

## MARSHALL-LERNER KOŞULUNUN GELİŞMEKTE OLAN ASYA ÜLKELERİNDE GEÇERLİLİĞİ: FARKLI GELİR SEVİYELERİNE GÖRE PANEL VERİ ANALİZLERİ

Oğuzhan ÖZÇELİK\*

Öz

*Bu araştırmada, gelişmekte olan Asya ülkelerinin dış ticaret dengelerini sağlayabilmek için yerel para birimlerinin değerini kaybettirmeye yönelik para politikaları izlemlerinin olumlu sonuç verip vermediği 39 Asya ülkesi için, 1990-2021 verileri kullanılarak Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde incelenmiştir. Örneklemde yer alan ülkeler gelir seviyelerine göre üç farklı gruba ayrılmış ve her bir grup yeni nesil panel veri yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir. Panel regresyon analizleri Bai ve Kao (2006) CUP-FM yöntemiyle gerçekleştirilmiş, çalışmanın odağında yer alan Marshall-Lerner koşulunun alt-orta gelirli Asya ülkelerinde geçerli olmadığı, üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde geçerli olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Benzer şekilde Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testinde de reel kurdan dış ticarete doğru nedensellik ilişkisinin alt-orta gelirli Asya ülkelerinde olmadığı, fakat üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tüm bu değerlendirmeler ışığında çalışma, ele aldığı dönem ve örneklem için döviz kurunun alt-orta gelirli Asya ülkelerinde iyi bir politika aracı olmamasına karşın üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde kullanılabilir bir politika seçeneği oluşturduğu bulgusunu literatüre kazandırmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** *Marshall Lerner Koşulu, Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri, Reel Döviz Kuru*

## VALIDITY OF THE MARSHALL-LERNER CONDITION IN ASIAN DEVELOPING COUNTRIES: PANEL DATA ANALYSES AT DIFFERENT INCOME LEVELS

**Abstract**

*The impact of monetary policies aimed at devaluing local currencies to maintain the external trade balances of developing Asian countries is examined for 39 Asian nations using data from 1990 to 2021 within the framework of the Marshall-Lerner condition. The countries in the sample were divided into three different groups based on income levels, and each group was analyzed using advanced panel data methods. Panel regression analyses were conducted using Bai and Kao's (2006) CUP-FM method. It was found that the Marshall-Lerner condition, the focus of the*

\* Dr. Öğretim Üyesi, Kırklareli Üniversitesi, Babaeski MYO, Dış Ticaret Programı, oгуzhanozcelik@klu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-6666-8976>

*study, did not apply to lower-middle income Asian countries while it applied to upper-middle income and high income Asian countries. Also, Dumitrescu and Hurlin's (2012) causality test showed that the causality relationship between the real exchange rate and foreign trade did not apply to lower-middle income Asian countries while it did to upper-middle income and high income Asian countries. Based on these findings, the study revealed, for the relevant period and sample, that the exchange rate is not a good policy instrument in lower-middle income Asian countries, while it is a viable policy option in upper-middle income and high income Asian countries.*

**Keywords:** *Marshall-Lerner Condition, Asian Developing Countries, Real Exchange Rate*

## Giriş

Uluslararası ticaret akımlarına bakıldığında ülkelerin yerel para birimlerinin değerini konvertibl paralar karşısında düşürerek, başka bir deyişle yüksek nominal kur politikası (rekabetçi devalüasyonlar) benimseyerek ihracatta, fiyata dayalı bir rekabet stratejisi izledikleri görülmektedir. Rickards'ın (2013, s. 59) işaret ettiği gibi uluslararası ticarete ülkelerin rekabetçi fiyata dayalı, ihracatı artırma ve/veya dış ticaret dengesini iyileştirme arayışlarının altında ya bir ekonomik durgunluk ya da bir ekonomik kriz yatmaktadır. Ekonomik durgunluk ve/veya krizler reel ve finansal sektörlerde zaman zaman beliren ani dengesizliklerden ve/veya süregelen yapısal sorunların su üstüne çıkmasından kaynaklanmaktadır<sup>1</sup>. Ekonomik durgunluk ya da kriz; daralan talep ve buna bağlı olarak düşen reel milli gelirden (Y) kaynaklanmaktadır. Milli gelir çeşitli yöntemlerle hesaplanabilmekte olup, harcamalar yönetimi esas alındığında; milli gelir (Y); tüketim (C), yatırım (I), hükümet harcamaları (G) ile net ihracat (NX) diğer bir ifadeyle ihracattan ithalatın çıkarılması sonucu oluşan ardaki farkın toplamıdır (Frank ve Bernanke, 2017, s. 316). Ekonomik bir durgunluk ya da krizle karşı karşıya kalan ülkeler reel milli gelirdeki daralmanın önüne geçebilmek için ellerindeki tüketim, yatırım, hükümet harcamaları ve net ihracat parametrelerini artırmaktan başka seçenekleri bulunmamaktadır. Ne var ki yukarıda sıralanan 4 parametrenin hepsini ya da birkaçını aynı anda artırmak pek mümkün değildir. Talep daralmasına bağlı olarak tüketimin düşüş eğiliminde olması yeni yatırımlar için reel sektörün iştahını azaltacaktır. Diğer taraftan hükümet harcamaları kanalıyla milli geliri artırma ekonomi politikası ise ancak iç ve dış borç yüküyle baskı altında olmayan ülke hazinelerinin tercih edebileceği bir seçenek oluşturması beklenti dahilindedir. Gelişmekte olan ülkelerin makro ekonomik yapıları incelendiğinde, söz konusu ülkelerin ciddi bir iç borç stoku ile karşı karşıya kaldıkları görülmektedir (Yılmaz ve Cural, 2011). Bu nokta da gelişmekte olan ülkelerin

---

<sup>1</sup> Örneğin finansal kesimin aşırı yükümlülükleri, daraltıcı para ve maliye politikaları, ekonominin yapısal problemleri, aşırı dışa bağımlı ara mali ihtiyacı, yüksek teknoloji ve katma değeri yüksek ürün üretmemesi, cari açık vb.

ekonomiyi canlandırmak için hükümet harcamalarını artırmalarına engel olmaktadır. Yukarıda sözü edilen kısıtlar gelişmekte olan ülkelerin ekonomik durgunluk ve/veya krizlerden çıkış için efektif politika aracı olarak yüksek nominal kur politikasını tercih etmelerine izin verebilmektedirler.

Gelişmekte olan ülkelerin mallarını uluslararası piyasalarda cazip hale getirmek için sıkça başvurdukları yüksek kura dayalı dış ticaret politikaları her ülkede istenen etkiyi oluşturmadığı bilinmektedir. Hatta söz konusu etki bir ülkenin ticari partnerleri arasında da değişkenlik gösterebilmektedir (Topçu ve Özdemir, 2019). Bunun altında yatan temel olgu her ülkenin ekonomik yapısının farklı olması, ihracatının ithalata olan bağımlılık düzeyi, ihraç mallarının yurt dışı talep esnekliği ile ithal mallarının yurtiçi talep esnekliği vb. faktörlerdir. Bu sebepten ülkeler yurtdışında cazip hale gelen mallarıyla ihracatlarını artırırken, aynı zamanda ithalatlarının da artışına sebep olabilmekte ve bu da ülkelerin daha fazla dış ticaret açığı vermelerine yol açmaktadır. Yüksek nominal kur politikasının istenmeyen etkilerini analitik olarak ele alan önemli teorilerden birini de Marshall-Lerner Koşulu geliştirmiş olması, çalışmanın bu koşul altında ele alınmasını sağlamıştır.

Bu çalışma örneklem aralığının geniş tutularak 39 gelişmekte olan Asya ülkesini kapsaması ve veri setinde uzun zaman bir zaman aralığı izlemesi (1990-2021) bakımından mevcut literatürden ayrılmaktadır. Ayrıca araştırmada kullanılan ekonometrik yöntemlerin güncelliği, çalışmanın yazından farklılaşmasına imkân veren diğer bir unsuru oluşturmuştur. Çalışma Marshall-Lerner Koşulunun matematiksel açıklamasına yer verildiği birinci bölüm, literatürün incelendiği ikinci bölüm ve araştırmada kullanılan yöntem ve modellerin açıklandığı üçüncü bölüm olmak üzere toplam üç bölümle tasarlanmıştır. Sonuç kısmında ise çalışmanın genel değerlendirmesi yapılarak elde edilen bulgulara ilişkin politika önerileri sunulmuştur.

## 1. MARSHALL-LERNER KOŞULU

Ülkelerin döviz kurlarını artırmalarının dış ticaret dengelerini olumlu etkilediği noktayı matematiksel olarak belirlenmesinin önemli adımları Alfred Marshall'ın 1923'te yayınlanan "Para, Kredi ve Ticaret: Money, Credit & Commerce" kitabı ile atılmıştır. Daha sonra Abba P. Lerner'in 1944'te yayınlanan "Kontrol Ekonomisi: Refah Ekonomisinin İlkeleri: Economics of Control: Principles of Welfare Economics" kitabında geliştirilen bilimsel argümanlarla koşul, son hali olan *Marshall-Lerner Koşulu*'nu almıştır. Söz konusu teori, politika yapımcılar açısından yapılacak bir devalüasyonun<sup>2</sup>, ülkenin dış ticaret açıklarının azalmasına (dış ticaret dengesinin iyileşmesine) yardım edip, etmeyeceğinin belirlenebilmesine imkân veren önemli bir araçtır

---

<sup>2</sup> Devalüasyon normalinde sabit kur rejimlerinde uygulanmakta olup, dalgalı kur rejimlerinde alınan bir hükümet veya merkez bankası kararıyla serbest piyasada yükselmesine izin verilmesi de aynı etkiyi yaratmaktadır. Örneğin; Eylül 2021'den itibaren Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının politika faizlerini indirmeye başlaması üzerine 1 Eylül 2021'de 8.32 \$/TL olan kur (EVDS, 2022a) 20 Aralık 2021'de 18.36'ya çıkmış, bu süreçte Dolar kuru %120.6 artmış, TL, \$ karşısında %54.6 değer kaybetmiştir.

(Felipe vd., 2009; Arruda vd., 2019; Hosein vd., 2022). Bu koşulun ne olduğunu ve nasıl ortaya çıktığını görebilmek açısından konunun matematiksel temellerine bakmakta yarar vardır.

Marshall-Lerner Koşulu'nun matematiksel türetimini yapabilmek için Denklem (1)'de yer alan net ihracatın (Net Export:  $NX$ ) parasal değerini gösteren eşitlikten yararlanmak gerekmektedir (Bromley ve Davenport, 2021):

$$NX = (X \text{ Ton}) * (\text{Ton/TL}) - (M \text{ Ton}) * (\text{Ton}/\$) * EXR \quad (1)$$

Bu eşitlikte  $\text{Ton/TL}$ ; 1 ton ihraç malının TL cinsinden fiyatını,  $(X \text{ Ton}) * (\text{Ton/TL})$ ; toplam ihracattan elde edilecek TL miktarı parayı,  $\text{Ton}/\$$ ; 1 ton ithal malın \$ cinsinden fiyatını,  $EXR$ ; TL ile \$ arasındaki, düz kotasyona<sup>3</sup> göre tanımlanmış döviz kurunu (Exchange Rate),  $(M \text{ Ton}) * (\text{Ton}/\$) * EXR$ ; toplam ithalat için ödenecek TL miktarı parayı göstermektedir. Bu eşitliği basitleştirebilmek için birimler ortadan kaldırılarak yazılırsa Denklem (2)'ye ulaşılır:

$$NX = X - M * EXR \quad (2)$$

Denklem (2)'nin  $EXR$ 'ye göre türevi alındığında Denklem (3)'e ulaşılır:

$$\frac{dNX}{dEXR} = \frac{dX}{dEXR} - EXR * \frac{dM}{dEXR} - M \quad (3)$$

Denklem (3)'ün sağ tarafı  $M$  ortak parantezine alınırsa Denklem (4) ortaya çıkar:

$$\frac{dNX}{dEXR} = M * \left( \left[ \frac{dX}{dEXR} * \frac{EXR}{X} \right] * \frac{X}{EXR * M} - \left[ \frac{dM}{dEXR} * \frac{EXR}{M} \right] - 1 \right) \quad (4)$$

Herhangi bir  $Y$  değişkeninin  $X$  değişkenine göre esnekliği;  $(dY/dX)(X/Y)$  olduğu (Investopedia, 2022) için ihracat ve ithalatın talep esneklikleri aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\frac{dX}{dEXR} * \frac{EXR}{X} = \epsilon_x \quad (5)$$

$$\frac{dM}{dEXR} * \frac{EXR}{M} = \epsilon_m \quad (6)$$

Bu durumda Denklem (4) aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\frac{dNX}{dEXR} = M * \left( \epsilon_x * \frac{X}{EXR * M} - \epsilon_m - 1 \right) \quad (7)$$

Denklem (7)'de  $\frac{X}{EXR * M}$  kesrinin payına  $EXR * M$  eklenip, çıkarılır ve gerekli sadeleştirme işlemi yapılırsa Denklem (8)'e ulaşılır:

$$\frac{dNX}{dEXR} = M * \left( \epsilon_x * \frac{X - EXR * M}{EXR * M} + \epsilon_x - \epsilon_m - 1 \right) \quad (8)$$

<sup>3</sup> Bu sistemde kur; 1 birim yabancı para karşılığı alınabilen ulusal para miktarını göstermekte olup, örneğin; 1 \$=19.35 TL gibi hesaplanmaktadır.

Dış ticaret dengesinin sağlandığı varsayımı altında  $NX = X - EXR * M = 0$  olacaktır. Bu durumda Denklem (8), Denklem (9) haline gelir:

$$\frac{dNX}{dEXR} = M * (\epsilon_x - \epsilon_m - 1) \quad (9)$$

Talep Kanunu gereği bir malın fiyatı arttığında arzı artacağı için  $\epsilon_x > 0$  iken, talebi azalacağı için  $\epsilon_m < 0$  olacaktır. Bu durumda  $-\epsilon_m > 0$  olacaktır. Bu durumu koruyabilmek için Denklem (9) tekrar düzenlenerek yazıldığında Denklem (10)'a ulaşılır:

$$\frac{dNX}{dEXR} = M * (\epsilon_x + \epsilon_m - 1) \quad (10)$$

Denklem (10)'da  $(\epsilon_x + \epsilon_m) > 1$  olduğunda Marshall-Lerner Koşulu<sup>4</sup> sağlanacaktır. Diğer bir ifadeyle;  $EXR$ 'deki değişim,  $NX$ 'i pozitif etkilemiş olacaktır. Bu da ülkenin net ihracatının artması ve dış ticaret dengesinin iyileşmesi anlamına gelmektedir (Warwickeconomics, 2015). O halde devalüasyon yaparak (ulusal paralarının dış değerini düşürerek/ nominal kurları yükselterek) dış ticaret dengelerini iyileştirmeyi hedefleyen politika yapımcıların öncelikle ülkelerinin ihracat ve ithalat talep esnekliklerine göz önünde tutmaları elzemdir. Eğer bu esnekliklerin mutlak değer toplamları 1'den büyük oluyorsa, yapılacak devalüasyon olumlu sonuçlar verecektir. Aksi takdirde yapılacak devalüasyonlar ülke halkının alım gücünü düşürmesi başka bir deyişle enflasyonla sonuçlanacaktır (Bozkurt, 2014, s. 309; WFP, 2021, s. 11; Ünal, 2022).

## 2. LİTERATÜR ÖZETİ

Ülkelerin, ödemeler dengesini düzeltmek, ekonomik kriz ya da durgunluktan çıkmak, karşı ülkenin devalüasyon atağına karşı pazar payını kaybetmemek için vb. sebeplerle yüksek nominal kur politikasına sıkça başvurmaları sebebiyle Marshall-Lerner Koşulu'nun pek çok araştırmada ampirik olarak ele alındığı görülmüştür. Yazında oldukça yer tutan söz konusu araştırmaların hepsine bu çalışma kapsamında yer vermek imkân dahilinde olmadığından, bazı güncel çalışmalar kronolojik sıra gözetilerek aşağıda özetlenmiştir.

Göçer ve Elmas (2013) 1989-2012 yıllarını kapsayan incelemelerinde döviz kurundaki değişimlerin Türkiye'nin dış ticaretine etkilerini Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde deneysel olarak ele aldıkları çalışmalarında, söz konusu koşulun geçerliliğini ortaya koymuşlardır. Kemeç ve Köseyahyaoglu (2015), Türkiye ekonomisinin 1997-2013 verilerini kullanarak literatürde yer aldıkları ampirik analizlerinde koşulun sağlanmadığını tespit etmişlerdir. Sadok (2018), Fas ekonomisini incelendiği çalışmasında döviz kurlarının dış ticaretine etkisini hem Marshall-Lerner hem de J eğrisi Hipotezi kapsamında

<sup>4</sup> İşlemlerde hata yapılmaması için burada  $\epsilon_x$  ve  $\epsilon_m$ 'in mutlak değerleri alınarak da çalışılabilir. O zaman Marshall- Lerner Koşulu şu hale gelecektir:  $(|\epsilon_x| + |\epsilon_m|) > 1$  şekline gelecektir.

analiz etmiş ve koşulun sağladığı bulgusuna ulaşmışlardır. Topçu ve Özdemir (2019), Türkiye'nin Avro Bölgesi ile olan 2004-2017 dış ticaret verilerini kullanarak söz konusu koşulun ikili ticarete sağlandığı sonucunu Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi ile literatüre kazandırmışlardır. Are (2019), 1986-2015 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanarak Marshall-Lerner koşulunu ampirik olarak inceleyerek, devalüasyon ile Nijerya'nın ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi Engel-Granger ve Hata Düzeltme modellerini kullanarak test etmiş ve koşulun sağlanmadığını rapor etmiştir. Ebadi (2020), OECD ülkeleri ile içinde bu çalışmanın örnekleminde yer alan Asya ülkeleri arasında söz konusu koşulun sağlanıp sağlanmadığını ARDL ve Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi yöntemleriyle araştırmıştır. Koşulun Asya ülkeleri için sağlanmasına karşın OECD ülkeleri için sağlanmadığının kanıtlarını sunmuştur. Amaral ve Breitenbach (2021), kırılğan beşli olarak tanımladıkları Türkiye, Hindistan, Güney Afrika, Endonezya ve Brezilya'nın 1996-2019 dönemine ait çeyreklik dataalarını kullanarak ARDL sınır testi ile yaptıkları çalışmalarında koşulun sağlandığına dair zayıf kanıtlar sunduğunu belirtmişlerdir. Ali vd. (2022), Pakistan'ın önemli ticaret ortaklarıyla koşulun geçerliliğini ülke grubu yerine ampirik olarak tek tek incelemişlerdir. Buna göre Marshall-Lerner Koşulu Pakistan'ın Japonya, Çin, Amerika Birleşik Devletleri, Sudi Arabistan ve İtalya ile olan ikili ticaretinde sağlanmasının karşın, Fransa, İngiltere ve Türkiye dahil olmak üzere üç Avrupa ülkesiyle olan ikili ticaretlerini iyileştirmedeği bulgusunu literatüre kazandırmışlardır.

### 3. ANALİZ

#### 3.1. Model ve Veriler

Marshall-Lerner Koşulunun geçerliliğini sınavabilmek için literatürde kullanılan modellere bakıldığında Hepaktan (2009)'un Denklem (11) ve Denklem (12)'den yararlandığı görülmüştür:

$$\text{Log}M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}Y_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}Yw_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Burada  $Y$ ; ev sahibi ülkedeki,  $Yw$ ; dünyadaki geliri göstermektedir. Bu modellerin en önemli eksiği; döviz kurlarını ve dolayısıyla ihraç ve ithal mallarının göreceli fiyatlarının dışlanmış olmasıdır. Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) ve Bahmani-Oskooee ve Baek (2015) aşağıdaki modelleri kullanmışlardır<sup>5</sup>:

---

<sup>5</sup> Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) bu modellerde  $P^f$ 'i ihraç mallarının dünyadaki fiyatları anlamında  $PXW$  şeklinde,  $P^d$ 'yi  $PD$  şeklinde kullanırken, Bahmani-Oskooee ve Baek (2015) çalışmasında  $P^f$ 'i ihraç mallarının ABD'deki fiyatı anlamında  $PD_{US}$  şeklinde,  $P^d$ 'yi ihraç mallarının Kore'deki fiyatı anlamında  $PX$  biçiminde kullanmıştır. Bu çalışmada söz konusu gösterimler biraz daha standardize edilmeye çalışılmıştır.

$$\text{Log}M_t = \alpha + \beta \text{Log}Y_t^d + \lambda \text{Log}\left(\frac{P^f}{P^d}\right)_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Log}X_t = \alpha' + \beta' \text{Log}Y_t^f + \lambda' \text{Log}\left(\frac{P^d}{P^f}\right)_t + \varepsilon'_t \quad (14)$$

Yukarıda yer verilen denklemlerde  $\frac{P^f}{P^d}$ ; ithal mallarının göreceli fiyatı olup, bu fiyatın artmasının ev sahibi ülkenin ithalat talebini azaltması beklenirken,  $\frac{P^d}{P^f}$ ; ihracat mallarının göreceli fiyatı olup, bu fiyatın artmasının ev sahibi ülkenin ihracatını azaltması beklenmektedir. Bu modellerin en önemli eksiği; nominal döviz kurlarının dışlanmış olmasıdır.

Ogbonna (2018, s.79) ve Şıklar ve Çelik Keçili (2018, s. 126) göreceli fiyatlar için reel döviz kurunun (Real Exchange Rate: RER) kullanılmasını tercih etmiştir.

$$RER = EXR * \frac{P^d}{P^f} \quad (15)$$

Burada  $EXR$ ; ters kotasyona<sup>6</sup> göre hesaplanan nominal döviz kurunu,  $P^d$ ; yurtiçi fiyatlar genel düzeyini ve  $P^f$ ; diğer ülkedeki (ticari partner ülkedeki) fiyatlar genel düzeyini göstermektedir.  $RER$ ; nominal döviz kurunu ve göreceli fiyatları da içeren, daha kapsamlı bir göreceli fiyatlar göstergesidir (Engel, 1993, s. 35-36). Eğer kısa dönemde fiyatlar genel düzeylerinin sabit olacağı varsayılırsa, Denklem (16) ortaya çıkar:

$$RER = EXR * \frac{\overline{P^d}}{\overline{P^f}} \quad (16)$$

Denklem 16'ya göre  $RER$ ,  $EXR$ 'deki değişimleri yansıtacaktır ki bu da yapılacak devalüasyonların ( $EXR$  değişimlerin) etkilerini ortaya çıkaracaktır. Eğer fiyat değişimleri de serbest bırakılırsa  $RER$ , ticari partner ülkeler arasındaki göreceli fiyatların güzel bir göstergesi haline gelecektir (Strauss, 1995, s. 991; Chinn, 2008, s. 2).

$RER$ 'in düşmesi (yerel paranın değer kaybetmesi (depreciation)); ihracat mallarının dış piyasalardaki göreceli fiyatının düşmesi ile sonuçlanacak olup, Talep Kanunu gereği ihracatın artmasının önünü açacaktır. Diğer taraftan, kurdaki yükselmeler, ithal mallarının yurtiçindeki göreceli fiyatının artmasına sebep olacağı için yine Talep Kanuna göre ithalatın azalmasına neden olacaktır (Güler, 2021, s. 956).

Ülkeler sadece bir ülke ile değil, birden çok ülke ile dış ticaret yaptıkları için tüm ticari partner ülkelerin döviz kurları ve fiyatları kullanılarak hesaplanan reel kura, reel efektif döviz kuru (Real Effective Exchange Rate: REER) adı verilmekte olup, çoklu ülke grupları için yapılan dış ticaret çalışmalarında REER'in kullanılması daha yaygındır (Toktaş, 2021,

<sup>6</sup> 1 birim ulusal para karşılığında alınabilen yabancı para miktarını göstermektedir. Örneğin; 1 TL = 0.05 \$ gibi.

s. 3428; Adams ve Metwally, 2021, s.157-158). Bir  $j$  ülkesine ait REER Denklem (17)'deki gibi hesaplanmaktadır:

$$REER_{jt} = \sum_{i=1}^N \left[ \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{jt} + M_{jt})} * RER_{ijt} \right] \quad (17)$$

Denklem 17'de  $X_{ijt}$  ve  $M_{ijt}$ ;  $j$  ülkesi ile  $i$  ülkesi arasında  $t$  döneminde gerçekleşen ihracat ve ithalatı,  $X_{jt} + M_{jt}$ ;  $j$  ülkesinin  $t$  döneminde gerçekleştirdiği toplam dış ticareti,  $\frac{(X_{ijt}+M_{ijt})}{(X_{jt}+M_{jt})}$ ;  $i$  ülkesinin,  $j$  ülkesinin dış ticareti içindeki payını (ağırlığını),  $RER_{ijt}$ ;  $i$  ülkesi ile  $j$  ülkesi arasındaki reel döviz kurunu ifade etmektedir. Böylece her bir ülkeye ait reel kur, dış ticaretteki payları ile ağırlıklandırılmaktadır.

Bu çalışmada Marshall-Lerner Koşulunun Asya Ülkelerinde geçerliliğini sınavabilmek için literatürde yer alan Ogbonna (2018); Şıklar ve Çelik Keçili (2018); Toktaş (2021); Adams ve Metwally (2021) çalışmaları takip edilerek aşağıdaki modeller kullanılmıştır:

$$\ln M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln REER_{it} + \alpha_2 \ln Y_{it}^d + \epsilon_{it} \quad (18)$$

$$\ln X_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln REER_{it} + \beta_2 \ln Y_{it}^f + \epsilon_{it} \quad (19)$$

Bu modellerde yer alan  $\alpha_1$ ; ithalatın reel efektif döviz kuruna göre talep esnekliğini ( $\epsilon_m$ ),  $\beta_1$ ; ihracatın reel efektif döviz kuruna göre talep esnekliğini ( $\epsilon_x$ ) göstermektedir. Bu katsayıların esneklikleri nasıl ifade ettiğini görebilmek için Denklem (18) ve Denklem (19)'de her iki tarafın REER'e göre türevinin alınması gerekmektedir (Örnek olması açısından aşağıda sadece Denklem (18)'in türevleri alınmıştır):

$$\frac{\partial \ln M}{\partial \ln REER} = \alpha_1 = \frac{\frac{1}{M} M'}{1} = \frac{1}{\frac{M}{REER}} \frac{\partial M}{\partial REER} = \frac{\frac{\partial M}{M}}{\frac{\partial REER}{REER}} \quad (20)$$

Matematikte küçük değişimler (differences) türevle (differential:  $d$  veya  $\partial$ ) gösterilirken, büyük değişimler delta ( $\Delta$ ) ile ifade edilmektedir (Janaswamy, 2018). Bu durumda Denklem (20) yeniden yazılacak olursa;

$$\alpha_1 = \frac{\frac{\Delta M}{M}}{\frac{\Delta REER}{REER}} \quad (21)$$

Denklem (21)'de  $\alpha_1$ 'in anlamı;  $REER$ 'deki 1 birimlik değişime karşın,  $M$ 'de meydana gelen değişimdir ki bu da  $M$ 'in  $REER$ 'e göre esnekliğine karşılık gelmektedir (Ahmed vd., 2015, s. 9-11).

Dolayısıyla Denklem (18) ve Denklem (19)'da yer alan modellerin tahmini sonucunda Marshall-Lerner Koşulunun geçerliliğine karar verebilmek için ( $|\alpha_1| + |\beta_1|$ )  $> 1$  olup olmadığına bakılacaktır.

Çalışmada yer verilen Asya Ülkeleri, Dünya Bankası'nın (2022a), ülkelerin 2021 yılı kişi başına düşen milli gelirlerine göre yaptığı



sınıflandırmaya göre gruplandırılmıştır. Bu kaynağa göre ülkelerin sınıflandırılma şekli Tablo 1’de yer almaktadır.

**Tablo 1. Ülkelerin Kişi Başına Düşen Milli Gelirlerine Göre Sınıflandırılması**

Grup	2021 Yılı	2020 Yılı
Düşük Gelirli	<1046	<1035
Alt-Orta Gelirli	1046-4095	1035-4045
Üst-Orta Gelirli	4096-12695	4046-12535
Yüksek Gelirli	>12685	>12535

**Kaynak:** Dünya Bankası (2022).

Tablo 1’de yer alan 2020 yılı verileri, bilgi amaçlı paylaşılmış olup, çalışmada 2021 yılı değerleri temel alınmıştır. Analize dahil edilen ülkeler Tablo 1’e göre sınıflandırıldığında Tablo 2’ye ulaşılmıştır.

**Tablo 2. Analizde Yer Verilen Ülkeler**

	Alt-Orta Gelirli Ülkeler	Üst-Orta Gelirli Ülkeler	Yüksek Gelirli Ülkeler
1	Pakistan	Türkiye	Japonya
2	Bangladeş	Kazakistan	Güney Kore
3	Hindistan	Moğolistan	İsrail
4	Özbekistan	Çin	Suudi Arabistan
5	Kırgızistan	Irak	Oman
6	Nepal	Ürdün	Katar
7	Sri Lanka	Rusya	Kuveyt
8	Bhutan	Gürcistan	Bahreyn
9	Suriye	Azerbaycan	Birleşik Arap Emirlikleri
10	Lübnan	Ermenistan	Güney Kıbrıs Rum Kesim
11	Kamboçya	Tayland	Singapur
12	Filipinler	Malezya	Bruney Sultanlığı
13	İran	Endonezya	-
14	Tacikistan	-	-

Düşük gelirli ülkeler sınıflandırmasına sadece Tacikistan’ın girdiği tespit edilmiş olup, tek bir ülke için panel veri analizi yapılamayacağı için bu ülke alt-orta gelirli ülkeler grubuna dahil edilmiştir. Böylece analizde alt-orta gelirli ülkeler grubuna giren 14, üst-orta gelirli ülkeler grubuna giren 13 ve

yüksek gelirli ülkeler gurubuna giren 12 ülke için panel veri analizleri yapılmıştır. Analizin zaman boyutu; 1990-2021 dönemi yıllık verilerinden oluşmaktadır. Analizin başlangıç dönemi olarak 1990 yılının seçilmiş olmasının nedeni; Sovyetler Birliğinin yıkılması sonrasında ortaya çıkan Rusya Federasyonu ve Orta Asya Türk Cumhuriyetleri gibi devletlere ait verilere 1990 yılından itibaren ulaşılabilir olmasıdır.

Mal ticareti gibi hizmet ticareti de döviz kurlarından ve göreceli fiyatlardan etkilendiği için çalışmada dış ticaret verileri olarak; mal ve hizmet ihracatı ( $X$ ) ve mal ile hizmet ithalatı ( $M$ ) verileri kullanılmıştır.  $X$  verileri Dünya Bankası (2022b)'den,  $M$  verileri Dünya Bankası (2022c)'den alınmıştır. Milli gelir olarak, kişi başına düşen milli gelir ( $Y$ ) verileri kullanılmıştır. Burada  $Y^d$ ; ev sahibi ülkedeki kişi başına düşen milli geliri,  $Y^f$ ; dünya genelindeki ortalama kişi başına düşen milli geliri<sup>7</sup> göstermekte olup, bu veriler Dünya Bankası (2022d)'den temin edilmiştir. Reel efektif döviz kuru verileri; Macaristan'daki Corvinus Üniversitesi bünyesinde araştırmalarını sürdüren Bruegel Araştırma Grubu üyelerinden Dr. Zsolt Darvas tarafından Darvas (2012; 2021) çalışmaları temelinde hazırlanan ve 21 Haziran 2022'de güncellenmiş olan Bruegel (2022) veri tabanından alınmıştır. Verilerin betimleyici istatistikleri Tablo 3'te gösterilmiştir.

**Tablo 3. Verilerin Betimleyici İstatistikleri**

	Alt-Orta Gelirli Ülkeler				
	X	M	RER	YD	YF
Ortalama	8.78	9.15	4.71	7.00	8.91
Ortanca	8.90	9.24	4.68	6.93	8.93
En Büyük	13.40	13.49	7.90	9.38	9.41
En Küçük	4.31	4.56	0.32	4.93	8.37
Std. Dev.	1.86	1.72	0.55	0.98	0.35
Çarpıklık	0.04	-0.09	-1.29	0.23	-0.08
Basıklık	2.60	2.98	29.97	2.31	1.39
Jarque-Bera	3.18	0.66	13698.87	12.88	49.07
Olasılık Değeri	0.20	0.72	0.00	0.00	0.00
Gozlem Adedi	448	448	448	448	448
	Üst-Orta Gelirli Ülkeler				
	X	M	RER	YD	YF
Ortalama	10.07	10.14	4.44	7.86	8.91
Ortanca	10.62	10.56	4.60	8.10	8.93

<sup>7</sup> Bu değişkenin seçilmesinde; literatürde yer alan Türkay (2014: 26); Adams ve Metwally (2021: 158); Amaral ve Breitenbach (2021: 737) çalışmaları temel alınmıştır.

*Marshall-Lerner Koşulunun Gelişmekte Olan Asya Ülkelerinde Geçerliliği:  
Farklı Gelir Seviyelerine Göre Panel Veri Analizleri*

En Büyük	15.08	14.94	6.28	9.68	9.41
En Küçük	0.37	0.61	0.31	3.13	8.37
Std. Dev.	2.47	2.23	0.59	1.06	0.35
Çarpıklık	-0.90	-0.85	-3.51	-0.83	-0.08
Basıklık	4.84	5.06	20.70	4.19	1.39
Jarque-Bera	114.52	123.84	6286.03	72.49	45.48
Olasılık Değeri	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Gozlem Adedi	416	416	416	416	416

Yüksek Gelirli Ülkeler

	X	M	RER	YD	YF
Ortalama	10.86	10.64	4.66	10.04	8.91
Ortanca	10.87	10.59	4.66	10.09	8.93
En Büyük	13.74	13.82	5.08	11.35	9.41
En Küçük	7.53	7.18	4.10	8.60	8.37
Std. Dev.	1.69	1.72	0.16	0.59	0.35
Çarpıklık	-0.04	0.02	-0.60	-0.26	-0.08
Basıklık	1.91	1.96	3.74	2.54	1.39
Jarque-Bera	19.15	17.39	31.44	7.67	41.98
Olasılık Değeri	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00
Gozlem Adedi	384	384	384	384	384

Betimleyici istatistiklere göre çalışmada 448 alt-orta gelirli ülke verisi, 416 üst-orta gelirli ülke verisi ve 384 yüksek gelirli ülke verisi kullanılmıştır. Standart sapma tüm ülke gruplarında düşüktür.

### 3.2. Yöntemler ve Uygulamalar

#### 3.2.1. Yatay Kesit Bağımlılık Testleri

Paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığını saptamak amacıyla çeşitli testler uygulanabilmektedir. Bu alandaki ilk test Breusch ve Pagan'a (1980) ait olup, bu yöntem panelin zaman boyutu ( $T$ ) büyük, yatay kesit boyutu ( $N$ ) küçük olduğunda daha etkin sonuçlar üretebilmektedir. Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen  $LM$  istatistiği aşağıda gösterilmiştir:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (22)$$

Yukarıdaki denklemde yer alan  $\hat{\rho}$  hata terimlerinin ikili korelasyonlarının tahminidir. Pesaran vd. (2008) Denklem (22)'de meydana gelen saplamaları, test istatistiğine ortalama ve varyansı da ekleyerek, düzeltilmiş  $LM$  testini ( $LM_{ADJ}$ ) geliştirmiştir. Bu test istatistiği de aşağıdaki denklem yardımıyla elde edilmektedir (Pesaran vd. 2008, s. 108):

$$LM_{ADJ} = \left( \frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \left( T \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \right) \quad (23)$$

23 no.lu denklemde kullanılan  $k$ ; modelde yer alan bağımsız değişken sayısını,  $\mu_{Tij}$ ;  $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin ortalamasını,  $v_{Tij}$ ;  $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin varyansını göstermektedir.  $LM$  ve  $LM_{ADJ}$  testlerinin boş hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$H_0: Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0, \quad \forall_t \text{ ve } i \neq j \text{ için.} \quad (24)$$

Yapılan inceleme sonunda boş hipotez reddedilebildiğinde; panele alınan yatay kesitler arasında bağımlılık olduğuna karar verilir. Bu çalışmada panelin zaman boyutu  $T = 32$ , yatay kesit boyutları (12, 13, 14) olup,  $N < T$  olduğu için ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı  $LM$  ve  $LM_{ADJ}$  testleriyle incelenmiştir. Yapılan yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır.

**Tablo 4. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları**

	Alt-Orta G.Ü.		Üst-Orta G.Ü.		Yüksek G. Ü.	
	$LM$	$LM_{adj}$	$LM$	$LM_{adj}$	$LM$	$LM_{adj}$
$LnX$	2072.09* (0.00)	146.84* (0.00)	1890.85* (0.00)	145.14* (0.00)	1914.76* (0.00)	160.91* (0.00)
$LnM$	2201.60* (0.00)	156.44* (0.00)	1912.14* (0.00)	146.84* (0.00)	1927*.07 (0.00)	161.98* (0.00)
$LnREER$	645.81* (0.00)	41.12* (0.00)	498.02* (0.00)	33.62* (0.00)	484.80* (0.00)	36.45* (0.00)
$LnY^d$	2003.83 (0.00)	141.78 (0.00)	2019.03* (0.00)	155.40* (0.00)	1592.14* (0.00)	132.83* (0.00)
$LnY^f$	2909.50* (0.00)	208.92 (0.00)	2496.00* (0.00)	193.59* (0.00)	2112.00* (0.00)	178.08* (0.00)

Tablo 4'te her bir değişken için yapılan  $LM$  ve  $LM_{ADJ}$  testinde edilen olasılık değerleri 0.00 olduğu için boş hipotez güçlü bir şekilde reddedilmiş ve panellere dahil edilen ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının var olduğuna karar verilmiştir. Bu nedenle yapılacak birim kök, eşbütünlük, regresyon ve nedensellik analizlerinde, ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığını dikkate alan analiz yöntemlerinin seçilmesi gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığının arkasında; Asya'da yer alan

ülkelerin kendi aralarındaki dış ticaretin fazla olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir.

### 3.2.2. Panel Birim Kök Testi

Birim kök testleri; temel olarak serinin kendi beklenen değeri etrafında dalgalanıp dalgalanmadığını (Gujarati ve Porter, 2012, s. 744), seri üzerine belirli bir dönemde gelen bir ekonomik veya siyasi bir şokun, sonraki dönemleri de etkileyip etkilemediğini analiz etmektedir (Enders, 1998, s. 212). Bu çalışmada serilerin durağanlıkları Hadri ve Kruzomi (2012) tarafından geliştirilen durağanlık testi ile incelenmiştir. Bu test; ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını, serideki ortak faktörler üzerinden göz önünde bulundurmaktadır. Serinin veri yaratma sürecinde ortaya çıkan otokorelasyonu Sul vd. (2005) tarafından geliştirilen SPC yönteminde  $AR(p)$  süreciyle, Choi (1993) tarafından geliştirilen LA yönteminde  $AR(p + 1)$  süreciyle düzeltilmektedir.

$$y_{it} = z'_t \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Yukarıda gösterilen denklemde  $z'_t$ ;  $y_{it}$  serisinin durağanlığını etkileyen deterministik bileşenleri,  $f_t$ ; serideki ortak faktörleri,  $\varepsilon_{it}$ ; rassal hata terimlerini göstermektedir. Hata terimleri serisi  $AR(p)$  sürecine göre açıldığında:

$$\varepsilon_{it} = \phi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} + v_{it} \quad (26)$$

$AR(p + 1)$  sürecine göre açıldığında:

$$\varepsilon_{it} = \phi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} + \phi_{ip+1} \varepsilon_{it-(p+1)} + v_{it} \quad (27)$$

elde edilir. Bu noktadan hareketle iki farklı test istatistiği elde edilmektedir:

$$Z_A^{SPC} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iSPC}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (28)$$

$$Z_A^{LA} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iLA}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (29)$$

Burada  $\hat{\sigma}_{iSPC}^2$ ;  $AR(p)$  sürecine göre açılmış serinin varyansını,  $\hat{\sigma}_{iLA}^2$ ;  $AR(p + 1)$  sürecine göre açılmış serinin varyansını ve  $T$ ; panelin zaman boyutunu göstermektedir. Testin hipotezleri Hadri ve Kruzomi (2012, s. 31-32);

$H_0: \phi_i(1) \neq 0, \forall_i$ . Seri durağandır.

$H_1: \phi_i(1) = 0, \exists_i$ . Seri durağan değildir.

Çalışmada yapılan Hadri ve Kruzomi (2012) panel birim kök testi sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5. Panel Birim Kök Testi Sonuçları**

		Alt-Orta G.Ü.		Üst-Orta G.Ü.		Yüksek G. Ü.	
		$Z_A^{SPC}$	$Z_A^{LA}$	$Z_A^{SPC}$	$Z_A^{LA}$	$Z_A^{SPC}$	$Z_A^{LA}$
Düzyey	$LnX$	-1.84 (0.06)	-2.02 (0.07)	0.09 (0.06)	0.27 (0.09)	-1.63 (0.04)	-2.55 (0.09)
	$LnM$	-2.50 (0.09)	-3.00 (0.09)	-0.88 (0.08)	-0.91 (0.08)	-1.75 (0.05)	-2.59 (0.05)
	$LnREER$	4.92 (0.00)	11.73 (0.00)	4.29 (0.00)	11.79 (0.00)	2.61 (0.00)	4.42 (0.00)
	$LnYd$	-2.25 (0.08)	-1.92 (0.07)	-1.35 (0.01)	-1.35 (0.03)	-2.25 (0.08)	-2.84 (0.07)
	$LnYf$	3.57 (0.09)	4.25 (0.08)	3.57 (0.09)	4.25 (0.08)	3.57 (0.09)	4.25 (0.08)
Birinci Fark	$\Delta LnX$	0.05* (0.47)	0.09* (0.46)	-0.71*(0.76)	-0.07*(0.53)	0.80* (0.21)	0.49* (0.30)
	$\Delta LnM$	0.40* (0.34)	0.64* (0.25)	-0.84*(0.80)	-0.24*(0.59)	-0.16*(0.56)	-0.05*(0.52)
	$\Delta LnREER$	-0.64*(0.74)	0.80* (0.21)	3.87* (0.14)	3.77* (0.22)	-0.16*(0.56)	-0.51*(0.69)
	$\Delta LnYd$	2.17*(0.10)	2.03*(0.12)	3.13* (0.90)	2.48* (0.65)	0.82* (0.20)	-1.01*(0.84)
	$\Delta LnYf$	-11.38*(0.8)	-4.22* (0.78)	-11.38*(0.8)	-4.22* (0.78)	-11.38*(0.8)	-4.22*(0.78)

**Not:** \*, Serinin %1'de durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 5'teki sonuçlara göre tüm seriler düzeyde değil, birinci farkta durağandır. Çünkü serilerin düzey değerleri için yapılan sınamalarda elde edilen olasılık değerleri 0.10'dan küçük olup, *seri durağandır* biçimindeki boş hipotez reddedilirken, serilerin birinci farkları için yapılan sınamalarda elde edilen olasılık değerleri 0.10'dan büyük olup, boş hipotez kabul edilmiştir. Bu nedenle regresyon analizine geçmeden önce seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının sınanması gerekmektedir.

### 3.2.3. Panel Eşbütünleşme Testi

Çalışmada seriler arasında eşbütünleşmenin varlığı Westerlund (2008) Durbin-Hausman (WDH) Panel Eşbütünleşme Testi ile incelenmiştir. WDH testinde yatay kesit bağımlılığı ortak faktörler üzerinden dikkate alınmaktadır (Westerlund, 2008, s. 199):

$$Y_{it} = \eta_i + \alpha_t X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

Burada  $\varepsilon_{it} = \lambda'_i F_t + e_{it}$  şeklinde tanımlanmakta olup,  $F_t$  ortak faktörleri göstermektedir.  $F_t$  ve  $e_{it}$  serileri  $AR(1)$  sürecine göre açılacak olursa;

$$F_{jt} = \rho_j F_{jt-1} + u_{jt} \quad (31)$$

$$e_{it} = \phi_i e_{it-1} + v_{it} \quad (32)$$

eşitlikleri elde edilir.  $e_{it}$ , rassallığı sağlayan faktördür. WDH yönteminde  $Y$  ile  $X$  serisi arasında eşbütünleşmenin varlığı  $e_{it}$ 'nin durağanlığına, o da  $\rho_j$ 'ye bağlıdır. Westerlund (2008)  $\rho_j < 1$  olduğunu varsaymış ve eşbütünleşmeyi  $\phi_i$  üzerinden ele almıştır. Bu durumda testin hipotezleri aşağıdaki gibidir (Westerlund, 2008, s. 199-200):

$H_0: \phi_i = 1, \forall i$ . Eşbütünleşme Yok.

$H_1: \phi_i < 1, \forall i$ . Eşbütünleşme Var.

Westerlund (2008) yukarıdaki hipotezlerin testinde kullanılmak üzere iki farklı test istatistiği üretmiştir: Bunlardan  $DHp$ ; eşbütünleşme katsayılarının homojen olduğu varsayımı altında geçerli iken,  $DHg$ ; eşbütünleşme katsayılarının heterojen olduğu varsayımı altında geçerlidir. Modellerde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı Westerlund (2008) Durbin-Hausman (WDH) eşbütünleşme sınaması yöntemi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 6’da gösterilmiştir.

**Tablo 6. Westerlund Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

	Alt-Orta G.Ü.		Üst-Orta G.Ü.		Yüksek G.Ü.	
	$DHp$	$DHg$	$DHp$	$DHg$	$DHp$	$DHg$
İthalat Modeli	-3.256*	-1.990**	-3.0797*	-2.011**	-3.793*	-5.870*
İhracat Modeli	-3.216*	-2.475**	-3.773*	-2.168**	-2.358**	-4.159*

**Not:** WDH testi normal asimptotik dağılıma sahip olduğu için elde edilen test istatistiklerinin, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla -1.96 ve -2.57 ile karşılaştırılması uygun olacaktır. \* ve \*\*; modelde %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşmenin var olduğunu göstermektedir.

Tablo 6’daki sonuçlara dayanarak “Eşbütünleşme yok” şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiş ve modellerde kullanılan değişkenlerin eşbütünleşme ilişkisine sahip oldukları ortaya çıkmıştır. Bu durumda yapılacak regresyon analizlerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılmayacaktır (Jansson ve Haldrup, 2000).

### 3.2.4. Eğim Katsayılarının Homojenlik Sınaması

Eşbütünleşme katsayılarının homojen bir yapıya sahip olup olmadığını test etmeye yönelik inceleme Delta ( $\Delta$ ) Testi ile gerçekleştirilmiştir. Bu testi ilk olarak geliştiren Swamy (1970) aşağıdaki panel veri modelini kullanmıştır:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (33)$$

Delta Testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

$H_0: \beta_i = \beta, \forall i$ . Tüm ülkelere ait eğim katsayıları homojen yapıdadır.

$H_1: \beta_i \neq \beta, \exists i$ . Eğim katsayıları homojen yapıya sahip değildir.

Bu hipotezleri sınavabilmek için gerekli olan test istatistiği Denklem (34) kullanılarak elde edilebilmektedir:

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{2k} \right) \quad (34)$$

Denklem 34’te  $N$ ; ülke adedini,  $S$ ; Swamy test istatistiğini ve  $k$ ; modeldeki açıklayıcı değişken adedini ifade etmektedir. Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy (1970) tarafından geliştirilen Delta Testinin büyük örneklem için etkin olmasına karşın, küçük örneklemelerde sapmalı sonuçlar

verdiğini belirtmiş, bu sapmaları düzelterek, küçük örneklerde de etkin sonuçlar üreten Düzeltilmiş Delta ( $\hat{\Delta}_{ADJ}$ ) Testini geliştirmiştir. Bu yöntemde test istatistiği Denklem (35) yardımıyla elde edilebilmektedir:

$$\hat{\Delta}_{ADJ} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{v(T, k)} \right) \quad (35)$$

Burada  $v(T, k)$ ; Denklem (33)'te yer alan eşbütünleşme modelinin standart hatsını ifade etmektedir. Düzeltilmiş Delta ( $\hat{\Delta}_{ADJ}$ ) Testinin hipotezleri de yukarıda yer alan Delta Testinin hipotezleri ile aynıdır. Çalışmada yapılan Homojenite sınaması sonuçları Tablo 7'de yer almaktadır.

**Tablo 7. Eğitim Katsayılarının Homojenlik Sınaması Sonuçları**

	Alt-Orta G. Ü.		Üst-Orta G. Ü.		Yüksek G.Ü.	
	İthalat Modeli	İhracat Modeli	İthalat Modeli	İhracat Modeli	İthalat Modeli	İhracat Modeli
$\hat{\Delta}$	-1.33 (0.38)	-5.78 (0.87)	-0.57 (0.71)	-0.16 (0.56)	-3.29 (0.39)	-3.09 (0.91)
$\hat{\Delta}_{ADJ}$	-2.76 (0.62)	-7.50 (0.89)	-0.61 (0.72)	-0.18 (0.57)	-3.51 (0.31)	-3.29 (0.97)

Tablo 7'deki parantez içinde yer alan olasılık değerlerine göre  $H_0$  tüm ülke grupları için kabul edilmiş ve eğitim katsayılarının homojen olduğuna karar verilmiştir. O halde paneller için elde edilecek sonuçlar, o panelde yer alan ülkeleri temsil edecektir / o ülkeler için de geçerli olacaktır.

### 3.2.5. Panel Regresyon Analizi

Panel regresyon analizi; Bai ve Kao (2006) tarafından geliştirilen Continuous Updated Fully Modified Estimator (Sürekli Güncellenen Tam Değiştirilmiş Tahminci: CUP-FM) yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Bu yöntem eşbütünleşme katsayılarını tahmin ederken; ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını, ortak faktörler üzerinden göz önünde bulundurarak çalışmaktadır. Bunun için Denklem (36)'da yer alan eşbütünleşme vektörü ele alınabilir (Bai ve Kao, 2006, s. 2-3):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (36)$$

Yukarıda yer alan denklemde  $e_{it}$  hata terimleri serisinin aşağıdaki gibi olduğu varsayılmaktadır:

$$e_{it} = \lambda'_i F_t + u_{it} \quad (37)$$

Burada  $F_t$  ortak faktörleri göstermektedir. CUP-FM asimptotik sapmalara karşı da güvenilir sonuçlar vermektedir (Bai ve Kao, 2006, s. 16; Huang, 2008, s. 226). Ayrıca CUP-FM küçük örneklerde de güçlü sonuçlar üretmektedir (Bai ve Kao, 2006, s. 4). Bununla birlikte Bai, Kao ve Ng, (2009), CUP-FM tahmincisindeki olası asimptotik sapmalara karşı CUP-BC tahmincisini de geliştirmiştir. Bu çalışmada katsayılar CUP-BC yöntemiyle tahmin edilmiş ve Tablo 8'de sunulmuştur.



**Tablo 8. Regresyon Analizi Sonuçları**

	Alt-Orta G. Ü.		Üst-Orta G. Ü.		Yüksek G.Ü.	
	İthalat Modeli	İhracat Modeli	İthalat Modeli	İhracat Modeli	İthalat Modeli	İhracat Modeli
<i>LnREER</i>	0.13* [11.43]	0.12* [9.75]	1.30* [8.28]	1.34* [9.15]	1.39* [35.05]	1.38* [37.05]
<i>LnYd</i>	1.27* [5.39]	-	1.39* [4.49]	-	1.26* [6.37]	-
<i>LnYf</i>	-	1.88* [30.55]	-	3.00* [24.29]	-	2.22* [15.17]

**Not:** Köşeli parantez içindekiler, elde edilen *t* istatistikleridir. *t* Tablosundan alınan kritik değer %1 için 2.57'dir. \*, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 8'deki bulgulara göre reel efektif döviz kurundaki artış tüm ülke gruplarında hem ihracatı hem de ithalatı artırmıştır. Burada aslında REER artışlarının ihracatı azaltması beklenirdi. REER'in artmasının, göreceli fiyatların artması anlamına geldiği için diğer ülkelerin mal ve hizmet alımı talebinin düşmesi daha ussalıdır. Ama buna rağmen ihracatın artıyor olması, söz konusu Asya ülkelerinin ürettikleri mal ve hizmetlerin, ikamesi kolay olmayan mal ve hizmetler olduğunu göstermektedir. Marshall-Lerner koşulunun geçerliliğine bakıldığında; alt-orta gelirli Asya ülkelerinde  $(|\alpha_1| + |\beta_1|) = (|0.13| + |0.11|) = 0.25 < 1$  olduğu için alt-orta gelirli Asya ülkelerinde Marshall-Lerner koşulu sağlanmamaktadır. Yani bu ülkelerin devalüasyon türü politikalar uygulayarak dış ticaret dengelerini iyileştirmeleri mümkün gözükmemektedir. Üst-orta gelirli Asya ülkelerinde  $(|1.22| + |1.30|) = 2.52 > 1$  ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde  $(|2.49| + |2.41|) = 4.90 > 1$  olup, Marshall-Lerner koşulu bu ülkelerde geçerlidir. Daha açık bir ifadeyle, üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkeleri, ulusal paralarının değerini düşürerek, dış ticaret dengelerini daha da iyileştirebileceklerdir. Bu sonuçlarda; ülkelerin kişi başına düşen milli gelirleri arttıkça, elde edilen toplamın da arttığı görülmektedir ki bunun, söz konusu ülkelerin ürettikleri ürünlerin katma değerinin yüksekliğiyle ilgili bir durum olduğu değerlendirilmektedir.

Ev sahibi ülkelerdeki kişi başına düşen milli gelir artışı ülkelerin ithalatını artırırken, dünya genelindeki ortalama kişi başına düşen milli gelir artışı ilgili ülkelerin ihracatını yükseltmiştir. Burada dünya genelindeki ortalama kişi başına düşen milli gelirin katsayılarının daha büyük çıkmış olması; ithalatın diğer ülkelerin alım gücüne duyarlılığının yüksek olduğunu göstermektedir.

### 3.2.6. Panel Nedensellik Testi

Bu çalışmada seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi ile incelenmiştir. *y* ve *x* gibi iki seri arasındaki

nedensellik ilişkilerini sınavabilmek için bu testte kullanılan denklem aşağıda yer almaktadır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1451):

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (38)$$

Burada  $K$ ; optimum gecikme uzunluğudur. Denklem (38),  $x$ 'ten  $y$ 'ye doğru nedensellik ilişkisinin varlığını test etmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi, bazı yatay kesitlerde ( $i$ 'lerde) var olabilecek nedensellik ilişkilerini de belirleyebilmektedir ve bu yönüyle Granger (1969) testinden daha güçlüdür. Bu testin hipotezleri;

$H_0: \beta_i^{(k)} = 0, \forall i$ . Bütün yatay kesitlerde  $x$ 'ten  $y$ 'ye doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

$H_1: \beta_i^{(k)} \neq 0, \exists i$ . Bazı yatay kesitlerde  $x$ 'ten  $y$ 'ye doğru nedensellik ilişkisi vardır.

Bu hipotezleri sınavabilmek için  $W$  ve  $Z$  şeklinde iki farklı test istatistiği geliştirilmiştir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1457). Çalışmada Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testleri yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 9'da sunulmuştur.

**Tablo 9. Panel Nedensellik Testi**

Nedenselliğin Yönü	Alt-Orta G. Ü.			Üst-Orta G. Ü.			Yüksek G. Ü.		
	<i>W İst.</i>	<i>Z İst.</i>	<i>Olasılık</i>	<i>W İst.</i>	<i>Z İst.</i>	<i>Olasılık</i>	<i>W İst.</i>	<i>Z İst.</i>	<i>Olasılık</i>
$\ln REE \rightarrow \ln M$	2.20	0.05	0.95	11.80	14.63	0.00*	5.15	4.35	0.00*
$\ln Y^d \rightarrow \ln M$	3.64	2.31	0.02**	7.83	8.61	0.00*	4.27	3.07	0.00*
$\ln REE \rightarrow \ln X$	2.08	-0.14	0.88	8.78	10.04	0.00*	4.44	3.32	0.00*
$\ln Y^f \rightarrow \ln X$	6.94	7.52	0.00*	8.14	9.08	0.00*	4.12	2.85	0.00*

**Not:** \* ve \*\*, %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde nedenselliğin varlığını göstermektedir. Optimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır (Farklı gecikme uzunlukları için de testler yapılmış, benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Ayrıca yapılan optimum gecikme uzunluğu belirleme işlemlerinde her defasında en az bir kritere göre optimum gecikme uzunluğu 2 çıkmıştır).

Tablo 8'deki sonuçlara göre; alt-orta gelirli Asya ülkelerinde reel kurdan ithalat ve ihracata doğru nedensellik ilişkileri belirlenemezken, ülkelerin kişi başına düşen milli gelirlerinden ithalata, dünyadaki kişi başına düşen ortalama milli gelirlerinden de ihracata doğru nedensellik ilişkilerinin var olduğu bulunmuştur. Üst-orta gelirli Asya ülkelerinde ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde hem reel kurdan hem de milli gelirden ihracat ve ithalata doğru nedensellik ilişkilerinin var olduğu bulunmuştur. Demek ki alt-orta gelirli Asya ülkelerinde dış ticareti döviz kuru politikaları ile etkilemek pek olası değilken, üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde bu mümkün

olabilecektir. Bu analizde elde edilen sonuçların, regresyon analizi bulgularıyla tutarlılık gösterdiği görülmekte olup, bu da yapılan analizlerin güvenilirliğine ek bir delil oluşturmuştur.

## **Sonuç**

Yazında üzerinde haklı bir şekilde durulduğu gibi uluslararası ticaret genel olarak dünya refahını artırmasına karşın dış ticaret açığı veren ülkeler bundan zarar görebilmektedirler. Söz konusu olumsuzluğun çözümüne ilişkin olarak; küreselleşen dünyada ekonomilerin birbirlerine emek, sermaye ve teknoloji unsurlarıyla birlikte sarmal haline geldiği günümüzde dış ticarete kısıtlamalar getirmek rasyonel bir bakış açısı olmayacaktır. Ülkelerin ekonomilerini iyileştirmesi adına Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Dünya Ticaret Örgütü (WTO) gibi kurumlar bir yandan dünya refahının artırılması için dış ticaretin serbestleşmesini teşvik ederken, diğer yandan da dış ticaret açığı veren ve borçlarını ödemekte güçlük çeken ülkelerin dünya ticaret sisteminin dışına çıkmaması için krediler sağlamakta, politika önerileri sunmakta ve ülkelerle bu alanda gerekli iş birliklerini sürdürmektedirler.

Bu çalışmada; Asya Ülkelerinin dış ticaret dengelerini sağlayabilmek amacıyla devalüasyon benzeri para politikaları izlemelerinin efektif sonuçlar doğurup doğurmadığı, 39 Asya ülkesinin 1990-2021 dönemi verileri kullanılarak Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde araştırılmıştır. Örneklemde yer verilen Asya ülkeleri homojen bir ekonomik büyüklüğe sahip olmamaları sebebiyle ülkeler, Dünya Bankasının sistematığı baz alınarak gelir dağılımlarına göre kendi aralarında üç gruba ayrılmıştır. Marshall-Lerner koşulunun alt-orta gelirli Asya ülkelerinde geçerli olmamasına karşın, üst-orta gelirli Asya ülkelerinde ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde geçerli olduğunu göstermektedir. Elde edilen sonuçlarla bezer şekilde reel kurdan dış ticarete doğru nedensellik ilişkisinin alt-orta gelirli Asya ülkelerinde olmadığı, fakat üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde olduğu sonuçlarını göstermektedir. Tüm bu emarelere göre; döviz kuru alt-orta gelirli Asya ülkelerinde iyi bir politika aracı değilken, üst-orta gelirli ve yüksek gelirli Asya ülkelerinde kullanılabilir bir politika seçeneğidir. Kişi başına düşen milli gelir ise tüm ülke gruplarında dış ticareti etkilemektedir. Elde edilen bulgular literatürle ile paralellik göstermektedir.

Yukarıda yapılan değerlendirmeler ışığında; bir kısım Asya ülkelerinin dış ticaret dengelerini iyileştirebilmek için ulusal paralarının değerini düşürmeleri kısa vadede rasyonel bir politika seçeneği olarak değerlendirilebilir. Bu noktada belirleyici olan; ülkelerin gelir seviyeleridir. Düşük gelirli veya alt-orta gelir düzeyine sahip (kısaca kişi başına düşen milli geliri 4000 Doların altında olan) ülkeler, muhtemelen düşük teknoloji ve emek yoğun mallar üretip, ihraç etmeye çalışmaktadırlar. Bu mallara olan talebi döviz kuru üzerinden etkilemek çok da mümkün olamamaktadır. Örneğin; üst-orta gelirli ülkeler arasında yer almasına rağmen Türkiye Eylül 2021'den itibaren ulusal parasının değerini düşürerek dış ticaret dengesini

iyileştirmeye çalışmış, ancak bunda başarılı olamamış, tam aksine dış ticaret açığı daha da artmıştır. Türkiye’de yaşanan söz konusu olgunun temel sebebi; yerel para biriminin değer kaybetmesiyle birlikte yurtdışında fiyatı düşük hale gelen Türk mallarının üretilmesi için ihtiyaç duyulan çeşitli girdilerin ithal edilme ihtiyacından kaynaklanmaktadır. Bu nedenle Asya ülkelerinin dünya ile fiyat rekabetinden ziyade kalite ve teknoloji rekabeti içine girmesi en doğru ve sürdürülebilir politika aracı olacaktır.

Ayrıca, ülke düzeyinde yüksek kur politikasına bağlı olarak ihracatı artırma güdüsü, kısa vadede ülkelere geçici üstünlükler sağlamakla birlikte uzun vadede beraberinde enflasyonist baskıları beraberinde getirmesinin olasılığı yüksektir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde, yüksek kur politikalarının sadece kısa vadeli müdahaleler olarak masada tutulması rasyonel olacaktır. Küresel düzeyde bakıldığında ise; ülkelerin yüksek nominal kur müdahalelerinin küresel ölçekte kur savaşlarına dönüşmesinin önünü açacak, bu durum da zamanla yüksek girdi maliyetleri, artan gümrük vergileri, ekonomik ambargolar zaman içinde küresel ekonomik durgunlukla sonuçlanması kuvvetle muhtemeldir. Bu açıdan da bakıldığında yüksek kura dayalı ekonomi politikalarından uzun vadede dünya refahı da tıpkı ülke ekonomileri gibi olumsuz etkilenebilecektir.

---

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış Bağımsız

**Yazar Katkısı:** Oğuzhan Özçelik: %100

**Destek ve Teşekkür Beyanı:** Çalışma için destek alınmamıştır.

**Etik Onay:** Bu çalışma etik gerektiren herhangi bir insan veya hayvan araştırması içermemektedir.

**Çıkar Çatışması Beyanı:** Çalışma ile ilgili herhangi bir kurum veya kişi ile çıkar çatışması bulunmamaktadır.

**Peer Review:** Independent double-blind

**Author Contributions:** Oğuzhan Özçelik: 100%

**Funding and Acknowledgement:** No support was received for the study.

**Ethics Approval:** This study does not contain any human or animal research that requires ethical approval.

**Conflict of Interest:** There is no conflict of interest with any institution or person related to the study.

---

## Kaynakça

Adams, J. ve Metwally, A. (2021). Testing for the marshall–lerner condition in Egypt: An empirical analysis. *African Journal of Economic and Management Studies*, 12(1), 151-170.

- Ali, G., Ullah, K., Shah, S. Z., ve Khan, S. (2022). Testing of marshall-lerner condition: Evidence from Pakistan. *Bulletin of Business and Economics*, 11(1), 46-52. <https://doi.org/10.5281/zenodo.6420352>.
- Ahmed, S., Appendino, M. ve Ruta, M. (2015). Global value chains and the exchange rate elasticity of exports. *IMF Working Paper*, No. WP/15/252.
- Aktaş, A. (2021, 7 Ekim). *Meğer kur artınca ihracat artmıyormuş!* 14 Kasım 2021 tarihinde <https://www.dunya.com/kose-yazisi/meger-kur-artinca-ihracat-artmıyormus/642383/> adresinden edinilmiştir.
- Amaral, A. J. C. ve Breitenbach, M. C. (2021). The marshall-lerner condition in the fragile five economies: Evidence from the ardl bounds test approach. *Business and Economics Research Journal*, 12(4), 731-750. <https://doi.org/10.20409/berj.2021.349>
- Are, O., 2019. Currency devaluation trade balance nexus: A test of marshall-lerner condition in Nigeria. *BizEcons Quarterly, Strides Educational Foundation*, vol. 4, pages 23-43.
- Arruda, E. F., Castelar, P. U. C. ve Martins, G. (2019). The j-curve and the marshall-lerner condition: Evidence for net exports in the southern region of Brazil. *Planejamento e Políticas Públicas*, 52, 17-48.
- Bai, J. ve Kao, C. (2006). On the estimation and inference of a panel cointegration model with cross-sectional dependence. *Contributions to Economic Analysis*, 274, 3-30.
- Bai, J., Kao, C. ve Ng, S. (2009). Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, 149(1), 82-99.
- Bozkurt, C. (2014). Money, inflation and growth relationship: The Turkish case. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 309-322.
- Breusch, T.S ve Pagan, A.R. (1980) The lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-53. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Bromley-Davenport, C. (2021, 14 Ocak). *The most beautiful proof in econometrics: A mathematical derivation of the marshall-lerner condition.* 02 Aralık 2022 tarihinde <https://www.friedmanomics.co.uk/post/the-most-beautiful-proof-in-econometrics-a-mathematical-derivation-of-the-marshall-lerner-condition/> adresinden edinilmiştir.
- Bruegel (2022, 15 Şubat). *Real effective exchange rates for 178 countries: a new database.* 05 Aralık 2022 tarihinde <https://www.bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/> adresinden edinilmiştir.

- Chinn, M. D. (2008). Real exchange rates. *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 1-4. [https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5\\_2418-1](https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_2418-1)
- Choi, I. (1993). Asymptotic normality of the least-squares estimates for higher order autoregressive integrated processes with some applications. *Econometric Theory*, 9, 263-282.
- Darvas, Z. (2012). Real effective exchange rates for 178 Countries: A new database. *Bruegel Working Paper*, No. 2012/06.
- Darvas, Z. (2021). Timely measurement of real effective exchange rates. *Bruegel Working Paper*, No. 2021/15.
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modeling*, 29, 1450-1460.
- Dünya Bankası (2022a, 5 Haziran). *New world bank country classifications by income level: 2021-2022*. 03 Temmuz 2021 tarihinde <https://blogs.worldbank.org/opendata/new-world-bank-country-classifications-income-level-2021-2022/adresinden> edinilmiştir.
- Dünya Bankası (2022b, 23 Mayıs). *Exports of goods and services (current US\$)*. 04 Temmuz 2021 tarihinden <https://data.worldbank.org/indicator/NE.EXP.GNFS.CD?view=chart/a> adresinden edinilmiştir.
- Dünya Bankası (2022c, 04 Nisan). *Imports of goods and services (current US\$)*. 04 Temmuz 2022 tarihinde <https://data.worldbank.org/indicator/NE.IMP.GNFS.CD?view=chart/a> adresinden edinilmiştir.
- Dünya Bankası (2022d, 05 Mayıs). *GDP per capita (current US\$)*. 4 Temmuz 2022 tarihinde <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?view=chart/> adresinden edinilmiştir.
- Ebadi, E., (2020) Comparison of the marshall-lerner condition in OECD and Asian countries: New evidence from pooled mean group estimation, *Economics Bulletin*, 40(2), 1332-1348.
- Enders, W. (1998). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, Inc.
- Engel, C. (1993). Real exchange rates and relative prices. *Journal of Monetary Economics*, 32, 35-50.
- EVDS (2022a). *Kurlar-döviz kurları (Günlük)*. 01 Temmuz 2022 tarihinde <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/adresinden> temin edilmiştir.
- Felipe, J., McCombie, J. S. L. ve Naqvi, K. (2009). Is Pakistan's growth rate balance-of-payments constrained? Policies and implications for development and growth. *Asian Development Bank (ADB), Economics Working Paper Series*, No. 160.
- Frank, R. H. ve Bernanke, B.S., (2017). *Ekonominin temelleri*. Literatür Yayınları, İstanbul.

- Göçer, İ ve Hepkarşı, N. (2013). İhracat-büyüme İlişkisi: Yapısal kırılmalı bir analiz. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 1(4), 57-86.
- Gujarati, D.N. ve Porter, D.C. (2012). *Temel ekonometri (Basic Econometrics)* (Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Güler, A. (2021). Reel döviz kuru şoklarının ihracat ve dış ticaret dengesi üzerindeki asimetrik etkileri: Türkiye İçin nardl yaklaşımından kanıtlar. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 950-970.
- Hadri, K. ve Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economics Letters*, 115, 31-34.
- Hosein, R., Boodram, L. ve Saridakis, G. (2022). Stimulating non-energy exports in Trinidad and Tobago: Evidence from a small petroleum-exporting economy experiencing the Dutch disease. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(36), 1-21.  
<https://doi.org/10.3390/jrfm15010036>
- Huang, X. (2008). Panel vector autoregression under cross-sectional dependence. *The Econometrics Journal*, 11(2): 219-243.
- Investopedia (2022, 23 Mayıs). *Elasticity of demand*. 1 Temmuz 2022 tarihinde <https://www.investopedia.com/ask/answers/012915/what-difference-between-inelasticity-and-elasticity-demand.asp#:~:text=The%20elasticity%20of%20demand%2C%20or,factor%20used%20to%20measure%20it/adresinden> temin edilmiştir.
- Janaswamy, A. (2018, 7 Ocak). *What is the difference between the usage of delta, small delta and the partial derivative symbol?* 10 Temmuz 2022 tarihinde <https://www.quora.com/What-is-the-difference-between-the-usage-of-d-delta-small-delta-and-the-partial-derivative-symbol/adresinden> temin edilmiştir.
- Jansson, M. ve Haldrup, N. (2000). Spurious regression, cointegration, and near cointegration: A unifying approach. *University of California, Department of Economics, Discussion Paper, No. 2000-14*.
- Kemeç, A., Köseyahyaoglu, L. (2015). J eğrisi analizi ve Türkiye üzerine bir uygulama. *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 1(2), 1-29.
- Marshall, A. (1923). *Money, credit & commerce*. London: Macmillan & Company.
- Lerner, A. P. (1944). *Economics of control: Principles of welfare economics*. New York: Macmillan and Company Limited.
- Ogbonna, B. B. C. (2018). Marshall-lerner condition and j curve phenomenon: Evidence from Nigeria. *IOSR Journal Of Humanities And Social Science*, 23(12), 77-84.

- Pesaran, M.H. ve Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Pesaran, M.H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008) A bias-adjusted lm test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11, 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Rickards, J. (2013). Kur savaşları: Bir sonraki küresel krizin oluşumu. İstanbul: Scala Yayıncılık.
- Sadok, H. (2018). The effect of exchange rates on trade balance: An empirical study of Morocco. *Journal of Business and Economics Review*, 3(1), 1-10.
- Strauss, J. (1995). Real exchange rates, ppp and the relative price of nontraded goods. *Southern Economic Journal*, 61(4), 991-1005. <https://doi.org/10.2307/1060736>
- Sul, D., Phillips, P. C. B. ve Choi, C. Y. (2005). Prewhitening bias in hac estimation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 517-546.
- Swamy, P.A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Şıklar, İ. ve Çelik Keçili, M. (2018). Estimation of the marshall-lerner condition and j curve dynamics for Turkey. *International Journal of Economics and Financial Research*, 4(5), 125-130.
- Topçu, M. ve Özdemir, S. (2019). Türkiye ve avro bölgesi arasındaki ikili ticaretin analizi: Marshall-lerner koşulu geçerli mi?. *İzmir İktisat Dergisi*, 34(4), 481-489, <https://doi.org/10.24988/ije.2019344867>
- Toktaş, Y. (2021). Impact of the real effective exchange rate on Turkey's bilateral trade with 27 European Union countries: Fadl cointegration. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 10(4), 3421-3434, <https://doi.org/10.15869/itobiad.954662>
- Türkay, H. (2014). The validity of marshall-lerner condition in Turkey: A cointegration approach. *Theoretical and Applied Economics*, 10(599), 21-32.
- Ünal, S. B. (2022). Türkiye'nin ekonomik krizler belleği. 01 Temmuz 2022 tarihinde <https://flaps.club/turkiyenin-ekonomik-krizler-bellegi/> adresinden erişilmiştir.
- Yılmaz, B. E. ve Cural, M. (2010, 20 Ekim). Türkiye'de iç borçlanmadaki değişimi belirleyen faktörlere yönelik bir regresyon analizi çalışması: 1975-2010 [Bildiri sunumu]. Maliye Araştırma Merkezi Konferansları.
- Warwickeconomics (2015, 7 Temmuz). Mathematical proof of the marshall lerner condition. 02 Temmuz 2022 tarihinde <https://warwickeconomics.wordpress.com/2015/03/26/mathematical-proof-of-the-marshall-lerner-condition/> adresinden temin edilmiştir.



- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193–233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- WFP (2021, 5 Mayıs). Socioeconomic impact of currency devaluation. World food programme. 01 Temmuz 2022 tarihinden [https://api.godocs.wfp.org/api/documents/WFP-0000124997/download/adresinden temin edilmiştir](https://api.godocs.wfp.org/api/documents/WFP-0000124997/download/adresinden%20temin%20edilmiřtir).

### Extended Abstract

Analysis of international trade trends shows that countries adopt a price-based competitive export strategy by reducing the value of their national currencies relative to convertible currencies, in other words, by adopting a policy of high nominal exchange rates. Countries' efforts to increase their exports and/or improve their foreign trade balance based on competitive prices are underpinned by economic recession or crisis. Economic stagnation or crisis is undoubtedly caused by shrinking demand and consequently falling real national income (Y). One of the economic policy tools often used by developing countries to increase national income as a result of shrinking demand is the policy of high nominal exchange rates. However, it is well known that devaluationist foreign trade policies often used by developing countries to make their goods attractive in international markets do not have the desired effect in every country. In this context, it is essential to take into account each country's economic structure, its reliance on exports versus imports, as well as the elasticity of foreign demand for its export goods and the elasticity of domestic demand for its import goods. As countries strive to make their products appealing in international markets and boost exports, it often leads to a simultaneous increase in imports, resulting in larger foreign trade deficits. One of the main theories that analytically addresses the undesirable effects of a policy of high nominal exchange rates is the Marshall-Lerner condition, making it a crucial aspect of this study's consideration. This study differs from those in the literature due to the large sample size, which includes 39 Asian developing countries, the long time span of the dataset (1990-2021) and the up-to-dateness of the econometric methods used in the study.

Since the study used the panel data analysis method, countries in the sample were classified into three groups, lower-middle income group, upper-middle income group and high income group according to World Bank criteria. Countries in the lower-middle income group were Pakistan, Bangladesh, India, Uzbekistan, Kyrgyzstan, Nepal, Sri Lanka, Bhutan, Syria, Lebanon, Cambodia, Philippines, Iran and Tajikistan; countries in the upper-middle income group were Türkiye, Kazakhstan, Mongolia, China, Iraq, Jordan, Russia, Georgia, Azerbaijan, Armenia, Thailand, Malaysia and Indonesia. High income countries were Japan, South Korea, Israel, Saudi Arabia, Oman, Qatar, Kuwait, Bahrain, the United Arab Emirates, Southern Cyprus, Singapore and the Sultanate of Brunei.

Using the stationarity test of Hadri and Kruzomi (2012) the stationarity of the series was tested, and all series were found to be stationary in the first difference. The series' cointegration with each other was examined using the Westerlund (2008) Durbin Hausman panel cointegration test, and the variables were determined to be cointegrated. Cointegration coefficients' homogeneity was analyzed using Swamy's (1970) Delta Test and Pesaran and Yamagata's (2008) Corrected Delta Test, and the coefficients were determined to be homogeneous. Panel regression analyses were made using the CUP-FM method of Bai and Kao (2006), and it was found that the Marshall-Lerner condition, which is the focus of the study, did not apply to lower-middle income Asian countries although it did for upper-middle income and high income Asian countries. Also, Dumitrescu and Hurlin's (2012) causality test revealed that the causality relationship between the real exchange rate and foreign trade did not apply to lower-middle income Asian countries although it did for upper-middle income and high income Asian countries. Accordingly, as well as the relevant period and sample, the study showed that the exchange rate is not a good policy instrument in lower-middle income Asian countries, while it is a feasible policy option in upper-middle income and high-income Asian countries.

Based on the aforementioned evaluations, the devaluation of national currencies in certain Asian countries to enhance their foreign trade balances can be regarded as a rational short-term policy option. The crucial determinant in this regard is the income level of the countries. Low income or lower-middle income countries (i.e. countries with per capita incomes below \$4,000) are likely to produce and sell low-technology and labor-intensive goods, and it is not really possible to influence the demand for these goods through the exchange rate. Türkiye, despite being classified as one of the upper-middle-income countries, attempted to enhance its foreign trade balance through the devaluation of its national currency since September 2021. However, the efforts did not yield the intended outcome, and instead, the country's foreign trade deficit further widened. The main reason for this is the need to import various inputs needed for the production of domestic goods, which have become cheaper abroad due to the devaluation of the national currency. The best and most sustainable policy tool for Asian countries would therefore be to compete with the world on quality and technology rather than on price. The best example is China, which, after joining the World Trade Organization in December 2001, conquered world markets with low prices and gradually shifted to technology-oriented products. Today, Chinese companies are gaining weight in world markets in many areas, from cars to mobile phones, from electrical household appliances to robotics technologies. Other Asian countries should consider it a reasonable option to seek to produce and export high-technology and value-added products, as China has done. Since seeking to increase exports on the basis of a high exchange rate policy at the country level will give countries temporary advantages in the short term and create inflationary pressures in the long term, it would be beneficial for countries to

keep such policies in mind only as a short-term intervention. At the global level, devaluationist interventions will pave the way for currency wars at the global level, which over time may lead to high input costs, increased tariffs, economic embargoes, and sooner or later, global economic stagnation. From this point of view, global welfare is likely to be affected in the long run, just like national economies.