

İleri Demokrasilerde Politik Bütçe Dalgalanmaları Ortaya Çıkar Mı?

Do Political Budget Cycles Exist in Advanced Democracies?

Sedef Şen¹

Öz

Bu çalışmada çeşitli kriterlere göre seçilmiş 42 adet ülke için ileri demokrasinin hakim olduğu seçim dönemlerinde politikacıların yeniden seçilebilmek amacı ile mali araçlar üzerinde herhangi bir manipülasyon girişiminin olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla çalışmada 2001-2018 yılları arasını kapsayan dengeli panel veri seti kullanılmıştır. Ekonometrik metodolojide başvurulan yöntem farklarda dinamik ve genelleştirilmiş momentler modelleri olmuştur. Mali gösterge olarak ise mali denge, mali gelir ve kamu harcaması göz önüne alınmıştır. Seçim odaklı dalgalanmaların araştırıldığı bu çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, seçim değişkeninin hem farklarda dinamik model hem de genelleştirilmiş momentler modeli için sadece kamu harcaması değişkeni üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu gösterilmiştir. Diğer bir deyişle seçim zamanlarında kamu harcamaları üzerinde politik bütçe dalgalanmalarının görülmekte olduğu ve ileri demokrasiye sahip ülkelerde politikacıların seçimi kazanabilmek amacı ile manipülasyona başvurduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Politik Bütçe Dalgalanmaları, Maliye Politikası, Panel Ekonometri, Seçimler

Abstract

In this study, it has been explored whether there have been any manipulation attempts on fiscal instruments in order to the reelection of politicians during the electoral periods dominated by advanced democracy for 42 countries selected by various criteria. For this aim, a balanced panel data set covering the period 2001-2018 was used in the study. The methods applied in econometric methodology have been the difference between dynamic, and generalized moments models. Fiscal balance, fiscal revenue and government expenditure are considered as fiscal indicators. According to econometric results, it has been shown that the election variable has a positive and statistically significant effect only on the government expenditure variable both in the difference between dynamic and generalized moments models. In other words, political budget cycles are observed in the election periods and it is confirmed that for the reelection purpose politicians make benefit of manipulation.

Keywords: Political Budget Cycles, Fiscal Policy, Panel Econometrics, Elections

Araştırma Makalesi [Research Paper]

JEL: C13, H11, H50

Submitted: 30 / 12 / 2019

Accepted: 13 / 10 / 2020

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Kastamonu Üniversitesi, İktisat Bölümü, ssen@kastamonu.edu.tr, Orcid: 0000-0003-4426-8861

Giriş

Seçilen liderlerin hükümette olma avantajını kullanarak politika yapma sürecini tahrif etmesi ve kendi çıkarlarına uygun hale getirmesi politik iktisadın ilgilendiği temel bir sorundur (Mandon ve Cazals, 2019). Standart politik ekonomi modelleri politikacıların yeniden seçilmek ve popülerite oranlarını arttırmak amacı ile genişletici para ve maliye politikalarına başvurduklarını ortaya koymaktadır (Baldi ve Forster, 2019). Seçim dönemlerinde belirgin olan bu manipülasyon çeşitli iktisadi ve mali göstergelerde konjonktürel dalgalanma oluşturmaktadır. Seçim kaynaklı ortaya çıkan politik konjonktür dalgalanmalarının zamanla para politikası araçlarına kıyasla daha çok maliye politikası araçlarında görülmesi, politik bütçe dalgalanmaları kavramının daha sık kullanılabilir hale gelmesinde etkili olmuştur. Merkez bankalarının bağımsızlığı ile birlikte hükümetlerin para politikası üzerinde olan etkilerinin azalması, reel ekonomik etkilerin ortaya çıkmasının geç olması gibi sebepler politikacıların çoğunlukla mali göstergeler üzerinde manipülatif yönde hareket etmesine neden olmuştur. Politik bütçe dalgalanmaları (political budget cycle- PBC) kavramı² seçim sebebiyle mali politika araçlarında ortaya çıkan döngüsel dalgalanmaları³ tanımlamak için kullanılmaktadır (Efthyvoulou, 2012).

Gerçekten hükümetler stratejik olarak seçimleri kazanmak için mali politika araçlarında, örneğin vergi oranlarını düşürmek, kamu ya da transfer harcamalarını arttırmak, bütçe açığı artışı vb., manipülasyona başvururlar mı? Ampirik bulgular bu konuda bir uzlaşmaya varılmadığını göstermektedir (Alesina ve Paradisi, 2017). Politik bütçe dalgalanmaları üzerine yapılan çalışmalar ilgili konuyu çeşitli açılardan ele almaktadır⁴. Bu durum elde edilen bulguların zenginleşmesine katkı sağlarken PBC'nin evrensel bir olgu olmasının zorluğuna da işaret etmektedir (Efthyvoulou, 2012).

Politik bütçe dalgalanmaları üzerine yapılan araştırmaların uzun bir geçmişi olmasına ve yapılan çalışmalar araştırmacılar için önemli bir bakış açısı sağlamasına rağmen hâlâ üzerinde anlaşmaya varılamayan birçok konu bulunmaktadır. Bunlardan biri ise PBC'nin varlığının ülkelerin gelişmişlik düzeyine göre değişmesidir. Brender ve Drazen (2005) PBC'nin genellikle gelişmekte olan ya da az gelişmiş ülkeler için ortaya çıkan bir olgu olduğunu tartışmaktadır. Ancak bütün PBC modellerinde vurgu yapılan nokta rekabetçi seçimlerin varlığı varsayımına dayanmasıdır. Yeni demokrasilerin bir çoğunun gelişmekte olan ülkeler için var olduğu gerçeği göz önüne alındığında, PBC modellerinin ampirik uygulamalarının gelişmiş ve ileri demokrasiye sahip ülkeler için çalışılması önerilmektedir. Gelişmiş demokrasilerde çok partinin ve yüksek rekabetin varlığı, politikacıları yeniden seçilebilmek amacıyla seçim öncesi iktisadi politika araçları üzerinde daha fazla manipülatif hareketlerde bulunmaya teşvik etmektedir (Katsimi ve Sarandites, 2012).

Bu bakış açısından yola çıkarak bu çalışmada gelişmiş demokrasi ve ekonomiye sahip olan ülkelerde politik bütçe dalgalanmalarının ortaya çıkıp çıkmadığı araştırılmıştır. Literatürde genellikle ülkelerin gelişmişlik düzeyleri büyüme oranları ya da kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla gibi üretim odaklı kriterlere göre belirlenmektedir. Dünya Bankası, Uluslararası Para Fonu gibi kuruluşlar gelişmiş ülkeleri kişi başına düşen milli geliri referans alarak sınıflandırmaktadır. Bu sınıflandırma gelişmişliğin sadece iktisadi yönüne vurgu yaptığı için ülkeler dar kapsamda değerlendirilmektedir. Diğer çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada İnsani Gelişmişlik Endeksi değerlerine göre ülkeler sınıflandırılmıştır. İnsani Gelişmişlik Endeksi ülkelerin okullaşma oranı ve doğumda beklenen yaşam süresi gibi daha geniş kapsamlı bir içerikten yola çıkarak ülkeleri sınıflandırmaktadır (İnsani Gelişmişlik Raporu, 2016)⁵. Ayrıca ülkelerin demokrasi seviyelerinin de göz önüne alınması bu sınıflandırmayı zenginleştirerek literatüre doğru bir kapsam sağlaması açısından katkı sağlamıştır. Politik bütçe dalgalanmalarının belli koşullar altında (conditional) ortaya çıktığını gösteren çalışmalar literatürde mevcut iken (tek başına gelişmişlik düzeyinin göz önüne alınması, tek başına demokrasi seviyelerinin göz önüne alınması vb.) demokrasi seviyesi ve büyüme düzeylerinin bir arada ele alındığı bir koşul ile yapılan araştırmaya rastlanılmamıştır. Sınıflandırmada göz önünde tutulan bu noktalar ilgili çalışmayı diğer çalışmalardan farklı kılan bir unsur haline getirmektedir. Çalışmada cevap aranan araştırma soruları ise şu şekilde sıralanabilir: İleri demokrasi ve gelişmiş ekonomiye sahip ülkelerde politik bütçe dalgalanmaları ortaya çıkar mı? ; Mali göstergelerin hangisinde politik bütçe dalgalanmaları daha belirgindir?; Erken seçimlerin politik bütçe dalgalanmaları üzerinde anlamlı bir etkisi var mıdır?

42 adet ülke ile yapılan analiz için 2001-2018 arası yılları kapsayan dengeli panel veri seti kullanılmıştır ve dinamik panel veri modelleri ile çalışılmıştır. Çalışma sırasıyla şu şekilde ilerleyecektir: Takip eden bölümde politik bütçe dalgalanmalarının teorik çerçevesi ve kısa bir literatür taraması sunulacaktır; daha sonra ilgili model için kullanılan veri seti ve değişkenler hakkında bilgi verilecek ve ekonometrik metodoloji ile birlikte sonuçlar raporlanacaktır.

² Politik bütçe dalgalanmaları kavramı bütçe kalemlerinde var olan dalgalanmanın türüne göre politik mali gelir dalgalanması (political revenue cycle), politik mali harcama dalgalanması (political public expenditure cycle) gibi isimler ile de anılmaktadır (Katsimi ve Sarandites, 2012).

³ Konjonktürel dalgalanma ve döngüsel dalgalanma makale boyunca aynı anlamlarda kullanılmıştır.

⁴ Farklı ekonometrik metod kullananlar, koşullu değişkenlere göre etkilerin değiştiğini gösteren çalışmalar, Avrupa Birliği, OECD gibi belli grup ülke üzerine odaklanan çalışmalar, farklı zaman aralığına başvurular vb.

⁵ Bu çalışmada kullanılan İnsani gelişmişlik endeksi gelir eşitsizliği, yoksulluk ve kişi güvenliği gibi konuları içermemektedir (<http://hdr.undp.org>).

1. Teorik Çerçeve ve Literatür İncelemesi

Politik konjonktür teorileri William Nordhaus (1975) ve Douglass Hibbs (1977) tarafından geliştirilen sırasıyla "fırsatçı" ve "partizan" konjonktür teorileri ile ortaya çıkmıştır. Daha sonra ilgili teoriler, adaptif ve rasyonel beklentiler varsayımları ile gelişme göstermiştir. Varsayımlar ve teoriler birleştirildiğinde politik konjonktürel dalgalanmalar temelde dört farklı teori ile incelenmektedir: Adaptif fırsatçı, adaptif partizan, rasyonel fırsatçı ve rasyonel partizan politik konjonktür teorileri⁶.

Fırsatçı politik konjonktürel dalgalanma literatürünün gelişimi William Nordhaus ile başlamaktadır⁷. Yaklaşık 45 yıl önce, William Nordhaus makroekonomik değişkenlerin politik kaygılar ile şekillenebildiğini analitik olarak gösteren ilk araştırmacı olmuştur. Nordhaus'un (1975) çığır açan bu çalışmasına kadar hükümetin ekonomideki rolü, ekonomideki temsili ajanın fayda fonksiyonu ile örtüşen bir sosyal refah fonksiyonunu maksimize eden sosyal planlamacı olarak düşünülmüştür (Dubois, 2016). Nordhaus (1975) çalışmasında hükümetlerin özel çıkarları ve yeniden seçilme amaçları ile güdülendiğini belirtmektedir. Diğer bir deyişle, politikacılar yeniden seçilebilmek amacıyla fırsatçı davranarak iktisadi araçları manipüle etmektedir. Nordhaus' tan hemen sonra 1977 yılında Hibbs farklı makroekonomik amaçlara sahip partizan politika yapımcılar için bir model geliştirmiştir. Bu modele göre politika yapımcılar ideolojik görüşlerine göre farklı makro iktisadi amaçlar üzerinde manipülatif davranışlar sergilemektedir. Fırsatçı ya da partizan model ayırt etmeksizin politik konjonktür dalgalanmaları modellerinde itici güç temelde para politikası araçlarıdır. Genişletici para politikası geçici olarak iktisadi faaliyetlerde olumlu etki yaratırken gecikmeli olarak enflasyonist etki ortaya çıkarmaktadır (Drazen, 2000). Ancak zamanla bu literatür zayıf ampirik bulgular, merkez bankalarının bağımsızlığı sebebiyle para politikası üzerinde hükümetlerin manipülasyon yapabilme serbestliğinin zayıflaması ve hükümetlerin direkt olarak ekonomiyi kontrol edememesi gibi sebeplerden yerini politik bütçe dalgalanmalarına bırakmıştır (Shi ve Svenson, 2002). PBC modellerinde de kalkış noktası fırsatçı ve partizan modellerdir. Fırsatçı modellerde iktidar makro iktisadi büyüklükleri etkileyebilmek için maliye politikası araçlarını kullanmakta ve sonuç olarak bütçe dalgalanmaları ortaya çıkarmaktadır. Partizan modellerde ise sağ ve sol yönlü partiler maliye politikası araçları ile etkilemeyi planladıkları makro iktisadi değişkenlerin seçiminde birbirlerinden farklılaşmaktadır. İdeolojik görüşlere bağlı olarak farklı iktisadi büyüklüklerde politik bütçesel dalgalanmalar ortaya çıkmaktadır (Baldi ve Foster, 2019).

PBC literatürü politik konjonktür dalgalanmaları literatürünün alt dalı olarak gelişmiştir. Politik bütçe dalgalanmaları üzerine yapılan çalışmaların literatürü çok geniştir. Buchanan ve Wagner'in 1977 yılındaki çalışmasında adlandırılan kamu tercihi teorisine kadar uzanmaktadır. Literatürün dayandığı temel görüş ise mali yanılığ, diğer bir deyişle seçmenlerin düşen vergi oranları ve artan kamu harcamalarına bağlı olarak gelecekte ortaya çıkacak maliyet olan kamu bütçe dengesi açıklarını unuttukları bir yanılığ içerisinde olmaları olarak açıklanmaktadır (Alesina ve Paradisi, 2016).

PBC literatüründeki teorik gelişmeler iki evrede incelenmektedir: Ters seçim tabanlı modeller (Rogoff ve Sibert, 1988; Rogoff, 1990) ve ahlaki tehlike tabanlı modeller (Lohmann, 1998; Persson ve Tabelini, 2001; Shi ve Svenson, 2002). PBC modellerinin başlangıcını Rogoff ve Sibert (1988)'in ters seçim tabanlı modelinde görmek mümkündür. Sadece politikacılar tarafından bilinen, seçmenler tarafından bilinmeyen her politik adayın düşük ya da yüksek bir yetkinlik seviyesi⁸ (competence level) olduğu varsayılmaktadır. Seçmen iktidar ya da muhalefet parti fark etmeksizin en yetkin olanı seçme eğilimindedir. Seçmenler gözlemlenen cari maliye politikası sonuçlarına dayanarak iktidarın yetkinlik seviyesi ile ilgili rasyonel beklentiler oluştururlar. Yeniden seçilebilme şansını arttırmak isteyen yüksek yetkinlik seviyesine sahip iktidar seçim öncesi genişletici maliye politikası uygulayarak seçmenlere sinyal gönderir. Bu durum yetkin politikacı iktidarda ise bütçe açıklarında seçim öncesi artış ortaya çıkarmaktadır⁹. Rogoff (1990) ayrıca ilgili modelde seçim öncesi yetkinliği ile ilgili sinyal göndermek isteyen iktidarın sonuçları daha kolay gözlemlenebilir tüketim harcamalarına odaklandığını, sonuçları gecikmeli olarak ortaya çıkan yatırım harcamalarından ise uzaklaştığını söylemektedir. Bütün bu modellerde politik bütçe dalgalanmalarını ortaya çıkaran itici güç, politikacıların yetkinlik seviyesi ile ilgili geçici bilgi asimetrisinden kaynaklanan sinyallemedir (Shi ve Svenson, 2002).

PBC modellerinin ikinci evresi Persson ve Tabellini (2001) ile Shi ve Svenson (2002) tarafından ahlaki tehlike¹⁰ fikri temelinde inşa edilmiştir. Ahlaki tehlike yaklaşımına göre ters seçim yaklaşımında olduğu gibi her politikacı bir yetkinlik seviyesine, örneğin vergileri arttırmadan kamu mallarını üretebilme, sahiptir. Ancak ters seçim yaklaşımının aksine bu

⁶ Efthymou (2012) rasyonel beklentiler varsayımı ile geliştirilen modellerin ampirik uygulamalarında para ve maliye politikası araçlarında seçim amaçlı manipülasyonun daha fazla görüldüğünü belirtmektedir. Ayrıntılı bilgi için Drazen (2000), Dubois (2016) ve Cebeci (2019)'ye bakınız.

⁷ Kramer (1971) ve onu takiben Tufte (1978) ve Fair (1978) makroekonomik dalgalanmaların politik belirleyicilerini ortaya çıkaran ilk ampirik çalışmalara örnek olarak gösterilmektedir. Ancak Nordhaus'un 1975 yılında yapmış olduğu çalışma politik konjonktürel dalgalanmanın ilk formel modelini ortaya koymaktadır.

⁸ Yetkinlik, iyi politika kararları almak ve bunları uygulayabilme becerisi olarak tanımlanır (Frenkel, 2014)

⁹ İktidarda olan ve olmayan politikacıların sinyal gönderme, diğer bir deyişle politika araçlarını manipüle etme maliyetleri, sırasıyla daha düşük ve yüksektir

¹⁰ Ahlaki tehlike yaklaşımını ilk olarak Lohmann (1998) politik iş çevrimleri literatüründe kullanmıştır. Ancak Lohmann (1998) çalışmasında seçim öncesi parasal genişlemenin enflasyonist süreç üzerindeki etkisine odaklanmıştır (Shi ve Svenson, 2002).

yetkinlik seviyesini ne seçmenler ne de politikacılar gözlemleyebilmektedir. Politikacılar gelecekte karşılaşılabilecek problemleri nasıl ele alacağı ve kamu gelirlerini nasıl kamu çıktısı haline getirebileceği konusunda belirsizdir. Seçmenler rasyoneldir ve en yetkin olan adayı seçmek istemektedir. Seçmenler hükümetin kamu malı üretimi, istihdam yaratması vb. gözlenebilir makro iktisadi performansına dayanarak tercih yapmaktadır. Bu modeldeki anahtar varsayım iktidarın seçmen tarafından gözlemlenemeyen ya da geç gözlenebilen politika araçlarını kullanmak için gizli çaba göstermesidir. Örneğin, yetkinlik politikacının gelirleri kamu mallarına nasıl dönüştürdüğünü ölçüyorsa gizli gerçekleştirilen eylem devletin kısa vadeli borçlanmasında ortaya çıkan aşırılık olabilmektedir (Shi ve Svenson, 2002). Seçimler iktidarın gizli eylemleri sonrasında yapılmaktadır ve hükümet bu eylemler ile yetkinlik seviyesini ve yeniden seçilme şansını artırma amacındadır. Ancak seçmenler kandırılmaz, iktidarın niyetinin farkındadır ve şişirilmiş iktisadi performans göstergelerinden çıkarım yaparak iktidarın yetkinlik seviyesini belirlemektedir. İktidarın bu manipülasyonları seçim öncesi aşırı borçlanma ve bütçe açıkları ortaya çıkarmaktadır. Ters seçim modellerinin aksine, bütün tür iktidarlar yetkinlik seviyelerinden bağımsız olarak seçim öncesi aşırı bütçe açıklarına neden olmaktadır.

PBC literatürü çok geniş kapsamlı olduğu için ilgili literatürü gözden geçirmek ve özetlemek büyük çaba ve zaman gerektirmektedir. Ancak ilgili literatürü ayrıntılı bir şekilde özetleyen araştırmacılar ve çalışmalar mevcuttur. Drazen (2000) 1975 yılında teorik temelleri atılan politik konjonktür dalgalanmaları literatürünün 25 yıllık gelişimini özetlemiştir, Shi ve Svenson (2002) politik bütçe dalgalanmaları literatüründeki son gelişmeleri ve ilerlemeleri incelemiştir, Eslava (2011) bütçe açıklarının politik ekonomisi üzerine bir araştırma yapmıştır, Dubois (2016) 40 yıl sonra politik konjonktür dalgalanmalarının gelişimi hakkında bir çalışma yapmıştır, son olarak en güncel olan çalışma ise Mandon ve Cazals (2019) tarafından ele alınan politik bütçe dalgalanmalarının meta analizi çalışmasıdır. Mandon ve Cazals (2019) 46 çalışma ve 1037 regresyon sonucunu ele almış ve liderlerin tekrar seçilebilmek amacıyla mali araçları manipüle ettiği yönünde sistematik bir etkinin varlığını göstermişlerdir¹¹.

PBC üzerine yapılan çalışmaların bazıları ise şöyledir: Schuknecht (1996) 1970-92 yılı için ele aldığı 35 gelişmekte olan ülkede PBC lehine kanıt olduğunu, Block (2002) 44 Sahra Altı Afrika ülkeleri için yapmış olduğu çalışmada seçim dönemlerinde bütçe açıklarının yaklaşık %1.2 arttığını, Hallerberg vd. (2002) 1990-1999 yılları için Doğu Avrupa ülkelerinde seçim dönemlerinde daha büyük bütçe açıklarının görüldüğünü ortaya koymuşlardır. Politik konjonktür dalgalanmalarının gelişmiş ülkeler için varlığını gösteren çok az çalışma vardır. Bunun sebebi olarak kısa dönemde politika yapıcılarının makro iktisadi değişkenleri etkileyebilme gücünün kısıtlı olması gösterilmektedir. Politik bütçe dalgalanmaları politik konjonktür dalgalanmalarına kıyasla çok daha fazla ampirik olarak desteklenmektedir (Baldi ve Foster, 2019). Shi ve Svenson (2006) çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan 91 ülke için, Tujula ve Wolswijk (2007) ise OECD ülkeleri için bütçesel dalgalanmaların varlığını ortaya çıkarmışlardır. Persson ve Tabelini (2003) ve Katsimi ve Sarantides (2012) diğer çalışmalardan farklı olarak bütçe kalemlerine odaklanmıştır. Persson ve Tabelini (2003) 1960-1998 yılları arasında 60 demokratik ülke için, Katsimi ve Sarantides (2012) ise 19 gelişmiş OECD ülkesi için politik mali gelir dalgalanmalarının olduğunu gösterirken, bütçe dengesinde, mali harcama ya da transfer kalemlerinde PBC'nin bulunmadığını ortaya koymuşlardır. Avrupa birliği ülkeleri için PBC araştıran çalışmalardan bazıları ise şöyledir: Buti ve Van Den Noord (2003); Mink ve De Hann (2006); Efthyvoulou (2012). Buti ve Van Den Noord (2003), seçim dönemlerinde bazı ülkelerin Avrupa Birliği ülkeleri arasında ekonomik ve parasal birliğin sağlanması için yapılan bir anlaşma olan İstikrar ve Büyüme Pakti'na (Stability and Growth Pact) göre davranmadığına, seçim dönemlerinde politik motivasyonlu mali politikaların uygulandığına vurgu yapmaktadırlar (Buti ve Van Den Noord, 2003). Mink ve De Hann (2006) Euro bölgesindeki ülkelerde PBC'nin varlığını araştırmış ve bu ülkelerde seçim öncesi dönemlerde genişletici maliye politikası araçlarına başvurulduğu güçlü bir şekilde ortaya çıkarılmıştır. Son olarak Efthyvoulou (2012) ise, diğer çalışmalarda elde edilen bulgulara benzer sonuçlar elde etmiştir. Euro bölgesinde Avrupa Birliği'ndeki diğer ülkelere kıyasla daha belirgin bir PBC'nin varlığı ve hükümetin yapmış olduğu manipülasyonun derecesinin seçim rekabeti ile pozitif ilişkili olduğu gösterilmiştir. Tablo 1'de literatür taraması ile ilgili ayrıntılı bilgiler sunulmuştur.

¹¹ Araştırmacıların liderlerin yeniden seçilebilmek için mali araçları manipüle ettiği çalışmaları daha açık bir şekilde raporladığı sonucu da ilgili çalışmada tartışılmaktadır. Makale konusunun kapsamı dışında olduğu için ayrıntılı bilgi verilmeyecektir. Yayın seçme sapması (publication selection bias) hakkında ayrıntılı bilgi için bakınız: Mandon ve Cazals (2019).

Tablo 1. Literatür Taraması

Yazar(lar)	Örneklem	Dönem	Ampirik Yöntem	Temel Bulgular
Efthyvoulou (2012)	27 AB ülkesi	1997-2008	Dinamik sabit etki ve GMM modelleri	PBC mevcuttur. Euro bölgesinde daha çok belirgindir. Hükümetin mali politikalar üzerinde manipülasyon yapma derecesi iktisadi olmayan oylama ile negatif, seçim rekabeti ile pozitif ilişkilidir.
Shi ve Svenson (2002)	91 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	1975-1995	Dinamik sabit etki ve GMM modelleri	Hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde PBC geçerlidir. Seçim öncesi kamu harcamasında artış gelirden azalış gözlemlenmiştir. PBC gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere kıyasla daha büyüktür.
Baldi ve Foster (2019)	İsviçre	1978-2015	Dinamik sabit etki modeli	Kamu harcamaları üzerinde PBC etkisi vardır ancak toplam bütçe ve kamu geliri üzerinde PBC etkisi gözlemlenmemektedir.
Alesina ve Paradisi (2016)	İtalya (110 şehir)	2012	En küçük kareler yöntemi	Vergi oranları üzerinde anlamlı bir PBC etkisi bulunmuştur.
Persson ve Tabellini (2003)	60 seçili ülke	1960-1998	Sabit etki modeli	Seçim öncesi dönemde vergi oranlarında düşük gözlemlenmiş ancak kamu harcamasında PBC ortaya çıkmamıştır.
Schuknecht (1996)	35 gelişmekte olan ülke	1970-1992	Statik sabit etki modeli	Bütçe açıklarının seçim öncesi dönemde arttığına dair kanıtlar mevcuttur. Bu durum göreceli olarak dış ticareti düşük olan ülkelerde daha belirgindir.
Block (2002)	44 Sahra Altı Afrika Ülkesi	1980-1995	En küçük kareler yöntemi Statik sabit etki modeli ve GMM	Seçim dönemlerinde bütçe açıklarının ortaya çıktığı ve kamu harcamalarında artışın olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Hallerberg vd. (2002)	10 Doğu Avrupa Ülkesi	1990-1999	En küçük kareler yöntemi	Seçim dönemlerinde bütçe dengesinin bozulduğu ancak bu bozulmanın boyutunun Maastricht anlaşması öncesi AB'ye üye olan ülkelere kıyasla daha kötü olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Shi ve Svenson (2006)	85 seçili ülke	1975-1995	Dinamik sabit etki ve GMM modelleri	Seçim yıllarında GSYİH'nin neredeyse %1 i kadar bütçe açıklarında artış olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere kıyasla PBC'nin daha büyük ve geçerli olduğu gösterilmektedir.
Tujula ve Wolswijk (2007)	22 OECD ülkesi	1970-2002	Statik sabit etki modeli	Seçim yıllarında belirgin bir şekilde bütçe dengesinde bozulmaların ortaya çıktığı gösterilmiştir.
Katsimi ve Sarantides (2012)	19 OECD ülkesi	1972-1999		Harcamalar ve bütçe açıklarında PBC etkisinin olmadığı gösterilmektedir. Ancak seçim zamanlarında kamu harcaması kalemlerinin kompozisyonunda değişim olduğu vurgulanmaktadır. Buna göre yatırım harcamalarından cari harcamalara doğru bir yöneliş mevcuttur.
Mink ve De Hann (2006)	Euro bölgesi ülkeleri	1999-2004	Panel genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemi	Seçim öncesi dönemlerde genişletici maliye politikalarının uygulandığı sonucuna ulaşılmıştır.

2. Veri Seti ve Değişkenler

Bu çalışmada 42 adet ülkeyi¹² ve 2001-2018 arası yılları kapsayan¹³ dengeli panel veri seti kullanılmış, İnsani Gelişmişlik Endeksi (Human Development Index- HDI) çok yüksek olanlar ülkeler tercih edilmiştir¹⁴. Bağımlı değişken olarak kamu dengesi, kamu geliri ve kamu harcaması¹⁵ kullanılmış ve ilgili değişkenler Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'nın (GSYİH) yüzdesi cinsinden modele dahil edilmiştir. Kontrol değişkeni olarak kişi başına düşen gayrisafi yurt içi hasıla ve iktisadi büyüme değişkenlerine başvurulmuştur¹⁶. Kişi başına düşen gayrisafi yurt içi hasıla ülkenin gelişmişlik düzeyini kontrol etmek için modele dahil edilmiştir. Çünkü bu düzey seçmenlerin kamu malı tercihlerini etkilemektedir. Büyüme oranı ise konjonktürel dalgalanmanın etkisini yakalamak için modele dahil edilmiştir (Shi ve Svensson'un, 2002, 2006; De Hann ve Klomp, 2013). Mali göstergeler ve kontrol değişkenleri Dünya Bankası'nın Dünya Kalkınma Göstergeleri veri tabanından alınmıştır. Politik bütçe dalgalanmalarının varlığını (ya da yokluğunu) tespit edecek seçim değişkeni, kukla değişken olarak modele dahil edilmiştir. Ülkelerin seçim dönemleri 1, diğer dönemler 0 olarak kodlanmıştır. Brender ve Drazen (2005)'e göre rekabetçi seçimlerin varlığı durumunda iktidarlar yeniden seçilme şanslarını arttırmak için maliye politikasında manipülasyon yoluna başvururlar. Politik bütçe dalgalanmaları teorisinde varsayıldığı gibi sadece rekabetçi seçimlerin olduğu dönemler göz önüne alınmıştır. Seçimlerin rekabetçi olmadığı durumda politik bütçe dalgalanmasının varlığı geçerliliğini kaybedecektir (Brender ve Drazen, 2005). Buna göre De Hann ve Klomp (2013) tarafından izlenen yol takip edilmiş, "Politika 4 Projesi (Polity IV Project)"¹⁷ tarafından sunulan demokrasi skorlarına göre en az 6 ve üzeri olan seçim dönemleri göz önüne alınmıştır. Seçim tarihlerine ilişkin bilgi Manifesto Projesi (Manifesto Project) veri tabanından temin edilmiştir. Son olarak erken seçim tarihlerine ilişkin bilgi Parlamentolar Arası Birlik (Inter-Parliamentary Union) ve Parlamentolar ve Hükümetler veri tabanından (Parliaments and Governments Database) elde edilmiştir. Erken seçim değişkeni seçim değişkeni gibi modele kukla değişken olarak dahil edilmiştir. Seçimlerin kanunla belirlendiği ve düzenlendiği dönemler 1, erken seçim dönemleri ise 0 olarak kodlanmıştır. Bu çalışmada göz önüne alınan seçimler parlamenter rejimin uygulandığı ülkelerde milletvekili seçimleri (legislative election) ile başkanlık sisteminin uygulandığı ülkelerde yürütme seçimi (executive election) olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan tüm değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler EK'te Tablo 3'te gösterilmektedir.

3. Yöntem ve Ampirik Bulgular

Birçok araştırmacı (Diğerleri arasında, Brender ve Drazen, 2005; Persson ve Tabellini, 2003; Shi ve Svensson, 2002, 2006) maliye politikası üzerinde seçim öncesi etkileri gösterebilmek için dinamik sabit etkili model tahmin etmektedir. Buna göre ilgili model aşağıdaki gibidir:

$$Y_{it} = \alpha_0 Y_{it-1} + \alpha_1 \text{seçim}_{it} + \beta Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} , bağımlı değişken, t yılında i ülkesindeki mali göstergesi, seçim değişkeni seçimlerin etkisini yakalamak için modele dahil edilen kukla değişkenini, Z ülke spesifik ve zamanla değişen sosyo-ekonomik kontrol değişkenleri temsil eden vektörü, μ_i ve λ_t ülke ve zaman spesifik sabit etkileri ve ε_{it} hata terimini temsil etmektedir. Mali göstergeler büyük ölçüde kalıcılık (persistence) özelliği sergilediği için, diğer bir deyişle, t zamanında var olan bir davranışın t-1 zamanının bir fonksiyonu olabileceği gerçeğinden yola çıkarak bu çalışmada eşitliğin sağ tarafına gecikmeli bağımlı değişken olan Y_{it-1} dahil edilmiştir. Ancak Model 1'i tahmin etmeden önce veri setinde birim kökün varlığı test edilmelidir. Eğer bağımlı değişken durağan değilse, gecikmeli değerlerin eşitliğin sağ tarafında kullanılması sahte regresyon problemine neden olmaktadır (Katsimi ve Sarantides, 2012).

Panel verilerin zaman içerisinde durağan olup olmadığını ölçmek amacıyla farklı birim kök testleri geliştirilmiştir. Birinci ve ikinci nesil panel birim kök testleri sırasıyla kesit birimleri arasında korelasyon olmaması ve olması durumunda uygulanabilen testlerdir (Hurlin ve Mignon, 2007). Panel birim kök analizine geçmeden önce kesit birimleri arasında bağıllık

¹² Avustralya, Avusturya, Arjantin, Beyaz Rusya, Belçika, Bulgaristan, Kanada, Şile, Hırvatistan, Kıbrıs, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Letonya, Litvanya, Lüksemburg, Malezya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Polonya, Portekiz, Romanya, Rusya, Slovakya, Slovenya, Güney Kore, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere, Amerika, Uruguay.

¹³ Mali denge modelinde veri eksikliğinden dolayı ülke sayısı 38'e düşmektedir. İlgili modele dahil edilmeyen ülkeler: Bulgaristan, Malezya, Romanya ve Uruguay'dır. Gelir modeli için ise veri seti 2001-2017 yılları arasını kapsamaktadır. Veri yetersizliği sebebiyle çalışma 2001-2018 yılları arasını kapsamaktadır.

¹⁴ İnsani Gelişmişlik Endeksi çok yüksek olan ülkeler 0.80 ve üzeri endeks değerine sahip olan ülkelerdir. 2017 yılı itibarıyla toplamda 59 ülke 0.80 ve üzeri İnsani Gelişmişlik Endeksi değerine sahiptir (İnsani Gelişmişlik Raporu, 2016). Ancak yarım milyondan daha az nüfusa sahip ve verisi bulunmayan ülkeler çıkarıldığında bu sayı 42'ye düşmektedir.

¹⁵ Genel hükümet harcamalarından yararlanılmış, merkezi hükümet harcamaları göz önüne alınmıştır.

¹⁶ Eşitliğin sağ tarafındaki iktisadi büyüme ve kişi başına düşen milli gelir değişkenleri problemleri bir korelasyon ilişkisi sergilememektedir. Büyüme değişkeni modelden çıkarıldığında elde edilen sonuçlar değişmemektedir. İlgili kontrol değişkenleri PBC literatüründe önemli bir yere sahip olan Shi ve Svensson'un (2002, 2006) çalışmalarından ve Klomp ve De Hann (2013) çalışmasından yararlanılarak belirlenmiştir. Araştırma modelinde yer alan değişkenler arasındaki korelasyon bilgisini veren Tablo 2 EK'te sunulmuştur.

¹⁷ Maryland üniversitesi tarafından yürütülen Politika 4 Projesi yarım milyondan fazla nüfusa sahip olan ülkeleri içermektedir. Her ülke -10 (otokrasi) ile +10 (en yüksek demokrasi seviyesi) arasında bir değer almaktadır. Bu projeye göre 6 ve üzeri değere sahip olan ülkeler demokratik ülke olarak tanımlanmaktadır (Jaggers vd., 2006; Klomp ve De Hann, 2013).

olup olmadığı incelenmeli ve buna uygun bir panel birim kök test süreci takip edilmelidir. Bu doğrultuda kesitler arası bağımlılığı tespit etmek için Pesaran (2004) CD testine başvurulmuştur. Hem sabit hem de rassal etkili modellerde kullanılan test, örneklem boyutunun (N) zaman boyutundan (T) daha büyük olması durumunda kullanışlıdır (Pesaran, 2004). Standart panel veri modellerinde boş hipotez altında kalıntılar zaman ve kesit boyunca bağımsız ve türdeşdir. Alternatif olarak kalıntıların kesitler arasında ilişkili olmasına izin verilirken otokorelasyonun olmaması varsayımının sağlanması istenmektedir. İlgili hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \text{ her } i \neq j \text{ için (Birimler arası bağıllık yoktur)}$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \text{ bazı } i \neq j \text{ (Birimler arası bağıllık vardır).}$$

ρ_{ji} hataların korelasyon katsayısını vermektedir ve şu şekilde hesaplanmaktadır (De Hoyos ve Sarafidis, 2006):

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it}u_{jt}}{(\sum_{t=1}^T u_{it}^2)^{1/2}(\sum_{t=1}^T u_{jt}^2)^{1/2}}$$

CD Test istatistiği panel veri modeli artıklarına dayanmaktadır ve boş hipotez yatay kesit bağımlılığının olmadığını söylemektedir. İkili korelasyon katsayılarına dayanılarak aşağıdaki formül ile yatay kesit bağımlılığı test istatistiği hesaplanmaktadır (Pesaran, 2004):

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij})$$

Pesaran (2004) CD test sonuçları, yatay kesitler arasında bağımlılık olduğunu göstermektedir¹⁸. Buna göre yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testi uygulanmalıdır. Bu amaçla Pesaran (2003) panel birim kök testine başvurulmuştur. Pesaran (2003) panel birim kök testinin önerdiği model şu şekildedir (Pesaran, 2007):

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (2)$$

$i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$ ve hata terimi tek faktör yapısına sahiptir:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

f_t gözlenemeyen genel etkileri ε_{it} ise kesite özel (idiosyncratic) hataları temsil etmektedir. Denklem 2 ve 3 kullanılarak şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Denklemden $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$, $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ ifade etmektedir. İlgilenilen birim kök hipotezi, $\phi_i = 1$, şu şekilde ifade edilir:

$$H_0 : \beta_i = 0 \text{ bütün } i \text{ ler için (seri durağan değildir) ve mümkün heterojen alternatifleri ise şöyledir:}$$

$$H_1 : \beta_i < 0, i=1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i=N_1+1, N_1+2, \dots, N \text{ (seri durağandır).}$$

Pesaran (2003) testinde incelenen model ve test istatistikleri artık terimlerin ardışık olarak ilişkili olup olmamasına göre tanımlanmıştır. Artıklar korelasyona sahip değilse kesitsel bağıllığın giderildiği dönüştürülmüş CADF (Covariate-Augmented Dickey Fuller)¹⁹ modeli kullanılmaktadır (Şak, 2018, syf.309). Bu testin boş hipotezi birim kökün varlığına alternatif hipotezi ise yokluğuna işaret eder. Test sonuçları EK’te Tablo 4’de sunulmuştur. Sonuçlara göre birim kökün varlığını ileri süren sıfır hipotezi hem sabit hem de trend ve sabitli model için %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmemektedir. Diğer bir deyişle, tüm değişkenler düzeyde panel birim kök içermektedir. Değişkenlerin birinci farklarına göre test istatistiği hesaplandığında ise bütün değişkenler güçlü bir şekilde durağan hale gelmektedir.

Durağan olmayan veri seti ile tahmin yapabilmek için farklara dayalı modellerden yararlanılması önerilmektedir. Bu doğrultuda bu çalışmada temel olarak ele alınan Model 1, farklarda dinamik model formuna dönüştürülmüştür:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_0 \Delta Y_{it-1} + \alpha_1 \text{seçim}_{it} + \beta \Delta Z_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

¹⁸ Test sonuçları metin içerisindeki Tablo 5’te tanımlayıcı testler kısmında sunulmuştur.

¹⁹ Kesitsel bağımlılık durumunda genişletilmiş Dickey Fuller olarak adlandırılır.

Seçim ve zaman değişkenleri haricindeki tüm değişkenler birinci farkları alınarak modele dahil edilmiştir. Birinci farklar alındığında zamanla değişmeyen ülke spesifik etkiler μ_i dikkate alınmamakta ve birim etki ile bağımsız değişkenler arasındaki korelasyona izin verilmektedir. Tablo 5 Model 5'nin sonuçlarını göstermektedir²⁰.

Tablo 5. Farklarda Dinamik Model

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı Değişkenler		
	Δ Denge	Δ Gelir	Δ Harcama
Δ Denge $t-1$	-0.0759 (0.484)		
Δ Gelir $t-1$		-0.0051 (0.885)	
Δ Harcama $t-1$			0.0865 (0.190)
Seçim	-0.0005 (0.998)	0.0042 (0.949)	0.1151 (0.023)**
Δ Kişi Başına GSYİH _t	22.642 (0.000)***	1.3080 (0.762)	-7.3275 (0.000)***
Δ Büyüme Oranı _t	0.0742 (0.037)**	0.0041 (0.884)	-0.0753 (0.000)***
F-Test/Wald Test ²¹	24.68 (0.000)***	112.11 (0.000)***	66.81 (0.000)***
Grup İçi	0.235	0.015	0.43
Gözlem Sayısı	606	612	653
Ülke Sayısı	38	42	42
Tanımlayıcı Testler			
Hausman Testi	12.16 (0.032)**	12.65 (0.08)	35.61 (0.000)***
Değişen Varyans	1807.79 (0.000)***	12252.1 (0.000)***	1777.52 (0.000)***
Wooldridge Test	50.059 (0.000)***	127.409 (0.000)***	220.472 (0.000)***
Corr ($\Delta\epsilon_{it}, \Delta\epsilon_{it-1}$)	-0.486 (0.000)***	-0.414 (0.000)***	-0.415 (0.000)***
Corr ($\Delta\epsilon_{it}, \Delta y_{it-1}$)	-0.655 (0.000)***	-0.696 (0.000)***	-0.5137 (0.000)***
Pesaran Testi	12.613 (0.000)***	5.126 (0.000)***	12.930 (0.000)***

Not: Parantez içerisinde yer alan değerler p değerlerini, *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılık derecesini ifa de etmektedir. Bütün modeller zaman değişkenini içermektedir. Zaman değişkenlerinin birlikte anlamlılığını ölçmek için F testi uygulanmıştır ve sonuçlar zaman değişkenlerinin birlikte anlamlı olduğunu göstermiştir.

Hausman testi panel veri modellerinde içsellik probleminin varlığını/yokluğunu göstermeye çalışan bir yöntemdir. Ancak literatürde çoğunlukla panel veri modelleri arasında seçim yapmak için kullanılan bir test olduğu yönünde açıklamalar mevcuttur. Hausman testi sonucuna göre sabit ya da rassal etkili modellerden hangisinin tercih edileceğinin belirlenmesi varsayım testinin sonucu olarak karşımıza çıkmaktadır. Panel veri modelinde kullanılan bağımsız değişkenler ile hata terimi arasında bir ilişki yok (var) ise içsellik probleminin olmadığından (olduğundan) ve rassal etkili (sabit etkili) modelin kullanılabilir olduğundan söz edilebilir. Hausman testinin boş hipotezi katsayılarıdaki farklılığın sistematik olmadığını yani rassal olduğunu alternatif hipotezi ise sistematik olduğunu ifade etmektedir. Buna göre boş hipotezin reddedilmesi rassal etkili modelin içsellik varsayımının sağlanmadığını, rassal etki modeli çözümü sonrasında elde edilecek parametrelerin sapmalı ve tutarsız olacağını bu sebeple sabit etkili model ile tahmin sürecine devam edilmesi gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Hausman test sonuçları denge ve harcama modelleri için boş hipotezin 0.05 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini yani sabit etkili model ile çözümlere devam edilmesi gerektiğini söylemektedir. Gelir modeli için ise rassal etkili modelin uygun olduğu sonucuna varılmıştır.

Farklarda dinamik model, yapısı nedeni ile içsellik probleminden etkilenmektedir. Çünkü, bu modelde gecikmeli bağımlı değişken Δy_{it-1} ile hata terimi $\Delta\epsilon_{it}$ korelasyonludur. Tablo 5'e bakıldığında Corr ($\Delta\epsilon_{it}, \Delta y_{it-1}$) katsayısının tüm

²⁰ Tahmin edilen modellerin tanımlayıcı testleri ilgili modellerde değişen varyansın, otokorelasyonun ve yatay kesit bağımlılığının olduğunu göstermektedir. Driscoll ve Kraay (1998) bu problemlerin varlığı durumunda sapmalı standart hatalar yerine dirençli standart hatalara sahip model tahmin yöntemini ortaya koymuşlardır. Raporlanan değerler Driscoll ve Kraay (1998) standart hatalarına denk gelen p- değerleridir.

²¹ Sabit etkiler ile çözülen denge ve harcama modelleri için F testi, rassal etki ile çözülen gelir modeli için Wald test sonucu gösterilmektedir.

modellerde yüksek ve anlamlı olduğu görülmektedir. İçsellik problemi ile modelin tahmin edilmesi tahmincilerin sapmalı sonuçlar vermesine neden olur.

Sabit ve rassal etkili modellerin çözümünde kullanılan en küçük kareler yöntemi hata terimlerinin bağımsız ve türdeş dağılmasını gerektirir. Diğer bir deyişle hata terimleri arasında otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmamalıdır. Hata terimi varyansı kesit birimleri içinde sabit olabilir ancak birimler arası farklılaşabilir. Bu koşul gruplar arası değişen varyans olarak bilinmektedir (Baum, 2001). Değiştirilmiş Wald istatistiği sabit etki modelinin kalıntılarındaki gruplar arası değişen varyans sorununu tespit etmek üzere geliştirilmiştir. Boş hipotez hata varyanslarının birimlere göre değişmediğini, alternatif hipotez ise birimden birime değişiklik gösterdiğini ifade etmektedir. Test istatistiği şu şekilde tanımlanmaktadır (Baum, 2001):

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i}$$

$i=1, \dots, N_g$; N_g kesit birim sayısını ifade etmektedir. Testin boş ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0 = \sigma_i^2 = \sigma^2 \text{ (Gruplar arası değişen varyans yoktur)}$$

$$H_1 = \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (Gruplar arası değişen varyans vardır)}$$

V_i aşağıdaki formüle göre hesaplanır:

$$V_i = T_i^{-1}(T_i - 1) \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2$$

i inci kesit için hata varyansının tahmini ise şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2$$

Değiştirilmiş Wald istatistiği rassal etkili modeller için uygun olmadığı için gelir modelinde hata terimlerinin sabit varyans varsayımına uyup uymadığını test etmek için Levene (1960), Brown ve Forsythe (1974) testleri kullanılmıştır. Bu testlerde farklı mutlak sapmalar kullanılmakta, gözlem birimlerinin grup ortalamalarından, birim medyanlarından veya kırılmış ortalamadan²² farklarının mutlak değerlerine F testi uygulanmaktadır (Ün, 2018, syf.77). Levene (1960) test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$W_0 = \left[\frac{\sum_i n_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2 / (g - 1)}{\sum_i \sum_j (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2 / \sum_i (n_i - 1)} \right]$$

X_{ij} , X 'in i inci grubunun j inci gözlemini temsil etmektedir. $Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i|$ 'ye eşit ve \bar{X}_i i inci gruptaki X in ortalamasıdır. n_i i grubundaki gözlemlerin sayısı g ise grup sayısıdır. Levene test istatistikleri Brown ve Forsythe (1974) tarafından geliştirilerek W_{10} ve W_{50} test istatistikleri elde edilmektedir. W_{10} ve W_{50} değerleri sırasıyla i grubunun % 10 kırılmış ortalamasının ve X_{ij} 'nin i inci grup medyanının \bar{X}_i yerinde kullanılmasıyla elde edilmektedir (Stata Kılavuzu, 2020). Bu testlerin boş hipotezi hata varyanslarının birimlere göre değişmediğini, alternatif hipotez ise birimden birime değişiklik gösterdiğini ifade etmektedir.

Hata terimlerinin bağımsız, diğer bir deyişle otokorelasyonsuz olduğunu tespit etmek için ise Wooldridge (2002) testine başvurulmuştur. Wooldridge (2002) metodunda birinci farklara göre tahmin edilmiş regresyon modelinden elde edilen kalıntılar kullanılır. Testin boş hipotezi hata terimlerinin geçmiş değerleri ile ilişkili olduğunu, otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Wooldridge (2002) testine ek olarak hata teriminin gecikmeli değerleri ile ilişkisini ortaya koymak için korelasyon katsayısının sonuçları da sunulmuştur. Buna göre, $\text{Corr}(\Delta \epsilon_{it}, \Delta \epsilon_{it-1})$ katsayısının tüm modellerde yüksek ve anlamlı olduğu, diğer bir deyişle otokorelasyon sorununun varlığı ortaya konulmuştur.

Bağımlı değişkenin gecikmeli değerini modele dahil etmek hata terimlerinde var olan ardışık bağımlılık sorununu çoğunlukla çözmektedir. Ancak bu spesifikasyon hata terimlerinde kesin egzojenlik varsayımının sağlanması noktasında potansiyel bir sapma ortaya çıkarmaktadır (Katsimi ve Sarantides, 2012). Bu sapmayı düzeltebilmek için Arellano ve Bond (1991), Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998) küçük T büyük N panel veri seti için tutarlı tahmin ediciler sağlayan Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) tahmincileri geliştirmişlerdir. Bu yöntem hata terimlerinin yapısını

²² % 10 en büyük değer ile % 10 en küçük değer çıkarıldıktan sonra elde edilen ortalamadır (Ün, 2018).

dikkate alındığından hata terimleri otokorelasyonlu olduğunda kullanılan bir yöntemdir. Yöntemin bir diğer avantajı ise hem sabit hem de değişen varyansın varlığı durumuna da uygun olmasıdır. Bu çalışmada kullanılan veri setinde örneklem boyutu zaman boyutundan büyük olduğu için GMM metodu sapmasız ve kesin tahminler elde edilmesini sağlayacaktır.

GMM yönteminde “ilk farkları alınmış dinamik sabit etkili model araç değişkenler ile dönüştürülerek genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir. Elde edilen tahminler genelleştirilmiş momentler tahminleri veya iki aşamalı araç değişkenler tahminci olarak adlandırılır” (Akay, 2018, syf. 120). GMM metodolojisini açıklamak için açıklayıcı değişkenlerin olmadığı basit bir otoregresif modelden yola çıkılmaktadır (Baltağı, 2014):

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \quad (6)$$

($i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$). u_{it} hata bileşenlerinden oluşmaktadır, $u_{it} = \mu_i + v_{it}$, her bir bileşen bağımsız ve türdeş dağılmaktadır: $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$. $N \rightarrow \infty$ ve T sabit için δ 'nin tutarlı tahmin edicisini elde edebilmek amacıyla tanımlanan otoregresif modelin birinci farkları alınarak bireysel etkiler ortadan kaldırılır:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad (7)$$

$T=3$ için ilk periyotta bu ilişkide gözlemleyeceğimiz durum şöyle olmaktadır:

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}), \quad (8)$$

v_{it} serisel bağımlı olmadığı sürece y_{i1} , $y_{i2} - y_{i1}$ ile yüksek derecede ilişkili ancak $v_{i3} - v_{i2}$ ile ilişkili olmadığı için geçerli bir araç değişken olarak düşünülmektedir. $T=4$ için ikinci periyotta gözlemleyeceğimiz durum ise şöyle olmaktadır:

$$y_{i4} - y_{i3} = \delta(y_{i3} - y_{i2}) + (v_{i4} - v_{i3}), \quad (9)$$

bu durumda y_{i1} yanında y_{i2} , $y_{i3} - y_{i2}$ ile yüksek derecede ilişkili ancak $v_{i4} - v_{i3}$ ile ilişkili olmadığı için geçerli bir araç değişken olarak düşünülmektedir. Bu şekilde her bir periyot artışı için geçerli araç değişken sayısı artmaktadır. T periyot için geçerli araç değişkenler kümesi ($y_{i1}, y_{i2} \dots y_{iT-2}$) oluşmaktadır.

GMM yönteminde araç değişkenlerden oluşan bir W matrisi tanımlanır ve bu matris vektör formundaki farklar denkleminin bir ön çarpımı olarak düşünülür:

$$W' \Delta y = W' (\Delta y_{-1}) \delta + W' \Delta v \quad (10)$$

Bu modele Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS) uygulandığında elde edilen tahminciye Arellano ve Bond (1991) tahmin edicisi adı verilmektedir. Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998) dinamik panel veri modelinin etkin tahmincisini elde etmede Arellano ve Bond (1991) yönteminde yapılan birinci fark dönüşümünün zayıf kaldığına bunun yerine başka bir dönüşüm olan ortogonal sapmalar yönteminin kullanılarak daha etkin araç değişken tahminci elde edileceğine vurgu yapmışlardır (Tatoğlu, 2012, syf.86). Bu yöntemlerde Arellano ve Bond (1991) yönteminde olduğu gibi cari dönemden bir önceki dönem farkı alınmamakta, bir değişkenin tüm mümkün gelecek değerlerinin ortalaması alınmaktadır. Bu sayede dengesiz panel veri setlerinde ortaya çıkacak veri kaybı da minimize edilmektedir (Tatoğlu, 2012, syf.86).

GMM tahmincilerinin tutarlı tahmin ediciler vermesi ikinci sıra serisel bağımlılığın olmaması ve araç değişkenlerin geçerliliğine bağlıdır. Bu sebeple iki test uygulanmıştır: Farkları alınmış kalıntıların ikinci sıra serisel bağımlılığı testi ve aşırı belirleme (over identified) kısıtı için Sargan testi. Test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) Model Tahminleri

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı Değişkenler			
	Denge	Gelir	Harcama_1	Harcama_2
Denge _{t-1}	0.6946 (0.000)***			
Denge _{t-2}	-0.4331 (0.000)***			
Gelir _{t-1}		0.6064 (0.000)***		
Gelir _{t-2}		-0.7911 (0.007)***		
Harcama _{t-1}			0.6564 (0.000)***	0.732 (0.000)***
Harcama _{t-2}			-0.2124 (0.080)*	
Seçim	0.0032 (0.980)	-0.0087 (0.964)	0.1331 (0.009)***	0.146 (0.000)***
Kişi Başına GSYİH	4.1746 (0.202)	4.2708 (0.339)	-0.6160 (0.580)	0.420 (0.063)
Büyüme Oranı	0.2414 (0.000)	-0.0012 (0.977)	-0.1415 (0.000)***	-0.015 (0.000)***
Gözlem Sayısı	568	568	608	693
Ülke Sayısı	38	41	41	42
Tanımlayıcı Testler				
Araç Değişken Sayısı	22	21	22	39
Sargan Testi	9.329 (0.747)	18.420 (0.103)	23.30 (0.038)**	36.33 (0.233)
Otokorelasyon Testi	AR (1)	-2.167 (0.032)**	-1.983 (0.047)**	-3.968 (0.000)***
	AR (2)	1.836 (0.067)	1.458 (0.144)	-0.075 (0.453)

Sargan testinde boş hipotez aşırı belirleme kısıtlarının, diğer bir deyişle ele alınan araç değişkenlerin geçerli olduğu sonucunu göstermektedir. Buna göre, Harcama_1 modeli hariç diğer bütün modeller için Sargan test istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde güçlü bir şekilde reddedilmemektedir, araç değişkenler geçerlidir. Harcama_2 modeli hariç diğer tüm modeller Arellano ve Bond (1991) yöntemi ile çözülmüştür. Harcama_1 modelinde kullanılan araç değişkenler geçerli olmadığı için daha etkin araç değişken tahmincisi olan Arellano ve Bover (1995) yöntemi ile Harcama_2 modeli tahmin edilmiştir. Harcama_2 modeline göre hesaplanan Sargan testi sonucu kullanılan araç değişkenlerin geçerli olduğunu göstermektedir. Modellere ait araç değişken sayıları da Tablo 6'da gösterilmiştir. Çok fazla araç değişken kullanımı asimptotik teoremin tahmincinin dağılımına ilişkin zayıf sonlu örneklem yaklaşımını elde etmesine neden olmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2009, syf. 290). Ayrıca Roodman (2009) ampirik kural olarak (rule of thumb) araç değişken sayısının grup sayısını (ülke) aşmamasını önermektedir. Buna göre bütün modellerde ampirik kurala uyulduğu görülmektedir.

Otokorelasyon testinde ise boş hipotez $Cov(\Delta\epsilon_{it}, \Delta\epsilon_{it-k}) = 0$, $k=1,2,3$ için eğer $p < 0.01$ ise %1 seviyesinde reddedilmektedir. Eğer ϵ_{it} serisel bağımlılığa sahip değilse birinci sıra çözümleri için boş hipotezi reddetmeyi daha yüksek sıra çözümleri için reddetmemeyi bekleriz. Tablo 6'da sunulan AR (1) ve AR(2) test sonuçlarına göre tüm modeller için birinci sıra çözümlerinde temel hipotez reddedilirken daha yüksek sıra çözümlerinde reddedilmemektedir. Modellerdeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin sayısı otokorelasyon sorununu ortadan kaldırma kriterine göre belirlenmiştir. Buna göre Harcama_2 modeli hariç diğer modellerde bağımlı değişkenin 2 dönem gecikmeli değeri kullanılmıştır. Otokorelasyon test sonuçları modellerin değişen varyansa dirençli standart hatalar ile tahmin edilmesi sonrasında ulaşılan sonuçlardır.

Model çözümlerinde seçim değişkeninin dışsal bir değişken olduğu kabul edilmiştir. Ancak literatürde yapılan en büyük eleştiri, gerçek yaşamda her zaman seçim değişkeninin dışsal olarak belirlenmeyeceği yönündedir. Reid (1998) ve Persson ve Tabellini (2003) ekonomik gelişmeler pozitif yönde ilerlediğinde iktidarların stratejik olarak erken seçim çağrısında bulunabileceklerini ifade etmektedir. Ayrıca hem seçim zamanları hem de mali politikalar kriz, toplumsal kargaşa gibi gözlenemeyen ve modele dahil edilmemiş değişkenler tarafından etkilenebilmektedir (Shi ve Svenson, 2006). Seçim değişkeninin içsel bir değişken haline gelebileceği ilk durumda ve dışlanmış değişken varlığının olduğu ikinci durumda tahmin edilen parametreler sapmalı olmaktadır. Sapmasız tahmin ediciler elde edebilmek seçim değişkeni ikiye ayrılarak model tekrar çözülmüştür: Tarihi önceden belirlenmiş (predetermined) ve belirlenmemiş (not predetermined) seçimler. Bu değişkenler sırasıyla seçim_p ve seçim_np olarak isimlendirilmiştir. GMM ve dinamik FE model tahminleri

Tablo 7'de sunulmuştur²³. Veri setinde toplamda 198 adet seçim vardır ve bu seçimlerin 146 tanesi belirlenen zamanında, 52 tanesi ise erken seçim olarak düzenlenmiştir.

Tablo 7. Seçim Zamanının İçselliği

Bağımsız Değişkenler		Bağımlı Değişken: Δ Harcama _t		
		FE	Harcama_1	Harcama_2
Δ Harcama _{t-1}		0.0912 (0.180)	0.546 (0.000)***	0.714 (0.000)***
Seçim_p		-0.0162 (0.703)	0.167 (0.183)	0.053 (0.600)
Δ Kişi Başına GSYİH		-6.8889 (0.000)***	-0.354 (0.633)	0.447 (0.083)
Δ Büyüme Oranı		-0.0755 (0.000)***	-0.141 (0.000)***	-0.149 (0.000)***
Gözlem Sayısı		668	668	710
Ülke Sayısı		42	42	42
Tanımlayıcı Testler				
Hausman Testi		29.11 (0.000)***		
Değişken Varyans		1912.21 (0.000)***		
Wooldridge Test		198.59 (0.000)***		
Pesaran Testi		10.032 (0.000)***		
Araç Değişken Sayısı			23	39
Sargan Testi			25.52 (0.043)**	36.82 (0.217)
Otokorelasyon Testi	AR (1)		-3.952 (0.000)***	-4.173 (0.000)***
	AR (2)		-0.040 (0.967)	-0.191 (0.848)

Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada 3 temel toplam (aggregate) mali göstere üzerinde (mali denge, mali gelir ve kamu harcaması) politik bütçe dalgalanmalarının varlığı araştırılmıştır. Ayrıca, seçim değişkeninin içsel olarak belirlendiği durum göz önüne alındığında PBC'nin erken ve tarihi önceden belirlenmiş seçimler arasında farklı olup olmadığı gösterilmeye çalışılmıştır. Tablo 5 ve Tablo 6'ya göre, hem farklarda dinamik hem de genelleştirilmiş momentler modellerinde büyüme oranının kamu harcaması üzerinde negatif ve anlamlı etkisi vardır. Bu durum literatürde kamu harcamalarının konjonktür karşıtı davranış göstermesi ile ilişkilendirilmektedir (Katsimi ve Sarandites, 2012). Seçim değişkeninin ise hem farklarda dinamik hem de genelleştirilmiş momentler modelinde sadece kamu harcaması mali göstergesi üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkisi olduğu gösterilmiştir. Diğer bir deyişle seçim zamanlarında kamu harcaması mali göstergesi üzerinde politik bütçe dalgalanmaları görülmektedir. Son olarak Tablo 7'ye göre, seçim değişkeninin içsel olarak belirlendiği durumda erken seçim ve tarihi önceden belirlenmiş olan seçimlerin harcama değişkeni üzerindeki etkileri arasında bir farkın olmadığı, diğer bir deyişle ilgili değişkenin parametresinin %1 ve %5 güven düzeyinde anlamsız olduğu ortaya çıkarılmıştır.

Bu çalışma politik bütçe dalgalanmaları literatürüne birkaç açıdan katkı sağlamaktadır. Öncelikle ülke sınıflandırmasında daha geniş kapsamlı bir tanım kullanılmış sadece iktisadi olarak güçlü ülkeler değil çeşitli gelişmişlik kıstaslarına göre gruplandırılan ülkeler göz önüne alınmıştır. Diğer bir katkı ise ülke sınıflandırılmasında demokrasi skorlarının göz önüne alınmış olmasıdır. PBC modelleri varsayımlarına göre rekabetçi seçimlerin olması durumunda politik bütçe dalgalanmaları ortaya çıkmaktadır. Bu sebeple ülkelerin sınıflandırılmasında göz önüne alınan bir diğer önemli nokta demokrasi skorları olmuştur. Yapılan bu sınıflandırma sonrasında elde edilen bulgular PBC'nin varlığının daha makul bir zemin üzerinde araştırılmasını sağlamıştır. Bir diğer katkısı ise gelişmiş ülkelerde PBC'nin varlığına şüpheli yaklaşan birçok çalışmaya karşın politikacıların yeniden seçilebilmek için kamu harcamaları üzerinde seçim odaklı manipülasyonlara gittiği, diğer bir

²³ Dinamik Sabit Etki ve GMM tahmincisi sonuçlarına göre harcama değişkeninin bağımlı değişken olarak kurulduğu modelde seçim değişkeni anlamlı çıktığı için sadece harcama için çözülen model sonuçları sunulmuştur.

değişle politik bütçe dalgalanmalarının varlığı gösterilmiştir. İleri demokrasiye sahip ve gelişmiş ülkelerde politikacıların manipülasyona başvurduğu tespit edilmiştir.

Kaynakça

- Akay, E.Ç. (2018), *Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi*. Ed. Selahattin Güriş, Der Yayınları.
- Alesina, A., & Paradisi, M. (2017). Political budget cycles: Evidence from Italian cities. *Economics & Politics*, 29(2), 157-177.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & O. Bover (1995), Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error components Models, *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Baldi, G., & Forster, S. (2019). Political Budget Cycles: Evidence from Swiss Cantons, Working Paper
- Baltagi, B. (2014), *Econometric Analysis of Panel Data*, Fifth Edition, Wiley.
- Baum, C. F. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, 1(1), 101-104.
- Block, S. A. (2002). Political business cycles, democratization, and economic reform: the case of Africa. *Journal of Development economics*, 67(1), 205-228.
- Blundell, R. & S. Bond (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87, 11–143.
- Brender, A., & Drazen, A. (2005). Political budget cycles in new versus established democracies. *Journal of monetary Economics*, 52(7), 1271-1295.
- Brown, M. B., & A. B. Forsythe. 1974. Robust tests for the equality of variances. *Journal of the American Statistical Association* 69: 364–367.
- Buchanan, J. M., & Wagner, R. E. (1977). Democracy in deficit: The political legacy of Lord Keynes.
- Buti, M., & Van den Noord, P. (2003). Discretionary Fiscal Policy and Elections.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using stata (Vol. 5, p. 706)*. College Station, TX: Stata press.
- Cebeci, İ. (2019). POLİTİK KONJONKTÜR TEORİLERİ: LİTERATÜR TARAMASI. *Journal of International Social Research*, 12(62).
- De Haan, J., & Klomp, J. (2013). Conditional political budget cycles: a review of recent evidence. *Public Choice*, 157(3-4), 387-410.
- De Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The stata journal*, 6(4), 482-496.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of economics and statistics*, 80(4), 549-560.
- Drazen, A. (2000). The political business cycle after 25 years. *NBER macroeconomics annual*, 15, 75-117.
- Dubois, E. (2016). Political business cycles 40 years after Nordhaus. *Public Choice*, 166(1-2), 235-259.
- Dünya Bankası, Dünya Kalkınma Göstergeleri. Erişim Adresi <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Efthyvoulou, G. (2012). Political budget cycles in the European Union and the impact of political pressures. *Public Choice*, 153(3-4), 295-327.
- Eslava, M. (2011). The political economy of fiscal deficits: a survey. *Journal of Economic Surveys*, 25(4), 645-673.
- Fair, R. C. (1978). The effect of economic events on votes for president. *The review of economics and statistics*, 159-173.
- Frenkel, S. (2014). Competence and ambiguity in electoral competition. *Public Choice*, 159(1-2), 219-234.
- Hallerberg, M., de Souza, L. V., & Clark, W. R. (2002). Political business cycles in EU accession countries. *European Union Politics*, 3(2), 231-250.

- Hibbs, D. A. (1977). Political parties and macroeconomic policy. *American political science review*, 71(4), 1467-1487.
- Human Development Index, <http://hdr.undp.org> Çevirimiçi (15.09.2020).
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). Second generation panel unit root tests.
- İnsani Gelişmişlik Raporu (2016). Erişim Adresi <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-index-hdi>
- Jagers, K., Marshall, M. & Gurr, T. (2007), *Polity IV: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2007*, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research, Ann Arbor.
- Katsimi, M., & Sarantides, V. (2012). Do elections affect the composition of fiscal policy in developed, established democracies?. *Public Choice*, 151(1-2), 325-362.
- Kramer, G. H. (1971). Short-term fluctuations in US voting behavior, 1896–1964. *American political science review*, 65(1), 131-143.
- Levene, H. 1960. Robust tests for equality of variances. In *Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling*, ed. I. Olkin, S. G. Ghurye, W. Hoeffding, W. G. Madow, and H. B. Mann, 278–292. Menlo Park, CA: Stanford University Press.
- Lohmann, S. (1998). Rationalizing the political business cycle: a workhorse model. *Economics & Politics*, 10(1), 1-17.
- Mandon, P. & Cazals, A. (2019). Political Budget Cycles: Manipulation by Leaders Versus Manipulation by Researchers? Evidence from a Meta-Regression Analysis. *Journal of Economic Surveys*, 33(1), 274-308.
- Manifesto Projesi. Erişim Adresi: <https://manifestoproject.wzb.eu>
- Mink, M., & De Haan, J. (2006). Are there political budget cycles in the euro area?. *European Union Politics*, 7(2), 191-211.
- Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. *The review of economic studies*, 42(2), 169-190.
- Ün, T. (2018), *Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi*. Ed. Selahattin Gürüş, Der Yayınları.
- Parlamentolar Arası Birlik. Erişim Adresi: <https://www.ipu.org>
- Parlemantalar ve Hükümetler Veri Tabanı. Erişim Adresi: <http://www.parlgov.org>
- Persson, T., & Tabellini, G. (2001). Political institutions and policy outcomes: what are the stylized facts?.
- Persson, T., & Tabellini, G. E. (2003). *Do electoral cycles differ across political systems?*. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels.
- 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.
- Pesaran, M. H. (2003) "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", Erişim Adresi: <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/panelcadf.pdf>
- Politika 4 Projesi. Erişim Adresi: <https://www.systemicpeace.org/polityproject.html>
- Reid, B. G. (1998). Endogenous elections, electoral budget cycles and Canadian provincial governments. *Public Choice*, 97(1-2), 35-48.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, 9(1), 86-136.
- Rogoff, K., 1990, Equilibrium Political Budget Cycles, *American Economic Review* 80, 21-36.
- Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). Elections and macroeconomic policy cycles. *The review of economic studies*, 55(1), 1-16.
- Schuknecht, L. (1996). Political business cycles and fiscal policies in developing countries. *kyklos*, 49(2), 155-170.
- Shi, M., & Svensson, J. (2002). Political budget cycles in developed and developing countries. *Institute for International Economic Studies, Stockholm University*, 18.
- Shi, M., & Svensson, J. (2006). Political budget cycles: Do they differ across countries and why?. *Journal of public economics*, 90(8-9), 1367-1389.
- Stata Kılavuzu (2020) , Sdtest, Variance comparison tests, Erişim Adresi: <https://www.stata.com/manuals/rsdtest.pdf>

- Şak, N. (2018). *Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi*. Ed. Selahattin Güriş, Der Yayınları.
- Tatoğlu, F. Y. (2012). *İleri panel veri analizi: Stata uygulamalı*. Beta.
- Tufte, E. R. (1978). *Political control of the economy*. Princeton University Press.
- Tujula, M., & Wolswijk, G. (2007). Budget balances in OECD countries: what makes them change?. *Empirica*, 34(1), 1-14.
- Vatcheva, K. P., Lee, M., McCormick, J. B., & Rahbar, M. H. (2016). Multicollinearity in Regression Analyses Conducted in Epidemiologic Studies. *Epidemiology (Sunnyvale, Calif.)*, 6(2), 227. <https://doi.org/10.4172/2161-1165.1000227>
- Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

EKLER

Tablo 2. Korelasyon Matrisi

	Denge	Gelir	Harcama	Kişi Başına Düşen GSYİH	Büyüme Oranı
Denge	1				
Gelir		1			
Harcama			1		
Kişi Başına Düşen GSYİH	0.3423 (0.000)***	0.1425 (0.000)***	0.2390 (0.000)***	1	
Büyüme Oranı	0.2660 (0.000)***	-0.0615 (0.1017)	-0.2701 (0.000)***	-0.1528 (0.000)***	1

Kişi başına düşen GSYİH ve büyüme oranı arasındaki korelasyon katsayısı değeri -0.15 olarak bulunmuştur. Pearson ikili korelasyon katsayıları zayıf, orta ve yüksek olmak üzere 3 kategoride incelenmektedir. Buna göre elde edilen korelasyon katsayısı mutlak değer olarak 0.3'den daha küçük ise korelasyon ilişkisi zayıf, 0.3 ile 0.7 arasında ise orta ve 0.7'den büyük ise güçlüdür (Vatcheva vd., 2016). Kişi başına düşen GSYİH ve büyüme oranı değişkenleri arasındaki korelasyon katsayısı iki değişken arasındaki ilişkinin zayıf olduğunu ve bu sebeple tam çoklu doğrusallık sorunu oluşturmayacağını göstermektedir.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler		Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Denge	Toplam	-1.848	4.186	-32.026	18.671
	Gruplar Arası		3.055	-6.098	11.095
	Grup İçi		2.901	-29.472	5.727
Gelir	Toplam	32.032	9.161	9.511	68.142
	Gruplar Arası		8.865	11.105	48.019
	Grup İçi		2.575	19.569	52.155
Harcama	Toplam	18.62748	3.551	9.925	27.935
	Gruplar Arası		3.372	11.758	25.444
	Grup İçi		1.219	14.549	23.103
Kişi Başına GSYİH	Toplam	32830.38	22552.37	3030.948	111968.3
	Gruplar Arası		22649.23	5456.196	103819
	Grup İçi		2678.192	23706.72	55228.64
Büyüme Oranı	Toplam	2.509724	3.349046	-14.81416	25.16253
	Gruplar Arası		1.257339	.1220242	4.880158
	Grup İçi		3.109791	-16.469	22.95458

Tablo 4. Pesaran (2003) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Sabit Terim					
Gecikme Değerleri	Denge	Gelir	Harcama	Kişi Başı GSYİH	Büyüme Oranı
0	-1.785 (0.369)	-0.549 (0.291)	3.604 (1.000)	-1.241 (0.998)	-2.712 (0.000)***
1	-1.661 (0.662)	1.843 (0.967)	1.273 (0.899)	-1.561 (0.847)	-2.101 (0.012)
Sabit Terim +Trend					
0	-2.645 (0.015)	-1.372 (0.085)	4.285 (1.000)	-1.539 (1.000)	-2.844 (0.000)***
1	-2.580 (0.038)	0.111 (0.544)	2.653 (0.996)	-1.754 (0.999)	-2.250 (0.597)
Fark Denklemi					

0	-4.105 (0.000)***	-15.288 (0.000)***	-8.176 (0.000)***	-2.701 (0.000)***	-4.518 (0.000)***
1	-2.834 (0.000)***	-7.875 (0.000)***	-2.556 (0.005)***	-2.054 (0.025)**	-2.889 (0.000)***

Not: Parantez içerisinde yer alan değerler p değerlerini, *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılık derecesini ifade etmektedir.

Extended Abstract

Aim and Scope

In this study, it has been explored whether there have been any manipulation attempts on fiscal instruments in order to reelection of politicians during the electoral periods dominated by advanced democracy for 42 countries selected by various criteria. For this aim, a balanced panel data set covering the period 2001-2018 was used in the study. The paper provides an empirical contribution to the literature. Moreover, the study argues that the empirical studies conducted on PBC are more applicable for developed countries that have advanced democracies. In particular, the paper emphasizes that the existence of PBC is a controversial issue in terms of country classification, applied econometric methodology, and endogeneity of election timing.

Methods

To estimate the relationship between elections and fiscal indicators, it is employed an empirical specification that builds on the work of Shi and Svenson (2002, 2006), Persson and Tabellini (2002) and Efthyvoulou (2012). Firstly, it is applied to standard dynamic panel data specification in the study. Before estimating dynamic panel data, it is tested the existence of unit root for the dependent variable. If the dependent variable has a unit root, then using lagged dependent variable in the right-hand side of the equation causes spurious regression (Katsimi and Sarandites, 2012). There are two types of unit root tests in panel data: First and second-generation unit root tests. While the first generation unit root test is convenient if there is no correlation between cross-sectional units, the second generation unit root test is more suitable for the existence of a correlation between cross-sectional units (Hurlin and Mignon, 2007). Before conducting a panel unit root test, it calls for determining the correlation between cross-sections. For this purpose, the Pesaran CD test is applied and finds that there is a cross-sectional dependency. And then, Pesaran CADF (2003) test is performed and finds that all variables in the models have unit roots in level, so, models are estimated with the first difference of variables in the study. However, the presence of country-specific effects and lagged dependent variables among independent variables induces that ordinary least squares and fixed effect estimations to be biased and inconsistent unless time dimension T is large (Efthyvoulou, 2012). Since the time dimension of data used in the study is small (at most 18 years), it is adopted first differencing GMM estimator proposed by Arellano and Bond (1991).

Findings

In the study, the existence of PBC is investigated in the three aggregate variables (fiscal balance, fiscal revenue, and government expenditure). According to econometric results, both in the difference between dynamic and generalized moments models show that the election variable has a positive and statistically significant effect only on the government expenditure variable. In other words, political budget cycles are observed in the election periods and it is confirmed that for the reelection purpose politicians make benefit of manipulation. Besides, endogeneity of election timing is not observed in models. There is no difference in the effect of pre-determined and not-predetermined elections on fiscal indicators.

Conclusion

This study contributes to the literature on political budget fluctuations in several aspects. Firstly, a comprehensive definition is employed in the country classification, that is, it is considered not only economically strong countries but also countries grouped according to various criteria. Secondly, democracy scores of countries are taking into account in the study since the existence of PBC is based on competitive elections, that is, high democracy scores. Empirical findings after making these classifications provide to be analyzed the existence of PBC on the more plausible ground. Secondly, in spite of many studies having a doubt the existence of PBC, it is shown that politicians manipulate to fiscal indicators to reelection, in other words, politicians apply the manipulation for countries having a strong economy and advanced democracy scores.