

Araştırma Makalesi / Research Article

KONJONKTÜR DALGALARININ BELİRLEYİCİLERİ: G7 VE E7 ÜLKELERİ ÜZERİNE KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ*

Arş. Gör. Dr. Ali Gökhan YÜCEL 

Erciyes Üniversitesi, İİBF, Kayseri (agyucel@erciyes.edu.tr)

ÖZET

Konjonktür dalgaları konusunda yaklaşık bir asırdır araştırma yapılmasına rağmen, konjonktür dalgalarının nedenleri ve niteliği ile ilgili halen net bir sonuca ulaşılmış değildir. Piyasa ekonomilerinin yaşadığı dalgalanmalar sonucu yaşanan krizlerle ve durgunluklarla mücadele edebilmek için dalgaların yapısının iyi analiz edilmesi gerekmektedir. Bu çalışmanın amacı konjonktür dalgalarının belirleyicilerini gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için ampirik olarak test etmektir. Bu amaca ulaşmak için G7 ve E7 ülkelerinin 1960-2017 dönemine ait yıllık verileri kullanılarak konjonktür dalgaları, kamu harcamaları, para arzı, toplam faktör verimliliği, seçimleri temsil eden kukla değişken, ticari açıklık oranı ve tarımsal üretim değişkenleri kullanılarak panel zaman serisi analizi gerçekleştirilmiştir. Uygulama kısmında yatay kesit bağımlılığı, ikinci nesil birim kök testleri ve ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın bulgularına göre hem G7 ülkelerinde hem de E7 ülkelerinde konjonktür dalgaları durağan bir süreçte sahip değildir. Dolayısıyla, gayrisafı yurtiçi hasılanın uzun dönem büyüme trendinden sapması olan nitelendirilen konjonktür dalgalanmaları zaman içerisinde uzun dönem trend değerine kendiliğinden dönmemektedir. Bu nedenle, politika yapıcıların aktif iktisat politikaları kullanarak konjonktür dalgalarına müdahale etmeleri gerekmektedir. Ayrıca, eşbütünleşme modeli tahmini sonuçlarına göre hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde hükümet harcamalarının ve para arzının konjonktür dalgalarını azaltıcı; ticari açıklığın ise konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi vardır. Gelişmiş ülkelerde toplam faktör verimliliğinin konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi var iken, gelişmekte olan ülkelerde ise seçimlerin konjonktür dalgaları üzerinde pozitif bir etkisi vardır. Tarımsal üretimin hasiladaki payı ile konjonktür dalgaları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Anahtar Kelimeler: Konjonktür Dalgaları, Hodrick-Prescott Filtresi, Panel Veri Analizi, Fourier Panel KPSS, Panel Eşbütünleşme.

DETERMINANTS OF BUSINESS CYCLES:

A COMPARATIVE ANALYSIS BETWEEN G7 AND E7 COUNTRIES

ABSTRACT

Although business cycles have been investigated for nearly a century, there is still no clear conclusion on the causes and the nature of business cycles. In order to combat the crises and stagnation as a result of the fluctuations experienced by market economies, the structure of business cycles must be well analyzed. The aim of this study is to empirically test the determinants of business cycles for developed and developing countries. To achieve this aim, panel time series analysis was performed using the variables of government expenditure, money supply, total factor productivity, dummy variable representing elections, trade openness, and agricultural production for G7 and E7 countries covering the period of 1960-

* Bu çalışma, Prof. Dr. Ekrem ERDEM danışmanlığında tamamlanan "Konjonktür dalgalarının belirleyicileri: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine uygulamalı bir analiz" başlıklı doktora tezinden üretilmiştir.

Bu çalışma, Erciyes Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Birimi tarafından SDK-2015-5480 kodlu proje ile desteklenmiştir."

2017. In the empirical part of the study, cross-sectional dependency tests, second-generation panel unit root tests, and second-generation panel cointegration tests were applied. According to the empirical findings, business cycles are not stationary in both G7 and E7 countries. Therefore, business cycles that could be defined as deviations from the long-term economic growth trend of gross domestic product do not spontaneously return to the long-term trend value over time. For this reason, policymakers need to intervene in the business cycles by using active economic policies. According to the results of the cointegration model estimation, government expenditures and money supply are negatively related to business cycles both in E7 and G7 countries, while trade openness is positively related to business cycles. Total factor productivity and dummy variable representing elections are positively related to business cycles in G7 and E7 countries, respectively. Finally, there is no statistically significant relationship between the share of agricultural production and business cycles.

Keywords: Business Cycles, Hodrick-Prescott Filter, Panel Data Analysis, Fourier Panel KPSS, Panel Cointegration.

1. Giriş

Her ülkenin amacı belirli bir zamanda üretilen mal ve hizmetlerin piyasa değeri olan gayri safi yurtiçi hasılayı sürekli olarak artırmak suretiyle vatandaşların refah düzeyini yükseltmektir. Kısaca ekonomik büyüme olarak adlandırdığımız bu süreç sonunda bireyler daha yüksek yaşam standardına sahip olurlar. Ancak ekonomik büyüme dediğimiz olgu belli bir trend üzerinde ilerlemez; trend değerinin altında ya da üzerinde değerler alır. Gayrisafi yurtiçi hasılanın uzun dönem büyüme trendi etrafındaki salınımları olarak tanımlayabileceğimiz konjonktür dalgaları ekonomilerde istikrarsızlık yaratarak iktisadi birimlerin beklentileri üzerinde olumsuz etki yapar; ekonomide makro istikrarsızlıklara yol açar. Ayrıca, dalgalanmaların sık ve şiddetli olması ekonomiye olan güveni sarsacağından, iktisadi karar birimlerinin ileriye dönük beklentilerinin bozulmasına yol açarak yatırımları ve potansiyel girişimcileri de caydırır.

Konjonktür dalgaları günümüz piyasa ekonomilerinin tamamında karşılaşılan ve makro iktisat politikaları vasıtasıyla kontrol edilmeye çalışılan bir sorundur. Bu nedenle konjonktür dalgalarının yapısı, nedenleri ve etkileri iktisatçıların uzun yıllardan beri ilgisini çeken konuların başında gelmektedir. Bu ilginin en temel nedeni ise günümüz piyasa ekonomilerinde konjonktür dalgalarının oldukça sık görülmesi ancak açıklanması konusunda iktisat okulları arasında bir uzlaşma olmamasından kaynaklanmaktadır. Klasik iktisat modelinde piyasalar tam rekabetçi olduğu için piyasalara müdahale edilmediği sürece etkin çalışacak, hasıla ve refah maksimize edilecektir. Bu nedenle, devletin ekonomiye müdahalesi fayda yerine zarar verecektir. Özel mülkiyet haklarının korunması, ulusal savunmanın sağlanması, monopollerin kırılması ve eğitimin sağlanması gibi asli sorumluluklarının dışında devletin ekonomiye her müdahalesi etkinliği ve hasılayı azaltacaktır. Dolayısıyla, “bırakınız yapsınlar bırakınız geçsinler” anlamına gelen “*laissez faire laissez passer*” de devletin ekonomide aktif bir iktisat politikası gerektirecek herhangi bir rolü olmadığını ortaya koymaktadır. Ancak klasik model tarihi boyunca baskın konjonktür dalgası teorisi olarak görüldüğü dönemlerde bile birkaç nedenden dolayı yoğun eleştirilmiştir. Birincisi, toplam talep doğrusunun tamamen etkisiz olması birçok iktisatçı için gerçekçi değildir. Para politikası veya tüketim üzerindeki başka dışsal değişkenlerin reel hasıla üzerinde gerçekten hiçbir etkisi yok mudur? İkincisi, piyasalarda

tam rekabet varsayımı tartışmaya açıktır. Fiyatlar ve ücretler gerçekten de tam esnek midir? Hanehalkları ve firmalar ekonominin mevcut koşulları hakkında gerçekten de tam bilgiye sahip midirler? Tam rekabet varsayımının dolaylı bir iması finansal sistemin konjonktür dalgalarında hiçbir etkisi olmadığıdır. Halbuki, finansal değişkenler ekonominin farklı evrelerinde artıp azalır. Ayrıca, büyük bunalım sonrasında krizlerin toplam arzdaki azalmadan kaynaklandığı görüşü fazla kabul görmemektedir. Zira, büyük bunalım döneminde aşırı mal arzı olmasına rağmen işsizlik çok yüksek oranlarda seyretmiştir.

Keynes ve Keynesyenlere göre ise kapitalist ekonomiler oldukça oynaktırlar ve toplum üzerinde oldukça yüksek maliyeti olan konjonktür dalgalarının istikrar bozucu etkilerinin azaltılması için makroekonomik politikaların yürütülmesi gereklidir. Hükümet müdahalesi olmadan, ekonomideki istikrarsızlıkların düzelmesi mümkün değildir.

Fiyatların tam esnek ve beklentilerin uyarlayıcı olduğu görüşlerine dayanan paracı model de iktisatçılar tarafından yoğun bir şekilde eleştirilmiş ve 1980'lerden itibaren gözden düşmeye başlamıştır. Parasal hareketlerin konjonktürün temel kaynağı olduğu ve para arzındaki istikrarlı bir artışın hasıladaki dalgalanmaları azaltacağı görüşü günümüzde çok az iktisatçı tarafından kabul görmektedir. Bununla birlikte, başta Milton Friedman olmak üzere parasal iktisatçılar tarafından öne sürülen görüşlerin bazıları yeni iktisat okullarına ışık tutarken, bazıları ise günümüzde halen etkisini sürdürmektedir. Paracı iktisatçıların iktisat literatürüne en önemli katkılarından biri hiç şüphesiz para politikasının önemi konusunda oluşturdukları farkındalıktır. Bu farkındalık Merkez Bankalarını uyguladıkları politikalar konusunda daha şeffaf olmaya yöneltmiştir. Parasalcıların literatüre önemli bir diğer katkıları ise ekonomide fiyat beklentilerinin önemini vurgulamış olmalarıdır. Nitekim, parasal iktisatın uzantısı olarak geliştirilen rasyonel beklentiler teorisi de ekonomik birimlerin “uyarlayıcı” beklentilerden ziyade “rasyonel” beklentilere sahip olduğunu öne sürmüşlerdir. Parasal iktisatçıların bir diğer önemli katkıları “istikrar politikalarının istikrar bozucu etkileri” olduğunu öne sürmeleri olmuştur. Politika uygulamalarının etkilerinin ortaya çıkmasındaki gecikmeler nedeniyle konjonktür dalgalanmalarını azaltıcı politikaların, tersine, konjonktür dalgalarının artırıcı etkileri olabileceğini iddia etmişlerdir.

Yeni Klasik iktisadın fiyatlarda tam esneklik ve esnek fiyatlar sayesinde tüm piyasaların Walrasgil genel denge sürecini gerçekleştirmesi görüşü pek gerçekçi görülmemiştir. Zira, ücret ve fiyatlar mutlaka belli bir ölçüde sert olacaktır. Nitekim, uzun süreli sözleşmelerin varlığı emek arz edenler ile emek talep edenlerin sözleşme süresi boyunca revizyona gitmesini engelleyecektir. Ayrıca ekonomide gerçekleşen son derece karmaşık olaylar uzmanlık bilgisi gerektirmektedir. Bütün bu itirazlara rağmen Yeni Klasik iktisat son 30-40 yıllık iktisat literatürüne damgasını vurmuş ve Keynesyen ekonominin yerini almıştır. Amerika Birleşik Devletleri'nde önde gelen üniversiteler genel makroekonomik yaklaşım olarak bu ekolü benimsemiş ve buna dayalı makroiktisat kitaplarını okutmuşlardır. 2008 küresel finans kriziyle birlikte rasyonel beklentiler teorisi ve yeni klasik okulun görüşleri ciddi biçimde sarsılmış ve Keynesyen yaklaşımlar yeniden ön plana çıkmıştır.

Kıt kaynakların etkin bir şekilde kullanılarak refah artışı için ekonomideki istikrarsızlıkların ortadan kaldırılması gerekmektedir. Bunu sağlamak için ise istikrarsızlığa yol açan faktörlerin doğru tespit edilmesi gerekmektedir. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelere konjonktür dalgalarının oynaklığı gelişmiş ülkelere kıyasla yüksektir ve konjonktür dalgalarının

dinamikleri gelişmiş ülkelerdekilerden farklılaşmaktadır. Piyasa ekonomilerinin yaşadığı dalgalanmalar sonucu yaşanan krizlerle ve durgunluklarla mücadele edebilmek için dalgaların yapısının iyi analiz edilmesi gerekmektedir. Bunu yapabilmek için de konjonktürel dalgaların makro ekonomik değişkenlerle olan ilişkisinin gelişmiş iyi analiz edilmesi gerekmektedir.

Konjonktür dalgaları üzerine yapılan çalışmalar sadece ekonominin genişleme ve daralma evrelerini anlamamızı sağlamamış aynı zamanda bir bütün olarak makroekonominin işleyişini daha iyi anlamamıza da büyük katkı sağlamıştır. Bununla birlikte, konjonktür dalgalarının nedenleri ve niteliği ile ilgili halen net bir sonuca ulaşılmış değildir. Konjonktür dalgalarının en önemli özelliği periyodik ve düzenli olmamalarıdır. Bu kapsamda özellikle gelişmekte olan ülkelerde sürdürülebilir büyüme sağlamak için her türlü istikrarsızlık kaynağının bertaraf edilmesi büyük önem taşımaktadır. Bu nedenle, istikrarsızlığa ve dalgalanmalara yol açan faktörlerin açık bir şekilde ortaya konması gerekmektedir. Nitekim, Lucas (1981) çalışmasında konjonktür dalgalarının yapısal özelliklerinin anlaşılmasının doğru istikrar politikalarının oluşturulmasında birinci adım olduğunu belirtmektedir. Hodrick & Prescott ise (1997: 2) konjonktür dalgaları üzerine yapılan hiçbir tekil çalışmanın diğer çalışmaları domine etmediğini belirtmektedir. Bu açıdan bakıldığında, konjonktür dalgaları üzerine gerçekleştirilen her bir çalışma literatüre katkı sağlama potansiyeline sahiptir.

Çalışmamızın literatüre katkısı, hasıladaki dalgalanmaları oldukça uzun bir zaman aralığında, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için panel zaman serisi modelleri ile inceleyerek önceki çalışmalardan zaman, örneklem ve yöntem açısından farklılaşmasıdır. Bu kapsamda, 1960-2017 dönemi için gelişmiş yedi ülke (G7) ve gelişmekte olan yedi ülkenin (E7) gayrisafi yurtiçi hasıla, hükümet nihai tüketim harcamasının gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı, geniş para arzının gayrisafi hasılaya oranı, toplam faktör verimliliği, seçim dönemlerini yansıtan kukla değişken, dışa açıklık oranı ve tarımsal katma değer gayrisafi hasılaya oranı değişkenleri analize dahil edilmiştir. Zaman aralığının genişliği karşılaşılan bütün kriz ve şokların etkilerinin modellenmesi avantajını sağlarken, iki farklı ülke grubu ise gelişmiş ülkelerin ve gelişmekte olan ülkelerin dinamiklerinin karşılaştırılmasına imkân sağlayacaktır. Çalışmamızın diğer bir katkısı ise, kullanılan ekonometrik modellerde kendisini göstermektedir. Konjonktür dalgalarının belirleyicilerine yönelik olarak yapılan ampirik çalışmalardaki en önemli eksiklik yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmamasıdır. O'Connell'e göre (1998: 16) panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığı durumlarda istatistiklerin boyut ve güç özellikleri zayıflamakta ve test sonuçları etkilenmektedir. Hsiao (2014: 327) da analize konu olan seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise bu durum dikkate alınmadan yapılan testlerin doğruluğu ve güvenilirliği etkileneceğini belirtmiştir. Baltagi & Pesaran (2007: 229) kesitler arası bağımsızlığı varsayan birinci nesil birim kök ve eşbütünleşme testlerinin yetersiz olduğunu ve ihmal edilen yatay kesit bağımlılığı durumunda önemli ölçüde boyut bozulmalarına yol açacağını belirtmişlerdir. Bu çalışma literatürde konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin ikinci nesil panel veri modelleri ile araştırıldığı ilk çalışmadır.

Çalışmanın geri kalanı şu şekilde kurgulanmıştır. İkinci bölümde konjonktür dalgalarının belirleyicilerine yönelik kapsamlı bir literatür taraması yapılmıştır. Çalışmanın üçüncü bölümünü ise ekonometrik analiz kısmı oluşturmaktadır. Bu kısımda veri ve model tanıttıldıktan sonra bir dizi ekonometrik test gerçekleştirilmiş ve bulgular tartışılmıştır. Son bölümde ise elde edilen sonuçlara ve politika önerilerine yer verilmiştir.

2. Literatür Taraması

Ekonomik büyümenin belirleyicileri iktisat literatürün en çok tartışılan konuları arasındadır. Literatürde ekonomik büyümenin dinamiklerini farklı değişkenler kullanarak araştıran çok sayıda çalışma (Çetin vd., 2018; Ecevit vd., 2016; Erdem vd., 2016) vardır. Ancak ekonomik büyüme sürekli olarak uzun dönem trend değerinde ilerlemez; trend değerinin altında ya da üzerinde değerler alır. Uzun dönem büyüme trendi etrafındaki bu salınımlar ekonomide istikrarsızlıklara yol açar. IMF (2005) raporuna göre, konjonktür dalgalanmalarının belirleyicileri şu şekilde gruplandırılabilir: makroekonomik politikaların istikrarı (Fatas & Mihov, 2003), ticari ve finansal entegrasyon, finansal sektörün gelişimi (Easterly vd., 2001; Kose vd., 2003; Raddatz, 2006) ve kurumların kalitesi (Acemoglu vd., 2003; Mobarak, 2005; Quinn & Woolley, 2001). Ayrıca, konjonktür dalgaları sıklıkla ticari açıklık ile ilişkilendirilmektedir (Bejan, 2006; Bekaert vd., 2006; Cavallo vd., 2008; Kose vd., 2003; Rodrik, 1998). Konjonktür dalgalarını dış talep şokları üzerinden (Senhadji, 1998) finansal entegrasyon ve ticaret şokları ile ilişkilendiren çalışmalar (Davis, 2014; Gong & Kim, 2018; Kose, 2002) da mevcuttur. Literatürde konjonktür dalgalarının belirleyicileri olarak maliye politikası araçları da ele alınmaktadır (Alesina vd., 2008; Gali & Perotti, 2003; Lane, 2003).

Literatürde konjonktür dalgalarının belirleyici olarak politik faktörlerin ele alındığı çok sayıda çalışma mevcuttur. Demokrasi ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi araştıran birçok çalışmada demokrasinin dalgalanmalar üzerinde azaltıcı bir etkisi olduğu ortaya konulmuştur. Quinn & Woolley'e göre (2001) ülkelerin rejimleri ekonomik dalgalanmaları etkilemektedir. Bu işleyiş demokratik hükümetlerin ekonomileri istikrara kavuşturmak amacıyla otokratik rejimlere kıyasla daha fazla çaba harcamalarından kaynaklanmaktadır. Zira, seçmenler belirliliği belirsizliğe tercih etmekte ve oynak büyüme oranlarından dolayı politikacıları cezalandırmaktadırlar. Rodrik'e (1999) göre, demokratik kurumların farklı şekillerde sosyal bölünmelerin etkilerini ılımlaştırması nedeniyle demokratik ülkelerde hasıladaki dalgalanmalar daha iyi absorbe edilmektedir. Konjonktür dalgalarının belirleyicilerini araştıran çalışmaların genel çerçevesini ortaya koyduktan sonra literatürde yapılan bazı ampirik çalışmaları detaylıca ele alalım. Ferreira da Silva (2002), finansal sistemin gelişmişliği ile konjonktür dalgaları arasındaki ilişkiyi 1960-1997 yıllarını kapayacak şekilde seçilmiş 40 ülke için araştırmıştır. Yazar, konjonktür dalgalarını BP filtreleme yöntemiyle elde etmiş, Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) yaklaşımıyla değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmiştir. Çalışma sonuçlarına göre, finansal sistemin gelişmişliği arttıkça konjonktür dalgaları yumuşamaktadır. Bu nedenle finansal sistemdeki bilgi asimetrisinin azaltılması konjonktürel dalgalanmalarda azalmaya yol açacaktır.

Bacchetta & Caminal (2000), sermaye piyasalarındaki aksaklıkların hasıla dalgalanmaları üzerine etkisini dinamik genel denge modelleri kullanarak araştırmışlardır. Kredi piyasalarındaki asimetrik bilginin kaynakların dağılımını etkilemesi nedeniyle hasıla hareketleri üzerinde etkisi vardır. Yazarların vardıkları temel sonuç şokların türüne bağlı olarak finansal kısıtların hasıladaki dalgalanmaları hem azaltabileceği hem de artırabileceğidir.

Ferreira-Tiryaki (2003), 40 ülke için 1961-1997 dönemi verilerini kullanarak finansal derinleşmenin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisini Panel GMM yöntemi ile araştırmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, kısa dönemde finansal derinleşmenin konjonktürel dalgalanmalar üzerinde herhangi bir etkisi yumuşatıcı etkisi olmazken, uzun dönemde yumuşatıcı etkisi

bulunmaktadır. Finansal gelişmenin yumuşatıcı etkisi uzun dönemde gayrisafi hasılanın en oynak bileşeni olan yatırım üzerinde görülürken, tüketim üzerinde ise dalgalanmaları artırıcı bir etki ortaya çıkmaktadır.

Dreher & Vaubel (2004), 1975-1997 dönemi verilerini kullanarak 94 ülkenin Uluslararası Para Fonu'ndan (IMF) borçlanması ile seçimler arasındaki ilişkiyi statik panel veri analizi yöntemi ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre seçim öncesi dönemlerde IMF'den yeni borçlanmalar ciddi oranda artarken, seçim sonrası dönemlerden borçlanma büyük ölçüde azalmaktadır. Yazarlar, ahlaki tehlike olarak niteledikleri bu duruma çözüm olarak ülkelerin parasal genişleme artış oranlarını ile büyüme oranları dikkate alınarak borçlanma sınırlaması getirilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Ayrıca, mali bir önlem olarak da Avrupa Birliği'nde olduğu gibi bütçe açığının gayri safi yurtiçi hasılaya oranına sınır getirilmesi gerektiğini belirtmişlerdir.

Buch vd., (2005), 24 OECD üyesi ülkenin 1960-2000 dönemi verilerini kullanarak finansal açıklık ile konjonktür dalgalarının oynaklığı arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarında göre finansal açıklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişki şokların türüne bağlı olarak değişmektedir. Faiz oranlarındaki dalgalanma konjonktürel dalgalanmaları artırırken, hükümet harcamalarındaki oynaklıklar konjonktürel dalgalanmaları azaltmaktadır. Dolayısıyla, finansal olarak entegrasyonun olduğu piyasalarda para politikası daha etkin iken, tersi durumda maliye politikası daha etkindir.

Furceri & Karras (2007), 167 ülkenin 1960-2000 yıllık verilerini kullandıkları çalışmalarında konjonktür dalgaları ile ülke ölçekleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre ülkelerin büyüklükleri ile konjonktür dalgalarının oynaklığı arasında oldukça güçlü ve negatif bir ilişki mevcuttur. Diğer bir deyişle, küçük ülkelerde konjonktür dalgaları büyük ülkelere kıyasla daha oynaktır. Yazarlar farklı alt dönemler ve farklı filtreleme yöntemleri altında aynı sonuçlara ulaşmışlardır.

Ferreira-Tiryaki (2008), kayıt dışı ekonomi ile konjonktürel dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi 1961-2002 dönemi için incelemişlerdir. Çalışmada ele alınan 47 ülke üzerine yapılan Panel GMM sonuçlarına göre kayıt dışı ekonominin büyüklüğü arttıkça tüketim, yatırım ve hasıla volatilesi artmaktadır. Kayıt dışı faaliyet gösteren küçük firmaların verimsiz olmalarına kredi piyasalarına ulaşamamaları da eklenince ekonomideki dalgalanmalar bu firmaları oldukça savunmasız bırakmaktadır. Yazarlara göre, kurumsal reformlar yoluyla yasal olarak faaliyet göstermenin maliyeti azaltılarak kayıt dışı firmaların ekonomideki ağırlıkları azaltılırsa konjonktürel dalgalanmalar da yumuşayacaktır.

Dreher & Vaubel (2009), yabancı döviz rezervleri ile seçim dönemleri arasındaki ilişkiyi 149 ülkenin 1975-2001 yıllık verilerini kullanarak araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre seçim dönemlerinde yabancı döviz rezervlerinde ciddi bir azalış yaşanmaktadır. Yazarlara göre, mevcut iktidarlar kendilerinden sonraki yönetimlere döviz rezervi bırakmak yerine, mevcut rezervleri kullanarak yönetimlerini devam ettirme eğiliminde olmaktadır.

Malik & Temple (2009), gelişmekte olan ülkelerde hasıla oynaklığının yapısal belirleyicilerini araştırmışlardır. 1960-1999 döneminde gelişen 70 ülke üzerine yapılan analiz sonuçlarına göre ülkelerin coğrafi konumları ve kurumları ile konjonktürel dalgalanmalar arasında ilişki tespit edilmiştir. Yazarlara göre, denize uzak ülkeler dış ticaretlerinde belli

başlı ürünlerde yüksek oranda yoğunlaştıkları için bu durum dış ticarete yüksek dalgalanmaya ve dolayısıyla da hasılda yüksek dalgalanmaya neden olmaktadır. Diğer yandan, yazarlar coğrafyanın kader olmadığını belirterek gelişmiş bir mali sistem ve ekonomik reformlar sayesinde izolasyon ve ticaret yoğunluğu gibi coğrafya kaynaklı yan etkilerin bertaraf edilebileceğini öne sürmüşlerdir.

Rumler & Scharler (2011), emek piyasasındaki kurumlar ile konjonktür dalgaları arasındaki ilişkiyi 20 OECD ülkesinin 1970:1-2006:4 çeyreklik verilerini kullanarak araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre aktif olarak istihdam edilenlerin ne kadarının sendikaya üye olduğunu ifade eden sendika yoğunluğu ile hasıladaki dalgalanmalar arasında pozitif bir ilişki mevcuttur. Sendikalaşmanın konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisi reel katılıklardan kaynaklanmaktadır.

Lin & Kim (2014), büyümenin volatilitesi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi eşanlı denklem sistemleri kullanarak araştırmışlardır. Yazarlar, 158 ülke için 1960-2010 dönemi verilerini kullanarak büyümenin oynaklığı arttıkça büyüme oranlarının düştüğünü tespit etmişlerdir. Dolayısıyla, kısa dönemde ekonomik dalgalanmaları azaltıcı istikrar politikaları uzun dönem büyüme oranlarının artmasına katkıda bulunacaktır.

Konstantakopoulou & Tsionas (2014), 20 OECD ülkesinde konjonktür hareketlerinin uyumunu 1960-2010 dönemi çeyreklik verilerini kullanarak araştırmışlardır. Yazarlar, konjonktür bileşenlerini Hodrick-Prescott, Baxter-King ve Christiano-Fitzgerald yöntemleriyle elde etmişlerdir. Çalışma sonuçlarına göre Euro bölgesinde iki farklı konjonktür hareketi gözlemlenmektedir: Almanya, İtalya ve Fransa'nın yer aldığı birinci grup ülkeler Euro-bölgesi konjonktürel dalgalanmalarına tabi iken, Amerika Birleşik Devletler, İngiltere ve Kanada'nın yer aldığı ülkeler küresel konjonktür hareketlerine tabidir. Yazarlar ayrıca ARDL testi ile konjonktür dalgalanmalar arasında uzun dönem ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır.

Şimşek (2015), politik istikrarın konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisini 66 orta-alt ve orta-üst gelirli ülke için 2002-2013 dönemi yıllık verilerini kullanarak havuzlanmış EKK, rassal etkiler ve sabit etkiler modelleri kullanarak incelemiştir. Çalışma sonuçlarına göre politik istikrar endeksi ile konjonktürel dalgalanmalar arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Politik istikrarsızlık siyasi belirsizliği artırmakta ve karar birimlerinin geleceği dönük algılarını olumsuz etkilemektedir. Bu nedenle de piyasa işleyişi bozulmakta ve verimlilik azalmaktadır. Bu durum da yatırım ve büyüme üzerinde negatif yönde bir etki oluşturmakta ve dolayısıyla konjonktürel dalgalanmalara neden olmaktadır.

Papageorgiou vd. (2016), 1995-2012 dönemi yıllık verilerini kullanarak Avrupa Parasal Birliği (EMU) ülkelerinde konjonktür dalgalarının belirleyicilerini araştırmışlardır. Çalışmanın önemli sonuçlarından biri seçimlerin konjonktür dalgalarının volatilitelerini artırmasıdır. Yazarlara göre, seçim öncesinde vergileme oranlarında azalış ve sosyal ödeme fonlarında artış seçim dönemlerinden sonra ise siyasi görüş fark etmeksizin harcamalarda görülen sıkı duruş dalgalanmaların volatilitelerini artırmaktadır. Diğer yandan, parasal birlik oluşumu konjonktürel dalgalanmaların volatilitelerini azaltmaktadır. Papageorgiou vd. (2016)'e göre ortak para politikası izlenilmesi sayesinde ticari açıklığın artması ve finansal entegrasyonun derinleşmesi ekonomideki dalgalanmaların şiddeti azalmaktadır.

Djennas (2016), finansal gelişmişliğin konjonktürel hareketler üzerindeki etkisini geleneksel ve İslami bankacılık açısından ele almıştır. Yazar, 6 yeni sanayileşmiş ve 8 İslam ülkesi olmak üzere toplamda 14 ülkenin 1980-2013 dönemi yıllık verilerini kullandığı çalışması sonuçlarına göre İslami bankacılık ilkelerini kullanan ülkelerin kriz ve ekonomik daralma dönemlerinde geleneksel bankacılık sistemi uygulayan ülkelere kıyasla daha iyi performans gösterdiklerini iddia etmiştir. Bu durum İslami bankacılığın geçerli olduğu ülkelerde finansal krizler yaşanmadığı anlamına gelmemekte, İslami bankacılığın ilkeleri sayesinde konjonktürel daralmalarının süresinin nispeten daha kısa ve şiddetinin nispeten daha hafif olduğu anlamına gelmektedir.

Ibrahim & Alağidede (2017), finansal gelişmenin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisini 23 Sahra altı Afrika ülkesinde 1980-2004 dönemi için araştırmışlardır. Yazarlara göre, gelişmiş bir finansal sistem konjonktür dalgalanmalarını azaltırken, finansal sistemin zayıf olması durumunda dalgalanmalar şiddetlenecektir. Ayrıca, yazarlar parasal kaynaklı şokların reel şoklardan daha fazla kalıcı olduğunu öne sürerek, konjonktür dalgalanmalarını yumuşatmak için Merkez Bankalarına önemli görevler düştüğünü belirtmişlerdir.

Kılınç & Berberoğlu (2018), OECD ülkelerinde kâr oranları ile konjonktür arasındaki ilişkiyi 1995-2016 dönemi için panel birim kök, yatay kesit bağımlılığı ve Panel ARDL yöntemleriyle araştırmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre ele alınan dönem için OECD ülkelerinde kâr oranları konjonktür yönlü hareket etmektedir. Dolayısıyla, hasıla düzeyi uzun dönem trend değerinin üzerine çıktığında kâr oranlarında artış olacaktır.

Lin vd. (2018), yolsuzluk ve zayıf yönetimlerin konjonktür dalgalarına olan etkilerini 155 ülke için 1995-2015 dönemini kapsayacak şekilde araştırmışlardır. Panel en küçük kareler yöntemi sonuçlarına göre yolsuzluk oranlarındaki artış konjonktür dalgalanmalarını da artırmaktadır.

Tang (2018), konjonktür dalgalarını oldukça farklı bir şekilde ele aldığı çalışmasında bilimsel ve teknik yayınların konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisini farklı ülke grupları için araştırmıştır. Çalışmanın bulgularına göre orta-gelir, OECD ve yüksek-gelir ülkelerde bilimsel yayınlar ile konjonktür dalgaları arasında oldukça güçlü ve negatif bir ilişki mevcuttur. Bu ilişki kantitatif olarak bilimsel ve teknik yayınların logaritmik sayısında her %10'luk artış karşısında hasıla dalgalanmalarında %1,5 dolaylarında bir azalış olarak ifade edilmiştir. Diğer yandan, Doğu Asya, düşük-gelir ve Sahra altı Afrika ülkelerinde bu etki ya bulunamamış ya da çok zayıf bulunmuştur. Tang'e göre (2018: 70), bilimsel ve teknik araştırmalar sonucunda üretilen bilgi ve fikirler kullanılarak yeni teknolojiler geliştirilmekte, sanayi üretimi çeşitlendirilmektedir; bu sayede ülkeler dış şoklara karşı daha dirençli bir hale gelerek hasıla dalgalanmaları daha istikrarlı bir yapıya kavuşmaktadır.

Konjonktür dalgaları ile ilgili yapılan ampirik çalışmalar ve bulgular Tablo 1'de özetlenmiştir. Tablo 1'de görüleceği üzere, gerçekleştirilen çalışmaların büyük çoğunluğunda tek bir ülke grubu analiz edilmiştir. Bu tahmin yöntemi eleştiriye açıktır. Zira, çok sayıda ülke üzerine gerçekleştirilen çalışmalarda seçilen ülke grubunun çeşitliliği tahmin sonuçlarına etki edecektir. Gelir düzeyi yüksek bir ülke ile düşük bir ülkenin verileri kullanılarak tek bir parametre tahmini yanlı sonuçlara yol açabilecektir. Nitekim, Kose ve arkadaşlarına göre (2003: 3), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür hareketlerinin dinamikleri

farklılaşmaktadır. Rand & Tarp (2002: 2084), gelişmekte olan ülkelerdeki hasıla dalgalanmaları gelişmiş ülkelerdeki dalgalanmalardan büyük ölçüde farklılık arz ettiğini belirtmektedir. Yazarlar, gelişmekte olan ülkelerde dalgalanmaların daha kısa olduğunu ve dönüm noktalarının da farklılaştığını belirtmektedir. Ayrıca, literatürde gerçekleştirilen çalışmalarda ekonometrik tahmin yöntemi olarak statik veya dinamik panel veri analizi kullanılmıştır. Bu yöntemlerde ülkeler arasındaki karşılıklı bağımlılık ilişkisi dikkate alınmamaktadır. Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığı durumlarda istatistiklerin boyut ve güç özellikleri zayıflamakta ve test sonuçları etkilenmektedir. Konjonktür dalgaları ise yapısı itibariyle yatay kesit bağımlılığına sahip serilerdir. Zira, günümüzde gelişmiş ülkelerde ortaya çıkan bir şok çeşitli aktarım mekanizmaları vasıtasıyla diğer ülkelere kısa sürede ihraç edilebilmektedir. Nitekim, 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nde patlak veren kriz önce gelişmiş ülke piyasalarını daha sonra ise gelişmekte olan ülke piyasalarını etkilemiştir. Dolayısıyla, panel zaman serisi modellerinde yatay kesit bağımlılığının modellenmesi elde edilecek olan tahmincilerin yansız olması açısından büyük önem taşıdığı gibi makroekonomik işleyişin de daha iyi modellenmesini sağlayacaktır.

Tablo 1: Konjonktür Dalgalarının Belirleyicilerine Yönelik Ampirik Literatür Özeti

YAZAR(LAR)	ÖRNEKLEM	DÖNEM	FİLTRELEME METODU	YÖNTEM	TEMEL BULGULAR
Karras & Song (1996)	24 OECD ülkesi	1960-1990	Hodrick-Prescott	EKK	Konjonktür dalgaları para arzı ve Solow bakiyesi ile pozitif, kamu sektörü büyüklüğü ile negatif ilişkilidir.
Ferreira da Silva (2002)	40 ülke	1960-1997	Baxter-King	Panel GMM	Finansal sistemin gelişmişliği arttıkça konjonktür dalgaları yumuşamaktadır.
Ferreira-Tiryaki (2003)	40 ülke	1961-1997	Band-Pass	Panel GMM	Finansal gelişme ile konjonktür dalgaları arasında kısa dönemde ilişki yokken, uzun dönemde negatif ilişki vardır.
Dreher & Vaubel (2004)	94 ülke	1975-1997	GSYİH büyüme oranı	OLS, 2SLS, GMM	Seçim öncesi dönemlerde IMF' den borçlanma artarken, seçim sonrası azalmaktadır.
Buch vd. (2005)	24 OECD ülkesi	1960-2000	Baxter-King	Panel GMM	Faiz oranındaki dalgalanmalar konjonktürel dalgalanmaları artırırken, hükümet harcamalarındaki dalgalanmalar konjonktürel dalgalanmaları azaltmaktadır.

Tablo 1 devam

Shamim (2006)	61 ülke	1970-2002	Hodrick-Prescott	Panel GMM	Gelişmiş finansal sisteme sahip ülkelerde konjonktür dalgalarının volatilitesi düşmektedir.
Christodoulou (2007)	OECD üyesi olan ve olmayan toplam 76 ülke	1973-1997	Hodrick-Prescott ve Baxter-King	Üç aşamalı EKK	OECD üyesi olan ve olmayan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicileri farklılaşmaktadır.
Furceri & Karras (2007)	167 ülke	1960-2000	GSYİH büyüme oranı, Hodrick-Prescott ve Band-Pass	Panel EKK, Sabit Etkiler ve Araç Değişken	Ülkelerin büyüklüğü ve konjonktür dalgaları arasında oldukça güçlü ve negatif bir ilişki vardır. Küçük ülkelerdeki konjonktür dalgalanmaları büyük ülkelere kıyasla daha oynaktır.
Yang (2008)	138 ülke	1968-2002	Kişi başı reel GSYİH büyüme oranının standart sapması	Panel GMM	Demokrasi-dalgalanma ilişkisi toplumların etnik yapısına bağlıdır. Etnik çeşitliliğin yüksek olduğu toplumlarda demokrasi hasıla dalgalanmalarını kayda değer bir biçimde azaltırken; etnik çeşitliliğin düşük olduğu toplumlarda anlamlı bir ilişki yoktur.
Ferreira-Tiryaki (2008)	47 ülke	1961-2002	Baxter-King	Panel GMM	Kayıt dışı ekonominin büyüklüğü arttıkça hasıla, yatırım ve tüketimde oynaklıklar artacaktır.
Klomp & de Haan (2009)	100 ülke	1960-2005	Hodrick-Prescott	Dinamik Panel	Demokrasi hasıladaki dalgalanmaları azaltmaktadır.
Dreher & Vaubel (2009)	149 ülke	1975-2001	Hodrick-Prescott	Panel GMM	Yabancı döviz rezervleri ile seçim öncesi dönemler arasında negatif ilişki vardır.
Malik & Temple (2009)	Gelişmekte olan 70 ülke	1960-1999	Büyüme oranının standart sapması	Bayesian yaklaşım	Denize uzak ülkelerin dış ticaretlerindeki ürün çeşitliliğinin az olması dış şoklara daha fazla maruz kalmalarına neden olmaktadır.
Rumler & Scharler (2011)	20 OECD ülkesi	1970:1-2006:4	Hodrick-Prescott	Tesadüfi Etkiler	Reel katılıklar nedeniyle artan sendikalaşma oranı konjonktürel dalgalanmaları artırmaktadır.
Çakır & Kabundi (2013)	BRICS ülkeleri	1995Q1-2009Q4	Corbae-Ouliaris	Dinamik faktör modeli	İkili ticaret ve finansal entegrasyon ülkeler arasındaki konjonktür hareketlerinin uyumunu sağlamaktadır.

Tablo 1 devam

Lin & Kim (2014)	158 ülke	1960-2010	Kişi başı büyüme oranının standart sapması	Sabit ve rassal etki modeli	Ekonomik büyümedeki oynaklığın ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi vardır.
Konstantakopoulou & Tsionas (2014)	20 OECD ülkesi	1960-2010	Hodrick-Prescott, Baxter-King ve Christiano-Fitzgerald	ARDL	OECD ülkelerinde iki farklı konjunktur hareketi gözlemlenmektedir.
Şimşek (2015)	66 orta-üst ve orta-alt gelirli ülke	2002-2013	Christiano-Fitzgerald ve Corbae-Ouliaris	Statik Panel	Politik istikrarsızlık konjunkturle dalgalanmaları artırmaktadır.
Papageorgiou vd. (2016)	EMU ülkeleri	1995-2012	Hodrick-Prescott ve Baxter-King	Panel ARDL	Ortak para politikası ve finansal entegrasyon konjunktur dalgalanmalarını yumuşatmaktadır.
Djennas (2016)	8 İslam ülkesi ve 6 yeni sanayileşmiş ülke	1980-2013	Hodrick-Prescott ve Wavelet Yöntemi	Panel GMM	İslami bankacılık, konjunktur dalgalanmaları yumuşatmak için geleneksel bankacılığa kıyasla nispeten daha iyi bir alternatiftir.
Erdem & İlgin (2017)	49 az gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	1985-2012	Hodrick-Prescott	Panel GMM	Hasıla açığının kamu borç stoku üzerinde negatif etkisi vardır.
Ibrahim & Alagidede (2017)	23 Sahra altı ülkesi	1980-2014	Spektral Yaklaşım	Panel ARDL	Finansal gelişme arttıkça konjunkturle dalgalanmalar azalmaktadır.
Lin vd. (2018)	155 ülke	1995-2015	Hodrick-Prescott	Panel EKK	Yolsuzluk oranlarının yüksek olduğu ekonomiler daha fazla konjunktur dalgalanmalara maruz kalmaktadır.
Kılınç & Berberoğlu (2018)	OECD Ülkeleri	1995-2016	Hodrick-Prescott	Panel ARDL	Hem kısa hem de uzun dönemde kâr oranları ile konjunktur arasında pozitif ilişki vardır.
Tang (2018)	169 ülke	1980-2009	Kişi başı reel GSYİH büyüme oranının standart sapması	Tesadüfi etkiler ve Panel GMM	Bilimsel ve teknik yayınlar orta gelirli ülkelerde, OECD ülkelerinde ve yüksek gelirli ülkelerde hasıladaki dalgalanmaları azaltmaktadır.
Zouaoui vd. (2018)	Gelişmekte olan 50 ülke	1960-2016	Kişi başı GSYİH büyüme oranının standart sapması	Yarı parametrik sabit etkiler	Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında birçok dönüm noktasına sahip lineer olmayan bir ilişki vardır.

3. Veri Seti, Model ve Ekonometrik Metodoloji

3.1. Veri Seti ve Model

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin araştırıldığı bu çalışmada gelişmiş ülkeler örneklemini G7 (Group of Seven) ülkeleri oluşturmaktadır. Çalışmamızda gelişmekte olan ülkeler olarak ise E7 (Emerging Seven) ülkeleri seçilmiştir. Yükselen ülkeler olarak kabul edilen E7 ülkeleri, PriceWaterhouseCoopers (PWC) 2017 raporuna göre, 2050 yılındaki G7 ülkelerinin altısı şimdiki E7 ülkelerinden oluşacaktır. Analize konu olan ülkelerin listesi Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: Analize Dahil Edilen Ülkeler

G7 Ülkeleri	E7 Ülkeleri
ABD	Brezilya
Almanya	Çin
Birleşik Krallık	Endonezya
Fransa	Hindistan
İtalya	Meksika
Japonya	Türkiye
Kanada	Güney Afrika

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicilerinin araştırıldığı bu çalışmada konjonktür dalgalarının belirleyicileri Ferreira da Silva (2002), Karras & Song (1996) ve Papageorgiou vd. (2016) çalışmaları temel alınarak oluşturulmuştur¹. Analize konu olan dengeli makro panel regresyon denklemi aşağıda gösterilmektedir:

$$CYC = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} GOV_{it} + \beta_{2i} BM_{it} + \beta_{3i} TFP_{it} + \beta_{4i} POL + \beta_{5i} OPEN_{it} + \beta_{6i} AGR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada $i=1,2,...,N$ olmak üzere paneldeki yatay kesit sayısını; $t=1960,..., 2017$ olmak üzere zaman boyutunu; α_i ve δ_i sırasıyla ülke spesifik etkileri ve deterministik trendi; ve ε_{it} idiosinkratik hataları göstermektedir. CYC değişkeni reel gayri safi yurt içi hasıladan Hodrick-Prescott filtremesi sonucu elde edilen trendden sapmaları yani “konjonktür dalgalarını, GOV değişkeni kamu harcamalarının GSYİH’ye oranını, BM değişkeni geniş para arzının GSYİH içerisindeki payını, TFP değişkeni teknoloji şoklarını ve POL değişkeni seçim dönemlerini temsil eden kukla değişkenleri, OPEN değişkeni ihracat ve ithalat toplamının GSYİH içerisindeki yüzde oranı olup ticari açıklığı ve AGR tarımsal üretimin GSYİH içerisindeki payını temsil etmektedir. Analizde kullanılan seriler yıllık olduğu için mevsimsellik etkisi taşımamaktadır. Zaman serisinin 1960-2017 yılları arasını kapsaması nedeniyle G7 ve E7

1 Değişkenlerin seçiminde oldukça önemli bir diğer kriter de analize konu olan 14 farklı ülkenin 1960 yılından başlayarak zaman serisi verilerinin temin edilebilmesidir. Bu denli uzun bir zaman serisi ülke ve değişken sayısında önemli sınırlamalara yol açmaktadır.

ülkelerinde yaşananlar şokların ve krizlerin etkileri veriler içerisinde kendisini gösterecektir. Çalışmada kullanılacak olan değişkenlerin tanımları ve kaynakları Tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 3: Analizde Kullanılacak Olan Değişkenler

Değişken	Tanımı	Veri Kaynağı
GDP	Gayrisafi Yurtiçi Hasıla	Penn Dünya Tablosu 9.1
GOV	Hükümetin nihai tüketim harcamasının GSYİH'ye oranı	Dünya Ekonomik Göstergeleri, Dünya Bankası
BM	Geniş para arzının GSYİH'ye oranı	Uluslararası Finans İstatistikleri, Uluslararası Para Fonu
TFP	Toplam faktör verimliliği	Penn World Tablosu 9.1
POL	Seçim dönemlerinde 1, diğer dönemlerde 0 değerini alan kukla değişken	Küresel Seçimler Veritabanı
OPEN	Dışa açıklık oranı	Dünya Ekonomik Göstergeleri, Dünya Bankası
AGR	Tarımsal katma değer GSYİH'ye oranı	Dünya Ekonomik Göstergeleri, Dünya Bankası

(1) numaralı eşitlikte yer alan bağımsız değişkenlerin teorik olarak beklenen etkileri şu şekilde ifade edilebilir. Kamu harcamalarının GSYİH'ye oranı (GOV) kullanılarak maliye politikasının konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi araştırılacak olup, kamu harcamalarında meydana gelecek bir artışın konjonktür dalgaları üzerinde düzleştirici bir etkisinin olacağı (Evans & Karras, 1996; Ferreira da Silva, 2002) ve dolayısıyla katsayısının negatif olması beklenmektedir. Günümüzde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin tamamı ekonomilerini istikrara kavuşturmak için para politikası araçlarını kullanmaktadırlar. Geniş para arzının GSYİH'ye oranı (BM) finansal derinliği temsil etmekte olup, finansal gelişmişlik arttıkça konjonktür dalgalarının yumuşaması (Buch & Pierdzioch, 2005; Darrat vd., 2005; Greenwald & Stiglitz, 1993) ve dolayısıyla parametrenin negatif olması beklenmektedir. Teknoloji şokları doğrudan gözlemlenebilen bir değişken olmadığı için toplam faktör verimliliği ile temsil edilmiştir. Reel Konjonktür Dalgaları teorisine göre, konjonktürel dalgalanmaların temel sebebi teknoloji şoklarıdır. Teknoloji şoklarını temsil etmek amacıyla kullanılan toplam faktör verimliliği (TFP) değişkeninin katsayısının pozitif olması beklenmektedir (Ferreira-Tiryaki, 2003; Ferreira da Silva, 2002). Politik Konjonktür Dalgalanmaları teorisine göre iktidarlar tekrar seçilebilmek için seçim dönemlerinde genişletici politikalar izlerken seçim sonrası dönemde daraltıcı politikalar izlemekte ve bu durum dalgalanmalara neden olmaktadır. Bu sebeple seçim dönemlerini temsil eden kukla değişkenin (POL) katsayısının pozitif olması beklenmektedir (Erdem & İlgün, 2017). Ticari açıklığın (OPEN) konjonktürel dalgalanmalar üzerinde etkisi konusunda literatürde bir uzlaşma yoktur. Gosseli & Parent (2005) ticari açıklık arttıkça ülke dış şoklara daha fazla maruz kalacağı için katsayının pozitif olmasını beklerken, Ferreira da Silva (2002), ticari açıklık arttıkça iç şokların dışarıya transfer edileceğini öne sürerek katsayının negatif olacağını belirtmektedir. Tarımsal üretimin GSYİH'ye oranı (AGR) değişkeni kullanılarak konjonktürel dalgalanmalar sektörel bir açıdan ele alınacaktır.

Tarımsal üretim niteliği itibariyle doğa ve hava koşullarına bağlı olması nedeniyle konjonktürel dalgalanmalar üzerine pozitif etkisi olduğu beklenmektedir (Erdem & Yucel, 2017; Evans & Karras, 1996).

3.2. Konjonktür Bileşenin Elde Edilmesi

Bu çalışmada literatürde (Blackburn & Ravn, 1992; Chebbi vd., 2014; Chisté & van Vuuren, 2014; Danthine & Donaldson, 1993; Dickerson vd., 1998; Fiorito & Kollintzas, 1994; Konstantakopoulou & Tsionas, 2014; Montoya & de Haan, 2008; Paweła, 2018) ve çeşitli uluslararası kuruluşlar (European Commission, 2003; IMF, 2008, 2015; OECD, 2011) tarafından konjonktür dalgalarını elde etmek ve hasıla açığını hesaplamak için sıklıkla kullanılması ve karşılaştırma yapma imkânı sağlaması nedeniyle Hodrick-Prescott (HP) filtresi kullanılmıştır. HP filtresinin konjonktür dalgaları elde etmede oldukça güvenilir bir yöntem olduğu farklı çalışmalarda (Artis & Zhang, 1997; Dickerson vd., 1998) ortaya konulmuştur.²

Konjonktür dalgaları aşağıdaki denklemin minimizasyonu ile elde edilir (Hodrick & Prescott, 1997: 3):

$$\min \left(\sum_{t=1}^T (y_t - y_t^n)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(y_{t+1}^n - y_t^n) - (y_t^n - y_{t-1}^n)]^2 \right) \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte y_t gayrisafi yurtiçi hasıla serisi, y_t^n hasılanın trend bileşeni ve λ ise trenddeki oynaklığı cezalandıran düzeltme parametresidir. Eşitlikteki ilk terim hasılanın trend değerinden sapmasının karelerinin toplamını ifade ederken, ikinci terim trendin ikinci farkının karelerinin toplamını ifade etmektedir. (2) numaralı minimizasyon problemindeki λ parametresinin değeri büyüdükçe düzeltme faktörü büyüyecek ve daha yumuşak (smooth) bir trend elde edilecek, küçüldükçe trend serisi gözlemlenen seriye yaklaşacaktır (Massmann vd., 2003: 100). Düzeltme parametresi olarak yıllık verilerde Ravn & Uhlig'in (2002) önerisi doğrultusunda 6,25 değeri alınmıştır.

3.3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Yatay kesit bağımsızlığı, paneli oluşturan kesitlerin birinde meydana gelecek bir şoktan diğer kesitlerin etkilenmediği anlamına gelmektedir. Günümüzde ülkelerin arasında artan ekonomik ilişkiler ve finansal entegrasyon neticesinde oldukça katı bir varsayım olan bu durumun test edilmesi gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığı küresel bir şoktan kaynaklanabileceği gibi ülkeler veya bölgeler arasında yayılma etkisi sonucu da ortaya çıkabilir. Kaynağı ne olursa olsun panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığı durumlarda istatistiklerin boyut ve güç özellikleri zayıflamakta ve test sonuçları etkilenmektedir (O'Connell, 1998: 16). Dolayısıyla, analize konu olan seriler arasında yatay

2 Elbette ki HP filtresinin birtakım zayıflıkları da yok değildir. Muhtelif çalışmalarda ortaya konulan (Billmeier, 2014; Cogley & Nason, 1995; Harvey & Jaeger, 1993; King & Rebelo, 1993) bu zayıflıklar iki başlık altında toplanabilir. Birincisi, filtredeki λ değerinin belirlenmesindeki zorluktur (Saxena & Cerra, 2000: 4). Mekanik bir şekilde HP filtresi kullanılması sonucu sahte konjonktür dalgaları üretilebilir. İkincisi ise, tüm iki yanlı filtre yöntemlerinde olduğu gibi HP filtresinde de dönem sonu yanlılık problemi bulunmasıdır. Bu problem özellikle tahminin öngörü amaçlı kullanılması durumunda ortaya çıkmakta ve ilave gözlemler geldikçe farklı tahminler elde edilebilmektedir (Serju, 2007: 3) Diğer yandan, Ravn ve Uhlig'e göre (2002: 371), yeni filtreleme yöntemleri geliştirilse de, HP filtresi standart bir trend ayırma yöntemi olarak varlığını sürdürmeye devam edecektir.

kesit bağımlılığı söz konusu ise bu durum dikkate alınmadan yapılan testlerin doğruluğu ve güvenilirliği etkilenecektir (Hsiao, 2014: 327).

Panel veri analizinde birinci ve ikinci nesil birim kök testleri arasında seçim yapmak için analizde kullanılacak olan seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığının tespiti gereklidir. Tablo 4’te modelde kullanılacak olan değişkenlerin tamamına uygulanan LM (Breusch & Pagan, 1980), CD_{LM} ve CD (Pesaran, 2004) ve LM_{adj} (Pesaran vd., 2008) olmak üzere dört farklı yatay kesit bağımlılığı test sonuçları yer almaktadır. Test sonuçları incelendiğinde E7 ülkelerindeki serilerinin tamamında ve G7 ülkelerinde ticari açıklık serisi hariç serilerin tamamında “yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindeki boş hipotez %1 anlam düzeyinde oldukça güçlü bir şekilde reddedilmektedir. G7 ülkelerinde ticari açıklık serisinde ise yatay kesit bağımlılığı CD testinde reddedilemezken, LM, CD_{LM} ve LM_{adj} testlerinde reddedilmektedir. CD testinin $N>T$ durumunda geçerli bir test olması (Pesaran, 2004: 5) nedeniyle LM ve CD_{LM} testlerinin sonuçları doğrultusunda bu seride de yatay kesit bağımlılığı mevcuttur.

Seriler arasında istatistiki olarak yatay kesit bağımlılığının olması iktisadi açıdan analize konu olan değişkenlerin herhangi birinde ortaya çıkacak olan şokun zamanla diğer ülkelere de yayılacağı anlamına gelmektedir. Bu durum ekonomilerin küreselleşmesinin ve entegrasyonlarının doğal bir sonucudur. Nitekim, 2007 yılında G7 üyesi olan ABD’nin konut piyasalarında patlak veren finansal kriz önce gelişmiş ülkelerdeki finans piyasalarını, daha sonra gelişmekte olan ülkelerdeki finans piyasalarını ve sonrasında ise bu ülkelerin reel piyasalarını etkilemiştir.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

	LM	CD_{LM}	CD	LM_{adj}
E7 Ülkeleri				
CYC	84.485*** (0.000)	11.121*** (0.000)	-4.156*** (0.000)	16.782*** (0.000)
GOV	77.664*** (0.000)	8.744*** (0.000)	-4.805*** (0.000)	10.827*** (0.000)
BM	90.235*** (0.000)	10.683*** (0.000)	-2.849*** (0.002)	13.658*** (0.000)
TFP	49.947*** (0.000)	4.467*** (0.000)	-4.915*** (0.000)	14.416*** (0.000)
OPEN	70.904*** (0.000)	7.700*** (0.000)	-3.123*** (0.001)	12.118*** (0.000)
AGR	50.616*** (0.000)	4.570*** (0.000)	-5.016*** (0.000)	36.908*** (0.000)

Tablo 4 devam

G7 Ülkeleri				
CYC	96.185*** (0.000)	12.454*** (0.000)	-4.845*** (0.000)	20.577*** (0.000)
GOV	110.911*** (0.000)	13.874*** (0.000)	-5.119*** (0.000)	29.707*** (0.000)
BM	68.852*** (0.000)	7.384*** (0.000)	-3.689*** (0.000)	19.539*** (0.000)
TFP	66.730*** (0.000)	7.056*** (0.000)	-4.719*** (0.000)	16.322*** (0.000)
OPEN	159.703*** (0.000)	21.402*** (0.000)	0.502 (0.308)	30.071*** (0.000)
AGR	54.578*** (0.000)	6.128*** (0.000)	-6.192*** (0.000)	42.127*** (0.000)

Notlar: *** %1 anlam düzeyindeki istatistiki anlamlılığı vermektedir. Regresyonlar sabit ve trendli modeller için 2 gecikme altında tahmin edilmiştir. LM istatistiği Breusch & Pagan (1980), CD istatistikleri Pesaran (2004) ve LM_{adj} istatistiği Pesaran vd. (2008) test istatistikleridir.

3.4. Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Granger & Newbold (1974) ufuk açıcı çalışmalarında sahte (spurious) regresyon olarak bilinen kavramı literatüre kazandırmışlardır. Yazarların durağan olmayan zaman serileri üzerine yapılan çalışmaların hatalı sonuçlara yol açacağını öne sürmesiyle birlikte birim kök testleri zaman serilerinde uygulanmaya başlanmıştır. Verilerin zaman ve yatay kesit boyutlarına ilişkin bilgileri dikkate alan panel birim kök testleri, sadece zaman boyutuyla ilgili bilgiyi dikkate alan zaman serisi birim kök testlerinden istatistiksel olarak daha güçlüdürler. Yatay kesit sayısı arttıkça panel birim kök testlerinin gücü de artmaktadır. Panel birim kök testleri literatürü ilk olarak Abuaf & Jorion'un (1990) yılında reel döviz kurlarına panel birim kök testi uygulamaları ile başlamış ve sonrasında kayda değer bir gelişme göstermiştir.

Literatürde oldukça fazla sayıda olan panel birim kök testleri birinci kuşak ve ikinci kuşak testler olmak üzere ikiye ayrılır (Hurlin & Valérie, 2007: 1-2; Magazzino, 2016: 441-443; Pesaran vd., 2013: 94). Birinci kuşak panel birim kök testleri (Breitung, 2001; Choi, 2001; Hadri, 2000; Im vd., 2003; Levin vd., 2002; Maddala & Wu, 1999) yatay kesit bağımlılığını dikkate almazken, ikinci kuşak panel birim kök testleri (Bai & Ng, 2004, 2010; Breuer vd., 2002; Hadri & Kurozumi, 2012; Nazlioglu & Karul, 2017; Pesaran, 2007; Reese & Westerlund, 2016; Smith vd., 2004; Westerlund & Larsson, 2009) yatay kesit bağımlılığını dikkate alırlar.

İkinci kuşak panel birim kök testlerinin en önemli özellikleri yatay kesit bağımlılığını dikkate almalarıdır. Şokların ülke sınırlarını aştığı globalleşen ekonomilerde yatay kesit bağımsızlığı varsayımı nadiren karşılaşılan bir durumdur (Carrion-i-Silvestre vd., 2005: 170). Dış ticaret, finansal liberalizasyon, medya gibi aktarım kanalları vasıtasıyla herhangi bir ülkede ortaya çıkan şok diğer ülkelere aktarılmaktadır. Ayrıca, Magazzino'ya (2016: 443) göre, ikinci nesil testler aynı ekonomik bölgede yer alan ülkelerin konjonktür dalgalarındaki ortak

hareketleri test etmek için daha kullanışlıdır. Bütün bu nedenlerle, son yıllarda panel birim kök testleri ağırlıklı olarak ikinci nesil panel birim kök testleri kullanılarak gerçekleştirilmektedir.

Modelde yer alan değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığı ilişkisi nedeniyle değişkenlerin birim kök özellikleri Smith vd. (2004) tarafından geliştirilen ve ikinci nesil birim kök testi olan bootstrap panel birim kök testi ile araştırılmıştır. Bu testin seçilmesinin nedenlerini yatay kesit bağımlılığını dikkate alması, ülkelere özgü şoklara (heterojenite) izin vermesi ve $T > N$ durumunda testin boyut ve güç özelliklerinin oldukça iyi olması olarak sıralayabiliriz.

Bootstrap panel birim kök testi metodolojik olarak IPS birim kök testine (Im vd., 2003) dayanmaktadır. IPS testinde olduğu gibi kesitler arasında heterojenliğe izin verilmekte ve bireysel ADF istatistiklerinin ortalaması alınarak t-istatistikleri elde edilmektedir. Bu yaklaşımın IPS testinden farklılaştığı nokta ise kritik değerlerin momentler üzerinden değil teste de adını veren bootstrap yöntemiyle elde edilmesidir. Her kesit için zamanın aynı noktasında örnekleme yapılarak o noktadaki korelasyon yapısı muhafaza edilmek suretiyle yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmaktadır.

Smith vd. (2014) $\bar{t}_s, \overline{LM}_s, \overline{W}_s, \overline{Max}_s$ ve \overline{Min}_s olmak üzere 5 farklı birim kök testi geliştirmişlerdir. Testlerin tamamında bütün kesitlerin birim kök içerdiği boş hipotezi, bazı kesitler birim kök içerirken bazı kesitlerin birim kök içermediği alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. Dolayısıyla, boş hipotezin reddedilmesi durumunda en azından bir panel kesitinin durağan olduğu anlamına gelecektir.

Tablo 5'te Smith ve diğerlerinin (2004) önerdiği beş farklı istatistiğe ait test sonuçları yer almaktadır. Bootstrap panel birim kök testinde $T=50$ ve $N=5$ durumunda³ $\bar{t}_s, \overline{LM}_s, \overline{W}_s, \overline{Max}_s$ ve \overline{Min}_s testlerinin güç ve boyut özellikleri birbirine yakın olmakla birlikte içlerinde en iyi performansı gösteren test \bar{t}_s testidir (Smith vd., 2004). Bu nedenle test sonuçlarının birbiriyle çelişmesi durumunda modelimiz için geçerli olmak üzere t^- testi dikkate alınacaktır.

Bootstrap panel birim kök testi sonuçları incelendiğinde E7 ve G7 ülkelerindeki değişkenlerin tamamında boş hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla, değişkenlerin tamamı birim kök taşımaktadır. Değişkenlerin farklarına birim kök testi uygulandığında ise değişkenlerin tamamı durağan hale gelmiştir. Böylece eşbütünleşme testlerinin temel varsayımlarından biri olan serilerin birinci dereceden eşbütünleşik olması koşulu sağlanmış olmaktadır.

Tablo 5: Bootstrap Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	\overline{Min}	\overline{LM}	\overline{Max}	\bar{t}	\overline{WS}
E7 ÜLKELERİ					
GOV	2.185 (0.280)	3.868 (0.176)	-1.125 (0.435)	-1.851 (0.171)	-1.083 (0.597)
ΔGOV	25.747*** (0.000)	25.969*** (0.000)	-6.915*** (0.000)	-7.049*** (0.000)	-7.134*** (0.000)
BM	2.145 (0.312)	2.413 (0.715)	-0.364 (0.970)	-0.498 (0.995)	-0.670 (0.912)

3 Bu durum panelimizdeki $T=58$ ve $N=5$ 'e en yakın durum olması dolayısıyla seçilmiştir.

Tablo 5 devam

ΔBM	20.432*** (0.000)	20.554*** (0.000)	-5.629*** (0.000)	-5.656*** (0.000)	-5.837*** (0.000)
TFP	1.007 (0.875)	3.058 (0.442)	-0.462 (0.961)	-1.161 (0.846)	-0.512 (0.965)
ΔTFP	19.199*** (0.000)	23.023*** (0.000)	-5.353*** (0.000)	-6.329*** (0.000)	-5.530*** (0.000)
OPEN	1.505 (0.638)	1.848 (0.883)	-0.799 (0.776)	-0.913 (0.949)	-0.942 (0.737)
ΔOPEN	25.501*** (0.000)	25.733*** (0.000)	-6.762*** (0.000)	-6.824*** (0.000)	-6.961*** (0.000)
AGR	1.224 (0.779)	3.324 (0.346)	0.458 (1.000)	-1.452 (0.564)	0.307 (1.000)
ΔAGR	24.179*** (0.000)	28.585*** (0.000)	-6.518*** (0.000)	-7.586*** (0.000)	-6.736*** (0.000)
G7 ÜLKELERİ					
GOV	1.725 (0.522)	4.067 (0.201)	-0.966 (0.600)	-1.888 (0.205)	-1.071 (0.617)
ΔGOV	19.515*** (0.000)	20.191*** (0.000)	-5.353*** (0.000)	-5.497*** (0.000)	-5.522*** (0.000)
BM	0.676 (0.957)	0.966 (0.988)	-0.299 (0.979)	-0.557 (0.991)	-0.282 (0.988)
ΔBM	21.354*** (0.000)	21.397*** (0.000)	-6.191*** (0.000)	-6.201*** (0.000)	-6.380*** (0.000)
TFP	3.541** (0.028)	8.481 (0.000)	1.283 (1.000)	-2.739 (0.000)	1.181 (1.000)
ΔTFP	15.402*** (0.000)	15.924*** (0.000)	-4.449*** (0.000)	-4.590*** (0.000)	-4.623*** (0.000)
OPEN	0.799 (0.845)	1.052 (0.936)	-0.706 (0.775)	-0.822 (0.902)	-0.485 (0.897)
ΔOPEN	27.431*** (0.000)	27.455*** (0.000)	-7.285*** (0.000)	-7.292*** (0.000)	-7.488*** (0.000)
AGR	3.916 (0.466)	5.066 (0.487)	-1.922 (1.401)	-2.236 (0.419)	-2.087 (0.417)
ΔAGR	25.789*** (0.000)	26.253*** (0.000)	-6.930*** (0.000)	-7.058*** (0.000)	-7.221*** (0.000)

Notlar: Δ birinci fark operatörüdür. Maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. Parantez içerisinde gösterilen olasılık değerleri blok büyüklüğü 20 alınarak 10.000 bootstrap döngüsünden elde edilmiştir. Smith vd. (2004) testinde sabitli ve trendli model kullanılmıştır. Boş hipotezin reddedilmesi en az bir ülkede durağanlığı göstermektedir. *** ve ** boş hipotezin sırasıyla %1 ve %5 anlam düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

Perron (1989) ufuk açıcı çalışmasında birim kök testlerinde yapısal kırılmaların doğru bir şekilde modellenmesinin ne kadar önemli olduğunu açık bir şekilde ortaya koymuştur.

Ancak yapısal kırılmaların nasıl modellenmesi gerektiği literatürde cevabı aranan önemli sorulardan biridir. Yapısal kırılmaların modellenmesinde geleneksel yaklaşım (Im vd., 2005; Lee & Strazicich, 2003; Zivot & Andrews, 1992) kukla değişkenler kullanarak kırılmaların ani bir şekilde gerçekleştiğini varsaymaktadır. Makro iktisadi değişkenlerdeki kırılmaların kademeli olması nedeniyle literatürde kukla değişken yaklaşımına ilave olarak yumuşak geçiş yaklaşımı (Kapetanios vd., 2003; Leybourne vd., 1998) da kullanılmaktadır. Hem kukla değişken hem de yumuşak geçiş yaklaşımında bir veya iki yapısal kırılma gerçekleştiği, kırılma tarihlerinin, sayısının ve biçiminin bilindiğini varsaymaktadır. Son zamanlarda geliştirilen bazı testler çoklu kırılmayı (Carrion-i-Silvestre vd., 2009; Westerlund, 2012) dikkate alsa da maksimum kırılma sayısının belirlenmesi, kırılmanın hangi tarihte gerçekleştiğinin tespiti, çok fazla parametre kullanılması ve güç kaybı sorunlarına tabiidir (Enders & Lee, 2012a: 574; Rodrigues & Taylor, 2012: 736). Bu sorunları bertaraf etmek için literatürde son yıllarda *Fourier* yaklaşımı (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a, 2012b; Rodrigues & Taylor, 2012) büyük ivme kazanmıştır. Fourier yaklaşımının yatay kesit bağımlılığını ve heterojeniteyi dikkate alan geleneksel ikinci nesil birim kök testleri karşısındaki üstünlüğü kırılma tarihlerinin, sayısının ve/veya biçiminin bilinmesini gerektirmemesidir (Omay, 2015: 123).

Bu çalışmada konjonktür dalgaları serisinin durağanlık özellikleri Nazlıoğlu & Karul (2017) tarafından geliştirilen Fourier Panel KPSS testi ile araştırılmıştır. Tablo 6’da E7 ve G7 ülkelerindeki konjonktür dalgalanmalarının Panel KPSS birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6: Fourier Panel KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Frekans Sayısı	Fourier Panel KPSS İst. (E7)	Fourier Panel KPSS İst. (G7)
k=1	8.575*** (0.000)	6.527*** (0.000)
k=2	1.827** (0.0338)	2.748*** (0.000)

Notlar: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Uzun dönem tutarlı varyans tahmininde Bartlett kullanılmıştır. Birinci ve ikinci asimptotik momentler sırasıyla 0.0523 ve 0.0015’tir.

Fourier panel KPSS birim kök testi KPSS tipi bir test olması dolayısıyla testin boş hipotezi “serilerde birim kök yoktur” şeklindedir. Test sonuçlarına göre gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalanmaları serileri birinci dereceden entegredir. Konjonktür dalgalarının birinci dereceden entegre olmaları bu değişkenin maruz kalacağı şokların uzun hafızaya sahip olacağı anlamına gelecektir. Bu bulgu Croes & Ridderstaat’ın (2017) sonuçları ile de uyumludur.

Birim kök test sonuçlarının düzeyde durağan olmamasının iktisadi olarak iki önemli çıkarsama yapmamızı sağlar (Cetin vd., 2018). Birincisi, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerdeki serilere gelen şokların etkisi geçici değil kalıcı olacaktır. Bu çıkarsamayı konjonktürel dalgalanmalar açısından değerlendirecek olursak, uzun dönem büyüme trendinden sapmalar olarak adlandırılan konjonktür dalgalanmalarının trend değerinden sapmaları zaman içerisinde kendiliğinden ortadan kalkmayacaktır. Bu durum Koziç’in de (2014: 397) belirttiği gibi, dalgalanmaların günümüzde giderek artan bir biçimde düzensiz olmasından

kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde yaşanan konjonktürel dalgalanmalara politika yapımcıların aktif iktisat politikaları izleyerek müdahale etmesi gerekmektedir. Ancak bu sayede sapmalar uzun dönem büyüme patikalarına tekrar dönebilecektir. İncelenen değişkenlerin birinci dereceden entegre olmalarının diğer bir sonucu ise, bu değişkenlerin uzun dönem eşbütünleşme ilişkisine sahip olabilmeleridir.

3.5. Panel Eşbütünleşme Testi

Sistemi etkileyen kalıcı şoklara rağmen değişkenler arasında uzun dönem bir denge ilişkisinin varlığı mümkün olabilmektedir. Panel veri analizinde düzeyde durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki panel eşbütünleşme testleri ile araştırılmaktadır. Panel birim kök testlerinde olduğu gibi panel eşbütünleşme testleri de kesitler arası korelasyonu dikkate alan ve almayan testler olmak üzere iki grupta incelenir. Birinci kuşak panel eşbütünleşme testlerinde (Kao, 1999; Larsson vd., 2001; Pedroni, 1999, 2004; Westerlund, 2005) yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmazken, ikinci kuşak panel eşbütünleşme testlerinde (Bai vd., 2009; Gengenbach vd., 2016; Westerlund, 2007b, 2008; Westerlund & Edgerton, 2007) yatay kesit bağımlılığı dikkate alınır. Her iki grupta yer alan testlerin büyük bir kısmında uzun dönem parametresinin homojen veya heterojen olduğu durumlar için panel (homojen) ve grup (heterojen) test istatistikleri hesaplanır.

Bai & Kao (2006: 3) panel eşbütünleşme literatüründe yaygın bir şekilde yatay kesit bağımsızlığı varsayılmasına rağmen, bu durumun oldukça katı bir varsayım olduğunu belirtmiştir. Bu çalışmada değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması amacıyla Durbin-Hausman testi (Westerlund, 2008) kullanılmıştır. Bu testin diğer eşbütünleşme testlerine kıyasla önemli avantajları vardır (Ulucak vd., 2020: 12): (i) geleneksel eşbütünleşme testlerinin aksine bu test yatay kesit bağımlılığı dikkate alır, (ii) test istatistiğinin asimptotik dağılımı standart normal olduğu için çok sayıda açıklayıcı değişkenin yer aldığı modellerde kolaylıkla uygulanabilir, (iii) Monte Carlo simülasyonlarına göre testte boyut bozulması düşük iken testin gücü diğer eşbütünleşme testlerinden daha iyidir, (iv) testin en çekici özelliği ise panel eşbütünleşme testlerinin tamamında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin aynı dereceden entegre olması gerekirken, bu yöntemde bağımsız değişkenler farklı dereceden entegre olduğunda da kullanılabilir.

Durbin-Hausman panel testi, otoregresif parametrenin ülkeler arasında değişmediği varsayımından hareketle “*eşbütünleşme yoktur*” boş hipotezini “*panelin tümünde eşbütünleşme vardır*” alternatif hipotezine karşı test ederken; Durbin-Hausman grup testi katsayıların ülkeler arasında farklılaşmasına izin verir ve “*eşbütünleşme yoktur*” boş hipotezini “*en az bir kesitte eşbütünleşme vardır*” alternatif hipotezine karşı test eder. Test sonuçları Tablo 7’de gösterilmektedir. Westerlund (2008) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre hem panel hem de grup testi E7 ve G7 ülkeleri için reddedilmektedir. Dolayısıyla, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgaları ile modelde ele alınan açıklayıcı değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki mevcuttur.

Tablo 7: Westerlund (2008) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test	E7 Ülkeleri		G7 Ülkeleri	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
DH_g	9.357*** (0.00)	5.659*** (0.00)	10.236*** (0.00)	6.103*** (0.00)
DH_p	12.515*** (0.00)	6.894*** (0.00)	14.843*** (0.00)	10.171*** (0.00)

Notlar: DH_g ve DH_p istatistikleri Durbin-Hausman grup ve panel istatistikleridir. Maksimum faktör sayısı 3 olarak alınmıştır. En uygun çekirdek bant genişliği zamanın bir fonksiyonu olarak $4(T/100)^{2/9}$ 'dan küçük en büyük tamsayı seçilmiştir. Olasılık değerleri parantez içerisinde belirtilmiştir. *** boş hipotezin %1 anlam düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

3.6. Panel Eşbütünleşme Modelinin Tahmini

Panel eşbütünleşme testleri değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret ediyorsa, uzun dönem katsayılar çeşitli yöntemlerle tahmin edilebilmektedir. Bu yöntemleri kesitler arası korelasyonu dikkate almayan (Breitung, 2005; Pedroni, 2000, 2001; Pesaran vd., 1999) ve dikkate alan (Bai & Kao, 2006; Eberhardt & Bond, 2009; Pesaran, 2006; Westerlund, 2007a) testler olmak üzere ikiye ayırabiliriz.

Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CupFM (sürekli güncellenmiş ve tam dönüştürülmüş | continuously updated and fully-modified) ve CupBC (sürekli güncellenmiş ve yanlılık düzeltilmiş | continuously-updated and bias-corrected) tahmincileri ile araştırılacaktır (Bai vd., 2009). Bu tercihimizin arkasındaki en önemli sebep Rubaszek & Serwa'nın da (2014: 583) belirttiği gibi bu tahmincilerin konjonktür dalgaları başta olmak üzere farklı ülkelerdeki makroekonomik değişkenler arasındaki korelasyon yapısını muhafaza ediyor olmalarıdır. Bu tahmincilerin bir diğer önemli özelliği ise açıklayıcı değişkenlerin karışık $I(0)$ ve $I(1)$ olduğu durumlarda bile dirençli (robust) sonuçlar sunmalarıdır (Bai vd., 2009: 83). Ayrıca, bu testler otokorelasyon ve içsellik problemlerini düzelterek tutarlı sonuçlar vermektedir (Camarero vd., 2016: 41).

Tablo 8'de eşbütünleşme tahmincilerini elde etmek amacıyla gerçekleştirilen CupFM ve CupBC testlerinin sonuçları yer almaktadır. Eşbütünleşme modeli tahmin sonuçlarına göre, hükümet harcamalarındaki %1'lik bir artış konjonktür dalgalarını E7 ülkelerinde yaklaşık olarak %0.088-0.117 oranında azaltırken, G7 ülkelerinde ise yaklaşık olarak %0.069-0.091 oranında azaltmaktadır. Bulunan katsayılar E7 ülkelerinde %5 anlam düzeyinde ve G7 ülkelerinde %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Hükümet harcamalarının konjonktür dalgaları üzerindeki yumuşatıcı etkisi, Karras & Song'un (1996) çalışması ile paralellik gösterirken, Ibrahim & Alagidede'nin (2017) bulguları ile uyumsuzdur. Konjonktür dalgalarının nispeten istikrara kavuşması hükümetlerin gerçekleştirdiği transfer harcamaları, sosyal harcamalar ve gelir vergisi sistemi gibi otomatik istikrarlandırıcılar ile açıklanabilir.

Tablo 8: Eşbütünleşme Parametreleri

Bağımlı Değişken: CYC		
	CupFM	CupBC
E7 Ülkeleri		
GOV	-0.088** (-2.14)	-0.117** (-2.05)
BM	-0.052*** (-5.34)	-0.055*** (-6.12)
TFP	0.028 (1.18)	0.013 (1.55)
POL	0.021** (2.29)	0.018** (2.13)
OPEN	0.223*** (14.40)	0.184*** (16.81)
AGR	0.021 (1.05)	0.018 (0.85)
Gözlem Sayısı	406	406
G7 Ülkeleri		
GOV	-0.069*** (-3.32)	-0.091*** (-3.67)
BM	-0.083** (-2.15)	-0.054*** (-2.78)
TFP	0.042*** (8.22)	0.062*** (6.59)
POL	0.002 (1.07)	0.001 (1.21)
OPEN	0.148*** (4.17)	0.119*** (3.35)
AGR	0.004 (1.23)	0.006 (0.97)
Gözlem Sayısı	406	406

Notlar: Bağımlı değişken konjunktür dalgalarıdır. Parantez içerisindeki değerler t-istatistikleridir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Geniş para arzının (BM) hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin konjunktür dalgaları üzerinde negatif yani yumuşatıcı bir etkisi mevcuttur. Spesifik olarak, geniş para arzındaki %1'lik bir artış E7 ülkelerinde konjunktür dalgaları üzerinde %0.052-0.055 oranında azalmaya, G7 ülkelerinde ise %0.083-0.054 oranında azalmaya neden olmaktadır. Bu bulgu da Silva (2002), Shamim (2006), Ferreira da Silva (2002), Denizer ve arkadaşlarının (2002)

çalışmaları ile uyumludur. Bu etkinin iktisadi temelleri iki türlü açıklanabilir. Birincisi, hükümetler aktif para politikası araçları kullanarak ekonomiye müdahale ederek dalgalanmaları azaltmaktadırlar. İkincisi ise, para arzındaki bir artış sonucu finansal piyasaların gelişmesidir. Gelişen bir finansal sistemde finansal piyasalar ve kurumlar tasarruf sahipleri ile fon kullananlar daha etkin bir şekilde eşleşeceği için ekonomideki şoklar daha iyi absorbe edilecek ve bu sayede konjonktürel dalgalanmaların şiddeti azalacaktır. Nitekim, iyi işleyen bir finansal sistemin temel işlevlerinden birisi de riskin dağıtılmasıdır (Erdem, 2014: 36).

Tablo 8'de görüleceği üzere, toplam faktör verimliliğinin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi gelişmiş ülkelerde %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak pozitif ve anlamlı iken, gelişmekte olan ülkelerde ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Gelişmiş ülkelerde teknoloji şoklarındaki %1'lik bir artış konjonktürel dalgalanmalar üzerinde %0.042-0.062 oranında artışa yol açmaktadır. Bu etki istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte hükümet harcamaları ve para arzına kıyasla daha düşüktür. Toplam faktör verimliliğinin gelişmiş ülkelerin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi, reel konjonktür teorisinin konjonktür dalgalarının temel kaynağının teknoloji şokları olduğunu görüşünü desteklemektedir. Bu bulgu da Silva (2002) ve Ferreira-Tiryaki (2003) çalışmaları ile paralellik arz etmektedir. Bu ilişkinin gelişmemiş ülkelerde istatistiksel olarak anlamsız çıkması ise bu ülkelerdeki teknoloji düzeyinin gelişmiş ülkelerdeki düzeyde olmaması ile açıklanabilir.

Seçim dönemlerini temsil eden değişken (POL) ile konjonktür dalgaları arasındaki ilişki gelişmekte olan ülkeler örnekleminde %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı iken, gelişmiş ülkeler örnekleminde anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Bu durum politik konjonktür teorisinin ifade ettiği gibi, gelişmekte olan ülkelerde iktidarların tekrar seçilebilmek için seçim öncesi harcamaları artırıp seçim sonrası azaltmaları ile açıklanabilir.

Tablo 8'de yer alan sonuçlardan görüleceği üzere, ithalat ile ihracat toplamalarının gayri safi yurt içi hasılaya oranı olan ticaret açıklığı (OPEN) arttıkça konjonktürel dalgalanmalar da artmaktadır. E7 ülkelerinde ticari açıklıktaki %1'lik bir artış konjonktür dalgalanmaları %0.223-0.184 oranında artırırken, G7 ülkelerinde %0.148-0.119 gibi nispeten daha düşük oranda artırmaktadır. Bu bulgu Kose vd. (2003), İbrahim & Alagidede (2017), Ferreira da Silva (2002) ve bulguları ile uyumludur. Ticari açıklığın konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki etkisi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde birbirine yakın olmakla birlikte, bu etki gelişmiş ülkelerde daha fazladır. Ticaret engellerinin azaltılması sonucu ülkelerin daha fazla dışarıya açılmaları şoklara karşı duyarlılıklarını da artırmaktadır.

Son olarak, tarım sektörünün hasıladaki payını temsil eden AGR değişkeni ile konjonktür dalgalanmaları arasında her iki ülke grubu için de istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Bu sonuç Karras & Song'un (1996) bulguları ile örtüşmektedir. Bilindiği gibi, tarımsal üretimin iklim ve hava koşullarına aşırı derecede bağımlı olması ve tarım ürünlerine olan talebin elastik olmaması tarımsal fiyatlarda aşırı dalgalanmaya yol açmaktadır. Ancak, iktisadi gelişme sürecine paralel olarak tarım sektörünün hasıladaki payının giderek azalması neticesinde tarımsal fiyatlardaki oynaklık konjonktür dalgaları üzerinde etkili olmamaktadır.

4. Sonuç

Konjonktür dalgaları ile ilgili araştırmalar son iki asırdır devam etmesine rağmen dalgaların kaynaklarının ve niteliklerinin halen tam olarak anlaşıldığını söylemek mümkün

değildir. Konjonktür dalgaları hasılanın uzun dönem büyüme trendi etrafında salınımları sonucu meydana gelmektedir. Dolayısıyla, ülkeler uzun dönemde büyüme kaydetmeler bile kısa dönemde kişi başı hasılda azalmalar yani daralma evreleri yaşarlar. Konjonktürün daralma safhaları ise başta gelir kaybı ve işsizlik gibi makroekonomik göstergelerde bozulma olmak üzere boşanma oranlarında artış, ölüm ve intihar oranlarında artış, alkolizm ve uyuşturucu bağımlılığı gibi sosyal etkileri de olan ve bu açıdan toplumlar için sosyal maliyeti oldukça yüksek bir iktisadi olgudur. Bu nedenle konjonktür dalgalarının istikrara kavuşturulabilmesi için bu dalgalanmalarının belirleyicilerinin ortaya konulması gerekmektedir.

Bu çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicilerini ekonometrik bir model çerçevesinde araştırılmıştır. Gelişmiş ülkeler örneklemini G7 ülkeleri (Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, Japonya ve Kanada) oluştururken, gelişmekte olan ülkeler örneklemini E7 ülkeleri (Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Türkiye ve Güney Afrika) oluşturmaktadır. Analize konu olan ülkelerde konjonktür dalgalarının belirleyicileri araştırmak amacıyla Dünya Bankası, Penn World ve Uluslararası Finans İstatistikleri veritabanından elde edilen 1960-2017 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Konjonktür dalgalarının bağımlı değişken olarak ele alındığı çalışmada, açıklayıcı değişken olarak kamu harcamalarının GSYİH'ye oranı (GOV), geniş para arzının GSYİH'ye oranı (BM), toplam faktör verimliliği (TFP), seçim dönemlerini temsil eden kukla değişken (POL), dışa açıklık oranı (OPEN) ve tarımsal katma değer GSYİH'ye oranı (AGR) kullanılmıştır. Konjonktür bileşeninin elde edilmesi amacıyla parametrik olmayan bir filtreleme yöntemi olan Hodrick-Prescott filtresi kullanılmıştır.

Uygulama kısmında kullanılacak olan tahminlere karar verebilmek amacıyla ilk olarak değişkenler arasındaki bağımlılık ilişkisi araştırılmıştır. Değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığının tespiti amacıyla LM, CD_{LM} , CD ve LM_{Adj} testleri olmak üzere dört farklı test kullanılmıştır. Gerçekleştirilen testlerin tamamında analize konu olan değişkenler arasında oldukça güçlü bir yatay kesit bağımlılığı ilişkisi bulunmuştur. Bu durum gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki makro ekonomik değişkenlerin birinde ortaya çıkan bir şokun çeşitli aktarım kanalları vasıtasıyla diğer ülkelere de ihraç edileceği anlamına gelmektedir. Küreselleşmenin ve entegrasyonun doğal bir sonucu olarak ortaya çıkan yatay kesit bağımlılığı nedeniyle değişkenlerin durağanlık özelliklerinin araştırılması amacıyla ikinci nesil panel birim kök testlerinden Bootstrap Panel Birim Kök testi ve Fourier Panel KPSS testleri kullanılmıştır. Konjonktür dalgalarına yönelik gerçekleştirilen Fourier panel birim kök testi sonuçlarına göre “serilerin durağan olduğu” boş hipotezi reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle, hasılanın uzun dönem büyüme trendinden sapması olarak tanımlanan konjonktür dalgaları uzun dönem büyüme patikasına kendiliğinden dönmemektedir. Bu nedenle aktif iktisat politikaları izlemek gerekmektedir.

Birim kök testi sonuçları doğrultusunda değişkenlerin farklı derecelerde entegre olmaları nedeniyle aralarındaki uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi Durbin-Hausman testi ile araştırılmıştır. Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre modelde ele alınan değişkenler arasında %1 anlam düzeyinde uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılarının tahmini için CupFM ve CupBC tahminicileri kullanılmıştır. Eşbütünleşme modeli tahmini sonuçlarına göre hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde hükümet harcamaları ve para arzının konjonktür dalgalarını azaltıcı, ticari açıklığın ise konjonktür dalgalarını artırıcı etkisi

vardır. Gelişmiş ülkelerde toplam faktör verimliliğinin konjonktür dalgalarını artıracı etkisi var iken, gelişmekte olan ülkelerde seçim dönemlerini temsil eden değişkenin konjonktür üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkisi vardır. Tarımsal üretimin hasıladaki payı ile konjonktür dalgaları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Bu çalışmada makroekonomik değişkenlerin konjonktür dalgaları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Yapılan analizlerde sonuçlarında istatistiksel olarak anlamlı olmayan bazı ilişkilere de ulaşılmıştır. Bu bulgular gerçekten de teorinin öngördüğü ilişkilerin olmamasından kaynaklanabileceği gibi model spesifikasyon hatasından da kaynaklanabilir. Diğer bir deyişle, yapılan analizler doğrusal bir tahmin yöntemine dayanmasına rağmen, değişkenlerin arasında doğrusal olmayan bir ilişki de mevcut olabilir. Bu konuda yapılacak olan yeni çalışmalarda doğrusal olmayan tahmin yöntemleri kullanılması bu belirsizliği ortadan kaldıracaktır. Ayrıca, konjonktür bileşeninin elde edilmesi amacıyla sadece tek bir filtre (HP) kullanılmıştır. Bunun yerine, farklı filtreler kullanılıp bu filtreler içerisinde konjonktür dalgalarını yakalamada en başarılı olan filtre seçilebilir. En uygun filtre kriz tarihlerine uyum, konjonktürün yönüne uyum, büyüklük sırasına uyum, yeterli düzleştirme ve veri kaybı gibi birtakım filtreleme özellikleri dikkate alınarak tespit edilebilir. Son olarak, her ne kadar verilerin yapısı ikinci nesil panel birim kök ve eşbütünleşme testlerinin kullanımını gerektirse de karşılaştırma yapmak amacıyla birinci nesil panel testlerine de yer verilebilir. Bu sayede, benzer sonuçlara ulaşılması elde edilen test sonuçlarına olan güvenilirliği artıracak iken, sonuçların farklılaşması durumunda ise literatürde sıklıkla vurgu yapılan birinci nesil testlerin yanlı sonuçlara yol açtığı görüşü de teyit edilmiş olacaktır.

Kaynakça

- Abuaf, N., & Jorion, P. (1990). Purchasing power parity in the long run. *The Journal of Finance*, 45(1), 157–174. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb05085.x>
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J., & Thaicharoen, Y. (2003). Institutional causes, macroeconomic symptoms: Volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 49–123. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00208-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00208-8)
- Alesina, A., Campante, F. R., & Tabellini, G. (2008). Why is fiscal policy often procyclical? *Journal of the European Economic Association*, 6(5), 1006–1036. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.5.1006>
- Artis, M. J., & Zhang, W. (1997). International business cycles and the ERM: Is there a European business cycle? *International Journal of Finance & Economics*, 2(1), 1–16. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1158\(199701\)2:1<1::AID-IJFE31>3.0.CO;2-7](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1158(199701)2:1<1::AID-IJFE31>3.0.CO;2-7)
- Bacchetta, P., & Caminal, R. (2000). Do capital market imperfections exacerbate output fluctuations? *European Economic Review*, 44(3), 449–468. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00083-X](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00083-X)
- Bai, J., & Kao, C. (2006). On the estimation and inference of a panel cointegration model with cross-sectional dependence. İçinde B. H. Baltagi (Ed.), *Contributions to Economic Analysis* (C. 274, ss. 3–30). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0573-8555\(06\)74001-9](https://doi.org/10.1016/S0573-8555(06)74001-9)
- Bai, J., Kao, C., & Ng, S. (2009). Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, 149(1), 82–99. <https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2008.10.012>
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127–1177. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- Bai, J., & Ng, S. (2010). Panel unit root tests with cross-section dependence: A further investigation. *Econometric Theory*, 26(4), 1088–1114.

- Baltagi, B. H., & Pesaran, M. H. (2007). Heterogeneity and cross section dependence in panel data models: Theory and applications introduction. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 229–232. <https://doi.org/10.1002/jae.955>
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381–409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Bejan, M. (2006). Trade openness and output volatility. MPRA Paper No. 2759. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/2759/1/MPra_paper_2759.pdf
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2006). Growth volatility and financial liberalization. *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 370–403. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2006.01.003>
- Billmeier, A. (2014). Ghostbusting: Which output gap measure really matters? İçinde IMF working papers (IMF Working Paper WP/04/146, C. 04, Sayı 146). <https://doi.org/10.5089/9781451856675.001>
- Blackburn, K., & Ravn, M. O. (1992). Business cycles in the United Kingdom: Facts and fictions. *Economica*, 59(236), 383. <https://doi.org/10.2307/2554886>
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. İçinde Nonstationary panels, panel cointegration, dynamic panels (Advances in econometrics) (C. 15, ss. 161–177). JAI Press. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2), 151–173. <https://doi.org/10.1081/ETC-200067895>
- Breuer, J. B., McNown, R., & Wallace, M. (2002). Series-specific unit root tests with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5), 527–546. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00276>
- Buch, C. M., Doepke, J., & Pierdzioch, C. (2005). Financial openness and business cycle volatility. *Journal of International Money and Finance*, 24(5), 744–765. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.04.002>
- Buch, C. M., & Pierdzioch, C. (2005). The integration of imperfect financial markets: Implications for business cycle volatility. *Journal of Policy Modeling*, 27(7), 789–804. <https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2005.06.004>
- Çakır, M. Y., & Kabundi, A. (2013). Business cycle co-movements between South Africa and the BRIC countries. *Applied Economics*, 45(33), 4698–4718. <https://doi.org/10.1080/00036846.2013.797562>
- Camarero, M., D'adamo, G., & Tamarit, C. (2016). The role of institutions in explaining wage determination in the Eurozone: A panel cointegration approach. *International Labour Review*, 155(1), 25–56. <https://doi.org/10.1111/ilr.12004>
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25(6), 1754–1792. <https://doi.org/10.1017/S0266466609990326>
- Carrion-i-Silvestre, J., Del Barrio-Castro, T., & López-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, 8(2), 159–175. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2005.00158.x>
- Cavallo, E. A., Powell, A. P., & Rigobon, R. (2008). Do credit rating agencies add value? Evidence from the sovereign rating business institutions (IDB Working Paper No. 546). <http://www.ssrn.com/abstract=1820934>
- Çetin, G., Yıldırım, H. H., Koy, A., & Köksal, C. (2018). Defense expenditures and economic growth relationship: A panel data approach for NATO. İçinde H. Dincer, Ü. Hacıoğlu, & S. Yüksel (Ed.), *Contributions to economics* (ss. 131–149). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-78494-6_6

- Cetin, M., Ecevit, E., & Yucel, A. G. (2018). The impact of economic growth, energy consumption, trade openness, and financial development on carbon emissions: Empirical evidence from Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(36), 36589–36603. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-3526-5>
- Chebbi, A., Louafi, R., & Hedhli, A. (2014). Financial fluctuations in the Tunisian repressed market context: A Markov-switching–GARCH approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 7(2), 284–302. <https://doi.org/10.1080/17520843.2013.781048>
- Chistè, C., & van Vuuren, G. (2014). Investigating the cyclical behaviour of the dry bulk shipping market. *Maritime Policy & Management*, 41(1), 1–19. <https://doi.org/10.1080/03088839.2013.780216>
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- Cogley, T., & Nason, J. M. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19(1–2), 253–278. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(93\)00781-X](https://doi.org/10.1016/0165-1889(93)00781-X)
- Croes, R., & Ridderstaat, J. (2017). The effects of business cycles on tourism demand flows in small island destinations. *Tourism Economics*, 23(7), 1451–1475. <https://doi.org/10.1177/1354816617697837>
- Danthine, J.-P., & Donaldson, J. B. (1993). Methodological and empirical issues in real business cycle theory. *European Economic Review*, 37(1), 1–35. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(93\)90068-L](https://doi.org/10.1016/0014-2921(93)90068-L)
- Darrat, A. F., Abosedra, S. S., & Aly, H. Y. (2005). Assessing the role of financial deepening in business cycles: The experience of the United Arab Emirates. *Applied Financial Economics*, 15(7), 447–453. <https://doi.org/10.1080/09603100500039417>
- Davis, J. S. (2014). Financial integration and international business cycle co-movement. *Journal of Monetary Economics*, 64, 99–111. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.01.007>
- Denizer, C. A., Iyigun, M. F., & Owen, A. (2002). Finance and macroeconomic volatility. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 2(1), 1–32. <https://doi.org/10.2202/1534-6005.1048>
- Dickerson, A. P., Gibson, H. D., & Tsakalotos, E. (1998). Business cycle correspondence in the European Union. *Empirica*, 25(1), 49–75. <https://doi.org/10.1023/A:1006888704954>
- Djennas, M. (2016). Business cycle volatility, growth and financial openness: Does Islamic finance make any difference? *Borsa Istanbul Review*, 16(3), 121–145. <https://doi.org/10.1016/J.BIR.2016.06.003>
- Dreher, A., & Vaubel, R. (2004). Do IMF and IBRD cause moral hazard and political business cycles? Evidence from panel data. *Open Economies Review*, 15(1), 5–22. <https://doi.org/10.1023/B:OPEN.0000009422.66952.4b>
- Dreher, A., & Vaubel, R. (2009). Foreign exchange intervention and the political business cycle: A panel data analysis. *Journal of International Money and Finance*, 28(5), 755–775. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2008.12.007>
- Easterly, W., Islam, R., & Stiglitz, J. E. (2001). Shaken and stirred: Explaining growth volatility. İçinde B. Pleskovic & N. Stern (Ed.), *Annual World Bank conference on development economics* (ss. 191–211). The World Bank.
- Eberhardt, M., & Bond, S. (2009). Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator (MPRA Paper No. 17692).
- Ecevit, E., Yücel, A. G., & Yücel, Ö. (2016). Are some taxes better than others for economic growth? An ARDL approach for Turkey. *The Empirical Economics Letters*, 15(11), 1129–1136. <https://www.researchgate.net/publication/312586370>

- Enders, W., & Lee, J. (2012a). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574–599. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196–199. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2012.04.081>
- Erdem, E. (2014). Para banka ve finansal sistem (6. Baskı). Detay Yayıncılık.
- Erdem, E., & İlgün, F. (2017). Mali disiplin üzerinde politik faktörlerin etkisi: Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere yönelik uygulamalı bir analiz. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 67(1), 1–23.
- Erdem, E., & Yücel, A. G. (2017). Does agricultural sector matter for business cycles? Evidence from Turkey. *The Empirical Economics Letters*, 16(11).
- Erdem, E., Yücel, A. G., & Köseoglu, A. (2016). Female labour force participation and economic growth: Theoretical and empirical evidence. *Çinde The empirical economics letters (C. 15, Sayı 10)*. <https://www.researchgate.net/publication/312586284>
- Evans, P., & Karras, G. (1996). Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 249–265. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(96\)90036-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(96)90036-7)
- Fatas, A., & Mihov, I. (2003). The case for restricting fiscal policy discretion. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1419–1447. <https://doi.org/10.1162/003355303322552838>
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the penn world table. *American Economic Review*, 105(10), 3150–3182. <https://doi.org/10.1257/aer.20130954>
- Ferreira-Tiryaki, G. (2003). Financial development and economic fluctuations. *METU Studies in Development*, 30(1), 89–106.
- Ferreira-Tiryaki, G. (2008). The informal economy and business cycles. *Journal of Applied Economics*, 11(1), 91–117.
- Ferreira da Silva, G. (2002). The impact of financial system development on business cycles volatility: Cross-country evidence. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 233–253. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(02\)00021-6](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(02)00021-6)
- Fiorito, R., & Kollintzas, T. (1994). Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective. *European Economic Review*, 38(2), 235–269. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90057-4](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90057-4)
- Furceri, D., & Karras, G. (2007). Country size and business cycle volatility: Scale really matters. *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(4), 424–434. <https://doi.org/10.1016/J.JJIE.2007.04.001>
- Gali, J., & Perotti, R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, 18(37), 533–572. <https://doi.org/10.3386/w9773>
- Gengenbach, C., Urbain, J.-P., & Westerlund, J. (2016). Error correction testing in panels with common stochastic trends. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 982–1004. <https://doi.org/10.1002/jae.2475>
- Gong, C., & Kim, S. (2018). Regional business cycle synchronization in emerging and developing countries: Regional or global integration? Trade or financial integration? *Journal of International Money and Finance*, 84, 42–57. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.02.006>
- Greenwald, B. C., & Stiglitz, J. E. (1993). Financial market imperfections and business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 77–114. <https://doi.org/10.2307/2118496>
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148–161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>

- Hadri, K., & Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economics Letters*, 115(1), 31–34. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2011.11.036>
- Harvey, A. C., & Jaeger, A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231–247. <http://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v8y1993i3p231-47.html>
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data* (3rd ed.). Cambridge University Press.
- Hurlin, C., & Valérie, M. (2007). Second generation panel unit root tests. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00159842/document>
- Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2017). Financial sector development, economic volatility and shocks in sub-Saharan Africa. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 484, 66–81. <https://doi.org/10.1016/J.PHYSA.2017.04.142>
- Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. (2005). Panel LM unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393–419. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2005.00125.x>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- IMF. (2005). *World economic outlook: Building institutions*. International Financial Statistics (IFS). (2019). Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359–379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)
- Karras, G., & Song, F. (1996). Sources of business-cycle volatility: An exploratory study on a sample of OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 18(4), 621–637. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(96\)80055-3](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(96)80055-3)
- King, R. G., & Rebelo, S. T. (1993). Low frequency filtering and real business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(1–2), 207–231. [https://doi.org/10.1016/S0165-1889\(06\)80010-2](https://doi.org/10.1016/S0165-1889(06)80010-2)
- Kılınc, E. C., & Berberoğlu, C. N. (2018). Kar oranları konjonktür yönlü müdür? *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 10(19), 606–621. <https://doi.org/10.20990/kilisiiibfakademik.441368>
- Klomp, J., & de Haan, J. (2009). Political institutions and economic volatility. *European Journal of Political Economy*, 25(3), 311–326. <https://doi.org/10.1016/J.EJPOLECO.2009.02.006>
- Konstantakopoulou, I., & Tsionas, E. G. (2014). Half a century of empirical evidence of business cycles in OECD countries. *Journal of Policy Modeling*, 36(2), 389–409. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.01.006>
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: ‘How much do world prices matter?’ *Journal of International Economics*, 56(2), 299–327. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00120-9)
- Kose, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2003). Financial integration and macroeconomic volatility. *Çinde SSRN Electronic Journal (IMF Working Paper No. 03/50)*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.393420>
- Kozić, I. (2014). Detecting international tourism demand growth cycles. *Current Issues in Tourism*, 17(5), 397–403. <https://doi.org/10.1080/13683500.2013.808607>
- Lane, P. R. (2003). The cyclical behaviour of fiscal policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(12), 2661–2675. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(02\)00075-0](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(02)00075-0)

- Larsson, R., Lyhagen, J., & Löthgren, M. (2001). Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *The Econometrics Journal*, 4(1), 109–142. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00059>
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, J. C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Leybourne, S. J., C. Mills, T., & Newbold, P. (1998). Spurious rejections by Dickey–Fuller tests in the presence of a break under the null. *Journal of Econometrics*, 87(1), 191–203. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00014-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00014-1)
- Lin, C.-P., Huang, C.-J., & Chuang, C.-M. (2018). Corruption and business cycle volatility: A corporate governance perspective. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 25(5), 586–606. <https://doi.org/10.1080/16081625.2017.1378114>
- Lin, S.-C., & Kim, D.-H. (2014). The link between economic growth and growth volatility. *Empirical Economics*, 46(1), 43–63. <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0680-y>
- Lucas, R. (1981). *Studies in business-cycle theory*. MIT Press.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 631–652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Magazzino, C. (2016). Is per capita energy use stationary? Panel data evidence for the EMU countries. *Energy Exploration & Exploitation*, 34(3), 440–448. <https://doi.org/10.1177/0144598716631666>
- Malik, A., & Temple, J. R. W. (2009). The geography of output volatility. *Journal of Development Economics*, 90(2), 163–178. <https://doi.org/10.1016/J.JDEVECO.2008.10.003>
- Massmann, M., Mitchell, J., & Weale, M. (2003). Business cycles and turning points: A survey of statistical techniques. *National Institute Economic Review*, 183, 90–106.
- Mobarak, A. M. (2005). Democracy, volatility, and economic development. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 348–361. <https://doi.org/10.1162/0034653053970302>
- Montoya, L. A., & de Haan, J. (2008). Regional business cycle synchronization in Europe? *International Economics and Economic Policy*, 5(1–2), 123–137. <https://doi.org/10.1007/s10368-008-0106-z>
- Nazlioglu, S., & Karul, C. (2017). A panel stationarity test with gradual structural shifts: Re-investigate the international commodity price shocks. *Economic Modelling*, 61, 181–192. <https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2016.12.003>
- O’Connell, P. G. J. (1998). The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, 44(1), 1–19. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00017-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00017-2)
- Omay, T. (2015). Fractional frequency flexible Fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing. *Economics Letters*, 134, 123–126. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2015.07.010>
- Papageorgiou, T., Michaelides, P. G., & Tsionas, E. G. (2016). Business cycle determinants and fiscal policy: A Panel ARDL approach for EMU. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13, 57–68. <https://doi.org/10.1016/J.JECA.2015.12.001>
- Pawęta, B. (2018). Impact of the global financial crisis on the business cycle in the Visegrad Group. *Entrepreneurial Business and Economics Review*, 6(3), 43–58. <https://doi.org/10.15678/EBER.2018.060303>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>

- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. İçinde B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter (Ed.), *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels (Advances in Econometrics, Volume 15)* (ss. 93–130). [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731. <https://doi.org/10.1162/003465301753237803>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), 597–625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels (IZA DP No. 1240). Cambridge Working Papers in Economics.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.
- Pesaran, M. H., Smith, V. L., & Yamagata, T. (2013). Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure. *Journal of Econometrics*, 175(2), 94–115. <https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2013.02.001>
- Quinn, D. P., & Woolley, J. T. (2001). Democracy and national economic performance: The preference for stability. *American Journal of Political Science*, 45(3), 634. <https://doi.org/10.2307/2669243>
- Raddatz, C. (2006). Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 677–722. <https://doi.org/10.1016/J.JFINECO.2005.03.012>
- Rand, J., & Tarp, F. (2002). Business cycles in developing countries: Are they different? *World Development*, 30(12), 2071–2088. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(02\)00124-9](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(02)00124-9)
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–375.
- Reese, S., & Westerlund, J. (2016). Panicka: Panic on cross-section averages. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 961–981. <https://doi.org/10.1002/jae.2487>
- Rodrigues, P. M. M., & Taylor, A. M. R. (2012). The flexible Fourier form and local generalised least squares de-trended unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736–759. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x>
- Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, 106(5), 997–1032. <https://doi.org/10.1086/250038>
- Rodrik, D. (1999). Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses. *Journal of Economic Growth*, 4(4), 385–412. <https://doi.org/10.1023/A:1009863208706>
- Rubaszek, M., & Serwa, D. (2014). Determinants of credit to households: An approach using the life-cycle model. *Economic Systems*, 38(4), 572–587. <https://doi.org/10.1016/J.ECOSYS.2014.05.004>
- Rumler, F., & Scharler, J. (2011). Labor market institutions and macroeconomic volatility in a panel of OECD countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 58(3), 396–413. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.2011.00552.x>

- Saxena, S., & Cerra, V. (2000). Alternative methods of estimating potential output and the output gap: An application to Sweden (IMF Working Paper No. 00/59).
- Senhadji, A. (1998). Time-series estimation of structural import demand equations: A cross-country analysis. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 45(2), 236. <https://doi.org/10.2307/3867390>
- Serju, P. (2007). Estimating potential output for Jamaica: A structural VAR approach. *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos*, 20(1), 1–22.
- Shamim, F. (2006). International evidence on the role of financial sector in economic growth with less volatile business cycles. *Forum of International Development Studies*, 31, 233–251.
- Şimşek, T. (2015). Politik istikrarsızlık çerçevesinde politika ve iktisat etkileşimi. *Uluslararası Yönetim, Eğitim ve Ekonomik Perspektifler Dergisi*, 3(2), 39–54.
- Smith, L. V., Leybourne, S., Kim, T.-H., & Newbold, P. (2004). More powerful panel data unit root tests with an application to mean reversion in real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), 147–170. <https://doi.org/10.1002/jae.723>
- Tang, S. H. K. (2018). Does scientific and technical research reduce macroeconomic volatility? *Bulletin of Economic Research*, 70(1), 68–88. <https://doi.org/10.1111/boer.12129>
- Ulucak, R., Yücel, A. G., & İlkay, S. Ç. (2020). Dynamics of tourism demand in Turkey: Panel data analysis using gravity model. *Tourism Economics*, 135481662090195. <https://doi.org/10.1177/1354816620901956>
- Westerlund, J. (2005). A panel CUSUM test of the null of cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(2), 231–262. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2004.00118.x>
- Westerlund, J. (2007a). Estimating cointegrated panels with common factors and the forward rate unbiasedness hypothesis. *Journal of Financial Econometrics*, 5(3), 491–522. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbm006>
- Westerlund, J. (2007b). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193–233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Westerlund, J. (2012). Testing for unit roots in panel time-series models with multiple level breaks. *The Manchester School*, 80(6), 671–699. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2012.02270.x>
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97(3), 185–190. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2007.03.003>
- Westerlund, J., & Larsson, R. (2009). A note on the pooling of individual PANIC unit root tests. *Econometric Theory*, 25(06), 1851. <https://doi.org/10.1017/S0266466609990351>
- World Bank. (2019). World development indicators. Washington, Erişim adresi: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Yang, B. (2008). Does democracy lower growth volatility? A dynamic panel analysis. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 562–574. <https://doi.org/10.1016/J.JMACRO.2007.02.005>
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251. <https://doi.org/10.2307/1391541>
- Zouaoui, H., Mazioud, M., & Ellouz, N. Z. (2018). A semi-parametric panel data analysis on financial development-economic volatility nexus in developing countries. *Economics Letters*, 172, 50–55. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2018.08.010>