



Journal of Social Sciences of Mus Alparslan University

anemon

Derginin ana sayfası: <http://dergipark.gov.tr/anemon>



Araştırma Makalesi • Research Article

Türkiye’de Politik Parasal Dalgalanmalar: 1986-2016 Dönemi İçin SARIMA Analizi*

Political Monetary Cycles in Turkey: SARIMA Analysis For The Period 1986-2016

Ahmet Emrah Tayyar**

Öz: Politik fırsatçı parasal dalgalanmalara göre iktidar yeniden seçilebilmek için merkez bankasını etkileyerek seçimden önce genişletici para politikası yapmaktadır. Bu yolla iktidar makroekonomik göstergelerde kalıcı olmayan iyileşmeler yaratarak seçmenlerin desteğini kazanmayı hedeflemektedir. Seçimden hemen sonra uzun vadeli ekonomik istikrarı sağlayabilmek için daraltıcı para politikaları uygulanmaktadır. Seçim döneminde para politikalarının iktidar tarafından kendi çıkarlarına yönelik kullanımı ekonomide dalgalanmalar yaratmaktadır. Bu makalenin temel amacı Türkiye’de 1986-2016 yılları arasında politik fırsatçı parasal dalgalanmaların geçerli olup olmadığını incelemektir. Çalışmada ilgili döneme ait aylık dolaşımdaki para(M0), M1 para arzı, M2 para arzı, M3 para arzı, yurtiçi kredi miktarı ve bankalar arası(interbank) faiz oranı değişkenleri kullanılmıştır. Bu değişkenlerin seçim öncesi ve sonrası değişimleri SARIMA yöntemiyle incelenmiştir. Buna göre bankalararası faiz oranı hariç diğer değişkenler politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına uygun olarak hareket ettiği tespit edilmiştir. Bankalararası faiz oranı ise varsayımların aksine seçim öncesinde arttığı seçim sonrasında azaldığı görülmektedir. Bankalararası faiz oranının iç ve dış etmenlerdeki değişime duyarlı olmasından dolayı seçimsel kaygılarla değiştirilmesi zorlaşmaktadır. Sonuç olarak Türkiye’de 1986-2016 döneminde para politikası göstergeleri üzerinde genel olarak politik fırsatçı parasal dalgalanmaların geçerli olduğu söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Politik Konjonktür Teorileri, Politik Parasal Dalgalanmalar, Mevsimsel Box-Jenkins Modelleri, Türkiye.

Abstract: According to political opportunistic monetary fluctuations, the government is conducting an expansionary monetary policy before the election, influencing the central bank in order to be re-elected. In this way, the government aims to gain the support of voters by creating non-permanent improvements in macroeconomic indicators. In order to ensure long-term economic stability immediately after the election, contractionary monetary policies are implemented. The use of monetary policies by the government in its own interests during the election period creates fluctuations in the economy. The purpose of this article is to examine whether political opportunistic monetary fluctuations were valid in Turkey between 1986-2016. In the study, monthly circulation money(M0), M1 money supply, M2 money supply, M3 money supply, domestic loan amount and interbank interest rate variables were used for the related period. The changes of these variables before and after the election were examined by the SARIMA method. Accordingly, except the interbank interest rate other variables were found to act in accordance with assumptions of political opportunistic monetary fluctuations.

* Bu çalışma Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı’nda Prof. Dr. Hülya Kanalcı Akay danışmanlığında Ahmet Emrah Tayyar tarafından “Politik Para Arzı Dalgalanmaları: Türkiye Örneği” ismiyle tamamlanarak 20.10.2017 tarihinde savunulan doktora tezinden türetilmiştir.

** Dr., Bağımsız Araştırmacı

ORCID: 0000-0003-2823-1700, ahemtay@gmail.com.

Received/Geliş: 01 July/Temmuz 2020

Accepted/Kabul: 23 June/Haziran 2021

Düzeltilme/Revised form: 13 June/Haziran 2021

Published/Yayın: 25 October/Ekim 2021

Contrary to the assumptions, interbank interest rates increased before the election and decreased after the election. Due to the fact that the interbank interest rate is sensitive to changes in internal and external factors, it becomes difficult to change it with electoral concerns. As a result, it can be said that there were generally political opportunistic monetary fluctuations on monetary policy indicators in Turkey during the 1986-2016 period.

Keywords: Political Business Cycles, Political Monetary Cycles, Seasonal Box-Jenkins Models, Turkey.

Giriş

Yeni politik iktisat ekolünün inceleme alanı olan politik konjonktür teorileri, devletin ekonomideki konumunun içselliğini vurgulamaktadır. Özellikle seçim dönemlerinde seçmenler en çok fayda sağlayan parti gruplarını tercih etme eğilimindeyken, hükümet ve parti grupları oy maksimizasyonunu hedeflemektedirler. Seçmenlerin hükümeti değerlendirirken fayda fonksiyon yapıları farklı etmenlere bağlı olabilir. Ancak seçmen nazarında sözü edilen etmenlerden en önemlisi mevcut hükümetin ekonomideki başarısı ve yetenekleridir. Bu açıdan seçmenlerin en çok dikkat ettiği enflasyon, büyüme ve işsizlik gibi makro iktisadi göstergelerin seçim öncesi ve sonrası durumları hükümet açısından oldukça önemlidir. Hükümet ekonomi konusunda yeteneklerini seçmenlere gösterebilmek için seçimlerden önce iktisadi büyümeyi arttırmayı, enflasyon ve işsizliği düşürmeyi hedeflemektedir. Bu hedefler doğrultusunda politik konjonktür teorileri, hükümetin seçim öncesinde genişletici iktisat politikaları yaptığını vurgulamaktadır. Buna paralel olarak teoriye göre hükümet, seçim sonrasında makro iktisadi göstergelerde istikrarı yeniden sağlayabilmek için iktisat politikalarını daraltıcı yönde kullanmaktadır. Dolayısıyla hükümetin yeniden seçilebilmek için iktisat politikası araçlarını manipüle etmesi ekonomide dalgalanmalar oluşturmaktadır. Seçim döneminde kullanılan iktisat politikalarından biri de para politikasıdır. Bu doğrultuda hükümetin para politikasını kullanma yolları ve merkez bankasıyla karşılıklı etkileşimleri politik parasal dalgalanmalar özelinde incelenmektedir.

Türkiye’de 1986-2016 yılları arasında politik parasal dalgalanmaların var olup olmadığının incelemesi makalenin temel amacını oluşturmaktadır. 1986:01-2016:05 döneminde aylık dolaşımdaki para(M0), M1 para arzı, M2 para arzı, M3 para arzı, yurtiçi krediler ve bankalararası(interbank) faiz oranı serilerinin seçim öncesi ve sonrası değişimleri SARIMA yöntemiyle incelenecektir. Konuya yönelik olarak yapılan çalışmalar incelendiğinde ağırlıklı olarak seçim öncesi dönemdeki değişikliklerin farklı ekonometrik yöntemlerle incelendiği görülmektedir. Ancak politik parasal dalgalanmalara karar verebilmek için seçim sonrasında parasal göstergelerdeki farklılaşmaların da incelenmesi gerekmektedir. Bu nedenle çalışmada seçim öncesi bir yıllık dönem ve seçim sonrası altı aylık dönem SARIMA yöntemiyle incelenerek yapılan diğer çalışmalardan farklılık sağlanmıştır. Ayrıca kullanılan değişkenler, dönem ve ekonometrik yöntem bakımından çalışmanın ilgili literatüre faydalı olacağı düşünülmektedir¹. Makale 4 bölümden oluşmaktadır. Makalenin ikinci bölümünde politik parasal dalgalanmalar yaklaşımı fırsatçı ve partizan modelleriyle birlikte ele alınacaktır. Üçüncü bölümde veri seti ve metodoloji başlığı altında çalışmada kullanılan serilerin durağanlık testleri ile SARIMA analizi yapılacaktır. Son bölüm olan dördüncü bölümde sonuç kısmına yer verilecektir.

Politik Parasal Dalgalanmalar

Politik parasal dalgalanmalar, seçim döneminde hükümetin yeniden seçilebilmek amacıyla manipüle ettiği para politikası araçlarıyla ortaya çıkmaktadır. Hükümet, seçmenlerin arzu ettiği yönde makroekonomik göstergelerde iyileşmeyi(iktisadi büyümede artış, işsizlik ve enflasyonda azalış) sağlayabilmek için seçimden önce genişletici para politikasına, seçimden hemen sonra daraltıcı para politikasına başvurmaktadır (Asutay, 2005: 4; Grier, 1987: 476, Nordhaus, 1975). Seçim döneminde

¹ Çalışmada genel olarak (uzun bir zaman diliminde) politik parasal dalgalanmaların var olup olmadığı sorgulanmaktadır. Ancak kullanılan zaman aralığı (1986-2016) Türkiye için hem politik hem ekonomik önemli kırılmaları içermektedir. Bu açıdan 1990’lı yıllarda koalisyon ve 2000’li yıllardan sonra tek parti hükümetlerinin varlığı bütçe yönetiminde yetenek farklılıklarını ortaya çıkararak uyumcu para politikaları kapsamında politik parasal dalgalanmaları etkileyebilir. Yine 2001 krizinden sonra merkez bankası bağımsızlığının uygulanmaya başlanması politik parasal dalgalanmaların görülme ihtimalini azaltabilir. Bu kırılmalar ayrı inceleme başlığı olup konularla ilgili olarak yazarın diğer çalışmaları incelenebilir.

para politikasındaki genişletici ve daraltıcı değişimler makroekonomik göstergelerde dalgalanmalara yol açmaktadır. Politik kaygılardan ötürü para politikasının kullanılması genel olarak iki yolla ekonomiyi etkilemektedir (Alpanda ve Honig, 2009: 3). Ekonomi üzerinde etkili olan ilk yol Phillips eğrisi yardımıyla açıklanabilir. Buna göre seçimden önce yapılan genişletici para politikaları Phillips eğrisi üzerinde harekete yol açarak enflasyonu arttırırken işsizliği azaltmaktadır (Eryılmaz ve Murat, 2016: 250). Kısa dönemde para arzındaki artış işsizliği hemen azaltırken enflasyonu gecikmeli olarak arttırdığı bilinmektedir². Bu durum seçmenlere karşı iktisadi anlamda daha bilgili olan politikacıların fırsatçı politikalarla üretilen enflasyonu seçim sonrasına ötelediğini göstermektedir. Seçim döneminde kullanılan genişletici maliye politikalarının ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerini para politikalarıyla giderme çabası ekonomi üzerinde etkili olan ikinci yolu ifade etmektedir (Beck, 1987: 209). Buna göre genişletici maliye politikalarıyla bütçe açığındaki artışın üst limite ulaşması sonucunda monetizasyona başvurulabilir. Dolayısıyla seçimsel kaygılar nedeniyle genişletici maliye politikaları uygulamalarına karşılık para politikası pasif yönde kullanılmış olmaktadır (Drazen, 2001: 77).

Seçim döneminde para politikaları kullanımının bazı sınırları bulunmaktadır. Bu sınırlar merkez bankasının bağımsızlığı, dışa açık ekonomide kur rejiminin yönetimi, ulusal-uluslararası kurumların düzenlemeleri ve içsel para arzı süreci olarak sayılabilir (Tayyar, 2017b: 428). Politik parasal dalgalanmalar açısından merkez bankasının bağımsızlığı oldukça önemlidir (Alesina ve Summers, 1993: 152). Merkez bankasının bağımsız olduğu ülkelerde hükümetin seçim dönemlerinde aktif olarak para politikasının kullanımı engellenmektedir. Ayrıca merkez bankası kaynakları rahatlıkla kullanılmadığı için uyumcu para politikaları kapsamında bütçe daha disiplinli olarak yönetilmektedir. Ancak özellikle gelişmekte olan ülkelerde merkez bankası bağımsızlığı sağlansa bile yönetsel - kurumsal farklılıklar hükümet ile merkez bankası ilişkilerinin derinleşmesine yol açabilmektedir. Bu durum gelişmekte olan ülkelerde merkez bankası bağımsızlığının varlığında politik parasal dalgalanmaların görülebilme ihtimalini arttırmaktadır (Hayo ve Hefeker, 2001: 5). Seçimsel kaygılardan dolayı para politikalarının kullanımında diğer bir konu dışa açık bir ekonomide kur rejiminin seçimidir. Mundell-Fleming modeli kapsamında ülkede tam sermaye hareketliliği varken sabit kurda maliye politikası, esnek kurda ise para politikası üretim üzerinde etkili olmaktadır. Sabit kur rejiminde bulunan ülkelere seçim döneminde maliye politikasının kullanımı uyumcu ve daha zayıf olarak para politikasının kullanımına yol açabilir. Dolayısıyla esnek kur rejiminin geçerli olduğu ülkelere sabit kur rejimini uygulayan ülkelere göre politik parasal dalgalanmalar daha fazla görülecektir (Leertouwer ve Maier, 2001: 35). Politik parasal dalgalanmaların ortaya çıkmasında etkili olan bir diğer faktör ulusal-uluslararası kurumların etkisidir. Ahlaki riziko ve asimetrik enformasyon temelinde uluslararası kurumlardan alınan kredilerin hangi alanlara kullanılacağı politikacıların bilgisi kapsamındadır. Bu nedenle seçim döneminde artan para ihtiyacı uluslararası kuruluşlar olan “Uluslararası Para Fonu” (IMF) ve “Uluslararası İmar ve Kalkınma Bankası” (IBRD) tarafından finanse edilebilir (Dreher ve Vaubel, 2004: 16). Bu yönde kullanılan kredilerin borç yükünü arttırması demokrasinin maliyetini ifade etmektedir. Son olarak politik parasal dalgalanmalar açısından içsel para arzı sürecinin incelenmesi gerekmektedir. İçsel para arzına göre para arzının yaratılmasında merkez bankasının yanı sıra diğer iktisadi aktörlerin (ticari bankalar ve hane halkı) payının olduğunu belirtmektedir. Özellikle M1 para arzının yaratılmasında merkez bankaları ticari bankaların rezervlerini etkileyerek para miktarının ticari bankalarca oluşturulmasında rol oynamaktadır (Grier, 1989: 377). Seçim belirsizliği ve politik partilerin enflasyon tercihlerinin farklı oluşu finansal arenadaki iktisadi aktörlerin uzun dönemli sözleşmelerden kaçınmasına yol açarak para talebinin yapısında değişikliklere neden olabilmektedir. (Tayyar, 2018: 95). Ticari bankalar değişen para talebine uygun olarak para miktarını içsel olarak etkilemektedir.

Politik parasal dalgalanmalar seçmen ve parti gruplarının ideolojik farklılıklarına göre iki kısımda incelenebilir. Eğer parti grupları ile seçmenler arasında ideolojik açıdan fark yoksa politik fırsatçı

² Para arzındaki artış kısa vadede üretim üzerinde etkili olduktan sonra 12-18 ay gecikmeyle enflasyon oranını etkilemektedir (Friedman ve Goodhart, 2002: 85).

parasal dalgalanmalar geçerli olmaktadır. Ancak her iki kesim arasında ideolojik farklılıklar mevcutsa politik partizan parasal dalgalanmalardan bahsedilebilir³.

Politik Fırsatçı Parasal Dalgalanmalar

Politik fırsatçı parasal dalgalanmalar yaklaşımında seçmenlerle parti grupları arasında ideolojik farklılıklar yoktur. Dolayısıyla amaç seçmenlerin yoğunlukla tercih ettiği politikaların uygulanmasını sağlamaktır. Bu nedenle hükümet yeniden seçilebilmek amacıyla seçmenlerin bildiği ve dikkat ettiği makro iktisadi göstergeleri iyileştirmek için para politikası yoluyla toplam talebi etkilemektedir (Haynes ve Stone, 1989: 427; Eryılmaz, 2015: 512). Dolayısıyla hükümetin seçim dönemlerinde para politikasını kendi amaçlarına göre değiştirmesi sonucu politik fırsatçı parasal dalgalanmalar ortaya çıkmaktadır. Tam sermaye hareketliliğine sahip bir ülkede esnek kur rejiminin uygulanması, merkez bankası bağımsızlığının az olması ve ulusal-uluslararası kuruluşların fon sağlayabilmesi politik fırsatçı parasal dalgalanmaların görülme ihtimalini arttırmaktadır (Clark ve Hallerberg, 2000: 331). Fırsatçı amaçlarla oluşan parasal dalgalanmalar seçim belirsizliği yaklaşımı çerçevesinde açıklanabilir. Seçim öncesi dönemde değişen para talebine uyum sağlamak amacıyla merkez bankası para politikası araçlarını kullanarak ekonomik istikrarın devamlılığını sağlayabilir. Buna göre ülkede seçim belirsizliğinin var olması durumunda iktisadi aktörler uzun dönemli sözleşmelerden, kısa dönemli sözleşmelere doğru geçiş yaparlar. Yatırımcıların kısa vadede menkul varlıklarını satmaları para talebini arttırarak faizleri yükseltmektedir (Berger ve Woitek, 1999: 10-12). Artan faiz oranlarının ekonomik açıdan olumsuzluğunu engellemek için merkez bankası devreye girmektedir. Seçimden önceki dönemde artan faizleri azaltabilmek için genişletici para politikaları uygulanır. Bu politikayla birlikte yükselen faiz oranları azalış gösterir. Seçimden sonraki dönemde seçim belirsizliğinin ortadan kalkmasıyla yeniden uzun dönemli sözleşmeler yapılır. İktisadi aktörlerin varlık tutum tercihleri değişerek para talebi azalış gösterir. Azalan para talebiyle birlikte düşüş gösteren faiz oranını yükseltebilmek için seçimden sonra daraltıcı para politikaları uygulanır.

Merkez bankası bağımsızlığının yüksek olduğu ülkelerde hükümetin merkez bankasına telkin ve tavsiyeler yoluyla müdahalesi olabilir. Hükümet seçim döneminde popülaritesini arttırmak için medya araçlarını kullanarak merkez bankasının politikaları üzerinde etkili olabilmektedir (Caporale, 2003: 512). Havrilesky (1993) yaptığı analizde seçim döneminde Almanya’da para politikasında değişiklik isteyen hükümet yetkililerinin gazeteye yazdığı makale sayısının arttığını tespit etmiştir (Maier vd., 2000: 8). Yasalarla merkez bankası ve hükümet ilişkilerinin sınırı belirlense de merkez bankası baskı gruplarının tercihlerine göre para politikasını değiştirebilmektedir. Bu konuların yanı sıra politik fırsatçı parasal dalgalanmalar seçmen ve politikacıların arasındaki bilgi farklılıkları yoluyla ortaya çıkabilir. Asimetrik enformasyon kapsamında merkez bankası politikalarının hangi amaçlarla değiştirildiği seçmenler tarafından tam olarak bilinmemektedir. Bu açıdan politikacılar para politikalarını kullanarak seçmenlere ekonomi yönetimi konusunda yetenek sinyali yollarlar (Tayyar, 2017a: 93). Seçmenler yüksek yeteneği tercih edeceğinden fırsatçı açıdan genişletici para politikası yapılarak makroekonomik faktörlerde geçici iyileşmeler sağlanır. Bu noktada para politikasının değişimi merkez bankasının tercihlerine bağlı olarak değişim gösterir. Eğer ekonomi yönetimi konusunda yeteneksiz bir hükümet genişletici para politikalarıyla desteklenirse politik fırsatçı parasal dalgalanmalar ortaya çıkmaktadır. Ancak ekonomi yönetimi konusunda yetenekli bir hükümet varsa merkez bankasının para politikalarını politik amaçlar için kullanması azalış gösterecektir (Sieg, 2001: 41).

Politik Partizan Parasal Dalgalanmalar

Politik partizan parasal dalgalanmalara göre seçmen ile parti gruplarının ideolojik görüşlerinde farklılıklar bulunmaktadır. İdeolojik farklılıklar sonucunda seçim döneminde sağ ve sol parti gruplarının öncelikleri değişim göstermektedir (Hibbs, 1977: 1470). Özellikle sağ parti grupları sermaye sahiplerine yönelik kararlar alırken, sol parti grupları ise işçi kesiminin çıkarını korumaya çalışmaktadırlar. Sermaye

³ Fırsatçı ve partizan politik parasal dalgalanmalar beklenti yapılarına göre geleneksel ve modern olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Geleneksel modeller adaptif beklentiler varsayımına dayanırken modern modeller rasyonel beklentiler hipotezini içermektedir. Alt başlık olarak fırsatçı ve partizan politik parasal dalgalanmalar incelenirken her iki beklenti türünden faydalanılmıştır.

sahipleri varlıklarının değerini korumak için fiyat istikrarı hedefine inanırlar (Saeki ve Shull, 2003: 263-264). Bu nedenle sağ parti grupları fiyat istikrarını sağlamak için kurala bağlı ve daraltıcı politikalar uygulama eğilimindedirler. Seçmen tabanını işçi kesimi oluşturan sol parti gruplarında işsizliği azaltmak öncelikli hedeftir. Bu açıdan sol parti grubu ekonomide istihdam yaratmak için genişletici para politikasından yana olmaktadır. Dolayısıyla seçim döneminde sol parti hükümetinin var olduğu bir ülkede, sağ parti hükümetine göre daha yoğun bir şekilde genişletici para politikası uygulanacaktır. Sonuç olarak partizan açıdan farklılıklar parasal genişlemelerin boyutunda etkili olmaktadır. Politik partizan parasal dalgalanmaları yaratan bazı etmenler bulunmaktadır. Bu etmenler merkez bankası başkanının atama koşulları, hükümetin arzuladığı para politikası açısından sinyal vermesi ve merkez bankası üyelerine hükümet tarafından zor kullanılarak yaptırımda bulunulması şeklinde sınıflandırılabilir (Belke ve Potrafke, 2012: 1128). İlk etmen olan merkez bankası başkanının ve kurul üyelerinin hükümet tarafından atanması hükümetin ideolojisine yakın bir şekilde para politikalarının ayarlanmasına yol açmaktadır. Bu durum partizan açıdan ortaya çıkan parasal dalgalanmalara neden olabilir. Bu durumu önlemek için merkez bankası kurul üyeleri tarafından merkez bankası başkanının ataması gerçekleştirilmelidir (Cukierman vd., 1992: 358). Atamanın bu yönde gerçekleşmesi merkez bankasına yönetsel açıdan bağımsızlık kazandıracaktır. Ayrıca merkez bankası bağımsızlık endekslerine göre başkanın görev süresinin seçimle göreve gelen hükümetin yasama döneminden fazla olması sağlanırsa başkanın partizan yönde para politikası kullanımı önlenir. Atama süreçlerinin hükümete bağlı olmaması ve hükümet ile başkanın görev sürelerinin farklı olması durumunda politik partizan parasal dalgalanmalar ortaya çıkabilir. Özellikle merkez bankası başkan ve kurul üyelerine hükümet arzu ettiği para politikası sinyalini yollayabilir. Bir diğer yol olarak arzu edilen sinyal iletimi gerçekleşmezse hükümet merkez bankası başkanı ve üyelerini zor kullanarak etki altına alabilir. Zor kullanımı merkez başkanı ve kurul üyelerinin istihdam şartları ve yapısal değişiklikleri içerebilir (De Paso, 2000: 472).

Sol ve sağ hükümet dönemlerinde parti gruplarının kayıp fonksiyonları aşağıdaki denklemler yardımıyla ifade edilebilir (Chappell ve Keech, 1988: 107-122).

$$W_L = (m - g)^2 + \alpha_L (u - u_N) \quad (1)$$

$$W_R = (m - g)^2 + \alpha_R (u - u_N) \quad (2)$$

$$\alpha_L > \alpha_R > 0 \quad g > 0$$

Yukarıda yer alan (1) numaralı denklem sol partinin(L), (2) numaralı denklem sağ partinin(R) kayıp fonksiyonlarını ifade etmektedir. Her iki denklemde yer alan $(m - g)$ para arzı artışı ile ekonomik büyüme arasındaki farkı, $(u - u_N)$ fiili işsizlik oranının doğal işsizlik oranından farkını, sol ve sağ partilerin işsizlik sapmasına verdiği önemleri ise sırasıyla α_L, α_R göstermektedir. Seçmen tabanının memnuniyeti açısından sol parti sağ partiye göre işsizlik sapmasına daha fazla önem vermektedir. $\alpha_L > \alpha_R > 0$ olduğu için parti gruplarına göre gerçekleşen para arzı artışı beklenen para arzı artışından farklı olacaktır. Yukarıda yer alan denklemlere gerçekleşen ve beklenen para arzı faktörleri eklendiğinde aşağıda yer alan denklemler elde edilir (Chappell ve Keech, 1988: 109).

$$u = u_N - b(M - M^E) \quad b > 0 \quad (3)$$

$$W_L = (m - g)^2 + \alpha_L b(M - M^E) \quad (4)$$

$$W_R = (m - g)^2 + \alpha_R b(M - M^E) \quad (5)$$

$$M_R = g + \alpha_R b/2 ; M_L = g + \alpha_L b/2 \quad (6)$$

$$M_L > M_R > M^E$$

Denklemlerde bulunan $(M - M^E)$ gerçekleşen para arzı ile beklenen para arzı arasındaki farkı göstermektedir. Sol parti tam istihdamı sağlayabilmek ve bu yolla işsizliği azaltmak için sağ partiye göre daha fazla genişletici para politikasından yana olacaktır. Dolayısıyla bu durum sol parti hükümeti döneminde $(M - M^E)$ farkının pozitif olduğunu ifade etmektedir. Denklem setinin çözülmesi

sonucunda elde edilen ($M_L > M_R > M^2$) sıralaması partilerin ideolojik farklılıklarının para politikasını yönlendirdiğini vurgulamaktadır.

Yöntem ve Uygulama

Bu çalışmada Türkiye için 1986-2016 döneminde para politikası göstergeleri açısından politik fırsatçı parasal dalgalanmaların var olup olmadığı incelenecektir. Söz konusu dönemde Türkiye’de sekiz adet genel seçim yapılmıştır. Politik konjonktür teorilerinin tespitinde yerel seçimlere nazaran genel seçimlerin daha açıklayıcı olması nedeniyle çalışmada genel seçimler dikkate alınmıştır. Ayrıca Türkiye’de medyanın seçimlerle ilgili bilgileri ulaştırmada eksikliği ve politikacı-seçmen arasında bilgi asimetrisinin varlığından dolayı Türk seçmenin bekleyişleri adaptif yapıdadır (Akarca ve Tansel, 2004: 14). Bu nedenle rasyonel bekleyişleri içeren politik konjonktür teorileri çalışma kapsamı dışında tutulmuştur. Bunlara ilave olarak politik partizan konjonktür modellerine göre sol partiler kendi seçmen tabanlarını memnun edebilmek için işsizliği azaltma eğilimindeyken sağ partiler ise enflasyonu azaltma çabası içindedirler. Ancak Türkiye için yapılan çalışmalarda sağ ve sol partilerin ekonomi politikalarıyla ilgili amaçlarının birbirine benzediği görülmüştür (Sayan ve Berument, 1997: 19). Dolayısıyla çalışmada politik konjonktürün fırsatçı modelleri ele alınmıştır.

Söz konusu çalışmada 1986:01-2016:05 döneminde Türkiye’de politik fırsatçı parasal dalgalanmaların tespiti için *dolaşımdaki para*(M_0), *M1 para arzı*, *M2 para arzı*, *M3 para arzı*, *bankalararası(interbank) faiz oranı* ve *yurtiçi krediler* kullanılmıştır. Çalışmada sözü edilen göstergelerin kullanılmasının temel nedenleri bulunmaktadır. İlk olarak seçim döneminde merkez bankasının para politikası araçlarıyla müdahalelerinin tespiti bu göstergeler yardımıyla net bir şekilde görülebilmektedir. Ayrıca konuyla ilgili öncü çalışmalarda yoğunlukla kullanılan göstergeler tercih edilmiştir (Derin, 2002: 179; Bakırtaş ve Koyuncu, 2005: 56) . Son olarak merkez bankasının para ve sermaye piyasalarını idare ederken kullandığı araçlar karma yapıda ve ulaşılması zor durumda olabilmektedir. Bu nedenle çalışmalar arasında karşılaştırmalar yapılabilmesi için göstergelerin seçiminde erişilebilirliğe özen gösterilmiştir (Alesina, vd., 1997). Çalışmada kullanılan para politikası göstergeleri ile ilgili zaman serileri *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası(TCMB) elektronik veri dağıtım sistemi*, *Bütçe ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü(BUMKO)*, *St. Louis Federal Rezerv Bankası (FRED)* ve *Uluslar arası Finansal İstatistik(IFS)* aracılığıyla elde edilmiştir. Yıllık veya çeyrek yıllık verilere nazaran aylık verilerin ekonometrik çalışmalarda daha iyi sonuçlar vermesinden dolayı ilgili zaman serilerinin aylık olmasına dikkat edilmiştir.

Politik fırsatçı parasal dalgalanmalara göre hükümet yeniden seçilebilmek amacıyla merkez bankasının desteğini alarak seçimden önce genişletici para politikası yapmaktadır. Bu kapsamda seçimden önce genişletici para politikalarının yapılmasıyla birlikte dolaşımdaki para (M_0), M_1 para arzı, M_2 para arzı, M_3 para arzı ve yurtiçi kredi miktarının artması, interbank faiz oranlarının ise azalması beklenmektedir. Hükümet, seçimden hemen sonra makro ekonomik göstergelerde istikrarı sağlamak için daraltıcı para politikası uygulamaktadır. Bu nedenle dolaşımdaki para(M_0), M_1 para arzı, M_2 para arzı, M_3 para arzı ve yurt içi kredi miktarında seçimden sonra azalış, interbank faiz oranında artış olacağı tahmin edilmektedir. Politik fırsatçı parasal dalgalanmaları tespit edebilmek için çalışmanın yöntemi olarak mevsimsel kendiyile bağımlı hareketli ortalama (SARIMA) modelleri kullanılmıştır. SARIMA modellerinin tercih edilmesinin nedenleri olarak yapısal modellemelere göre ortaya çıkan hataları azaltabilmesi ve gelişmekte olan ülkelerin analizi için daha uygun olması sayılabilir (Özkan, 2010: 181). SARIMA modellerinin yapısı aşağıda yer alan (7) numaralı denklem yardımıyla gösterilebilir.

$$SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s \quad (7)$$

Buna göre SARIMA model yapısının mevsimsel olmayan kısmı (p, d, q) ile gösterilirken mevsimsellik içeren bölümü (P, D, Q) ile ifade edilmektedir. Model yapısında parantezler arası çarpım ilişkisine göre $p(P)$ otoregresif sürecin gecikme sayısını, $d(D)$ ilgili serilerin durağan hale geldiği zamanda fark sayısını, $q(Q)$ hareketli ortalama süreci gecikme sayısını göstermektedir. Model dışında yer alan s ise mevsimsel gözlemlenen serinin değerini göstermekte olup aylık serilerde 12, çeyrek yıllık serilerde 4 değerini almaktadır (Polat, 2009: 55). SARIMA model yapısına tabi olan zaman serilerinin tahmini için Box-Jenkins metodundan faydalanabilir. Söz konusu metodun tanımlama, tahmin ve test

yapma, uygulama olmak üzere üç aşaması bulunmaktadır. Tanımlama aşamasında serilerin varyansını sabit hale getirebilmek için ilgili serilerin logaritması alınarak dönüştürme işlemi uygulanır. Ardından çeşitli testler yardımıyla serilerin durağan olup olmadığı incelenir. Durağan olmayan seriler durağan hale gelinceye kadar fark alma işlemi uygulanır. Durağanlık sürecinden sonra AR, MA veya ARMA model yapılarının p ve q değerleri açısından hangisinin kullanılacağına karar verilir. Hesaplamalar açısından p ve q değerlerinin tespiti için gelişmiş programlardan faydalanır. AR(p) model yapısının derecesi otokorelasyon fonksiyonuyla (ACF) tespit edilirken, MA(q) yapısı kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) ile tespit edilmektedir. Eğer süreç içerisinde ACF azalarak kayboluyorsa AR(p), PACF azalarak kayboluyorsa MA(q), hem ACF hem de PACF azalarak kayboluyorsa ARMA(p,q) modeli geçerli olmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014). Box-Jenkins metodunun ikinci aşamasında model yapılarında yer alan parametrelerin tahmini yapılmaktadır. En küçük kareler veya en çok benzerlik yöntemleriyle AR ve MA model yapılarının dereceleri için t ve F istatistikleri kullanılır. Bu açıdan ekonometrik programların önerdiği gecikme sayılarından itibaren gecikme sayıları azaltılarak en uygun model tahmin edilir. En uygun modelin tespit edilmesinde Akaike bilgi kriterinin (AIC) en düşük seviyede olmasına özen gösterilir.

Seçim döneminde para politikası göstergelerinin seçim öncesi ve sonrası hangi yönde değişikliklerini tespit etmek için modele kukla değişkenler eklenmiştir. SARIMA model yapısına uygun olarak kukla değişkenlerin eklenmesi altta yer alan (8) numaralı denklem yardımıyla gösterilebilir.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \sum_{j=1}^k \beta_j \cdot KUKLA_j \quad (8)$$

(8) numaralı denklemde bulunan $KUKLA_j$ etmeni k sayıda eklenen seçim öncesi ve sonrasına yönelik kukla değişkeni temsil etmektedir. İlgili ekonometrik çalışmada seçim öncesi 4 ve seçim sonrası 2 tane olmak üzere üçer aylık periyotlarla toplam 6 kukla değişken oluşturulmuştur. Kukla değişkenlerin her biri 29 Kasım 1987, 20 Ekim 1991, 24 Aralık 1995, 18 Nisan 1999, 3 Kasım 2002, 22 Temmuz 2007, 12 Haziran 2011 ve 1 Kasım 2015 tarihlerinde yapılan 8 genel seçimin para politikası göstergeleri üzerinde toplu etkisini göstermektedir⁴. Seçimler öncesi değişimi görmek için oluşturulan 4 kukla değişken seçimden önceki 3, 6, 9 ve 12 aylardaki değişimi göstermektedir. Seçimlerden sonraki 3 ve 6 aylardaki değişimi inceleyebilmek için 2 kukla değişken kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan EB12, EB9, EB6, EB3, EA3 ve EA6 kukla değişkenlerin açıklamaları altta yer almaktadır. Buna göre;

EB12=1 İlgili dönemde yapılan 8 genel seçim döneminde (seçim ayı dâhil) seçimlerden önceki 12 ay, aksi halde **EB12=0**

EB9=1 İlgili dönemde yapılan 8 genel seçim döneminde (seçim ayı dâhil) seçimlerden önceki 9 ay, aksi halde **EB9=0**

EB6=1 İlgili dönemde yapılan 8 genel seçim döneminde (seçim ayı dâhil) seçimlerden önceki 6 ay, aksi halde **EB6=0**

EB3=1 İlgili dönemde yapılan 8 genel seçim döneminde (seçim ayı dâhil) seçimlerden önceki 3 ay, aksi halde **EB3=0**

EA3=1 İlgili dönemde yapılan 8 genel seçim döneminde seçimlerden sonraki 3 ay, aksi halde **EA3=0**

EA6=1 İlgili dönemde yapılan 8 genel seçim döneminde seçimlerden sonraki 6 ay, aksi halde **EA6=0**

⁴ 1983 yılında denetimli seçimin yapılması ve askeri darbe gibi demokratik olmayan uygulamalardan ötürü ilgili çalışma 1987 yılında yapılan seçimler ve sonrasını dikkate almıştır (Özkan, 2010: 150).

Verilerin Dönüşüm İşlemi ve Durağanlık Analizleri

En uygun SARIMA modellerinin belirlenmesi için serilerin durağan olması önem arz etmektedir. Bu açıdan ilk olarak her serinin mevsimsel açıdan durağanlık süreçlerinin incelenmesi gerekmektedir. EvIEWS 8 paket programı kullanılarak kukla değişken yöntemiyle çalışmada kullanılan serilerin mevsimsel açıdan durağan olup olmadıkları incelenmiştir. Kukla değişken kullanılarak yapılan analizde ilgili serilerin tümünde mevsimsel birim kökün olmadığı tespit edilmiştir. Ardından çalışmada kullanılan her bir seri için dönüşüm işlemi uygulanmıştır. Serileri dönüştürme işlemi aşağıda yer almaktadır.

LM0=Dolaşımdaki para. 1986:01-2016:05 dönemine ait aylık nominal M0 serisi 2010 baz yılı tüketici fiyat endeksine bölünerek reel hale dönüştürülmüştür. Serinin logaritması alınarak LM0 elde edilmiştir.

LM1=M1 para arzı. 1986:01-2016:05 dönemine ait aylık nominal M1 serisi 2010 baz yılı tüketici fiyat endeksine bölünerek reel hale dönüştürülmüştür. Serinin logaritması alınarak LM1 elde edilmiştir.

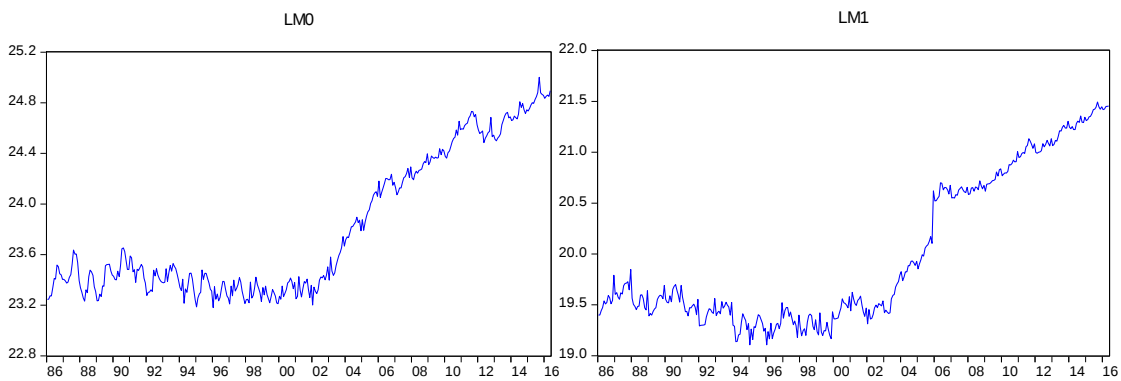
LM2=M2 para arzı. 1986:01-2016:05 dönemine ait aylık nominal M2 serisi 2010 baz yılı tüketici fiyat endeksine bölünerek reel hale dönüştürülmüştür. Serinin logaritması alınarak LM2 elde edilmiştir.

LM3=M3 para arzı. 1986:01-2016:05 dönemine ait aylık nominal M3 serisi 2010 baz yılı tüketici fiyat endeksine bölünerek reel hale dönüştürülmüştür. Serinin logaritması alınarak LM3 elde edilmiştir.

LKREDİ=Yurtiçi kredi miktarı. 1986:01-2016:05 dönemine ait aylık nominal yurtiçi kredi serisi 2010 temelli tüketici fiyat endeksine bölünerek reel hale getirilmiştir. Serinin logaritması alınarak LKREDİ elde edilmiştir⁵.

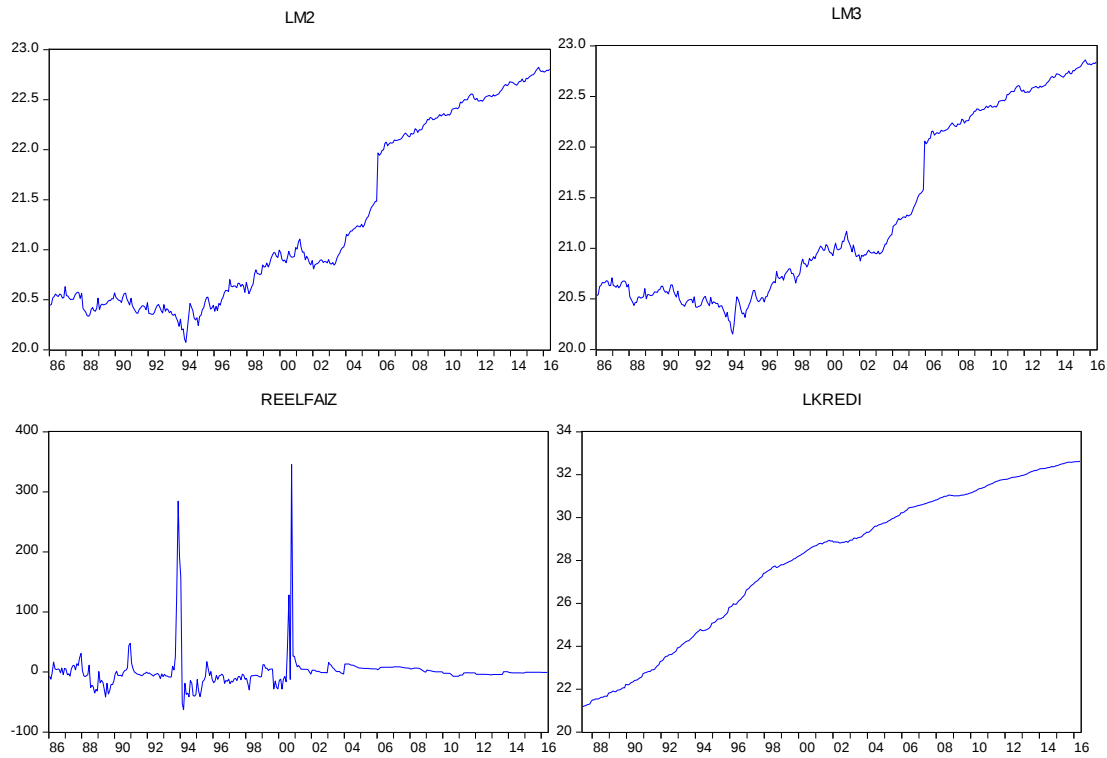
REELFAİZ=Bankalararası faiz oranı. 1986:01-2016:05 dönemine ait aylık nominal bankalararası faiz oranından her yıl için 12 aylık ortalama enflasyon oranı çıkarılmıştır⁶. Bazı dönemlerde ilgili seri negatif değer aldığı için serinin logaritması alınmamıştır.

Çalışmada kullanılan serileri dönüştürme işleminden sonra serilerin durağanlık süreçleri incelenmiştir. Serilerin durağanlık analizlerinde EvIEWS 8 paket programı aracılığıyla *Augmented Dickey Fuller(ADF)*, *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS)* ve *Ng-Perron testleri* yapılmıştır. Ardından serilere Gauss 10 programı yardımıyla *iki kırılmalı yapısal birim kök testi olan Lee-Strazicich(2003) testi* uygulanmıştır. Her bir testin kendine özgü avantaj ve dezavantajları olduğu için durağanlık testlerinde karma yöntem benimsenmiştir.



⁵ Literatürdeki çalışmalarda yurtiçi kredi miktarını reel hale dönüştürmek için Yurtiçi Kredi/GSYİH formülünün kullanıldığı görülmektedir. Türkiye için aylık GSYİH verileri bulunamadığı için bu yöntem kullanılmamıştır.

⁶ İlgili seriyi dönüştürmede yöntem olarak Gürgür & Karaca (2007)'den faydalanılmıştır.



Şekil 1. Serilerin Düzey Değerlerinin Zamana Göre Değişimi

Şekil 1’de LM0, LM1, LM2, LM3, LKREDİ ve REELFAİZ değişkenleri düzey değerlerinin 1986:01-2016:05 döneminde zamana göre değişimi görülmektedir. Buna göre LM0 ve LM1 grafikleri incelendiğinde 2002 yılından itibaren sağa yukarı doğru pozitif trendin varlığı dikkati çekmektedir. Yine LM2 ve LM3 serilerine ait grafiklerde 1994 yılıyla birlikte sağa yukarı doğru ve LKREDİ serisinde ise dönem boyunca sağa yukarı doğru pozitif bir eğilim ve trendin varlığı görülmektedir. REELFAİZ serisinde ise 1994 ve 2001 yıllarında yaşanan krizlerden ötürü aykırı değer(outlier) bulunmakta olup seride trendin varlığı görülmemektedir. LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serilerinde pozitif trendin varlığı serilerin durağan olmadığının bir göstergesi olabilir. Bu nedenle durağanlık süreçlerini incelemek için tüm serilere ADF, KPSS ve Ng-Perron testleri uygulanmış olup sonuçlar Tablo 1 yardımıyla incelenebilir.

Tablo 1. Serilerin Düzey Değerlerinin Zamana Göre Değişimi

Birim Kök Testleri	ADF Testi	KPSS Testi	Ng-Perron Testi			
			MZa	MZt	MSB	MPT
LM0	-1,71	0,53	-3,09	-1,14	0,37	27,17
	(-3,98)	(0,21)	(-23,8)	(-3,42)	(0,14)	(4,03)
LM1	-1,97	0,54	-2,97	-1,11	0,37	28,02
	(-3,98)	(0,21)	(-23,8)	(-3,42)	(0,14)	(4,03)
LM2	-1,95	0,46	-1,86	-0,90	0,48	44,58
	(-3,98)	(0,21)	(-23,8)	(-3,42)	(0,14)	(4,03)
LM3	-1,89	0,45	-1,59	-0,83	0,52	51,49
	(-3,98)	(0,21)	(-23,8)	(-3,42)	(0,14)	(4,03)

LKREDİ	-0,98 (-3,98)	0,54 (0,21)	-0,98 (-23,8)	-0,97 (-3,42)	0,99 (0,14)	223,4 (4,03)
REELFAİZ	-8,68 (-3,98)	0,06 (0,21)	-241,17 (-23,8)	-10,98 (-3,42)	0,04 (0,14)	0,37 (4,03)

NOT: Parantez içindeki değerler %1 seviyesindeki kritik değerleri göstermektedir. LM0, LM1 ve LKREDİ değişkenlerinin ADF birim kök testinde SIC kriterine göre 12 gecikme, LM2 ve LM3 için 0 gecikme, REELFAİZ için 3 gecikme tespit edilmiştir. LM0, LM1 LM2, LM3 ve LKREDİ için KPSS testinde otomatik olarak Barlett-Kernel tekniğiyle Newey-West 15 band genişliği, REELFAİZ için 8 band genişliği belirlenmiştir. LM2 ve LM3 için Ng-Perron testinde SIC kriterine göre 0 gecikme, LM0 için 5 gecikme, LM1 için 12 gecikme, REELFAİZ için 3 gecikme, LKREDİ için Barlett-Kernel tekniğiyle Newey-West 6 band genişliği tespit edilmiştir.

Tablo 1’de yer alan ADF birim kök testinin sonuçlarına göre LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serileri için hesaplanan değerin mutlak hali parantez içerisinde yer alan kritik değerin mutlak halinden küçük olduğundan söz konusu serilerin durağan olmadığı görülmektedir. Ancak REELFAİZ serisiyle ilgili olarak hesaplanan değer mutlak değer olarak kritik değerden büyük olduğu için ADF testine göre REELFAİZ serisinin düzey değerde durağan olduğu anlaşılmaktadır. KPSS birim kök testinde LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serileri için hesaplanan LM değeri, kritik değerden büyük olduğu görülmektedir. Bu nedenle H_0 hipotezi reddedilerek ilgili serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı tespit edilmiştir. REELFAİZ serisinde ise hesaplanan LM değeri kritik değerden küçük olduğundan serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Ng-Perron testine göre bir serinin durağan olabilmesi için MZa ve MZt mutlak değerlerinin kritik değerden büyük olması, MSB ve MPT test istatistiklerinin kritik değerden küçük olması gerekmektedir. Dolayısıyla Ng-Perron test sonuçlarına göre LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serilerinin durağan olmadığı, REELFAİZ serisinin ise durağan olduğu görülmektedir.

Çalışmada kullanılan serilerde yapısal kırılmalar olma ihtimaline karşı Gauss 10 programı yardımıyla her bir seriye yönelik olarak Lee-Strazicich (2003) iki kırılmalı birim kök testi yapılmıştır. Testin sonuçları aşağıda yer alan Tablo 2 yardımıyla incelenebilir.

Tablo 2. Serilerin Düzey Değerlerinin İki Kırılmalı Lee-Strazicich(2003) Birim Kök Testi Sonuçları

Seri	Model	Gecikme	Kırılma Zamanları	λ	t istatistiği	Kritik Değer
LM0	Model A	1	1994M3, 2003M1	0,3; 0,6	-2,46	-4,54*
	Model C	1	2002M1, 2005M10	0,4; 0,6	-7,53	-6,45*
LM1	Model A	1	1991M12, 2005M11	0,2; 0,6	-1,98	-4,54*
	Model C	1	1997M11, 2005M9	0,4; 0,6	-4,95	-6,45*
LM2	Model A	0	1991M12, 2005M11	0,2; 0,6	-1,65	-4,54*
	Model C	0	1993M4, 2005M11	0,2; 0,6	-4,69	-6,41*
LM3	Model A	0	1991M12, 2005M11	0,2; 0,6	-1,45	-4,54*
	Model C	0	1993M4, 2005M11	0,2; 0,6	-4,52	-6,41*
LKREDİ	Model A	3	1990M2, 1998M11	0,2; 0,4	-0,99	-4,54*
	Model C	3	1996M5, 2003M2	0,4; 0,6	-3,45	-6,45*
RFAİZ	Model A	3	1993M9, 1993M11	0,3; 0,3	-9,44	-4,54*
	Model C	3	2000M9, 2001M5	0,4; 0,6	-13,09	-6,45*

* Tabloda yer alan kritik değerler %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir. Kritik değerler Lee ve Strazicich 2003’den alınmıştır.

Tablo 2’te tüm serilere ait olarak model A ve model C açısından hesaplanan test istatistikleri yer almaktadır. Model A serilerin düzeyde kırılma değerlerini gösterirken Model C hem düzeyde hem eğimde kırılmaların tespit edilmesinde kullanılmaktadır. Serilere ilişkin Model A açısından hesaplanan

t istatistiğinin mutlak değerli hali, kritik değerin mutlak halinden küçük olursa serilerin durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Bu paralelde düzeyde kırılmayı gösteren model A için LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serilerinin durağan olmadığı görülmektedir. REELFAİZ serisinde ise model A açısından hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerin mutlak halinden büyük çıktığından serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Hem düzeyde hem eğimde kırılmayı gösteren MODEL C için LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serileri açısından hesaplanan t istatistiğinin mutlak değerli hali, kritik değerin mutlak halinden küçük çıkmıştır. Bu nedenle ilgili serilerin Model C açısından durağan olmadığı görülmektedir. REELFAİZ ve LM0 değişkenlerinin Model C için hesaplanan t istatistiklerinin mutlak değerli hali hesaplanan kritik değerin mutlak halinden büyük olduğundan serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır.

Yapılan birim kök testleri sonuçlarına göre REELFAİZ serisi hariç LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serilerinde birim kökün olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle LM0, LM1, LM2, LM3 ve LKREDİ serilerinin birinci farklarının alınmasına karar verilmiştir. Durağan olmayan yapıların tekrar görülebile ihtimaline karşın seriler çalışmada kullanılan birim kök testleriyle yeniden sınanmıştır. Sonuç olarak birim kök içeren serilerin birinci farkta durağan olduğu tespit edilmiştir.

SARIMA Analiz Sonuçları

Serilerin durağanlık analizini takiben parasal göstergeler açısından Türkiye’de politik fırsatçı parasal dalgalanmaların tespiti yapılmıştır. Bunun için 1986:01-2016:05 dönemleri arasında yapılan 8 genel seçimin toplu etkilerini içeren 6 kukla değişken belirlenmiştir. Bu süreci takiben Eviews 8(Automatic ARIMA selection) kullanılarak serilere uygun olarak SARIMA modelleri tespit edilmiştir. Modellerin uygunluğu açısından AIC kriterinin en düşük seviyede olmasına dikkat edilmiştir.

Dolaşımdaki Para(M0)

Dolaşımdaki para(M0) serisi için seçim öncesi ve sonrası dönemlerdeki değişimini incelemek üzere oluşturulan 6 kukla değişken açısından en uygun model yapısı SARIMA(4,1,4)(12,0,12) olarak tespit edilmiştir.

Tablo 3. Dolaşımdaki Para(M0) Serisi İçin SARIMA Analiz Sonuçları

Dolaşımdaki Para (M0)						
	EB12	EB9	EB6	EB3	EA3	EA6
MODEL	SARIMA (4,1,4)(12,0,12)	SARIMA (4,1,4)(12,0,12)	SARIMA (4,1,4)(12,0,12)	SARIMA (4,1,4)(12,0,12)	SARIMA (4,1,4)(12,0,12)	SARIMA (4,1,4)(12,0,12)
Katsayı	0,004 (0,001)	0,005 (0,003)	0,005 (0,001)	0,005 (0,001)	0,007 (0,000)	0,008 (0,000)
Kukla	0,005 (0,255)	0,002 (0,605)	0,001 (0,840)	0,006 (0,446)	-0,026 (0,003)	-0,016 (0,006)
AR(4)	0,856 (0,000)	0,855 (0,000)	0,855 (0,000)	0,854 (0,000)	0,851 (0,000)	0,855 (0,000)
MA(4)	-0,984 (0,000)	-0,984 (0,000)	-0,984 (0,000)	-0,984 (0,000)	-0,984 (0,000)	-0,983 (0,000)
SAR(12)	0,351 (0,000)	0,352 (0,000)	0,353 (0,000)	0,355 (0,000)	0,349 (0,000)	0,351 (0,000)
SMA(12)	0,333 (0,000)	0,327 (0,000)	0,324 (0,000)	0,327 (0,000)	0,344 (0,000)	0,342 (0,000)
F- Olasılık Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADJ R ²	0,32	0,32	0,32	0,32	0,34	0,33
AIC	-3,146	-3,143	-3,142	-3,143	-3,167	-3,163

NOT: Tabloda yer alan parantez içinde yazılı değerler katsayıların olasılık değerlerini göstermektedir.

Politik fırsatçı parasal dalgalanmalar kapsamında dolaşımdaki para miktarının (M0) seçimden önce artması ve seçimden hemen sonra azalması beklenmektedir. Tablo 3'te yer alan sonuçlara göre EB12, EB9, EB6 ve EB3 modelleri seçim öncesi dönemleri göstermekte olup kukla değişkenlerin aldığı değerlerin pozitif olması seçim öncesi dönemde dolaşımdaki paranın(M0) arttığını göstermektedir. Seçim sonrası değişimi gösteren EA3 ve EA6 modellerine ait kukla değişkenlerin aldığı işaretlerin negatif olması daraltıcı para politikasının yapıldığını ifade etmektedir. Seçim öncesi değişimi gösteren kukla değişkenler istatistiksel olarak anlamsız, seçim sonrası değişimi gösteren kukla değişkenler istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Ancak seçim öncesi için oluşturulan kukla değişkenler istatistiksel olarak anlamsız olsa bile kukla değişkenin aldığı işaretin teoriye uygun olması politik konjonktürün geçerli olduğunun bir göstergesi olarak sayılabilir (Özkan & Tarı, 2011: 234). Sonuç olarak Türkiye'de ilgili dönemde dolaşımdaki para(M0) serisi politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına uygun olarak değişim göstermektedir.

M1 Para Arzı

M1 para arzı serisinin seçim öncesi dönemde değişimini incelemek üzere oluşturulan EB12, EB9, EB6 ve EB3 için en uygun model yapısı SARIMA(7,1,7)(6,0,6) olarak belirlenmiştir. Seçim sonrası en uygun model yapısı EA3 ve EA6 için SARIMA(8,1,8)(12,0,12) şeklindedir.

Tablo 4. M1 Para Arzı Serisi İçin SARIMA Analiz Sonuçları

M1 Para Arzı						
	EB12	EB9	EB6	EB3	EA3	EA6
MODEL	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (8,1,8) (12,0,12)	SARIMA (8,1,8) (12,0,12)
Katsayı	0,002 (0,964)	0,005 (0,902)	0,009 (0,835)	-0,000 (0,984)	0,020 (0,000)	0,023 (0,000)
Kukla	0,010 (0,000)	0,010 (0,000)	0,011 (0,000)	0,021 (0,000)	-0,021 (0,002)	-0,014 (0,000)
AR(7)	0,958 (0,000)	0,957 (0,000)	0,957 (0,000)	0,956 (0,000)		
AR(8)					0,778 (0,000)	0,815 (0,000)
MA(7)	-0,974 (0,000)	-0,973 (0,000)	-0,973 (0,000)	-0,968 (0,000)		
MA(8)					-0,906 (0,000)	-0,958 (0,000)
SAR(12)					0,942 (0,000)	0,936 (0,000)
SAR(6)	0,983 (0,000)	0,983 (0,000)	0,983 (0,000)	0,983 (0,000)		
SMA(12)					-0,935 (0,000)	-0,947 (0,000)
SMA(6)	-0,981 (0,000)	-0,981 (0,000)	-0,981 (0,000)	-0,978 (0,000)		
F- Olasılık Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADJ R ²	0,30	0,30	0,30	0,30	0,54	0,55
AIC	-2,625	-2,629	-2,631	-2,618	-3,032	-3,048

NOT: Tabloda yer alan parantez içinde yazılı değerler katsayıların olasılık değerlerini göstermektedir.

Politik fırsatçı parasal dalgalanmalarının varsayımına göre M1 para arzının seçimden önce artması ve seçimden sonra azalması beklenmektedir. Buna dayanılarak yapılan SARIMA analizinin sonuçları Tablo 4 yardımıyla incelenebilir. Buna göre EB12, EB9, EB6 ve EB3 modellerinde kukla

değişkenlerin aldığı değerlerin pozitif olduğu görülmekte olup seçimden önceki 1 yıllık periyotta M1 para arzının arttığı anlaşılmaktadır. Seçim sonrası dönemlere ait EA6 ve EA3 modellerinde kukla değişkenlerin negatif değer alması daraltıcı para politikasının yapıldığını göstermektedir. Ayrıca seçim öncesi ve sonrası dönemlerdeki tüm kukla değişkenlerin istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı olduğu görülmektedir. Sonuç olarak Türkiye’de ilgili dönemde M1 para arzı serisi politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına uymaktadır.

M2 Para Arzı

M2 para arzı serisinin seçim dönemindeki değişimini incelemek üzere oluşturulan toplam 6 kukla değişken için en uygun model yapısı SARIMA(7,1,7)(6,0,6) olarak belirlenmiştir.

Tablo 5. M2 Para Arzı Serisi İçin SARIMA Analiz Sonuçları

M2 Para Arzı						
	EB12	EB9	EB6	EB3	EA3	EA6
MODEL	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)
Katsayı	0,001 (0,924)	0,002 (0,864)	0,002 (0,869)	-0,001 (0,944)	0,005 (0,724)	0,007 (0,567)
Kukla	0,004 (0,000)	0,004 (0,000)	0,005 (0,000)	0,008 (0,000)	-0,012 (0,000)	-0,005 (0,000)
AR(7)	0,923 (0,000)	0,921 (0,000)	0,922 (0,000)	0,924 (0,000)	0,928 (0,000)	0,920 (0,000)
MA(7)	-0,971 (0,000)	-0,970 (0,000)	-0,971 (0,000)	-0,969 (0,000)	-0,975 (0,000)	-0,971 (0,000)
SAR(6)	0,980 (0,000)	0,980 (0,000)	0,980 (0,000)	0,980 (0,000)	0,980 (0,000)	0,980 (0,000)
SMA(6)	-0,980 (0,000)	-0,980 (0,000)	-0,980 (0,000)	-0,979 (0,000)	-0,980 (0,000)	-0,982 (0,000)
F- Olasılık Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADJ R ²	0,22	0,22	0,22	0,22	0,23	0,23
AIC	-3,588	-3,589	-3,589	-3,581	-3,600	-3,598

NOT: Tabloda yer alan parantez içinde yazılı değerler katsayıların olasılık değerlerini göstermektedir.

Politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına göre M2 para arzının seçimden önce artması ve seçimden sonra azalması tahmin edilmektedir. Seriye yönelik yapılan ekonometrik çalışmanın sonuçları Tablo 5’te yer almaktadır. Buna göre seçim öncesi dönemleri ifade eden EB12, EB9, EB6 ve EB3 modellerinin kukla değişkenleri pozitif değer almıştır. Bu durum seçim öncesi dönemde M2 para arzının arttığını göstermektedir. Seçim sonrası dönemler için oluşturulan EA6 ve EA3 modellerine ait kukla değişkenlerin negatif değer aldığı görülmektedir. Dolayısıyla seçim sonrası dönemde M2 para arzında azalışın olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca tüm modellere ait kukla değişkenlerin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Sonuç olarak ilgili dönemde M2 para arzı politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına uygun olarak değişmektedir.

M3 Para Arzı

M3 para arzı serisi için seçim öncesi dönemleri ifade eden EB12, EB9 ve EB6 açısından en uygun model SARIMA(8,1,8)(6,0,6), EB3 için SARIMA(7,1,7)(6,0,6) olarak belirlenmiştir. Seçim sonrası dönemleri ifade eden EA6 ve EA3 için en uygun model SARIMA(8,1,8)(6,0,6) şeklindedir.

Tablo 6. M3 Para Arzı Serisi İçin SARIMA Analiz Sonuçları

M3 Para Arzı						
	EB12	EB9	EB6	EB3	EA3	EA6
MODEL	SARIMA (8,1,8) (6,0,6)	SARIMA (8,1,8) (6,0,6)	SARIMA (8,1,8) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (8,1,8) (6,0,6)	SARIMA (8,1,8) (6,0,6)
Katsayı	-0,013 (0,549)	-0,012 (0,578)	-0,002 (0,873)	-0,001 (0,938)	-0,017 (0,570)	0,002 (0,837)
Kukla	0,009 (0,000)	0,009 (0,000)	0,011 (0,000)	0,008 (0,000)	-0,027 (0,000)	-0,011 (0,000)
AR(8)	0,933 (0,000)	0,934 (0,000)	0,913 (0,000)		0,941 (0,000)	0,912 (0,000)
AR(7)				0,929 (0,000)		
MA(8)	-0,968 (0,000)	-0,968 (0,000)	-0,939 (0,000)		-0,975 (0,000)	-0,952 (0,000)
MA(7)				-0,970 (0,000)		
SAR(6)	0,981 (0,000)	0,981 (0,000)	0,976 (0,000)	0,976 (0,000)	0,984 (0,000)	0,976 (0,000)
SMA(6)	-0,984 (0,000)	-0,984 (0,000)	-0,956 (0,000)	-0,980 (0,000)	-0,986 (0,000)	-0,970 (0,000)
F-Olasılık Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADJ R ²	0,17	0,17	0,14	0,14	0,18	0,17
AIC	-3,674	-3,677	-3,644	-3,638	-3,686	-3,675

NOT: Tabloda yer alan parantez içinde yazılı değerler katsayıların olasılık değerlerini göstermektedir.

M3 para arzı serisinin politik fırsatçı parasal dalgalanmalar yaklaşımına göre seçimden önce artması ve ekonomik istikrarı sağlayabilmek için seçimden hemen sonra azalması beklenmektedir. Bu doğrultuda yapılan analizin sonuçları Tablo 6 yardımıyla incelenebilir. Buna göre seçimden önce üçer aylık periyotlarla oluşturulan EB12, EB9, EB6 ve EB3 kukla değişkenlerinin aldığı işaret pozitif olduğu için M3 para arzının seçimden önceki 1 yıllık dönemde arttığı anlaşılmaktadır. Seçim sonrası 6 aylık periyodu gösteren EA3 ve EA6 modellerinin kukla değişkenleri negatif işarete sahiptir. Dolayısıyla seçim sonrası 6 aylık dönemde M3 para arzı serisinin azaldığı görülmektedir. İlave olarak modelde yer alan tüm kukla değişkenler istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak M3 para arzı ilgili dönemde politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına uygun olarak değişim göstermiştir.

Yurtiçi Kredi

Yurtiçi kredi serisi için en uygun model EB12 için SARIMA(9,1,9)(12,0,12) ve EB9, EB6, EB3, EA3, EA6 için SARIMA(7,1,7)(6,0,6) olarak belirlenmiştir.

Tablo 7. Yurtiçi Kredi Serisi İçin SARIMA Analiz Sonuçları

Yurt İçi Kredi Miktarı						
	EB12	EB9	EB6	EB3	EA3	EA6
MODEL	SARIMA (9,1,9) (12,0,12)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)	SARIMA (7,1,7) (6,0,6)
Katsayı	0,019 (0,000)	0,002 (0,541)	0,003 (0,358)	0,005 (0,203)	0,003 (0,459)	0,005 (0,217)
Kukla	-0,008 (0,007)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,008 (0,000)	-0,009 (0,000)	-0,004 (0,000)
AR(9)	-0,752 (0,000)					
AR(7)		0,881 (0,000)	0,877 (0,000)	0,868 (0,000)	0,886 (0,000)	0,876 (0,000)
MA(7)		-0,963 (0,000)	-0,961 (0,000)	-0,950 (0,000)	-0,968 (0,000)	-0,962 (0,000)
MA(9)	0,906 (0,000)					
SAR(12)	0,916 (0,000)					
SAR(6)		0,950 (0,000)	0,950 (0,000)	0,950 (0,000)	0,950 (0,000)	0,950 (0,000)
SMA(12)	-0,916 (0,000)					
SMA(6)		-0,974 (0,000)	-0,974 (0,000)	-0,973 (0,000)	-0,973 (0,000)	-0,975 (0,000)
F-Olasılık Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADJ R ²	0,47	0,40	0,41	0,41	0,41	0,41
AIC	-4,413	-4,286	-4,294	-4,301	-4,288	-4,296

NOT: Tabloda yer alan parantez içinde yazılı değerler katsayıların olasılık değerlerini göstermektedir.

Politik fırsatçı parasal dalgalanmalar yaklaşımının varsayımlarına uygun olarak yurtiçi kredi miktarının seçimden önce artacağı, seçimden sonra azalacağı beklenmektedir. Seçim öncesi 9 aylık dönemi gösteren EB9, EB6, EB3 modellerinde yer alan kukla değişkenlerin aldığı değer pozitif olduğu görülmektedir. Bu durum seçim öncesi 9 aylık periyotta yurt içi kredi miktarının arttığını göstermektedir. Seçim sonrası 6 aylık dönem için hesaplanan EA3 ve EA6 modellerine ait kukla değişkenlerin işareti negatif olduğundan yurtiçi kredinin seçimden sonra azaldığı anlaşılmaktadır. Ayrıca tüm modellere ait olan kukla değişkenler istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak yurtiçi kredi serisi politik fırsatçı parasal dalgalanmalar yaklaşımının varsayımına uymaktadır.

Bankalararası (Interbank) Faiz

Çalışmanın yapıldığı döneme ait Bankalararası(interbank) faiz oranı serisinin dönüşüm süreci tamamlanmış ve seri durağan olduğu için farkı alınmamıştır. Bu nedenle sözü edilen seri mevsimsel durağan otoregresif süreç olan SARMA yöntemine göre analiz edilmiştir. Buna göre en uygun model EB12 için SARMA(8,0,8)(4,0,4), EB9 için SARMA(8,0,8)(12,0,12), EB6 ve EA3 için SARMA(5,0,5)(12,0,12), EB3 için SARMA(2,0,6)(6,0,6), EA6 için SARMA(2,0,4)(12,0,12) olarak belirlenmiştir.

Tablo 8. Bankalararası Faiz Serisi İçin SARMA Analiz Sonuçları

Bankalararası Faiz Oranı						
	EB12	EB9	EB6	EB3	EA3	EA6
MODEL	SARMA (8,0,8) (4,0,4)	SARMA (8,0,8) (12,0,12)	SARMA (5,0,5) (12,0,12)	SARMA (2,0,6) (6,0,6)	SARMA (5,0,5) (12,0,12)	SARMA (2,0,4) (12,0,12)
Katsayı	1,753 (0,007)	2,344 (0,000)	-0,162 (0,871)	1,039 (0,258)	3,266 (0,058)	3,379 (0,038)
Kukla	0,268 (0,210)	0,746 (0,118)	3,719 (0,140)	6,170 (0,171)	-6,237 (0,017)	-4,075 (0,183)
AR(8)	0,859 (0,000)	0,826 (0,000)				
AR(5)			0,922 (0,000)		0,917 (0,000)	
AR(2)				0,413 (0,000)		0,492 (0,000)
MA(4)						-0,220 (0,000)
MA(8)	-0,993 (0,000)	-0,988 (0,000)				
MA(5)			-0,995 (0,000)		-0,991 (0,000)	
MA(6)				-1,007 (0,000)		
SAR(4)	-0,930 (0,000)					
SAR(12)		-0,848 (0,000)	0,887 (0,000)		0,884 (0,000)	0,890 (0,000)
SAR(6)				0,948 (0,000)		
SMA(4)	0,997 (0,000)					
SMA(12)		0,998 (0,000)	-0,999 (0,000)		-0,999 (0,000)	-0,999 (0,000)
SMA(6)				-0,014 (0,795)		
F-Olasılık Değeri	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADJ R ²	0,11	0,17	0,13	0,19	0,13	0,27
AIC	9,665	9,603	9,639	9,563	9,640	9,467

NOT: Tabloda yer alan parantez içinde yazılı değerler katsayıların olasılık değerlerini göstermektedir.

Politik fırsatçı parasal dalgalanmalar yaklaşımına göre bankalararası faiz oranının seçimden önce azalacağı ve seçimden hemen sonra artacağı tahmin edilmektedir. Bu paralelde bankalararası(interbank) faiz serisi için yapılan ekonometrik analizin sonucu Tablo 8’de yer almaktadır. Sonuçlar incelendiğinde seçim öncesi 1 yıllık dönem olan EB12, EB9, EB6 ve EB3 modellerine ait kukla değişkenlerin işareti pozitif olduğu görülmektedir. Dolayısıyla bankalararası faiz serisinin seçimden önce azalmak yerine arttığı anlaşılmaktadır. Seçim sonrası 6 aylık dönemi gösteren EA3 ve EA6 modellerine ilişkin kukla değişkenlerin işareti pozitif olup seçim sonrası bankalararası faiz serisinin artmak yerine azaldığı tespit edilmiştir. Ayrıca EA3 modelindeki kukla değişken %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıyken geriye kalan modellerdeki kukla değişkenler %1 düzeyinde anlamsız olduğu görülmektedir. Sonuç olarak ilgili dönemde analizi yapılan bankalararası faiz serisi politik fırsatçı parasal dalgalanmalar yaklaşımının varsayımlarına uymamaktadır.

Çalışmanın sonucunda Türkiye’de 1986:01-2016:05 yılları arasında yapılan 8 seçimin para politikası göstergeleri üzerindeki toplu etkileri politik fırsatçı parasal dalgalanmalar kapsamında incelenmiştir. Buna göre seçimden önce teoriye uygun olarak dolaşımdaki para(M0), M1 para arzı, M2 para arzı, M3 para arzı ve yurtiçi kredi miktarının seçimden önce arttığı ve seçimden hemen sonra azaldığı tespit edilmiştir. Ancak çalışmada incelenen diğer etmen olan bankalararası(interbank) faiz oranı beklentilerin tersine seçimden önce artıp seçimden hemen sonra azalış gösterdiği için politik

fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarıyla örtüşmemektedir. Bu durumun oluşmasında birkaç neden etkili olabilir. İlk olarak bankalararası faiz oranı iç ve dış etmenlerdeki (*politik etmenler başta olmak üzere*) değişime duyarlı olduğundan seçimsel kaygılarla değiştirilmesi oldukça zor olmaktadır. Ayrıca incelenen dönemde 1991, 1995 ve 1999 seçimleriyle başa gelen koalisyon iktidarlarının popülist uygulamaları sonucunda bütçe açığı merkez bankası kaynaklarıyla finanse edilmiştir. 1980 yılından sonra hazinenin para ve sermaye piyasalarıyla yakınlaşması ve artan bütçe açığının borçlanma stoğuyla finansmanı faiz oranında istikrarsızlık yaratmıştır (Aydemir, 2007: 106). Türkiye’de 1989 yılında çıkarılan “*Türk Parasının Kıymetini Koruma Kanunu*” ile yabancı sermaye hareketlerinin serbest hale gelmesi dış kırılganlıkların artmasına yol açmıştır. Özellikle birincil öncelik olarak yabancı sermayeyi çekebilmek için faizlerin kullanılması faiz volatilitésinin artmasına neden olmuştur. Dolayısıyla bu durum bankalararası faiz oranının politik fırsatçı parasal dalgalanmalara uymamasının nedeni olarak ifade edilebilir.

Sonuç

Hükümetin seçim döneminde para politikalarını kullanma yolları politik parasal dalgalanmalar özelinde incelenmektedir. Politik parasal dalgalanmalara göre hükümet, seçmenleri etkileyebilmek için seçimden önce genişletici para politikaları ve seçimden hemen sonra makro iktisadi göstergelerde istikrarı sağlayabilmek için daraltıcı para politikaları uygulamaktadır. Para politikaları doğrudan hükümetin kontrolünde olmadığı için politik parasal dalgalanmaların bazı sınırları bulunmaktadır. Merkez bankasının bağımsızlığı, dışa açık ekonomide kur rejiminin yönetimi, ulusal-uluslararası kurumların düzenlemeleri ve içsel para arzı süreçleri bu sınırları ifade etmektedir. Eğer bir ülkede merkez bankasının bağımsızlığı azsa ve tam sermaye hareketliliğinde esnek kur rejimi uygulanıyorsa politik parasal dalgalanmaların ortaya çıkma ihtimali artacaktır. Ayrıca ulusal kurumların yanı sıra uluslararası kuruluşlar hükümetin seçimi kazanmasını destekliyorsa seçim döneminde bu kuruluşlar hükümete fon ve krediler sağlayabilir. Parasal faktörlerin seçim döneminde manipüle edilmesi sadece merkez bankasının kontrolünde olmayabilir. Bu nedenle politik parasal dalgalanmalar yaklaşımında içsel para arzı sürecinin etkisi oldukça önemlidir. Seçim belirsizliğinin olması ve partilerin enflasyona farklı derecelerde tepki göstermesi temelinde seçim döneminde para talebinde değişiklikler oluşmaktadır. Para talebindeki değişikliklere uygun olarak ticari bankaların piyasa ihtiyaçlarını karşılaması politik parasal dalgalanmaların oluşumunu destekleyebilmektedir.

Çalışmada 1986-2016 dönemi için Türkiye’de fırsatçı açıdan politik parasal dalgalanmaların geçerliliği araştırılmıştır. Bu paralelde 1986:01-2016:05 yılları arasında yapılan 8 genel seçimin para politikası göstergeleri olan dolaşımdaki para (M0), M1 para arzı, M2 para arzı, M3 para arzı, yurtiçi krediler ve bankalararası(interbank) faiz oranı üzerindeki toplu etkisi incelenmiştir. İnceleme sürecinde SARIMA yönteminin aşamaları takip edilmiştir. Çalışmanın sonucuna göre dolaşımdaki para(M0), M1 para arzı, M2 para arzı ve M3 para arzının seçimden 1 yıl önceki dönemde artmaya başladığı ve seçimden sonra 6 aylık süreçte azaldığı tespit edilmiştir. Yine yurt içi kredi miktarının seçimden 9 ay önce arttığı ve seçimden sonraki 6 aylık süreçte azaldığı görülmektedir. Dolayısıyla dolaşımdaki para(M0), M1 para arzı, M2 para arzı, M3 para arzı ve yurtiçi kredi miktarının politik fırsatçı parasal dalgalanmaların varsayımlarına uygun olarak hareket etmektedir. Ancak çalışmada analizi yapılan bankalararası(interbank) faiz oranının seçimden önce arttığı ve seçimden sonra azaldığı tespit edilmiştir. Beklentilerin tersine çıkan bu durumun bazı nedenleri bulunmaktadır. Bunlar;

i) İlk olarak bankalararası faiz oranı iç ve dış etmenlerdeki (*politik etmenler başta olmak üzere*) değişime duyarlı olduğundan seçimsel kaygılarla değiştirilmesi oldukça zor olmaktadır.

ii) Ayrıca incelenen dönemde 1991, 1995 ve 1999 seçimleriyle başa gelen koalisyon hükümetlerinin popülist uygulamaları sonucunda bütçe açığı merkez bankası kaynaklarıyla finanse edilmiştir. 1980 yılından sonra hazinenin para ve sermaye piyasalarıyla yakınlaşması ve artan bütçe açığının borçlanma stoğuyla finansmanı faiz oranında istikrarsızlık yaratmıştır (Aydemir, 2007: 106).

iii) Türkiye’de 1989 yılında çıkarılan “*Türk Parasının Kıymetini Koruma Kanunu*” ile yabancı sermaye hareketlerinin serbest hale gelmesi dış kırılganlıkların artmasına yol açmıştır. Özellikle birincil

öncelik olarak yabancı sermayeyi çekebilmek için faizlerin kullanılması faiz volatilitésinin artmasına neden olmuştur.

Dolayısıyla bu nedenlere bağılı olarak bankalararası faiz oranının seçimsel kaygılarla değıştirilmesinin zor olduğı görülmektedir.

Kaynakça

- Akarca, Ali T. & Tansel, A. (2004). Economic performance and political outcomes: An analysis of the 1995 Turkish parliamentary election results, *ERC Working Paper in Economic* 04/01, 1- 22.
- Alesina, A. & Summers, L. H. (1993). Central bank independence and macroeconomic performance: Some comparative evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(1), 151- 162.
- Alesina, A., Roubini, N. & Cohen, G. D. (1997). *Political cycles and the macroeconomy*, England: The MIT Press.
- Alpanda, S. & Honig, A. (2009). The impact of central bank independence on political monetary cycles in advanced and developing nations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(7), 1365–1389.
- Asutay, M. (2005). Political monetary cycles: The political manipulation of monetary policy instruments and outcomes in Turkey. Durham: *25th Annual Conference of the Public Choice Society* (31 Mart- 3 Nisan).
- Aydemir, G. (2007). *Türkiye 'de politik konjonktür dalgalanmaları kapsamında seçmen davranışlarının analizi (1987- 2004)*, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Bakırtaş, İ. & Koyuncu, C. (2005). Politik dalgalanmalar yaklaşımı çerçevesinde Türkiye'deki seçimlerin ekonometrik analizi. *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 19(1), 55- 66.
- Beck, N. (1987). Elections and FED: Is there political monetary cycle? *American Journal of Political Science*, 31(1), 194-216.
- Belke, N. & Potrafke, N. (2012). Does government ideology matter in monetary policy? A panel data analysis for OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, 1126-1139.
- Berger, H. & Woitek, U. (1999). Further observations on the political business cycle in German monetary aggregates. CES: University of Munich and University of Glasgow.
- Caporale, T. (2003). Political pressure, rhetoric and monetary policy. *The Economic Record*, Vol. 79, 512-526.
- Chappell, H. W. & Keech, W. R. (1988). The unemployment rate consequences of partisan monetary policies. *Southern Economic Journal*, 55(1), 107- 122.
- Clark W. R. & Hallerberg, M. (2000). Mobile capital, domestic institutions and electorally induced monetary and fiscal policy. *American Political Science Review*, 48(3), 323-346.
- Cukierman, A., Webb, S. & Neyaptı, B. (1992). Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. *The World Bank Economic Review*, 6(3), 353-398.
- De Paso, G. (2000). Partizan appointments to the central bank: Policy uncertainty and the democratic deficit. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 22, 471-489.
- Derin, İ. (2002). *Do political business cycles exist in Turkey?* (Yayınlanmamış Doktora Tezi), The Faculty of Claremont Graduate University, California.
- Drazen, A. (2001). The political business cycle after 25 years. *NBER Macroeconomics Annual* 2000, 75- 138.

- 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.
- Eryılmaz, F. (2015). The effects of elections on Turkish economy: Evidence from money supply. Turkey at the beginning of 21. century: Past and present (Chapter 37), *St. Kliment Ohridski University Press*: 508-519.
- Eryılmaz, F. & Murat, D. (2016). Political business cycles theories: Evidence from Turkey. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 14(1), 248-268.
- Friedman, M. & Goodhart, C. (2002). Money, inflation and constitutional position of the central bank. *The Institute of Economic Affairs*, 1-127.
- Grier, K. B. (1987). Presidential elections and federal reserve policy: An empirical test. *Southern Economic Journal*, 54(2), 475-486.
- Grier, K. B. (1989). On the existence of a political monetary cycle. *American Journal of Political Science*, 33(2), 376-389.
- Haynes, S. E. & Stone, J. A. (1989). An integrated test for electoral cycles in the U.S. economy. *The Review of Economics and Statistics*, 71(3), 426-434.
- Hayo, B. & Hefeker, C. (2001). Do we really need central bank independence?, <http://econwpa.repec.org/eps/mac/papers/0103/0103006.pdf>, (Erişim: 20.06.2016).
- Hibbs, D. A. (1977). Political parties and macroeconomic policy. *The American Political Science Review*, 71(4), 1467- 1487.
- Leertouwer, E. & Maier, P. (2001). Who creates political business cycles? Shoulds central bank be blamed? *European Journal of Political Economy*, 17(3), 445-463.
- Maier, P., De Haan, J. & Sturm, J. (2000). Political pressure on the bundesbank: An empirical investigation using the Havrilesky approach. <http://www.philipp-maier.de/download/JOM.pdf>, (Erişim: 17.05.2016).
- Nordhaus, William D. (1975). The political business cycle. *The Review of Economic Studies*, Vol. 42, 169-190.
- Özkan, F. (2010). *Politik konjonktür dalgalanmaları (Türkiye Analizi)*. Kocaeli: Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayınlanmamış Doktora Tezi).
- Özkan, F. & Tarı, R. (2011). Türkiye’de seçim dönemlerinin politik konjonktürel dalgalanmaları teorisi çerçevesinde analizi. http://iibf.erciyes.edu.tr/dergi/sayi36/013_ozkan-tari.pdf, (Erişim: 20.08.2016).
- Polat, Ö. (2009). *Türkiye’nin dış ticaret verilerinin öngörüsünde yapay sinir ağları ve Box-Jenkins modellerinin karşılaştırmalı analizi*. (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Saeki, M. & Shull, S. (2003). Who influences the FED? Presidential versus congressional leadership. *Journal of Public Policy*, 23(3), 261-278.
- Sayan, S. & Berument, H. (1997). Türkiye’de siyaset, ekonomik popülizm ve hükümetler. *H. Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 1- 21.
- Sevüktekin, M. & Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Yayınevi.
- Sieg, G. (2001). A political business cycle with boundedly rational agents. *European Journal of Political Economy*, Vol. 17, 39-52.

-
- Tayyar, A. E. (2017a). Political monetary cycles in coalition and single party government periods: A case study on Turkey. *Annals of the Constantin Brancuşi University of Targu Jiu Economy Series*, Issue 6/2017: 89-111.
- Tayyar, A. E. (2017b). Esnek kur rejiminde politik döviz kuru dalgalanmalarının varlığı: Türkiye örneği. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(63), 423-442.
- Tayyar, A. E. (2018). Endojen para arzının politik yönü: Türkiye için Toda-Yamamoto nedensellik analizinin uygulanması. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(26), 89-107.

Extended Abstract

The main purpose of the article is to investigate whether political opportunistic monetary fluctuations were valid in Turkey between 1986-2016. In the article, M0 money supply, M1 money supply, M2 money supply, M3 money supply, domestic loan amount and interbank interest variables were used as monthly monetary policy indicators for the period 1986:01-2016:05. The overall effect of the 8 general election periods in Turkey on the variables in the relevant periods is analyzed in terms of 1 year before the election and 6 months after the election.

SARIMA analysis was used to examine the change of variables during the election period. In the framework of the steps of this method, the series with nominal value were converted into real value. Then the conversion process was completed by taking the logarithm of the series. The stationary processes of the converted series were examined using Eviews8 with ADF, KPSS and NG-Perron tests. Lee-Strazicich(2003), a two-fracture structure structural unit root test, was applied to the series with the help of Gauss10 program despite the possibility of structural fracture. Then, 6 dummy variables were identified, including the collective effects of 8 general elections held in Turkey in the related period. The most suitable SARIMA models in terms of 6 dummy variables for each of the relevant series were determined with help of Eviews8(Automatic ARIMA Selection). Akaike Information Criteria(AIC) was taken as the lowest level in terms of determining the models.

General elections are considered in the study because general elections are more descriptive than local elections in determining political monetary cycles. In the literature, it is observed that the right and left party objectives are similar in the studies conducted on Turkey. For this reason, partisan models of political business cycles were excluded and the study focused on opportunistic models. Due to existence of non-democratic practices in Turkey prior to 1987(supervised elections and military groups), the study took into account the elections held in 1987 and its aftermath.

When the studies carried out in the related literature are examined, it is seen that the monetary policy indicators focus on VAR analysis. Moreover, in terms of political business cycles, it is observed that the indicators of fiscal and monetary policies are not discriminated by examining them together. In this respect, the analysis of related variables by SARIMA analysis is one of the contributions of the study. In addition, the political business cycle theories are classified from an instrumental point of view and the limit of the monetary policies to be used during the election period is emphasized by this study. In addition to the analysis of the relevant variable in terms of pre-election Turkey as of 1 year and 6 months post-election analysis reflect the originality of this work. The fact that the results obtained with the study coincide with the results of the previous studies for Turkey provides benefit to the discussions about whether political monetary cycles exist in Turkey in terms of period.

According to the results of the study, M0, M1, M2 and M3 money supply began to increase in the period 1 year before the election and decreased in the period 6 months after the election. It was seen that the amount of domestic loans increased 9 months before the election and decreased in the 6-month period after the election. Thus it was understood that M0, M1, M2, M3 money supply and domestic loan acted in accordance with assumptions of political opportunistic monetary cycles. However, contrary to expectations, the interbank interest rate variable was found to have increased before the election and decreased after the election. There are some reasons for this situation, which is contrary to expectations. These;

i) Firstly, since the interbank interest rate is sensitive to changes in internal and external factors(especially political factors), it is quite difficult to replace it with electoral concerns.

ii) In addition, as a result of the populist practices of the coalition governments that coped with the elections of 1991, 1995 and 1999 during the period under review, the budget deficit was financed with the resources of the central bank. After 1980, the convergence of the treasury with the money and capital markets and the financing of the increasing budget deficit with the borrowing stock created instability in the interest rate (Aydemir, 2007: 106).

iii) The fact that foreign capital movements have become free with the "Law on the Protection of the Value of Turkish Money" adopted in 1989 in Turkey has led to an increase in external vulnerabilities. In particular, the use of interest rates to attract foreign capital as a primary priority has led to an increase in interest volatility.

Therefore, depending on these reasons, it is difficult to change the interbank interest rate with electoral concerns.

