geçerli olduğu durumda, ülkeler arasında fiyat düzeyinde meydana gelen değişimler, nominal döviz kurunda meydana gelecek değişimler tarafından dengelenecektir. Böylece, SAGP’nin geçerli olduğu durumda, reel döviz kuru sabit bir ortalama etrafında dalgalanacaktır. Bu itibarla, SAGP’nin geçerliliği reel döviz kuruna ait birim kök testleriyle belirlenmektedir. Reel döviz kurunun birim kök içermemesi (veya durağan olması), uzun vadede ortalama değerine döneceği anlamı taşıdığından, SAGP’nin geçerli olduğunu gösterir. Bu konuda yapılan ampirik çalışmalar, teoriyle uyumlu bir şekilde, SAGP’nin genellikle uzun dönemde geçerli olduğunu ortaya koymaktadır (Sollis, 2005; Alba & Park, 2005; Narayan & Narayan 2007; Uğur & Alper, 2023).

İlk defa Cassel (1918) tarafından sistematik bir şekilde incelenen SAGP, 1973 yılında Bretton Woods sisteminin çöküşünü izleyen süreçte iktisatçılar, merkez bankaları ve politika yapımcılar için önemli bir araştırma konusu olmuştur. SAGP hipotezi, denge döviz kuru başta olmak üzere birçok açık ekonomi modelinin temelini oluşturduğu için geçerliliği büyük önem arz etmektedir (Sarno & Taylor, 2002). İşlem maliyetleri, tam rekabet koşullarının mevcut olmaması, vergi, teşvik ve ticaret engelleri gibi unsurlar nedeniyle SAGP hipotezi kısa vadede geçerli olmayabiliyorsa da, arbitrajın ortadan kalkmasıyla uzun dönemde geçerli olması beklenir. Yapılan ampirik çalışmalar da SAGP hipotezinin genellikle uzun dönemde

geçerli olduğunu ortaya koymakla birlikte, döviz kuru rejimi, enflasyon politikası veya gümrük uygulamaları gibi alanlarda gerçekleşen yapısal değişiklikler SAGP hipotezinin geçerliliğini etkileyebilmektedir.

SAGP'nin üzerine kurulduğu TFY ve bu konuda yapılan çalışmalar, bu hipotezin geçerliliğinin söz konusu malların ticarete konu olan miktarı ve ürünlere uygulanan vergi oranlarındaki farklılıklar gibi sektöre özel değişkenlere bağlı olduğunu işaret etmektedir. Dolayısıyla, sektörel bazda yapılacak analizlerin SAGP'nin geçerliliğinin anlaşılmasına katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir. Ne var ki mevcut literatür ülke düzeyindeki reel döviz kurlarına odaklanmaktadır; sadece birkaç çalışma (Chen, 2004; Lee & Yi, 2005) sektörel reel kur dinamiklerini incelemiştir. Bu çalışma, söz konusu boşluğu doldurmayı amaçlayarak Türkiye'de sektörel düzeyde SAGP'nin geçerliliğini test etmektedir. Bu amaçla öncelikle, 2000:01-2022:12 dönemini kapsayacak şekilde NACE Rev. 2. sınıflandırmasına göre 23 imalat sanayi sektörü için sektörel seviyede reel efektif döviz kurları elde edilmiştir. Ardından, döviz kurunun durağanlığı ve dolayısıyla SAGP'nin geçerliliği, literatürdeki çalışmalara uygun olarak, doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri ile incelenmiştir.

Makalenin geri kalanı şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde, SAGP'nin geçerliliğine yönelik literatürde yer alan ampirik çalışmalar incelenmiştir. Bu kapsamda, doğrusal olmayan birim kök testlerine neden ihtiyaç duyulduğu açıklanmakta ve çalışmalardaki ampirik bulgular paylaşılmaktadır. Üçüncü bölümde, imalat sanayi sektörü için sektörel düzeyde hesaplanan reel efektif döviz kurundan (real effective exchange rate, REER) oluşan veri seti tanıtılmakta, SAGP hipotezinin geçerliliğini sınamak için kullanılan ekonometrik yöntemlerden bahsedilmektedir. Dördüncü bölümde, 2000:01-2022:12 dönemi için SAGP hipotezi sektörel düzeyde birim kök testleriyle incelenmekte ve model sonuçları sunulmaktadır. Sonuç bölümünde ise çalışmadan elde edilen sonuçlar değerlendirilmekte, bu alanda ileride yapılabilecek çalışmalar için önerilere yer verilmektedir.

2. Literatür

Döviz kurunun yapısına ve denge döviz kuruna ilişkin yaklaşımlar, enflasyon, faiz oranı, büyüme ve portföy akımı gibi bir dizi makroekonomik değişken arasındaki ilişkinin açıklanmasında önemli bir yer tutmaktadır. Özellikle, ithal ara ve nihai malların fiyat seviyeleri üzerindeki etkisinden dolayı, döviz kurlarında belirgin sapmaların meydana gelmesi üreticiler ve tüketiciler açısından maliyetli olabilmektedir. Dolayısıyla, döviz kurlarının kısa ve uzun dönemdeki hareketlerini ve denge döviz kurunu inceleyen çalışmalar uluslararası iktisat literatüründe geniş bir yer tutmaktadır.

SAGP'nin denge döviz kuru seviyesinin belirlenmesinde ve uluslararası karşılaştırmalarda önemli rol oynaması bu hipotezin geçerliliğinin test edilmesini yaygın hale getirmiştir. Ekonomi politikalarında gerçekleşen değişiklikler ve yapısal kırılmalar SAGP'nin geçerliliğini etkiledikçe ekonometri alanında geliştirilen yeni teknikler, SAGP'nin geçerliliğinin test edilmesinde uygulanmıştır (Elliott & Pesavento, 2006).

SAGP'nin test edilmesinde genişletilmiş (augmented) Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) ve Phillips Perron (PP) birim kök testleri gibi geleneksel birim kök testlerini kullanan birçok çalışma vardır. Örneğin, Demir ve Kıymaz (1999) SAGP hipotezini 1969-1996 döneminde Türkiye ile en yüksek dış ticaret hacmine sahip olan Almanya, Fransa, ABD, İtalya ve İngiltere için ADF ve PP birim kök testleri ile eşbütünleşme testi çerçevesinde test etmiştir. Geleneksel birim kök testi sonuçları, çalışmada kullanılan döviz kuru ve fiyat rasyolarının düzeyde durağan olmadıklarını; birinci farklarının ise durağan olduğunu göstermiştir. Bir sonraki adımda, serilere eşbütünleşme testi yapılmış ve test sonuçları SAGP hipotezinin Türkiye ile Almanya ve Fransa arasında geçerli olduğunu, İtalya, İngiltere ve ABD arasında geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Analiz, 1980-Ocak öncesi ve sonrası olarak iki alt döneme ayrılarak yapıldığında, sonuçlar SAGP hipotezinin bu alt dönemlerde geçerli olmadığını göstermiştir. Sonuç olarak elde edilen bulgular, SAGP hipotezinin Türkiye ve adı geçen ülkeler için kısa dönemde geçerlilik taşımadığını gösterirken, uzun dönem için geçerli olduğunu gösteren çalışmalarla örtüşmektedir.

Benzer şekilde Kalyoncu (2009), SAGP hipotezinin Türkiye için geçerliliğini, 1980-2005 döneminde tüketici fiyat endeksi bazlı reel kur verilerini kullanarak, Fransa, Almanya, Japonya, Hollanda, İngiltere ve Amerika Birleşik Devletleri'ni baz ülke olarak sınamıştır. Araştırma sonucunda ADF ve PP birim kök testi kullanılarak baz ülke olarak İngiltere hariç tüm durumlarda reel döviz kuru serilerinin birim kök içerdiği; KPSS testi kullanıldığında ise reel döviz kurunun durağan olduğu ve uzun dönemde SAGP'yi desteklediği görülmüştür. Dolayısıyla yazar, Türkiye'de SAGP'nin baz ülke seçimine duyarlı olduğu ve birim kök testi türünden etkilenebileceği sonucuna varmıştır.

Geleneksel birim kök testleri literatürde yaygın olarak kullanılsa da gecikme uzunluğundaki artışların boyut bozulmalarına neden olduğu ve bu durumun geleneksel birim kök testlerinde güç kaybı oluşturduğu belirtilmiştir (Stock, 1994). Bu sorunu çözmek için birçok araştırmacı, yalnızca testlerin gücünde önemli bir artış sağlamakla kalmayan aynı zamanda SAGP'nin uzun vadede geçerli olduğu görüşüyle tutarlı olarak çalışmalarında uzun dönemli veriler kullanmıştır (Lothian & Taylor, 1996; Cuddington & Liang, 2000). Bununla birlikte, verilerin dönem sayısındaki artış, döviz kurlarında yapısal kırılmalar ve doğrusallıktan sapma gibi yeni problemler getirmiştir. Nitekim, daha uzun vadede döviz kurları, rejim değişiklikleri, beklenmeyen şoklar ve enflasyon politikasındaki değişimler nedeniyle yapısal kırılmalara maruz kalabilmektedir (Hegwood & Papell, 1998). Ayrıca, fiyatlardaki katılık, işlem maliyetleri, gümrük vergileri, gümrük dışı diğer engeller ve asimetrik bilgi gibi piyasa bozuluklukları durumunda, döviz kurları doğrusal olmayan davranışlar gösterebilmektedir (Taylor & Taylor, 2002; Sercu et al., 1995). Perron (1989) durağan süreçteki bir yapısal kırılmanın göz ardı edilmesi durumunda, ADF testinin birim kök varlığının reddedilmemesine doğru eğilim gösterdiği bulgusuna ulaşmaktadır. Dolayısıyla, birim kök tespit sürecinde yapısal bir kırılmanın ve doğrusal olmama durumunun göz ardı edilmesi, geleneksel birim kök testlerinin hatalı bir sonuca ulaşabileceğini göstermektedir (Harvey et al., 2010; Taylor et al., 2001).

Bu zorlukları aşmak için, birçok çalışma SAGP'nin geçerliliğini yapısal kırılmalı ve doğrusal olmayan birim kök testleriyle sınamıştır. Bu bağlamda, Papell (2002), 1973 yılı sonrasında SAGP'nin geçerliliğini kuvvetli bir şekilde ortaya koyan çalışmaların olmamasının sebebinin, 1980'li yıllarda ABD dolarında gerçekleşen sert değerlenmeler ve değer kayıplarının olduğunu öne sürmüştür. Yazar bu zorluğu aşmak için, dolarda yaşanan sert değerlenme ve değer kayıp dönemlerini kukla değişken kullanarak trend kırılmaları olarak belirledikten sonra, ABD dolarının durağanlığını panel birim kök testi kullanarak 20 sanayileşmiş ülke para birimine karşı test etmiştir. Sonuçlar, SAGP'nin özellikle ABD dolarındaki dalgalanmaları takip eden para birimine sahip Avrupa ülkelerinde geçerli olduğunu gösterirken, tüm ülkeler için geçerli olmadığını ortaya koymuştur.

Sollis (2005), Papell (2002)'nin trend kırılmalı modellerle yaptığı SAGP'nin geçerliliği sınamasını, aynı 20 ülke için tek değişkenli yumuşak geçiş modeli (STR, smooth transition regression) kullanarak yapmıştır. 1973Ç1-1998Ç4 dönemini analiz ettiği çalışmada yazar, 1980'lerde dolarda gerçekleşen değer kaybı ve değer kazancı dönemlerini yumuşak geçişli durağan süreçler olarak tahmin etmiştir. İncelenen bazı ülke para birimlerinde, kurda değer kazancı öncesinde veya değer kaybı sonrasında negatif deterministik trend tespit edilmiş ve bu durum, kurda dolara karşı uzun dönemli reel değer kaybına sebep olmuştur. Dolayısıyla, SAGP incelenen tüm ülke para birimleri için geçerli olmasa da sonuçlar 11 ülke için ABD ile uzun vadeli SAGP'nin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Koçak ve Özbek (2020), Türkiye'de 1994-2019 dönemine ait aylık reel döviz kuru verileriyle SAGP hipotezinin geçerliliği sınamıştır. Geleneksel birim kök testleri kullanılarak elde edilen sonuçlar SAGP hipotezinin geçersiz olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer yandan, yapısal kırılmaya izin veren test bulguları SAGP hipotezinin geçerliliğini ortaya koymuştur. Yapısal kırılmaları dikkate almanın sonucunda hipotezin geçerli olması, Türkiye'de reel döviz kuru serisine gelen şokların geçici olduğunu göstermiştir. Reel döviz kurunun durağan olması, bir başka deyişle istikrarlı bir şekilde uzun dönem denge değeri etrafında dalgalanması, özellikle enflasyon hedeflemesi yapan merkez bankalarına, para politikası uygulamalarında destek olacağı değerlendirilmiştir.

Yardımcı (2024), SAGP hipotezinin geçerliliğini Türkiye için yapısal kırılmaları ve doğrusal olmama durumunu dikkate alarak incelemiştir. Çalışmanın bulguları, 2013-2023 döneminde geleneksel birim kök testleri ile yapısal kırılmaları hesaba katan testlerin reel döviz kurunun birim kök içerdiğini, buna karşılık doğrusal olmayan modellerin ise reel döviz kurunun durağan olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonucun, Türkiye'de reel efektif döviz kurunun doğrusal olmadığına yönelik görüşleri desteklediği değerlendirilmiştir.

Türkiye ile beş ana dış ticaret partneri (Avrupa Birliği, ABD, İngiltere, Çin ve Rusya) arasındaki SAGP hipotezinin geçerliliğini doğrusal olmayan birim kök testleri ile sınanan Karademir ve Ceylan (2025), incelediği 2010-2024 döneminde SAGP hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Çalışmada, analiz döneminde SAGP hipotezinin geçerli olmasının, Türkiye'de son yıllarda tecrübe edilen fiyat artışlarının döviz kurlarında aşırı

değerlenmeye neden olmadığı ve ülkeler arası rekabet koşullarını döviz kurları üzerinden bozmadığı öne sürülmüştür.

Alba ve Park (2005), Türk lirası ve Alman markı arasında SAGP’nin geçerli olup olmama durumunu, Ocak 1973 ve Ekim 2004 dönemini kapsayan ve doğrusal dışılığı ve durağan dışılığı dikkate alan Caner ve Hansen (2001) tarafından geliştirilen eşik otoregresif (TAR, threshold autoregressive) model kullanarak birim kök varlığını sınamıştır. Yazarlar, incelenen dönemin iki rejimden oluştuğunu ortaya koymuştur. Bunlardan eşik rejimde reel döviz kurunun durağan olduğu, diğer rejimde ise reel döviz kurunun birim kök barındırdığı bulgusuna ulaşılmıştır. Reel döviz kurunun durağan bulunduğu rejimin iki alt döneme ayrıldığı; bunlardan ilkinin yüksek enflasyon ve kurda sert değer kayıpları barındırarak makroekonomik istikrarsızlığa işaret ettiği öne sürülmüştür. Reel döviz kurunun durağan olduğu rejimdeki diğer dönemde ise enflasyonun görece düşük olduğu ve nominal döviz kurunun istikrarlı seyrettiği belirtilmiştir. Yazarlar, SAGP’nin geçerli bulunduğu ikinci dönemde görülen makroekonomik istikrarın Türkiye’nin AB adaylığı sürecine olumlu katkı sağlayacak bir unsur olduğunu değerlendirmiştir.

Narayan ve Narayan (2007) eşik otoregresif model kullanarak, 6 ticaret ortağına karşı İtalya’nın döviz kurunun durağanlığını test etmişlerdir. Sonuçlar, döviz kurunun doğrusal olmayan bir süreç izlediğini ve birim kök içermediğini ortaya koyarak SAGP’nin geçerliliğini desteklemiştir. Uğur ve Alper (2023) 1994-2021 yılları arasında 38 OECD ülkesi için doğrusal olmama durumunu ve yapısal kırılmaları da dikkate alarak SAGP hipotezini test etmiştir. Sonuçlar, 22 OECD ülkesi için SAGP hipotezinin geçerli olduğunu, diğer ülkeler içinse döviz kuru şoklarının kalıcı olduğunu göstermiştir.

Papell ve Prodan (2020) birim kök ve eşbütünleşme testleri yerine, nominal döviz kuru değer kaybı ile enflasyon farklılaşması arasındaki uzun dönemli ortak değişkenliği (covariability) test etmenin SAGP’nin geçerliliğini sınamada daha sezgisel ve etkili olabileceğini savunmuşlardır. Bu amaçla yazarlar, 1873-2013 yılları arasında, 16 ülkenin ABD’ye karşı tüketici fiyat endeksi ve döviz kuru farklılaşmasının ortak değişkenliğini test etmişlerdir. Sonuçlar, 16 ülkeden dokuzu için SAGP’nin geçerliliğini reddedememiş ve geçerliliğin yüksek enflasyon/yüksek döviz kuru değer kaybı olan ülkelerde daha yüksek olduğunu ortaya koymuştur.

Literatürde, SAGP’nin geçerliliğinin sınanması üzerine yoğunlaşan çalışmalarda genellikle reel kurun durağanlığına yönelik analizler bulunurken, sektörel bazda reel kurun durağanlığının sınındığı kısıtlı sayıda araştırma mevcuttur. Chen (2004), panel birim kök testi kullanarak, 1981:01-1997:12 dönemini kapsayan verilerle 6 AB ülkesinde SAGP hipotezini sektörel düzeyde incelemiştir. Ülkeler ve sektörler arasında fiyatların davranışını açıklamada önemli farklılıklar olup olmadığını inceleyen çalışmada SAGP’nin, nominal döviz kuru oynaklığı, pazarların coğrafi bölümlenmesi, tarife dışı engeller, endüstriyel yoğunlaşma, dikey farklılaşma ve ürünlerin ticarete elverişliliğine bağlı olarak, belli başlı ülkeler ve sektörlerde geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Nominal döviz kurunun sektörlerin rekabetçiliği üzerindeki etkisinin önemini vurgulayan Lee ve Yi (2005), Güney

Kore için reel efektif döviz kurunu sektörel seviyede hesaplamıştır. Yazarlar, nominal döviz kurundaki değişikliklerin REER üzerindeki etkisinin her sektörde farklılık gösterdiğini ve REER'in ihracat hacmi üzerindeki etkilerinin sektörlere göre değiştiğini ortaya koymuştur.

Sektörel REER, rekabet dinamiklerinin izlenmesi açısından da önem taşımaktadır. Sektörel reel efektif döviz kurlarının seyri, imalat sanayinde faaliyet gösteren alt sektörlerle ilişkin rekabet dinamiklerinin tespit edilmesi ve bu çerçevede uygun politika adımlarının belirlenmesi konusunda bilgi içerici niteliktedir. Ürünlerin ticarete konu olması ve uygulanan farklı vergi oranları gibi sektörel düzeydeki özellikler SAGP'nin geçerliliğini etkilemektedir. Döviz kurlarının ihracat üzerindeki etkileri de değerlendirildiğinde, SAGP'nin sektörel seviyede çalışılması önem arz etmektedir. Buna karşın bu alanda yapılan çok az çalışma olması, SAGP'nin sektörel seviyede geçerliliğini inceleyen bu çalışmanın literatüre önemli bir katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

3. Veri ve Metodoloji

Yukarıda da belirtildiği gibi, bu çalışma sektörel düzeyde SAGP'nin geçerliliğini sınamayı amaçlamaktadır. Bu sebeple öncelikle sektörel düzeyde REER'nin hesaplanması gerekmektedir. Sektörler, Avrupa Topluluğu ekonomik faaliyetlerinin istatistiki sınıflandırması olan NACE Rev. 2'ye göre seçilmiş ve 23 imalat sanayi sektörü belirlenmiştir. Reel efektif kur hesaplamasında, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının (TCMB) kullandığı aşağıdaki formül kullanılmıştır:

$$REER = \prod_{j=1}^N \left(\frac{P_{TUR}}{P_j * E_{j,TUR}} \right)^{w_j} \quad (1)$$

Denklemden yer alan w_j , j ülkesinin Türkiye'nin reel efektif kur endeksindeki ağırlığını, P_{TUR} Türkiye'nin fiyat endeksini, P_j , j ülkesinin fiyat endeksini, $E_{j,TUR}$, j ülkesinin parasının TL cinsinden kur değerini ve N ülke sayısını göstermektedir. Denklemden REER'deki artış, TL'nin reel olarak değer kazandığına ve Türk mallarının yabancı mallar cinsinden fiyatının arttığına işaret etmektedir. REER hesaplamalarında, 2000:01-2022:12 dönemi aylık verileri kullanılmıştır.

Sektörel reel döviz kuru hesaplama yöntemi olarak Lee ve Yi (2005) tarafından kullanılan geometrik hesaplama yöntemi benimsenmiştir. Her bir sektör için dış ticaret ağırlıklı reel döviz kuru denklemi aşağıda verilmiştir:

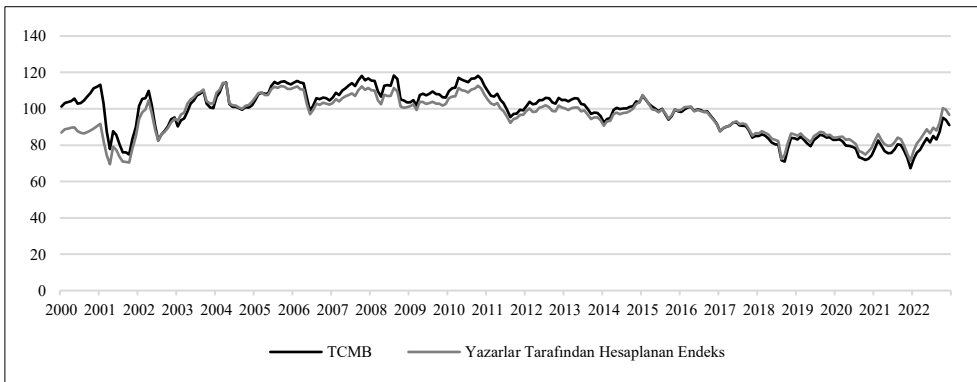
$$REER_{t,s} = \prod_{j=1}^N \left(\frac{P_{t,s}}{P_{t,s}^j * E_{t,j}} \right)^{w_j} \quad (2)$$

Denklemden, $REER_{t,s}$, t anında s sektöründeki REER'yi; N , ele alınan ülke sayısını göstermektedir. Tüketici fiyat endekslerinin genellikle ticarete konu olmayan mal bileşenlerini içermesi nedeniyle, Chen (2004) tarafından yapılan çalışmada olduğu gibi, bu çalışmada da SAGP hipotezinin test edilmesinde ticarete konu olan malların daha yüksek bir

oranını kapsayan üretici fiyat endeksleri kullanılmıştır. Dolayısıyla, $P_{t,s}$, t yılında Türkiye’de s sektöründeki yurt içi üretici fiyat seviyesi, $P_{t,s}^j$ ise j ülkesindeki s sektörünün t yılındaki yurt içi üretici fiyat seviyesidir. $E_{t,j}$ ise t yılında bir birim j ülkesi parası karşılığı TL miktarı şeklinde ifade edilen ikili döviz kurunu göstermektedir. Ayrıca, w_j , j ülkesinin 2021 yılındaki dış ticaret hacminin, ele alınan ülkelerle yapılan toplam dış ticaret hacmine oranını belirtmektedir. Ülke ağırlıkları için yakın dönemi yansıtmaya amacıyla 2021 yılı tercih edilmiştir. Ülke ağırlıkları, ilgili ülkeyle gerçekleştirilen ihracat ve ithalat toplamının belirlenen 67 ülkeyle gerçekleştirilen ihracat ve ithalat toplamına oranlanmasıyla elde edilmiştir³. Sektörel reel kurlar hesaplanırken, 2015 yılı baz yılı olarak endekslenmiştir.

Türkiye’ye ait sektörel üretici fiyatları Türkiye İstatistik Kurumu’ndan (TÜİK) alınmıştır. Sektörel yurt dışı üretici fiyatları için, Avrupa’daki 32 ülkenin fiyatları Avrupa İstatistik Ofisi’nden (European Statistical Office, EUROSTAT) alınmıştır. Çin’in sektörel üretici fiyatı verileri National Bureau of Statistics of China’dan, Rusya’nın verileri Rus Federal Devlet İstatistik Servisi’nden (Rosstat), ABD’nin verileri Federal Reserve Economic Data’dan (FRED), İngiltere’nin verileri ise Office for National Statistics’ten (ONS) alınmıştır. Söz konusu 36 ülkenin örneklem içindeki payı %75’i bulmaktadır. Çin ve ABD’nin verileri NACE Rev. 2’ye uygun hale getirilmiştir. Geriye kalan ülkelerin sektörel üretici fiyatları olmadığı için tüm sektörler için üretici fiyatları, yoksa tüketici fiyatları kullanılmıştır. Geçmiş dönemlere ait eksik veriler, bir üst grubun değişimiyle oluşturulmuştur. Nominal kurlar ise, BIS’ten aylık ortalama olarak alınmış olup çarpıraz kurlar kullanılarak ülke para birimlerinin TL karşılıkları bulunmuştur.

Şekil: 1
Yurt İçi Üfe Bazlı Reel Efektif Döviz Kurları



Kaynak: Yazarların hesaplamaları. TCMB, TÜİK, EUROSTAT, National Bureau of Statistics of China, Rosstat, Fred, ONS, Trading Economics, BIS verileri kullanılarak.

³ Söz konusu 67 ülkenin toplam ihracat ve ithalatımız içindeki payı 2021 yılı itibarıyla %83’tür.

Şekil 1’de 2015 yılı baz olmak üzere yurt içi ÜFE bazlı TCMB tarafından hazırlanan REER ile bu çalışma için hazırlanan REER değerleri birlikte verilmiştir. İki döviz kuru değerinin birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Küçük sapmalar, ülke sayısı, ülke ağırlıklarının tespitindeki yıl ve eksik verilerin tamamlanmasında izlenen yöntemsel farklılıklarından kaynaklanmaktadır. 2015 yılı baz yılı olarak hesaplanan ÜFE bazlı sektörel düzeydeki reel efektif döviz kuru endeksleri Ek 2’de gösterilmektedir.

3.1. Ekonometrik Yöntem

SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığına ilişkin birçok çalışmada genellikle birim kök testleri, panel veride birim kök testleri ve eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Bu çalışmada, bir dizi birim kök testi üzerinde durulmaktadır. Birim kök testleri reel döviz kuru serisinin durağan olduğunu gösterirse SAGP’nin geçerli olduğu, eğer reel döviz kuru serisi birim kök testi sonuçlarına göre durağan değilse SAGP’nin geçersiz olduğu sonucuna varılmaktadır.

Durağanlık, en temel haliyle serilerin zaman içerisinde sürekli artan veya sürekli azalan bir yapıya sahip olmamaları; ortalama bir değer etrafında salınmaları anlamına gelmektedir. Diğer bir ifadeyle, zaman serilerinde durağanlık, bir zaman serisinin, ortalama, varyans ve kovaryans gibi istatistiksel özelliklerinin zamana bağlı olarak değişmemesi şeklinde ifade edilebilmektedir (Gujarati & Porter, 2009).

Bu çalışmada, SAGP hipotezi geleneksel doğrusal birim kök testlerinin yanı sıra doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılarak test edilmektedir. Bu doğrultuda, geleneksel birim kök testi olarak ADF birim kök testi kullanılmıştır. ADF birim kök testinin uygulanmasının ardından doğrusal olmama durumunu dikkate alan Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından üstel yumuşak geçişli otoregresif (Exponential Smooth Transition Autoregressive Model, ESTAR) modeline dayalı olarak geliştirilen KSS ve Sollis (2009) tarafından geliştirilen asimetric üstel yumuşak geçişli otoregresif (Asymmetric Exponential Smooth Transition Autoregressive Model, AESTAR) modeli çerçevesinde formüle edilen birim kök testlerine başvurulmaktadır.

3.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testinin geçerliliği modeldeki hata terimine yönelik iki varsayımın geçerliliğine bağlıdır. Birinci varsayım, hata teriminde ardışık bağımlılığın olmaması, ikinci varsayım ise değişen varyans sorunun olmaması şeklinde tanımlanmaktadır. ADF testi, hata teriminde ardışık bağımlılık sorununu ortadan kaldırmak için bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini dikkate almaktadır. ADF testi, bir değişkene ait zaman serisinin gecikmeli değerlerini kullanarak otokorelasyonu ortadan kaldırmaktadır (Dickey & Fuller, 1979, 1981).

ADF testi aşağıda yer alan 3, 4 ve 5 numaralı denklemlerin tahmin edilmesi ile gerçekleştirilmektedir. Δ değişkenin birinci farkını, X_t teste konu olan değişkeni, ϕ sabit

terimi, k gecikme uzunluğunu, ω trend değişkenine ait katsayıyı ve ϵ_t ise bağımsız ve eşit dağılımlı hata terimini ifade etmektedir.

$$\Delta X_t = \sigma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = \varphi + \sigma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \varphi + \omega t + \sigma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

Modelin sıfır hipotezi " σ " katsayısının sıfıra eşit olmasıdır:

$$H_0: \sigma = 0; H_1: \sigma < 0$$

Buna göre, her üç modelde de $H_0: \sigma = 0$ boş hipotezinin reddedilmesi X_t değişkeninin durağan olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, $\sigma = 0$ eşitliğinin sınanmasında kullanılan kritik değerler üç modelde de birbirinden farklıdır. Bu kapsamda, $H_0: \sigma = 0$ hipotezini reddetmek için, t istatistiğinin mutlak değeri kritik değerden daha büyük olmalıdır. Denklem (3) sabitsiz-trendsiz, denklem (4) sabitli-trendsiz ve denklem (5) sabitli-trendli ADF testi olarak kullanılmaktadır.

ADF birim kök testi uygulamasında gecikme uzunluğu (k) seçimi kritik öneme sahiptir. Zira, ADF testlerinin gecikme uzunluğuna duyarlılığı oldukça fazladır (Perron, 1989). Gecikme uzunluğu belirlenirken, serbestlik derecesini de dikkate alacak şekilde, nispeten küçük ancak hata terimindeki otokorelasyonun varlığını dikkate alacak kadar da büyük olan tercih edilmelidir. Gecikme uzunluğu arttıkça, tahmin edilecek ilave parametre sayısını artırarak, serbestlik derecesini azaltmaktadır. Bu nedenle, gecikme sayısındaki artış sıfır hipotezini reddetmek için yapılacak testin gücünü azaltmaktadır. Gecikme uzunluğu olan k 'nin belirlenmesi amacıyla, Akaike (Akaike Information Criteria, AIC) ve Shwarz (Shwarz Information Criteria, SIC) gibi bilgi kriterleri kullanılabilir (Gujarati & Porter, 2009).

3.1.2. Kapetanios, Shin, Snell (2003) Birim Kök Testi (KSS)

Makroekonomik ve finansal verilerin veri üretme sürecinde yapısal kırılmalar ve zamana bağlı değişen oynaklık yapısı görülebilir. Bu durum, serilerin otoregresif ve ağırlıklı ortalamalar ile tanımlanmasını zorlaştırmakta ve rejimler arası farklılık meydana getirmektedir. Modellerin doğru tanımlanması için rejimler arası farklılıkların ve rejimler arası geçişin doğru tanımlanması gerekmektedir. Rejim kavramı ekonomik yapıdaki değişimleri ifade etmektedir. Ekonomik değişkenlerin ortalaması, varyansı ve otokorelasyonu gibi dinamik davranışları ekonomilerdeki rejimlere bağlı olmaktadır (Franses & Dijk, 2000). Örneğin, LeBaron (1992) hisse senedi getirilerinde otokorelasyonun, düşük oynaklık döneminde daha fazla, yüksek oynaklık döneminde ise daha düşük olduğunu göstermiştir. Burada, düşük ve yüksek oynaklık, rejim belirleme işlemi olarak tanımlanabilir. Krager ve Kugler (1993), özellikle yönetilen dalgalanmalı sistemlerde olduğu gibi, döviz kurlarının rejim değişikliği davranışı gösterebileceğini öne sürmektedir.

İlk olarak Tong ve Lim (1980) tarafından önerilen ve Tong (1990) tarafından kapsamlı bir şekilde tartışılan TAR modeli, t zamanında meydana gelen rejimin gözlemlenebilir bir değişken tarafından belirlenebileceğini varsayan bir modeldir. TAR modeli, rejimin λ olarak ifade edilen bir eşik değerine göre belirlendiğini varsaymaktadır. Caner ve Hansen (2001), TAR modeline dayanan iki rejimli bir birim kök testi öne sürmüştür. TAR modelinin yer aldığı daha önceki çalışmalardan farklı olarak, bu çalışmada durağanlık ve doğrusal olmama durumu eş zamanlı olarak sınanabilmektedir. Test sürecinde aşağıdaki model dikkate alınmıştır:

$$\Delta y_t = \theta'_1 x_{t-1} 1_{\{z_{t-1} < \lambda\}} + \theta'_2 x_{t-1} 1_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} + \epsilon_t \quad (6)$$

$t = 1, \dots, T$. Modelde yer alan, $x_{t-1} = (y_{t-1} r'_t \Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-k})'$, $1_{\{\cdot\}}$ gösterge fonksiyonunu ve ϵ_t hata terimini ifade etmektedir. $Z_t = y_t - y_{t-m}$ olarak tanımlanmakta ve $m \geq 1$ gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. r_t sabit terim ve doğrusal trendi içeren deterministik bileşenler vektörünü ifade etmektedir. λ ise eşik değerdir ve değeri bilinmemektedir. λ parametresinin değeri $[\lambda_1, \lambda_2]$ aralığında yer almaktadır. Modelde yer alan θ_1 ve θ_2 ,

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \beta_1 \\ p_1 \end{pmatrix}, \theta_2 = \begin{pmatrix} \mu_2 \\ \beta_2 \\ p_2 \end{pmatrix} \quad (7)$$

şeklinde. μ_1 ve μ_2 , y_{t-1} 'in eğim parametrelerini, β_1 ve β_2 , deterministik bileşenlerin eğim parametrelerini, p_1 ve p_2 ise $(y_{t-1} r'_t \Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-k})'$ e eğim parametrelerini ifade etmektedir.

Doğrusaldışı formda yer alan veri hareketlerinin farklılaşmasının kesikli bir şekilde değişim yerine, yumuşak geçişli olması ise yumuşak geçişli otoregresif (Smooth Transition Autoregressive, STAR) modeller ile açıklanabilmektedir. Kapetanios, Shin ve Snell (2003), zaman serilerinde birim kökün varlığına ilişkin temel hipotezi ESTAR modeli ile sınamıştır. Buna göre, testin temel hipotezi birim kökün varlığını, alternatif hipotezi ise doğrusal olmayan durağanlığı ifade etmektedir.

KSS birinci dereceden tek değişkenli (STAR(1)), denklem (8) ile gösterilmiştir:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} F(\theta; y_{t-d}) + \epsilon_t \quad (8)$$

Denklemden ϵ_t hata terimi sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve eşit dağılımlıdır ($\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$). β ve γ bilinmeyen parametrelerdir. γ geçiş parametresidir ve değeri iki rejim arasındaki geçiş hızı hakkında bilgi vermektedir. Geçiş fonksiyonu olarak $F(\cdot)$ üstel geçiş fonksiyonu denklem (9)'da tanımlanmıştır.

$$F(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2) \quad (9)$$

Denklemden $\theta \geq 0$ ve gecikme parametresi $d \geq 1$ varsayılmaktadır. 0 ve 1 sınırları içinde geçiş fonksiyonu $F(0) = 0$; $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} F(x) = 1$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Burada $c = 0$ varsayımı altında denklem aşağıdaki şekilde yazıldığında ESTAR modeli elde edilir:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \epsilon_t \quad (10)$$

Denklem yeniden parametrelendirildiğinde:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \epsilon_t \quad (11)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada, $\phi = \beta - 1$ 'dir. $\phi = 0$ ve $d = 1$ değerleri verildiğinde ESTAR modeli aşağıda gösterilmiştir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \epsilon_t \quad (12)$$

Test hipotezi doğrudan θ parametresine odaklanmaktadır ve θ pozitif ise ortalamaya dönme hızının belirleyicisi olacaktır. Öte yandan, γ parametresi sıfır hipotezi altında tanımlanmadığından, temel hipotezin doğrudan test edilmesi mümkün olmamaktadır. Bu sorunu aşmak için, ESTAR modeli, birinci dereceden Taylor serisi yaklaşımı ile dönüştürülür ise aşağıdaki yardımcı regresyon elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \epsilon_t \quad (13)$$

Denklem (17), hata terimlerinin otokorelasyon içermesi sorunun önüne geçmek için genişletilmiştir (Kapetanios et al., 2003):

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p p_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (14)$$

3.1.3. Sollis Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

KSS testinde ortalamaya dönüşün simetrik olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımda, pozitif ve negatif sapmaların aynı etkiye sahip olduğu anlamına gelmektedir. Diğer bir ifadeyle, ortalamaya dönen modellerde, ortalamaya dönüşün simetrik olması sebebiyle pozitif veya negatif dönüş etkileri ayırt edilememektedir. Birçok ampirik araştırma, doğrusal ve doğrusal olmayan ortalamaya dönen serileri simetrik olarak kabul ederek kısıtlamıştır. Ancak reel kurların, yerli ve yabancı politika yapıcılarının etkisiyle asimetrik davrandığı kabul edilebilir. Sollis, Laybourne ve Newbold (2002), ABD doları karşısında reel kurların asimetrik olarak ortalamaya döndüğünü gözlemlemiştir. Sollis (2009), bu varsayımı genişleterek simetrik ve asimetrik doğrusal olmayan ayarlamalara izin veren bir birim kök testi geliştirmiştir. Sollis (2009) tarafından geliştirilen asimetrik ESTAR (AESTAR) modeli hem üstel hem de lojistik fonksiyonu kullanmaktadır. KSS testinde olduğu gibi geçiş değişkeninin y_{t-1} olduğu varsayılarak AESTAR modeli aşağıda ifade edilmiştir.

$$\Delta y_t = G_t(y_1, y_{t-1}) \{S_t(y_2, y_{t-1}) \rho_1 + (1 - S_t(y_2, y_{t-1})) \rho_2\} y_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

$$G_t(y_1, y_{t-1}) = 1 - \exp(-\gamma_1 (y_{t-1}^2)) \quad \gamma_1 \geq 0 \quad (16)$$

$$S_t(y_2, y_{t-1}) = [1 + \exp(-\gamma_2 y_{t-1})]^{-1} \quad \gamma_2 \geq 0 \quad (17)$$

Burada, ϵ_t hata terimi, bağımsız ve eşit dağılımlıdır ($\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$). Denklem (16) üstel fonksiyonu, denklem (17) ise lojistik fonksiyonu göstermektedir. γ_1 ve γ_2 rejimler arası geçiş hızlarını belirleyen parametrelerdir. γ_2 modeldeki asimetrinin derecesini kontrol etmektedir. $\rho_1 \neq \rho_2$ eşitsizliği asimetrik yapıyı ifade etmektedir. $\rho_1 = \rho_2$ olması durumunda ise AESTAR modeli KSS'deki ESTAR modeline dönüşmektedir.

ESTAR modelinde olduğu gibi AESTAR modeli de yüksek dereceden dinamiklere izin vermek için aşağıdaki gibi genişletilebilmektedir.

$$\Delta y_t = G_t(\gamma_1, y_{t-1})\{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + (1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1}))\rho_2\}y_{t-1} + \sum_{i=1} \kappa_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (18)$$

Sollis (2009) testinde, birinci derece Taylor çözümü ile denklemin genişletilmiş versiyonu aşağıdır:

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1} \kappa_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (19)$$

Denklem (19), ham seri, ortalamadan arındırılmış seri ve trendden arındırılmış seri için kullanılabilir. Hata terimi normal dağılmaktadır. Test edilecek hipotez, $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ olarak gösterilmektedir. F istatistiği tablo değerlerini Sollis (2009) oluşturmuştur.

4. Ampirik Bulgular

Bu bölümde yukarıda bahsedilen ekonometrik çerçeve kapsamında sırasıyla değişkenlere uygulanan ADF, KSS ve Sollis birim kök testlerine dair sonuçlar sunulmaktadır⁴. Analizlerde serilerin logaritmik değerleri kullanılmıştır.

4.1. SAGP'nin Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi ile Sınanması

Ampirik analizde öncelikle, geleneksel birim kök testlerinden olan ve doğrusal olmama durumunu dikkate almayan ADF birim kök testi ile sektörel reel döviz kurunun sabitli ve sabit trendli olmak üzere durağan olma durumu sınanmıştır. Belirtilen analize ait sonuçlar Tablo 1'de yer almaktadır.

⁴ ADF testine ilişkin sunulan sonuçlar EViews 11 kullanılarak elde edilmiştir. KSS ve Sollis testine ilişkin sonuçlar Excel programı kullanılarak elde edilmiştir.

Tablo: 1
ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Sektörler	ADF Test İstatistikleri	
	Sabit	Sabit ve Trend
Gıda Ürünleri	-3.14 (1)**	-3.22 (1)*
İçecekler	-2.01 (2)	-2.29 (2)
Tütün Ürünleri	-1.53 (0)	-2.9 (0)
Tekstil Ürünleri	-3.65 (1)***	-3.75 (1)**
Giyim Eşyası	-0.28 (1)	-1.7 (0)
Deri ve İlgili Ürünler	-0.55 (3)	-2.68 (1)
Ağaç ve Mantar Ürünleri (mobilya hariç)	-2.07 (2)	-4.73 (1)***
Kâğıt ve Kâğıt Ürünleri	-3.53 (2)***	-3.8 (2)**
Basım ve Kayıt Hizmetleri	-1.19 (0)	-2.6 (0)
Kok ve Rafine Petrol Ürünleri	-2.7 (1)*	-3.24 (1)*
Kimyasallar ve Kimyasal Ürünler	-2.69 (2)*	-5.05 (1)***
Temel Eczacılık Ürünleri ve Müstahzarları	-0.86 (2)	-3.03 (2)
Kauçuk ve Plastik Ürünler	-1.83 (3)	-4.54 (1)***
Metallik Olmayan Diğer Mineral Ürünler	-2.02 (2)	-2.16 (2)
Ana Metaller	-2.66 (1)*	-3.06 (1)
Fabrikasyon Metal Ürünler (Makine ve Ekipmanlar Hariç)	-2.19 (0)	-3.25 (1)*
Bilgisayar ile Elektronik ve Optik Ürünler	-0.84 (0)	-3.93 (0)**
Elektrikli Teçhizat	-2.79 (3)*	-4.87 (1)***
Başka Yerde Sınıflandırılmayan Makine ve Ekipmanlar	-1.47 (2)	-2.42 (2)
Motorlu Kara Taşıtları, Treyler (römork) ve Yarı Treyler (yarı römork)	-2.24 (2)	-3.48 (0)**
Diğer Ulaşım Araçları	-0.59 (0)	-3.76 (1)**
Mobilya	-2.48 (2)	-2.71 (2)
Diğer Mamul Eşyalar	-1.39 (2)	-2.98 (1)
Kritik değerler (%1-%5-%10)	-3.45 -2.87 -2.57	-3.99 -3.43 -3.14

Notlar: (1) Parantez içi değerler Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı Schwert (1989)'in önerdiği $12 \cdot (T/100)^{1/4}$ formülü ile hesaplanarak 15 olarak alınmıştır. (2) *** ** ve * işaretleri, Mackinnon (1996) tarafından hazırlanan kritik değerlere göre boş hipotezin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

ADF testinde en uygun gecikme sayısı Shwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Tablo 1’de yer alan ADF testi sonuçlarına göre, sabit terimli modelde gıda ürünleri, tekstil ürünleri, kâğıt ve kâğıt ürünleri, kok ve rafine petrol ürünleri, kimyasallar ve kimyasal ürünler, ana metaller ile elektrikli teçhizat sektörlerinde; sabit ve trendli modelde ise gıda ürünleri, tekstil ürünleri, ağaç ve mantar ürünleri, kâğıt ve kâğıt ürünleri, kok ve rafine petrol ürünleri, kimyasallar ve kimyasal ürünler, kauçuk ve plastik ürünler, fabrikasyon metal ürünler, bilgisayar ile elektronik ve optik ürünler, elektrikli teçhizat, motorlu kara taşıtları ile diğer ulaşım araçları sektörlerinde birim kök hipotezi reddedilmektedir. Diğer sektörlerde reel döviz kurunun durağan olmadığını belirten sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla ADF testi sonuçları, belirtilen 11 sektörde SAGP hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

4.2. SAGP’nin KSS Birim Kök Testi ile Sınanması

Geleneksel birim kök testleri uygulanırken, reel döviz kuru (q) serilerinin doğrusal olduğu varsayımı yapılmıştır. Bu nedenle, doğrusal olmama durumunu dikkate alan Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından ESTAR modeline dayalı olarak geliştirilen KSS birim kök testine başvurulmuştur. Orijinal, ortalamadan arındırılmış ve trendden arındırılmış seriler için KSS testi sonuçları Tablo 2’de raporlanmıştır⁵. Doğrusal olmama durumunu da

⁵ AIC ile belirlenen değerlere ilişkin Tablo EK 3’te verilmiştir.

dikkate alan KSS testi sonuçlarına göre, ortalamadan arındırılmış veride 23 imalat sanayi sektöründen 15’inde boş hipotez reddedilmiştir. Trendden arındırılmış seriler için ise 21 imalat sanayi alt sektöründe birim kökün varlığı reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle, doğrusal olmama durumu dikkate alındığında, trendden arındırılmış serilerde, bütün ürünleri ve giyim eşyası dışında tüm sektörlerde SAGP hipotezinin geçerli olduğu görülmektedir.

Tablo: 2
KSS Birim Kök Testi Sonuçları

Sektörler	KSS Test İstatistikleri		
	Ham Veri	Ortalamadan Arındırılmış Veri	Ortalama, Trendden Arındırılmış Veri
Gıda Ürünleri	-0.01 (2)	-5.19 (1)***	-4.58 (1)***
İçecekler	-0.06 (2)	-5.45 (1)***	-4.75 (1)***
Tütün Ürünleri	-0.76 (0)	-2.77 (0)*	-2.78 (0)
Tekstil Ürünleri	0.26 (2)	-4.91 (1)***	-4.62 (1)***
Giyim Eşyası	-0.96 (1)	-0.67 (1)	-2.69 (1)
Deri ve İlgili Ürünler	-0.76 (3)	-1.56 (1)	-3.57 (1)**
Ağaç ve Mantar Ürünleri (mobilya hariç)	-0.66 (2)	-3.26 (2)**	-3.27 (2)*
Kâğıt ve Kâğıt Ürünleri	-0.14 (2)	-4.52 (2)***	-3.24 (2)*
Basım ve Kayıt Hizmetleri	-0.95 (0)	-1.24 (0)	-4.08 (1)***
Kok ve Rafine Petrol Ürünleri	0.42 (2)	-3.32 (1)**	-5.04 (1)***
Kimyasallar ve Kimyasal Ürünler	-0.09 (2)	-4.53 (2)***	-4.62 (1)***
Temel Eczacılık Ürünleri ve Müstahzarları	-1.9 (2)	-2.02 (2)	-3.98 (2)***
Kauçuk ve Plastik Ürünler	-0.62 (3)	-2.98 (3)**	-5.78 (1)***
Metalik Olmayan Diğer Mineral Ürünler	0.11 (2)	-3.62 (2)***	-5.27 (1)***
Ana Metaller	0.56 (1)	-2.03 (1)	-3.36 (1)*
Fabrikasyon Metal Ürünler (Makine ve Ekipmanlar Hariç)	-0.3 (2)	-4.11 (1)***	-3.63 (1)**
Bilgisayar ile Elektronik ve Optik Ürünler	-1.46 (0)	-1.55 (0)	-6.91 (1)***
Elektrikli Teçhizat	-0.25 (3)	-6.1 (1)***	-5.99 (1)***
Başka Yerde Sınıflandırılmayan Makine ve Ekipmanlar	-0.35 (2)	-3.5 (2)***	-3.48 (2)**
Motorlu Kara Taşıtları, Treyler (römork) ve Yarı Treyler (yarı römork)	-0.31 (2)	-3.81 (2)***	-5.54 (1)***
Diğer Ulaşım Araçları	-1.12 (0)	-1.61 (0)	-5.63 (1)***
Mobilya	-0.08 (2)	-3.4 (2)**	-3.56 (2)**
Diğer Mamul Eşyalar	-0.67 (2)	-2.05 (2)	-4.1 (1)***
Kritik değerler (%1-%5-%10)	-2.82 -2.22 -1.92	-3.48 -2.93 -2.66	-3.93 -3.40 -3.13

Notlar: (1) Kritik değerler Kapetanios vd. (2003) tarafından hazırlanan tablodan alınmıştır. Parantez içi değerler Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısı; göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı Schwert (1989)’ın önerdiği $12*(T/100)^{(1/4)}$ formülü ile hesaplanarak 15 olarak alınmıştır. (2) ***, ** ve * işaretleri, Mackinnon (1996) tarafından hazırlanan kritik değerlere göre boş hipotezin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

4.3. SAGP’nin Sollis Birim Kök Testi ile Sınanması

Doğrusal olmama durumunun yanı sıra asimetrik uyumu da dikkate alarak AESTAR modeli çerçevesinde formüle edilen Sollis (2009) birim kök testinin sonuçları Tablo 3’te raporlanmıştır⁶. Buna göre ortalamadan arındırılmış yapıda, 8 sektör için reel kur serisinin birim kök içerdiği hipotezi reddedilememiştir. Trendden arındırılmış yapı için ise yalnızca bütün ürünleri ve giyim eşyası sektörlerinde sıfır hipotezi reddedilemezken diğer sektörlerde asimetrik ve doğrusal olmayan yapı dikkate alındığında reel kur serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

⁶ AIC sonuçlarının dikkate alındığı Tablo Ek 4’te verilmiştir.

Tablo: 3
Sollis Birim Kök Testi Sonuçları

Sektörler	Sollis Test İstatistikleri		
	Ham Veri	Ortalamadan Arındırılmış Veri	Ortalama, Trendden Arındırılmış Veri
Gıda Ürünleri	3.22 (2)	13.48 (1)***	10.48 (1)***
İçecekler	1.46 (2)	17.43 (1)***	11.61 (1)***
Tütün Ürünleri	0.85 (0)	3.89 (0)	4.43 (0)
Tekstil Ürünleri	6.33 (1)***	12.34 (1)***	10.77 (1)***
Giyim Eşyası	0.48 (1)	0.28 (1)	3.62 (1)
Deri ve İlgili Ürünler	0.92 (1)	1.22 (1)	6.35 (1)*
Ağaç ve Mantar Ürünleri (mobilya hariç)	2.06 (2)	5.37 (2)**	7.35 (2)**
Kâğıt ve Kâğıt Ürünleri	5.8 (2)**	10.21 (2)***	5.91 (2)*
Basım ve Kayıt Hizmetleri	1.06 (0)	1.09 (0)	8.32 (1)**
Kok ve Rafine Petrol Ürünleri	3.64 (1)*	5.64 (1)**	12.83 (1)***
Kimyasallar ve Kimyasal Ürünler	3.65 (2)*	10.24 (2)***	20.71 (1)***
Temel Eczacılık Ürünleri ve Müstahzarları	1.79 (2)	2.05 (2)	8.16 (2)**
Kauçuk ve Plastik Ürünler	1.79 (3)	4.73 (3)*	16.88 (1)***
Metalik Olmayan Diğer Mineral Ürünler	1.78 (2)	6.9 (2)***	16.71 (1)***
Ana Metaller	4.83 (1)**	3.86 (1)	5.63 (1)*
Fabrikasyon Metal Ürünler (Makine ve Ekipmanlar Hariç)	2.21 (0)	10.24 (1)***	6.68 (1)**
Bilgisayar ile Elektronik ve Optik Ürünler	1.25 (0)	1.33 (0)	23.84 (1)***
Elektrikli Teçhizat	3.5 (3)*	19.75 (1)***	17.97 (1)***
Başka Yerde Sınıflandırılmayan Makine ve Ekipmanlar	0.9 (2)	6.44 (2)**	6.21 (2)*
Motorlu Kara Taşıtları, Treyler (römork) ve Yarı Treyler (yarı römork)	2.01 (2)	21.2 (1)***	15.62 (1)***
Diğer Ulaştırma Araçları	0.66 (0)	1.32 (0)	17.32 (1)***
Mobilya	2.87 (2)	5.78 (2)**	6.4 (2)*
Diğer Mamul Eşyalar	0.88 (2)	5.46 (1)**	8.41 (1)**
Kritik değerler (%1-%5-%10)	-6,07	-6,81	-8,95
	-4,30	-4,97	-6,60
	-3,50	-4,17	-5,59

Notlar: (1) Kritik değerler Sollis (2009) tarafından hazırlanan tablodan alınmıştır. Parantez içi değerler Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 15 olarak alınmıştır. Gözlem sayısı 200 olarak kabul edilmiştir. (2) ***, ** ve * işaretleri, Mackinnon (1996) tarafından hazırlanan kritik değerlere göre boş hipotezin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. (3) Sollis testi F istatistiğine dayanmaktadır.

5. Sonuç ve Değerlendirme

SAGP hipotezi, uluslararası iktisatın üzerinde en fazla çalışma yapılan konularından biri olmasına rağmen, geçerliliği hususunda tam bir uzlaşa sağlanabilmiş değildir. Bu nedenle, ekonometri alanında geliştirilen yeni yöntemlerle SAGP hipotezi test edilmeye devam etmektedir. Ürünlerin ticarete konu olması ve sektörel vergi farklılıkları gibi hususların SAGP hipotezinin geçerliliğini etkilemesi beklenirken, literatürde SAGP hipotezinin sektörel düzeyde sınıandığı çok az çalışmaya rastlanmaktadır.

Bu alandaki boşluğu doldurmak amacıyla bu çalışmada Türkiye için sektörel düzeyde reel efektif döviz kuru endeksleri oluşturulmuş ve bu endeksler üzerinden sektörel bazda SAGP'nin geçerliliği doğrusal (ADF) ve doğrusal olmayan (KSS ve Sollis) birim kök testleri ile sınıanmıştır. ADF test sonuçlarına göre, sabit terimli ve trendli modelde 23 sektörün 11'inde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Doğrusal olmama durumunu da dikkate alan KSS testi sonuçlarına göre, ortalamadan arındırılmış veride 23 imalat sanayi sektöründen 15'inde boş hipotez reddedilmiştir. KSS ve Solis testlerinde, trendden arındırılmış seriler için ise 21 imalat sanayi alt sektöründe birim kökün varlığı reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle, doğrusal olmama durumu dikkate alındığında, trendden arındırılmış serilerde, tütün ürünleri ve giyim eşyası dışındaki tüm sektörlerde SAGP hipotezinin geçerli olduğu görülmektedir.

Bu bulgular, Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerliliğinin sektörel düzeyde değiştiğini ve reel efektif döviz kurundaki ayarlamaların sektörler arasında asimetrik bir şekilde gerçekleştiğini göstermektedir. Sektörlerin farklı üretim yapısı, ithal girdi bağımlılığı, vergilendirme ve fiyatlama davranışlarındaki heterojenlik SAGP’nin farklı sektörlerde farklı biçimlerde çalışmasının nedenleri arasında sayılabilir. Tütün ürünleri ve giyim eşyası sektörlerinde SAGP’nin geçerli olmamasının temel nedeninin, fiyat oluşumunda ulusal düzenlemelerin, vergisel uygulamaların ve maliyet yapılarındaki farklılıkların etkili olduğu değerlendirilmektedir. Tütün ürünlerinde ÖTV ve KDV gibi vergilerin yüksek olması ve sık değişir yapıda olması, ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarının döviz kuru hareketleriyle dengelenmesini engellemektedir. Benzer şekilde hazır giyim sektöründeki yüksek işgücü yoğunluğu, düşük verimlilik ve tüketim sepetlerindeki heterojenliğin reel döviz kurunun uzun dönemde tekrar parite değerine dönüşünü engelleyebildiği değerlendirilmektedir. Türkiye için önemli bir istihdam ve ihracat kaynağı olan hazır giyim sektöründe verimliliği artırıcı dijitalleşme ve teknoloji adaptasyonu sağlanması, tasarım kapasitesinin artırılması, markalaşma ve teknik tekstil üretiminin geliştirilmesi suretiyle daha yüksek katma değerli üretime geçilmesinin sektöre daha fazla istikrar ve fiyatlama davranışlarına öngörülebilirlik sağlayacağı değerlendirilmektedir.

Politika yapıcılar açısından, SAGP’nin geçerli olduğu sektörlerde fiyatlama davranışları daha öngörülebilir olduğundan, sektörel REER göstergeleri rekabet gücünün izlenmesinde güvenilir bir referans noktası olacaktır. Sektör bazlı rekabetçilik analizleri, ihracat desteklerinin daha etkili bir şekilde planlanmasında kullanılabilir. Benzer şekilde, para politikası aktarım mekanizması bu sektörlerde daha etkili çalışacağından, fiyat istikrarını korumaya yönelik parasal sıkılaştırma veya gevşeme adımları da bu sektörlerde nispeten daha etkili olacaktır. Kur şoklarının hangi sektörlerde kalıcı olabileceğinin belirlemesi de yine politika tasarımında kullanılabilecek önemli bir veri olacaktır. Firmalar açısından bakıldığında ise, SAGP’nin geçerli olduğu sektörlerde fiyatlama stratejileri ve kur riski yönetimi daha öngörülebilir olurken, geçerli olmayan sektörlerde riskten korunma araçlarının kullanımına daha fazla ihtiyaç duyulacağı ortaya çıkmaktadır. Firmaların bu bilgileri döviz tutma, stok yönetimi ve üretim planlaması süreçlerini iyileştirmek için kullanmaları verimliliklerini artırmalarına katkı sağlayacaktır.

Türkiye’de sektörel bazda SAGP hipotezini test eden ilk çalışma olması itibarıyla, bu çalışmanın bundan sonra yapılacak benzer çalışmalar için öncü nitelik taşıyacağı beklenmektedir. Bu çalışmada, özellikle düşük gelirli ve küçük ülkelerin verilerinin temininde sıkıntı yaşanmıştır. Söz konusu ülkelerin fiyat endekslerine ilişkin daha geniş bir veri seti kullanılarak bu çalışmanın genişletilmesinin literatüre katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir. SAGP hipotezinin imalat sanayi sektörünün daha alt kırılımlarında test edilmesi de sektörel bazda heterojenliğin daha detaylı ortaya koyulmasını sağlayacaktır. Markov-switching modelleri veya yapısal kırılmalı rejim değişikliği modelleri ile kur şoklarına uyumun farklı dönemlerde nasıl değiştiğini tespit etmenin politika yapıcılara önemli bir bilgi sağlayacağı değerlendirilmektedir. Son olarak, sektörel SAGP’nin belirleyicileri olduğunu tahmin ettiğimiz ithal girdi oranı, verimlilik, piyasa yoğunlaşması ve vergi farklılıkları gibi değişkenlerin panel regresyon modelleri kullanılarak analiz

edilmesi hem sektörlerle hem de politika yapıcılara önemli bir veri sağlayacağı değerlendirilmektedir.

Kaynaklar

- Alba, J.D. & D. Park (2005), “An Empirical Investigation of Purchasing Power Parity (PPP) for Turkey”, *Journal of Policy Modelling*, 27(8), 989-1000.
- Alptekin, V. (2016), *Makro Ekonomi*, Konya : Eğitim Yayınevi.
- Boughton, J.M. (2002), “On the Origins of the Fleming-Mundell Model”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 50(1).
- Caner, M. & B.E. Hansen (2001), “Threshold Autoregression with a Unit Root”, *Econometrica*, 69(6), 1555-1596.
- Cassel, G. (1918), “Abnormal Deviations in International Exchanges”, *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Clements, K.W. & J.A. Frenkel (1980), “Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s”, *Journal of International Economics*, 10(2), 249-262.
- Chen, N. (2004), “The Behavior of Relative Prices in the European Union: A Sectoral Analysis”, *European Economic Review*, 48(6), 1257-1286.
- Cuddington, J.T. & H. Liang (2000), “Purchasing Power Parity over two Centuries?”, *Journal of International Money and Finance*, 19(5), 753-757.
- Demir, A. & H. Kıymaz (1999), “Satın Alma Gücü Paritesi ve Birlikte Bütünleşme Türkiye ve Ana Ticaret Ortakları Uygulaması”, *İktisat İşletme ve Finans*, 14(162), 32-49.
- Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Elliott, G. & E. Pesavento (2006), “On the Failure of Purchasing Power Parity for Bilateral Exchange Rates after 1973”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(6), 1405-1430.
- Fleming, J.M. (1962), “Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates”, *Staff Papers-International Monetary Fund*, 369-380.
- Frankel, J.A. (1979), “On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials”, *The American Economic Review*, 69(4), 610-622.
- Franses, P.H. & D.V. Dijk (2000), *Non-linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Frenkel, J.A. (1976) “A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- Gujarati, D.N. & D.C. Porter (2009), *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill Companies.
- Harvey, D.I. et al. (2010), “The Prebisch-Singer Hypothesis: Four Centuries of Evidence”, *Review of Economics and Statistics*, 92(2), 367-377.
- Hegwood, N.D. & D.H. Papell (1998), “Quasi Purchasing Power Parity”, *International Journal of Finance and Economics*, 3(4), 279-289.
- Kalyoncu, H. (2009), “New Evidence of the Validity of Purchasing Power Parity from Turkey”, *Applied Economics Letters*, 16(1), 63-67.

- Kapetanios, G. et al. (2003), "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework", *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379.
- Karademir, C. & R. Ceylan (2025), "Türkiye'de SAGP Hipotezinin İncelenmesi: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testlerinden Kanıtlar", *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(1), 47-58.
- Koçak, İ. & S. Özbek (2020), "Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği: Durağanlık ve Birim Kök Testlerinden Yeni Kanıtlar", *Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 22-31.
- Krager, H. & P. Kugler (1993), "Nonlinearities in Foreign Exchange Markets: a Different Perspective", *Journal of International Money and Finance*, 12, 195-208.
- LeBaron, B. (1992), "Some Relationship Between Volatility and Serial Correlations in Stock Market Returns", *Journal of Business*, 65, 199-219.
- Lee, J. & B.C. Yi (2005), "Industry Level Real Effective Exchange Rates for Korea", *Economic Papers*, 9(1), 143-185.
- Lothian, J. & M. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", *Journal of Political Economy*, 104(3), 488-509.
- Mackinnon, J.G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mundell, R.A. (1960), "The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates", *The Quarterly Journal of Economics*, 74(2), 227-257.
- Mundell, R.A. (1961), "The international disequilibrium system", *Kyklos*, 14(2), 153-172.
- Mundell, R.A. (1963), "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475-485.
- Narayan, P.K. & S. Narayan (2007), "Are Real Exchange Rates Nonlinear with a Unit Root: Evidence on PPP for Italy: a Note", *Applied Economics*, 39, 2483-2488.
- Papell, D.H. (2002), "The Great Appreciation, The Great Depreciation, And The Purchasing Power Parity Hypothesis", *Journal of International Economics*, 57, 51-82.
- Papell, D.H. & R. Prodan (2020), "Long-run Purchasing Power Parity Redux", *Journal of International Money and Finance*, 109, 102260.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Sarno, L. & M. Taylor (2002), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, 49(1), 65-105.
- Schwert, G.W. (1989), "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(2), 147-159.
- Sercu, P. et al. (1995), "The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity", *The Journal of Finance*, 50(4), 1309-1319.
- Sollis, R. et al. (2002), "Tests for Symetric and Asymmetric Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(3), 686-700.
- Sollis, R. (2005), "Evidence on Purchasing Power Parity from Univariate Models: the Case of Smooth Transition Trend-stationarity", *Journal of Applied Econometrics*, 20(1), 79-98.

- Sollis, R. (2009), “A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity with an Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries”, *Economic Modelling*, 26(1), 118-125.
- Stock, J.H. (1994), “Unit Roots, Structural Breaks and Trends”, *Handbook of Econometrics*, 4, 2739-2841.
- Taylor, A.M. & M.P. Taylor (2002), “The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 125-158.
- Taylor, M.P. et al. (2001), “Nonlinear Mean-reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles”, *International Economic Review*, 42(4), 1015-1042.
- Tong, H. (1990), *Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford: Oxford University Press.
- Tong, H. & K.S. Lim (1980), “Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data”, *Journal of Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(3), 245-292.
- Uğur, M.S. & A.E. Alper (2023), “Revisiting Purchasing Power Parity in OECD Countries: New Evidence from Nonlinear Unit Root Test with Structural Breaks”, *Sosyoekonomi*, 31(57), 25-45.
- Yardımcı, M.C. (2024), “Satın alma gücü paritesi hipotezinin Türkiye için geçerliliğinin araştırılması: Lineer olmayan birim kök testi”, *Uluslararası Batı Karadeniz Sosyal ve Beşeri Bilimler Dergisi*, 8(1), 22-39.

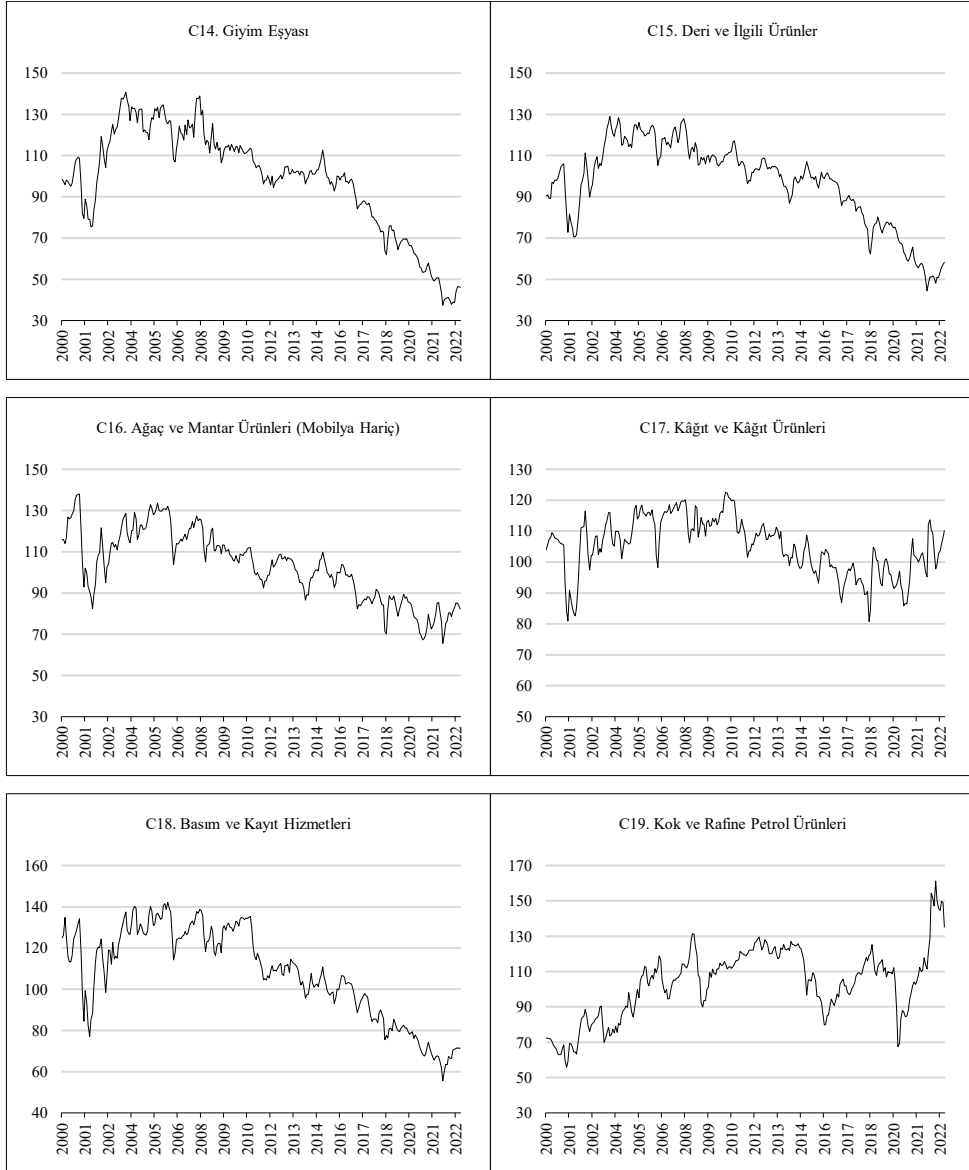
EKLER

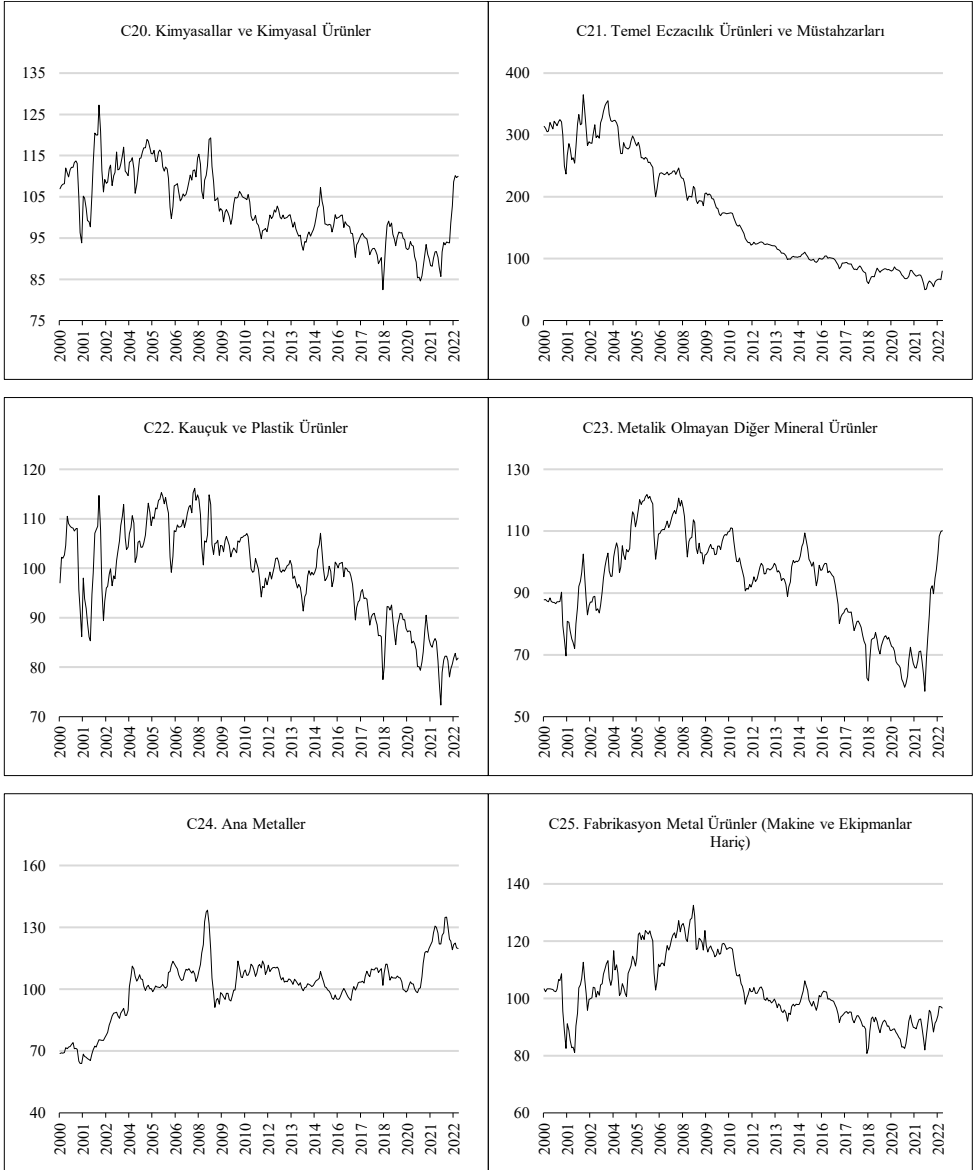
Ek Tablo: 1
NACE Rev 2.’ye Göre İmalat Sanayi Alt Sektörleri

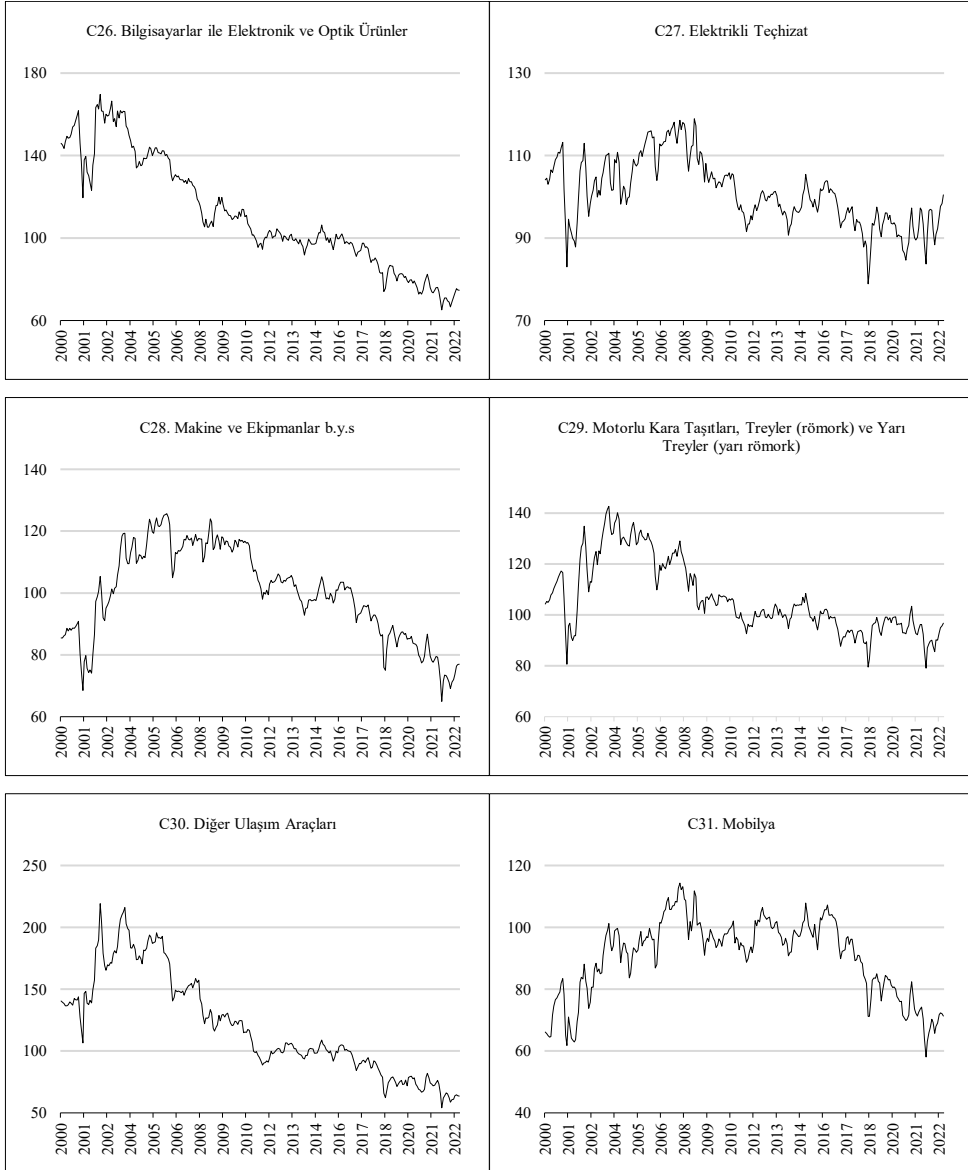
NACE Rev 2 Kodu	Sektör Adı
C	İmalat
10	Gıda ürünlerinin imalatı
11	İçeceklerin imalatı
12	Tütün ürünleri imalatı
13	Tekstil ürünlerinin imalatı
14	Giyim eşyalarının imalatı
15	Deri ve ilgili ürünlerin imalatı
16	Ağaç, ağaç ürünleri ve mantar ürünleri imalatı (mobilya hariç); saz, saman ve benzeri malzemelerden örülerek yapılan eşyaların imalatı
17	Kâğıt ve kâğıt ürünlerinin imalatı
18	Kayıtlı medyanın basılması ve çoğaltılması
19	Kök kömürü ve rafine edilmiş petrol ürünleri imalatı
20	Kimyasalların ve kimyasal ürünlerin imalatı
21	Temel eczacılık ürünlerinin ve eczacılığa ilişkin malzemelerin imalatı
22	Kauçuk ve plastik ürünlerin imalatı
23	Diğer metalik olmayan mineral ürünlerin imalatı
24	Ana metal sanayii
25	Fabrikasyon metal ürünleri imalatı (makine ve teçhizat hariç)
26	Bilgisayarların, elektronik ve optik ürünlerin imalatı
27	Elektrikli teçhizat imalatı
28	Başka yerde sınıflandırılmamış makine ve ekipman imalatı
29	Motorlu kara taşıtı, treyler (römork) ve yarı treyler (yarı römork) imalatı
30	Diğer ulaşım araçlarının imalatı
31	Mobilya imalatı
32	Diğer imalatlar
33	Makine ve ekipmanların kurulumu ve onarımı

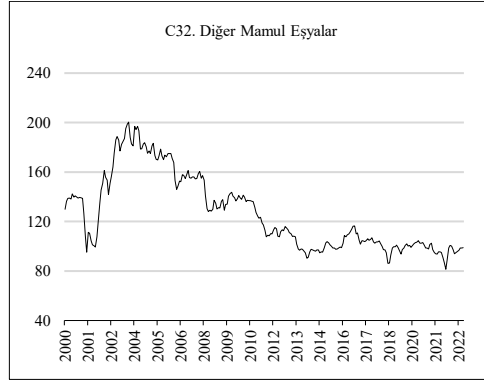
Ek Tablo: 2
Sektörel Düzeyde Reel Efektif Döviz Kuru Serileri











Kaynak: Yazarların hesaplamaları. TÜİK, EUROSTAT, National Bureau of Statistics of China, Rosstat, Fred, ONS, Trading Economics, BIS verileri kullanılarak.

Ek Tablo: 3
KSS Birim Kök Testi Sonuçları

Sektörler	KSS Test İstatistikleri		
	Ham Veri	Ortalamadan Arındırılmış Veri	Ortalama, Trendden Arındırılmış Veri
Gıda Ürünleri	0.19 (5)	-4.59 (2)***	-4.02 (2)***
İçecekler	-0.01 (2)	-4.83 (2)***	-4.21 (2)***
Tütün Ürünleri	-0.06 (2)	-3.21 (1)**	-3.21 (1)*
Tekstil Ürünleri	-0.87 (11)	-4.54 (2)***	-4.28 (2)***
Giyim Eşyası	0.36 (5)	-0.48 (2)	-2.69 (1)
Deri ve İlgili Ürünler	-1 (2)	-1.05 (3)	-2.84 (3)
Ağaç ve Mantar Ürünleri (mobilya hariç)	-0.76 (3)	-3.26 (2)**	-3.27 (2)*
Kâğıt ve Kâğıt Ürünleri	-1.2 (14)	-3.778 (5)***	-2.6 (5)
Basım ve Kayıt Hizmetleri	-0.13 (5)	-1.4 (2)	-3.59 (2)**
Kok ve Rafine Petrol Ürünleri	-1.05 (2)	-2.66 (3)*	-5.04 (1)***
Kimyasallar ve Kimyasal Ürünler	0.56 (3)	-4.53 (2)***	-3.83 (2)**
Temel Eczacılık Ürünleri ve Müstahzarları	-0.08 (3)	-2.02 (2)	-3.98 (2)***
Kauçuk ve Plastik Ürünler	-1.9 (2)	-1.37 (14)	-4.21 (5)***
Metalik Olmayan Diğer Mineral Ürünler	-1.29 (14)	-3.62 (2)***	-4.92 (8)***
Ana Metaller	0.17 (6)	-2.03 (1)	-3.36 (1)*
Fabrikasyon Metal Ürünler (Makine ve Ekipmanlar Hariç)	0.88 (5)	-3.41 (3)**	-2.87 (3)
Bilgisayar ile Elektronik ve Optik Ürünler	-0.53 (12)	-1.55 (0)	-6.89 (9)***
Elektrikli Teçhizat	-2.63 (14)**	-4.7 (5)***	-4.17 (12)***
Başka Yerde Sınıflandırılmayan Makine ve Ekipmanlar	-0.48 (13)	-3.5 (2)***	-3.48 (2)**
Motorlu Kara Taşıtları, Treyler (römork) ve Yarı Treyler (yarı römork)	-0.41 (5)	-3.81 (2)***	-4.16 (12)***
Diğer Ulaşım Araçları	-0.75 (12)	-1.44 (3)	-5.63 (1)***
Mobilya	-1.14 (3)	-3.25 (4)**	-3.54 (4)**
Diğer Mamul Eşyalar	-0.03 (4)	-2.05 (2)	-3.63 (2)**
Kritik değerler (%1-%5-%10)	-2.82	-3.48	-3.93
	-2.22	-2.93	-3.40
	-1.92	-2.66	-3.13

Notlar: (1) Kritik değerler Kapetanios vd. (2003) tarafından hazırlanan tablodan alınmıştır. Parantez içi değerler Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı Schwert (1989)'ın önerdiği $12 \cdot (T/100)^{(1/4)}$ formülü ile hesaplanarak 15 olarak alınmıştır. (2) ***, ** ve * işaretleri, Mackinnon (1996) tarafından hazırlanan kritik değerlere göre boş hipotezin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

Ek Tablo: 4
Sollis Birim Kök Testi Sonuçları

Sektörler	Sollis Test İstatistikleri		
	Ham Veri	Ortalamadan Arındırılmış Veri	Ortalama, Trendden Arındırılmış Veri
Gıda Ürünleri	3,22 (2)	10,53 (2)***	8,06 (2)**
İçecekler	1,46 (2)	14,02 (2)***	9,16 (2)***
Tütün Ürünleri	0,38 (11)	5,23 (1)**	5,91 (1)*
Tekstil Ürünleri	5,17 (2)**	10,6 (2)***	9,27 (2)***
Giyim Eşyası	0,64 (3)	0,2 (2)	3,62 (1)
Deri ve İlgili Ürünler	0,38 (3)	0,66 (3)	4,03 (3)
Ağaç ve Mantar Ürünleri (mobilya hariç)	2,06 (2)	5,37 (2)**	7,35 (2)**
Kâğıt ve Kâğıt Ürünleri	3,26 (5)	7,23 (5)***	3,61 (5)
Basım ve Kayıt Hizmetleri	1,42 (2)	1,39 (2)	6,41 (2)*
Kok ve Rafine Petrol Ürünleri	2,44 (3)	3,61 (3)	12,83 (1)***
Kimyasallar ve Kimyasal Ürünler	2,9 (3)	10,24 (2)***	16,48 (2)***
Temel Eczacılık Ürünleri ve Müstahzarları	1,79 (2)	2,05 (2)	8,16 (2)**
Kauçuk ve Plastik Ürünler	1,05 (14)	1,11 (14)	8,85 (5)**
Metalik Olmayan Diğer Mineral Ürünler	1,44 (6)	6,9 (2)***	14,15 (2)***
Ana Metaller	4,83 (1)**	3,86 (1)	5,63 (1)*
Fabrikasyon Metal Ürünler (Makine ve Ekipmanlar Hariç)	1,8 (3)	6,94 (3)***	4,22 (3)
Bilgisayar ile Elektronik ve Optik Ürünler	3,75 (14)*	1,33 (0)	23,78 (9)***
Elektrikli Teçhizat	2,34 (5)	12,03 (5)***	9,18 (12)***
Başka Yerde Sınıflandırılmayan Makine ve Ekipmanlar	0,9 (2)	6,44 (2)**	6,21 (2)*
Motorlu Kara Taşıtları, Treyler (römork) ve Yarı Treyler (yarı römork)	0,47 (12)	17,51 (2)***	10,24 (12)***
Diğer Ulaşım Araçları	0,65 (3)	1,08 (3)	16,25 (2)***
Mobilya	2,28 (4)	5,25 (4)**	6,25 (4)*
Diğer Mamul Eşyalar	0,88 (2)	4,19 (2)*	6,61 (2)**
Kritik değerler (%1-%5-%10)	-6,07	-6,81	-8,95
	-4,30	-4,97	-6,60
	-3,50	-4,17	-5,59

Notlar: (1) Kritik değerler Sollis (2009) tarafından hazırlanan tablodan alınmıştır. Parantez içi değerler Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 15 olarak alınmıştır. Gözlem sayısı 200 olarak kabul edilmiştir. (2) *** ** ve * işaretleri, Mackinnon (1996) tarafından hazırlanan kritik değerlere göre boş hipotezin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. (3) Sollis testi F istatistiğine dayanmaktadır.