

Yayın Geliş Tarihi: 10.07.2019

Yayın Onay Tarihi: 21.06.2020

DOI No: 10.35343/kosbed.590298

Cüneyt Yenal KESBİÇ •

Ufuk Serdar AKALIN **

Saint Louis Eşitliği Üzerine Romerian Bir Eleştiri: Türkiye Örneği

A Romerian Criticism on the Saint Louis Equation: The Case of Turkey

Özet

Saint Louis eşitliğine karşı getirilen eleştirilerden biri Romer (2011) çalışmasında yer almaktadır. Bu çalışmada Romer (2011) eleştirilerini test etmek üzere Türkiye ekonomisi açısından 1998:1-2018:4 dönemini kapsayan M1 para arzı, M2 Para arzı ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) verileri kullanılmıştır. Saint Louis eşitliğinde para arzı tanımlarının farklılıklarının ortaya koyacağı değişiklerin test edilmesi amacıyla M1 para arzı ve M2 para arzını içeren iki ayrı model En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle oluşturulup tahminlenmiştir. Para arzı ve GSYİH arasındaki nedenselliğin yönünü belirlemek amacıyla Granger Nedensellik Analizi yöntemi kullanılmıştır. Yapısal değişimlerin varlığının ortaya konması amacıyla kırılma dönemleri Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testleriyle irdelenmiştir. Analizler yardımıyla M2 para arzının M1 para arzına göre Türkiye ekonomisinin ele alınan dönemi için istatistiksel ve iktisadi olarak daha güvenilir sonuçlar verdiği, nedenselliğin yönünün Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) değişkeninden para arzına doğru olduğu ve M1 ve M2 para arzları ayrı ayrı dikkate alındığında sırasıyla 2 ve 1 yapısal kırılmanın varlığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Para Politikası, Çoklu Yapısal Kırılma, Saint Louis Eşitliği

Jel Kodları: E52, C22

Abstract

One of the criticisms against Saint Louis equation is in Romer (2011)'s study. In this study, M1 money supply, M2 money supply and Gross Domestic Product (GDP) data is used for Turkey in the 1998Q1-2018Q4 period. Two different models, including M1 money supply and M2 money supply, were created and estimated using the Least Squares (OLS) method in order to test the changes that would be revealed by the differences in the definition of money supply. Granger Causality Analysis method was used to determine the direction of causality relationship between money supply and GDP. In order to reveal the presence of structural changes, the break periods were examined with Bai-Perron multiple structural breaks tests. With the help of analyzes, it is concluded that, rather than the d M2 money supply, M1 money supply for Turkey's economy period has more reliable results both statistically and economically, the direction of causality is

* Prof. Dr. Manisa Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Orcid:0000-0001-8894-6439, email: c.yenalkesbic@gmail.com

** Araş. Gör., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Orcid:0000-0002-0590-8419, email: userdarakalin@kmu.edu.tr

from the Gross Domestic Product (GDP) variable to the money supply and when M1 and M2 money supply are considered separately, there are 2 and 1 structural breaks in the sample period.

Keywords: Monetary Policy, Multiple Structural Breaks, Saint Louis Equation

Jel Codes: E52, C22

Giriş

Ekonomi politikası açısından büyüme kavramı ana amaçlardan birini oluşturmaktadır. Ekonomik büyümenin sağlanması noktasında devletler para, maliye ve dış ekonomik ilişkilere yönelik politikalar uygulamaktadır. Politikanın başarılı olması, ana hedef olarak büyümeyi ele aldığımızda büyüme üzerine yaptığı etkiyle ölçülür. Bu anlamda para ve maliye politikalarının etkinliği iktisadi okullar açısından önemli fikir ayrılığı doğurmaktadır. Klasik iktisadi düşüncenin 1929 Ekonomik Buhranına karşı etkisiz kalması maliye politikalarının etkin olarak kullanılması gerektiğini savunan Keynesyen düşüncenin dünyanın birçok ülkesinde uygulama alanı bulmasını beraberinde getirmiştir. Keynesyen devrim olarak adlandırılan bu dönemle birlikte maliye politikalarının varlığı 1970'li yıllara kadar hakim iktisadi paradigma olarak öne çıkmıştır. 1970'li yıllarla birlikte meydana gelen stagflasyon olgusuna Keynesyen okulun çözüm getirememesiyle birlikte ekonomide hakim paradigma parasalcı görüş haline gelmiştir. Para politikasının söz konusu dönemde öneminin artmasıyla birlikte devletler tarafından para politikası araçlarının kullanımı uygulama alanı bulmuştur. Para ve maliye politikalarının etkinliği ilgili ekonomik yazın oldukça geniş olmakla birlikte bu çalışma Andersen ve Jordan (1968) tarafından ortaya konulan ve literatürde Saint Louis eşitliği olarak adlandırılan modele odaklanmaktadır. Saint Louis eşitliği söz konusu politikaların ekonomik büyüme üzerine etkilerini analiz eden En Küçük Kareler (EKK) yöntemine göre Amerika Birleşik Devletleri (ABD) verilerini kullanarak tahminlenmiş bir model olarak öne çıkmakta ve sonuçları itibarıyla para politikasının ABD ekonomisi açısından maliye politikasına göre etkin olduğunu ortaya koymaktadır.

İlgili literatürde modele karşı; doğal otoregresif sürecin varlığı varsayımının katı olması, bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin test edilmeden modele dahil edilmemesinin yüksek düzeyde teorik olması, politikaların etkinliği ile ilgili dışsal değişkenlerin modele dahil edilmemesi, modelde kullanılan para arzı ve kamu harcamalarının ihtiyacı karşılamayacak derecede zayıf olması yönünden eleştiriler mevcuttur (Timilehin vd., 2019;242). Üzerinde durulan noktaların yanı sıra Romer (2011) tarafından getirilen eleştiriler bu çalışmanın ana çerçevesini oluşturmaktadır. Romer (2011) söz konusu model üzerine farklı para arzı tanımlarının modelde kullanılması sonucunda farklı sonuçların doğacağı, talepte meydana gelen sıçrama etkilerin göz ardı edilmesi ve para arzı ve çıktı arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü açısından eleştirilerde bulunmuştur¹. Romer (2011)'in eleştirileri genel olarak çalışmanın

¹ Bir başka eleştirel çalışma için bkz. Batten, D. S., ve Thornton, D. L. (1986).

metodolojisiyle ilgilidir. Kurulan modelin başarılı sonuçlar verebilmesi için uygun formda kurulması gerektiği üzerinde durmaktadır. Bu bağlamda söz konusu eleştiriler çerçevesinde para arzının ekonomik çıktı üzerindeki etkisinin tahmin edilebilmesi için parasal değişiklikleri iyi tanımlayan ve parasal değişikliklerin çıktı düzeyi ile ilişkisinin iyi tanımlandığı model ele alınmalıdır. Bu çalışmanın ana amacı Romer (2011) çalışmasında ABD ekonomisi açısından irdelenen eleştirilerin Türkiye ekonomisi açısından ele alınmasıdır. Bu bağlamda Saint Louis eşitliğinin Türkiye ekonomisi açısından test edilmesinin yanı sıra modelin geçerliliğini Romerian bir bakış açısıyla irdelemesi açısından çalışma diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır. Bu doğrultuda çalışmamız Saint Louis modelinde yer alan parasal değişkenlerin tanımlanmasının çeşitli ekonometrik yöntemlerle analizinden oluşmaktadır.

Çalışmanın devam eden bölümünde Saint Louis eşitliğinin literatür özeti yer almaktadır. Bir sonraki bölüm ise çalışmanın veri setinin ve kullanılan ekonometrik yöntemlerin tanımlanmasından oluşmaktadır. Söz konusu veri seti ve yöntemlerin kullanılması sonucunda elde edilen ampirik bulgular çalışmanın dördüncü bölümünde yer almaktadır. Çalışmanın sonuç bölümünde ise elde edilen bulgular neticesinde Saint Louis modelinin Türkiye ekonomisi açısından geçerliliği irdelenmektedir.

1. Literatür

1929 buhranı ile birlikte hâkim iktisadi paradigma haline alan Keynesyen iktisat bu hakimiyetini 1970'lerde meydana gelen kriz dönemine kadar sürdürmüştür. Krizle birlikte Monetarist iktisadın eleştirisi GSYİH oluşumunda etkin politika söylemlerine yeni bir boyut kazandırmıştır. Para politikası ve maliye politikası arasındaki politika seçimine yönelik birçok çalışma bu dönemden sonra ekonomistler tarafından ortaya konmuştur. 1970 öncesi dönemde Saint Louis Federal Bankası tarafından sunulan Andersen ve Jordan (1968) tarafından en küçük kareler yöntemi kullanılarak gerçekleştirilen çalışmada bağımsız değişken olarak gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH), bağımlı değişkenler olarak ise para arzı ve kamu harcamaları kullanılmaktaydı. Amerikan ekonomisi açısından 1952 yılı 1. Çeyreği ve 1968 yılı 2. Çeyreğini kapsayan verilerle yapılan testler sonucunda para politikasının maliye politikasına göre daha etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Saint Louis eşitliği olarak adlandırılan bu model, daha sonraki çalışmalarda çeşitli değişikliklere tabi tutularak farklı ülkeler ve ülke grupları açısından incelenmiştir. Bununla birlikte vektör otoregresif (VAR) analizi başta olmak üzere çeşitli yaklaşımlar kullanılarak uygun politika seçimi irdelenmiştir. Saint Louis eşitliğinin uygulandığı çalışmalar irdelenecek olursa sonuçlar ana çalışmayla çoğunlukla uyumuna karşılık ülkeler ve dönemler özelinde farklı sonuçlar içeren çalışmalar da mevcuttur.

Saint Louis Federal Bankası çalışmasından önce Friedman ve Schwarz (1963) ABD açısından iç savaş döneminin başlangıcından 1960 yılına kadar para stoğu hareketlerinin kaynağını inceledikleri çalışmalarında para stokundaki değişimlerin nedenlerini analiz ettikleri çalışmalarından para stokundan çıktı değişimine doğru bir nedensellik etkisi sonucuna ulaşmışlardır. Silber (1971) ABD ekonomisi için Demokratlar ve Cumhuriyetçilerin hükümette olduğu dönemler olarak ikili bir ayırım çerçevesinde ele almıştır. Çalışma çerçevesinde gecikme uzunluklarının fark yaratmayacağı, yapısal

değişikliklerin sonuçları değiştireceği, maliye politikasını daha iyi tanımlayacak değişkenlerin maliye politikasının etkinliğini istatistiksel açıdan anlamlı forma dönüştüreceği ve denklemde yanlış tanımlanan dışsal değişken olmadığı sonucuna varmıştır. Carlson (1978) çalışmasında değişim oranları formunda modelin diğer spesifikasyonu aynı kalmak koşuluyla test etmiştir. Bunun sonucunda bulgular modelin para politikası açısından etkinliğini ortaya koyarken maliye politikasının etkinliğiyle ilgili olarak ana modelle benzer sonuçlara ulaşmaktadır. Belliveau (2011) ise çalışmasında Saint Louis eşitliğini politikacıların dalgalanmaları düzenleyeceğini göz önünde bulundurarak yeniden ele almıştır. Çalışmanın bulguları ABD ekonomisi için para ve maliye politikalarının ikisinin de etkin olduğunu ortaya koymaktadır.

Batten ve Haffer (1983) örneklemini değiştirerek ABD'nin yanı sıra Kanada, Fransa, Almanya, Japonya ve Birleşik Krallık gibi 5 gelişmiş ekonomiyi de dahil ettikleri çalışmalarında para politikasının incelenen bütün ülkelerde etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Gelişmiş ekonomilere alternatif olarak gösterilebilecek bir diğer çalışma ise Batten ve Haffer'den 1 yıl sonra Darrat (1984) tarafından gelişmekte olan 5 Güney Amerika ülkesi olan Meksika, Şili, Brezilya, Peru ve Venezüella için para politikasının çıktı üzerine etkisinin incelendiği çalışmadır. Sonuç olarak para politikasının etkinliği bu 5 ülkenin sadece ikisinde büyüme üzerinde etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu anlamda söz konusu iki çalışma bir arada ele alındığında ekonomilerin gelişmişlik seviyelerindeki farklılıkların büyümenin alt dinamikleri üzerinde önemli rol oynadığına dair ülke sayıları açısından sınırlı bile olsa kanıtlar sunmaktadır. Bunun yanı sıra çalışmalara eklenen dış ekonomik ilişkileri içeren göstergelerin büyüme üzerinde önemli etkileri olduğunu görülmektedir. Miller ve Russek (2003) çalışmanın örnekleminde ülkeleri değiştirerek 20 OECD ülkesini inceledikleri çalışmalarında genişleme ve daralma dönemlerinin etkilerini de modele dahil etmişlerdir. Çalışmada kullanılan Saint Louis eşitliğiyle birlikte baz parasal büyüme ve ihracat artışlarının nominal GSYİH üzerinde olumlu ve anlamlı etkileri olduğu ortaya konmuştur. Saint Louis eşitliğini Türkiye ekonomisinde inceleyen çalışmalardan biri Dikmen (2005) tarafından gerçekleştirilmiştir. 1987 ve 2003 yılı arasındaki yıllık verileri dikkate alan çalışmada para politikası ve maliye politikası değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Sırasıyla değişkenlerin etki büyüklükleri 0.582 ve -0.127 olarak modelden tahminlenmiştir. Söz konusu tahmin sonuçları maliye politikasının GSYİH oluşumundaki etkisinin negatif olduğunu göstermektedir. Türkiye ekonomisini dikkate alan bir diğer çalışma ise Dikmen (2012) tarafından ele alınan çalışmadır. 1981-2008 dönemini kapsayan çalışmada artan hükümet harcamaları sonucunda uygulanan Keynesyen genişletici maliye politikalarının para politikalarına göre Türkiye ekonomisi açısından daha anlamlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Uygulama sonucunda belirlenen dönem için Saint Louis modelinin Türkiye ekonomisi açısından uygunluğu vurgulanmıştır. Timilehin vd. (2019) Nijerya ekonomisi açısından Saint Louis modelini yeniden yorumladıkları çalışmalarında 1981-2015 dönemi içerisinde para politikalarının maliye politikalarına göre daha etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Saint Louis eşitliği kullanılarak para ve maliye politikalarının GSYİH dışındaki makro ekonomik büyüklüklere ilişkisini inceleyen çalışmalar da literatürde yer almaktadır. Umoru ve Erhi (2017) tarafından 1992-2016 dönemini içeren çeyrek dönemlik verilerle

para ve maliye politikalarının istihdam üzerine etkilerini inceleyen çalışmadır. Çalışma çerçevesindeki politika simülasyonu sonucunda para politikasının istihdam üzerindeki etkisi negatif olarak belirlenirken maliye politikasının etkisinin pozitif olduğu belirtilmiştir. Evans vd. (2018) Saint Louis eşitliği ve Genelleştirilmiş momentler metoduyla Afrika kıtasındaki ülkelerde 1995-2016 yılları arasında para ve maliye politikalarının ekonomik kalkınma üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmalarında para politikasını temsilen para arzı ve faiz oranlarını, maliye politikasını temsilen vergilendirme ve hükümet harcamaları, kalkınma göstergesini temsilen kişi başına GSYİH verisini kullanmıştır. Uygulama sonucunda; para arzı ve vergilendirmenin kişi başına GSYİH ile pozitif ilişkisinin yanı sıra hükümet harcamaları ve faiz oranlarının kişi başına GSYİH ile negatif ilişkisinin varlığı saptanmıştır. Vanegas Sr (2018) Nikaragua ekonomisinde para ve maliye politikalarının turizm sektörü üzerindeki etkisini incelediği çalışmada 1960-2016 dönemi için para politikası ve turizm sektöründeki gelişim arasında uzun dönemde dengeye taşıyan kısa dönemli uyumun varlığı tespit edilmiştir.

Saint Louis eşitliği dışında para ve maliye politikasının etkilerini Vektör Otoregresif Analiz (VAR) çerçevesinde inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Çalışmanın temel ilgi alanı Saint Louis eşitliği olması nedeniyle çalışmanın bu bölümünde literatürde yer alan VAR analizleri üzerinde durulmayacaktır.

Saint Louis analizi çalışmamızda Romer (2011) çalışmasında verildiği formuyla ele alınacaktır. Devamında Romer (2011) tarafından modele getirilen para arzının tanım farklılığı, nedenselliğin yönü ve kırılmaların dikkate alınmaması gibi eleştiriler incelenecektir. Bu anlamda çalışmanın devam eden bölümünde veri seti ve yöntem üzerinde durulmaktadır.

2. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada kullanılan veriler GSYİH ve M1 ve M2 para arzı verileridir. Söz konusu verilerin tamamı Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler 1998-2018 yılını kapsayan çeyrek dönemlik verilerdir. M1 ve M2 para arzında 2005 yılında TCMB tarafından gerçekleştirilen para tanımları değişiklikleri dikkate alınarak para tanımlarına dahil edilen yabancı para vadeli ve vadesiz mevduatları veri bütünlüğünün sağlanması amacıyla tarafımızdan çıkarılmıştır. Bunun yanı sıra EVDS'den sağlanan veriler modelde kullanıldığı şekline dönüştürülmek amacıyla logaritmik dönüşümleri alınarak fark işlemine tabi tutulmuştur.

Yöntem açısından Romer tarafından verilen şekliyle oluşan model ele alınmıştır (Romer, 2011;221):

$$\Delta \ln Y_t = \Delta \ln m_t + \Delta \ln m_{t-1} + \Delta \ln m_{t-2} + \Delta \ln m_{t-3} + \Delta \ln m_{t-4} \quad (1)$$

1 numaralı denklemde yer alan $\Delta \ln Y_t$ ifadesi GSYİH ifadesinin logaritmik dönüşümü gerçekleştirilmiş farklarını ifade etmektedir. $\Delta \ln m_t$ ifadesi M2 para arzı tanımının logaritması ve farkı alınmış değerlerini gösterirken $\Delta \ln m_{t-1}$, $\Delta \ln m_{t-2}$, $\Delta \ln m_{t-3}$, $\Delta \ln m_{t-4}$ ifadeleri sırasıyla söz konusu değişkenini 1, 2, 3 ve 4 gecikmeli değerlerini ifade

etmektedir. Yöntem olarak Saint Louis modelinin aslına sadık kalarak En Küçük Kareler (EKK) yöntemi kullanılacaktır.

Bunun yanı sıra Romer (2011) eleştirileri çerçevesinde para arzı tanımı M1 ile değiştirilerek denklem yeniden oluşturulmuştur:

$$\Delta \ln Y_t = \Delta \ln m1_t + \Delta \ln m1_{t-1} + \Delta \ln m1_{t-2} + \Delta \ln m1_{t-3} + \Delta \ln m1_{t-4} \quad (2)$$

2 numaralı denklem ile 1 numaralı denklemi birbirinden ayıran tek değişken m_t olarak gösterilen M2 para arzı tanımının yerine M1 para arzı tanımını ifade $m1_t$ ve M1 para arzı tanımının gecikmeli değerlerinin ele alınmasıdır.

Romer (2011) çerçevesinde getirilen eleştirilerin bir diğeri ise nedenselliğin yönünün farklı olabileceği varsayımdır. Bir önceki eleştiriyle birlikte ele alınarak nedensellik Granger Nedensellik testleri çerçevesinde hem M1 hem de M2 para arzı tanımlarını dikkate alacak şekilde gerçekleştirilecektir. Söz konusu etki Var analizi çerçevesinde irdelenecek olup VAR modelleri aşağıdaki şekliyle gösterilmiştir.

$$\Delta \ln Y_t = \alpha + \Delta \ln m_t \quad (3)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha + \Delta \ln m1_t \quad (4)$$

Romer (2011) tarafından gerçekleştirilen bir başka eleştiri noktası ise modelin kırılmaları içermemesi sorunsalıdır. Bu anlamda modelin zaman serisi üzerinde kırılmaların meydana gelip gelmediğinin sorgulanması amacıyla Bai ve Perron (1998) tarafından gerçekleştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılacaktır. Bai ve Perron (1998) yapısal kırılma testlerinde bilinmeyen kırılma dönemleri ve katsayıları aşağıda yer alan model yardımıyla bulunmaktadır.

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad j = 1, \dots, m \quad (5)$$

Modelde yer alan y_t ifadesi bağımlı değişkeni temsil etmektedir. x_t ve z_t ifadeleri bağımsız değişken vektörleriyken T_1, \dots, T_m ifadesi ise bilinmeyen kırılma dönemlerini göstermektedir. Bai ve Perron (1998) testinde kırılma dönemleri içsel olarak belirlenmektedir.

Bai ve Perron (2003a) 5 kırılmaya kadar kırılma dönemlerinin içsel tespitinin gerçekleştirildiği testler için farklı test yöntemleri önermelerine karşılık en az bir kırılmanın varlığının tespiti UDmax ve WDmax kriterlerine göre gerçekleştirilen testi, devamında kırılma dönemlerinin tespiti için en uygun yöntem olarak l adet kırılmanın alternatifinin $l + 1$ adet kırılma olduğu $\sup F_t(l + 1|l)$ testini önermiştir.

3. Ampirik Bulgular

Uygulama aşamasında öncelikle (1) numaralı denklem Türkiye ekonomisi için tahmin edilmiş ve aşağıda yer alan bulgular elde edilmiştir.

$$\Delta \ln Y_t = 0.007 + 0.558m_t - 1.104m_{t-1} + 0.231m_{t-2} + 0.318m_{t-3} + 0.090m_{t-4}$$

$$\text{Prob} \quad (0.7395)(0.0651)(0.0004)(0.4300)(0.2625) \quad (0.7354)$$

$$F - \text{İstatistiği} = (0.011)R^2 = (0.180)$$

Ana model sonucunda modelin bütünü %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu fakat iktisadi açıdan bakıldığında m2 para arzının 1 dönem gecikmeli değerinin kat sayısının anlamsız olduğu bu anlamda Saint Louis eşitliği göz önünde bulundurulduğunda denklemin Amerika ekonomisi için ulaştığı sonuçlar istatistiki ve iktisadi açıdan anlamlı çıkarken Türkiye ekonomisi verileri kullanıldığında modelin tamamı istatistiksel açıdan anlamlı olmasına karşılık para arzının 2, 3 ve 4 dönem gecikmeli değerleri anlamsızdır. Ayrıca iktisadi açıdan para arzı değişiminin 1 gecikmeli değerinin ekonomik büyüme üzerine negatif yönde ve 1'den büyük bir etki bırakması durumu iktisadi açıdan anlamsızdır. Bu anlamda model Türkiye ekonomisi açısından para arzı ve ekonomik büyüme ilişkisini açıklamakta yetersizdir.

Ana model bulgularına ek olarak Romer (2011) eleştirisinde yer alan alternatif bir para arzı tanımı çerçevesinde (2) numaralı model kullanılarak M2 para arzı yerine M1 para arzı tanımı kullanılarak modelin yeniden tahminlenmesi sonucunda elde edilen bulgular aşağıda verilmiştir.

$$\Delta \ln Y_t = -0.0007 + 0.532m1_t - 0.264m1_{t-1} - 0.446m1_{t-2} + 0.006m1_{t-3} + 0.421m1_{t-4}$$

Prob (0.9693) (0.0008) (0.0714) (0.0031) (0.9639) (0.0064)

F – İstatistiği = (0.000)R² = (0.352)

M1 para arzı kullanıldığında M2 para arzına göre sonuçların istatistiksel ve iktisadi açıdan daha anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin bütünü yanı sıra üç dönem gecikmeli değeri dışındaki değişkenleri de istatistiksel olarak anlamlıdır. İktisadi olarak para arzındaki bir birimlik değişim toplamda 1 yıl sonunda büyüme üzerinde 0.25 düzeyinde bir artışa neden olmaktadır. Bu anlamda Türkiye ekonomisinde para arzı olarak m1 değişkeni gözetildiğinde Amerikan Ekonomisinde m2 para arzının kullanıldığı durumla benzer bir etki ortaya çıkmaktadır. Ortaya çıkan olumlu etki para arzının artırıldığı ilk dönemde ve dört dönem sonrasında görülmektedir. Para arzının 1,2 ve 3 gecikmeli değerlerinin çıktı düzeyi üzerindeki etkisi ise negatif gerçekleşmektedir. Bu durum modelin para arzı tanımları değiştiğinde ekonomi üzerine olan etkilerinin farklı düzeyde gerçekleştiğini göstermesi açısından Romer'in ifade ettiği durumu desteklemektedir.

Buna ek olarak yine de Romer'in eleştirileri çerçevesinde modelde para arzı ve GSYH arasında nedenselliğin yönünü belirlemekte yarar vardır. Bu ilişkinin irdelenebilmesi için serilerin aynı derecede durağan olması gerekir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sınama Sonuçları

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	F-İstatistiği
Y	-3.465	-2.899	0.011
M	-5.924	-2.898	0.000
M1	-2.960	-2.899	0.043

Serilerin durağanlıkları incelendiğinde M1,M2 ve GSYH verilerinin üçü de %5 anlamlılık seviyesinde düzey değerlerinde durağandır.

Serilerin aynı düzeyde durağan olmasıyla birlikte VAR analizi çerçevesinde öncelikle gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir.

Tablo 2: M1 Para Arzı Tanımının Bağımsız Değişken Olduğu Durumda Gecikme Uzunlukları

Gecikme Uzunluğu	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Bilgi Kriteri	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
0	-4.550243	-4.488907	-4.52573
1	-4.515724	-4.331718	-4.442186
2	-5.419811	-5.113136	-5.297249
3	-6.15372	-5.724375	-5.982133
4	-6.798076	-6.246061*	-6.577464*
5	-6.800453*	-6.125767	-6.530816
6	-6.781864	-5.984508	-6.463202

Tablo 2 M1 para arzı tanımının bağımsız değişken olduğu durumda gecikme uzunluğunun tespitinde kullanılan farklı bilgi kriterlerine göre sonuçları göstermektedir. Tablo 2'de * ile gösterilen veriler söz konusu bilgi kriterine göre tespit edilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. Bu bağlamda çalışmamızda Akaike bilgi kriteri dikkate alınarak gecikme uzunluğu 5 olarak ele alınacaktır.

Tablo 3: M2 Para Arzı Tanımının Bağımsız Değişken Olduğu Durumda Gecikme Uzunlukları

Gecikme Uzunluğu	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Bilgi Kriteri	Hannah-Queen Bilgi Kriteri
0	-5.18914	-5.12781	-5.16463
1	-5.3122	-5.1282	-5.23867
2	-6.06787	-5.7612	-5.94531
3	-6.7962	-6.36685	-6.62461
4	-7.38305	-6.831030*	-7.16243
5	-7.453198*	-6.77851	-7.183560*
6	-7.43808	-6.64073	-7.11942

Tablo 3 M2 para arzı tanımının bağımsız değişken olduğu durumda gecikme uzunluğunun tespitinde kullanılan farklı bilgi kriterlerine göre sonuçları göstermektedir. Tablo 3'de * ile gösterilen veriler söz konusu bilgi kriterine göre tespit edilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. Bu bağlamda çalışmamızda M1 para arzı tanımında olduğu gibi Akaike bilgi kriteri dikkate alınarak gecikme uzunluğu 5 olarak ele alınacaktır.

Gecikme uzunluğunun belirlenmesi ile birlikte nedensellik ilişkisinin analizi için denklemde yer alan değişkenlerin eşbütünlüşme ilişkisinin analizi gerçekleştirilmiştir.

Tablo 4: M1 Para Arzı Tanımının Bağımsız Değişken Olduğu Durumda Johansen Eşbütünlüşme Analizi Sonuçları

İz İstatistiği Sonuçları				
Hipotez	Özdeğer	İstatistik	Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.243363	25.16186	20.26184	0.0097
En Fazla 1	0.046776	3.688711	9.164546	0.4604
En Büyük Özdeğer İstatistiği				
Hipotez	Özdeğer	İstatistik	Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.243363	21.47315	15.8921	0.0059
En Fazla 1	0.046776	3.688711	9.164546	0.4604

Tablo 4'te yer alan sonuçlar değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ima eden H_0 hipotezinin reddedildiğini ve değişkenler arasında en az 1 eş bütünleşme ilişkisinin var olduğunu ima eden H_1 hipotezinin kabul edildiğini göstermektedir. Söz konusu sonuçlar GSYİH verisiyle M1 para arzı verisi arasında en az 1 eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Tablo 5: M2 Para Arzı Tanımının Bağımsız Değişken Olduğu Durumda Johansen Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

İz İstatistiği Sonuçları				
Hipotez	Özdeğer	İstatistik	Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.25416	35.45451	20.26184	0.0002
En Fazla 1	0.153973	12.87467	9.164546	0.0095
En Büyük Özdeğer İstatistiği				
Hipotez	Özdeğer	İstatistik	Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.25416	22.57983	15.8921	0.0038
En Fazla 1	0.153973	12.87467	9.164546	0.0095

Tablo 5'te yer alan sonuçlar M1 para arzı ile GSYİH arasındaki eşbütünleşme ilişkisine benzer bir sonucun M2 para arzı ile GSYİH arasında mevcut olduğunu göstermektedir. Böylelikle M2 para arzı ile GSYİH arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu görülmektedir.

Her iki para arzı tanımı çerçevesinde GSYİH ile eşbütünleşme ilişkisinin varlığı söz konusu değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığının test edilmesine olanak sağlamaktadır.

Tablo 6: Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

H_0 Hipotezi	χ^2	Gecikme uzunluğu	Olasılık Değeri
GSYİH M1'in Nedeni Değildir.	21.312	5	0.000
GSYİH M2'in Nedeni Değildir.	12.916	5	0.024
M1 GSYİH'nin Nedeni Değildir.	2.799	5	0.730
M2 GSYİH'nin Nedeni Değildir.	3.181	5	0.672

Tablo 6'da yer alan nedensellik ilişkisi ile ilgili sonuçlar GSYİH'nin, M1 Para arzının ve M2 Para arzının nedeni olduğu sonucunu ortaya koymaktadır.

Romer (2011) tarafından Saint Louis eşitliğine getirilen bir başka eleştiri noktası ise oluşan sıçrama dönemlerinin denkleme dahil edilmiyor olmasıdır. Söz konusu eleştiri bağlamında ele alınan dönemde meydana gelen yapısal kırılmaların varlığı Bai-Perron(1998) yöntemiyle test edilmiştir. Bai-Perron (2003a)'te öngörülen sistem nedeniyle M1 ve M2 para arzını ayrı ayrı içeren modeller öncelikle WDmax ve UDmax kriterlerine göre analiz edilmiştir.

Tablo 7: M1 Para Arzı İçin UDmax ve WDmax Kriteri Sonuçları

UDmax tarafından tespit edilen Kırılma Sayısı:				2
WDmax tarafından tespit edilen Kırılma Sayısı:				3
Kırılma Sayısı	F-istatistiği	Ölçeklendirilmiş F-İstatistiği	Ağırlıklandırılmış F-İstatistiği	Kritik Değer
1 *	15.279	30.559	30.559	11.47
2 *	17.449	34.898	41.055	9.75
3 *	15.517	31.035	42.581	8.36
4 *	12.466	24.933	39.775	7.19
5 *	10.667	21.335	41.832	5.85
UDMax istatistiği*		34.898	UDMax Kritik Değeri**	11.7
WDMaxistatistiği*		42.581	WDMax Kritik Değeri**	12.81

* 0.05 düzeyindeki anlamlılığı ifade eder.

** Bai-Perron (2003b) kritik değerlerini ifade eder.

Tablo 7'de gösterildiği gibi UDmax ve WDmax kriterleri ele aldığımız eşitlikte sırasıyla 2 ve 3 olmak üzere 2 kırılma dönemi tespit etmiştir. Böylelikle kırılma dönemlerinin tespiti için $\sup F_t (l + 1|l)$ testini uygulayabiliriz.

Tablo 8: M1 Para Arzı İçin $\sup F_t (l + 1|l)$ Testi Sonuçları

Ardışık F-istatistiği tarafından tespit edilen kırılma Sayısı:			2
Kırılma Testi	F-istatistiği	Ölçeklendirilmiş F-İstatistiği	Kritik Değer**
0 vs. 1 *	15.279	30.559	11.47
1 vs. 2 *	11.979	23.959	12.95
2 vs. 3	1.8724	3.744	14.03
Kırılma Dönemleri:		2002Q1, 2006Q2	

* 0.05 düzeyindeki anlamlılığı ifade eder.

** Bai-Perron (2003b) kritik değerlerini ifade eder.

Tablo 8 Bai-Perron (1998) çoklu yapısal kırılma testleri neticesinde M1 para arzını içeren denklem için iki kırılma dönemleri tespit etmiştir. Söz konusu kırılma dönemleri 2002 yılının ilk çeyreği ve 2006 yılının ikinci çeyreği olarak uygulanan test yöntemi tarafından içsel olarak bulunmuştur.

Tablo 9: M2 Para Arzı İçin UDmax ve WDmax Kriteri Sonuçları

UDmax tarafından tespit edilen Kırılma Sayısı:				1
WDmax tarafından tespit edilen Kırılma Sayısı:				1
Kırılma Sayısı	F-istatistiği	Ölçeklendirilmiş F-İstatistiği	Ağırlıklandırılmış F-İstatistiği	Kritik Değer
1 *	17.596	35.193	35.193	11.47
2 *	12.716	25.431	29.918	9.75
3 *	8.866	17.731	24.327	8.36
4 *	6.230	12.461	19.878	7.19
5 *	4.902	9.804	19.222	5.85
UDMax istatistiği*		35.193	UDMax Kritik Değeri**	11.7
WDMaxistatistiği*		35.193	WDMax Kritik Değeri**	12.81

* 0.05 düzeyindeki anlamlılığı ifade eder.

** Bai-Perron (2003b) kritik değerlerini ifade eder.

Tablo 9 M2 para arzı için UDmax ve WDmax kriterlerine göre 1 kırılma döneminin tespit edildiğini göstermektedir. Sonuçlar doğrultusunda kırılma dönemlerinin tespiti amacıyla $\sup F_t (l + 1|l)$ uygulanabilecektir.

Tablo 10: M2 Para Arzı İçin $\sup F_t (l + 1|l)$ Testi Sonuçları

Ardışık F-istatistiği tarafından tespit edilen kırılma Sayısı:			1
Kırılma Testi	F-istatistiği	Ölçeklendirilmiş F-İstatistiği	Kritik Değer**
0 vs. 1 *	17.596	35.193	11.47
1 vs. 2 *	1.294	2.588	12.95
Kırılma Dönemleri:			2012Q1

* 0.05 düzeyindeki anlamlılığı ifade eder.

** Bai-Perron (2003b) kritik değerlerini ifade eder.

M2 para arzı dikkate alındığında Tablo 10'da gösterildiği şekliyle mevcut veri setini kapsayan zaman serisinde 2012 yılının ilk çeyreğinde bir kırılma dönemi tespit edilmiştir.

Sonuç

Türkiye ekonomisi açısından Saint Louis eşitliğinin geçerliliğinin Romer (2011) çerçevesinde değerlendirildiği çalışmamızda bulgular eleştirileri destekler niteliktedir. Saint Louis eşitliği tarzında bir modelleme Türkiye ekonomisinde para politikasının etkinliği yönünde kanıtlar sunması açısından yetersizdir.

Para arzı tanımları ele alındığında geniş tanımlı para arzının kullanıldığı bir model istatistiksel ve kısmen iktisadi olarak anlamsızdır. Para arzı tanımında dar tanımlı para arzı modele dahil edildiğinde bulgular Saint Louis formunun istatistiksel ve iktisadi açıdan destekler nitelikte sonuçlar sunmaktadır. Bu bağlamda dar tanımlı para arzında merkez bankası tarafından gerçekleştirilen yüzde 1' düzeyinde bir genişleme bir yıllık dönem sonunda toplam çıktı düzeyinde yüzde 0.25 düzeyinde artışa neden olmaktadır. Fakat bu durum nedensellik ilişkisinin para arzından GSYİH'ya doğru olduğu durumda geçerlilik kazanacaktır.

Nedensellik ilişkisi incelendiğinde para arzı tanımının dar tanımlı veya geniş tanımlı olması durumu fark etmeksizin nedenselliğin yönünün çıktı düzeyinden para arzına doğru olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Başka bir ifadeyle Türkiye ekonomisinde ele alınan dönem açısından çıktı artışı para arzını doğurmaktadır. Bu durum Saint Louis eşitliğine getirilen eleştirilerle aynı yönlü bulguları ortaya koymaktadır.

Bir başka eleştiri noktası ise Saint Louis formunda kırılma dönemlerinin dikkate alınmamasıdır. Türkiye ekonomisi açısından analiz döneminde ekonomik ve siyasi açıdan yaşanan gelişmeler sezgisel olarak söz konusu dönem içerisinde kırılma dönemlerinin varlığı açısından güçlü bir ön kabul doğurmaktadır. Sezgisel görüşün yanı sıra kırılma dönemleri ekonometrik olarak Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testleriyle de analiz dönemi açısından model test edilmiştir. Analiz sonucunda dar tanımlı para arzı dikkate alındığında model 2002 yılının ilk çeyreği ve 2006 yılının ikinci çeyreğinde olmak üzere iki adet yapısal kırılma içermektedir. Söz konusu dönemler 2001 krizi sonrası ve

enflasyon hedeflemesi rejimine geçilen dönemlerle örtüşmektedir. Geniş tanımlı para arzı dikkate alındığında ise Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testi 2012 yılının ilk çeyreğinde bir kırılma tespit etmektedir. Bu anlamda nedenselliğin yönü Saint Louis denkleminde ele alındığı şekliyle olsa bile; denklem söz konusu kırılma dönemlerini içeren formda yeniden düzenlenmelidir.

Genel olarak Türkiye ekonomisi açısından test sonuçları Romer (2011) çalışmasında üzerinde durulduğu noktalar çerçevesinde eleştirileri destekler niteliktedir. Bu bağlamda çalışmanın ana katkısı Saint Louis eşitliğinin ele alınan dönem dikkate alındığında Türkiye ekonomisinde para politikasının etkisinin açıklanması açısından yetersiz olduğunun ortaya konmasıdır. Türkiye ekonomisi açısından para politikasının etkinliği üzerine yapılacak çalışmaların Saint Louis eşitliği gibi statik modellemelerden ziyade dinamik süreçleri içeren modeller vasıtasıyla irdelenmesi gerektiği öngörülmektedir. Para politikası etkinliği ile ilgili modellerin bu anlamda dışsal değişkenleri de içeren yapıda kurulması daha doğru bir metodoloji olacaktır.

Kaynakça

- Andersen, L. C., ve Jerry L. Jordan. (1968). The Monetary Base-Explanation and Analytical Use. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 7-11.
- Bai, J., ve P. Perron. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1):47-78.
- Bai, J., ve P. Perron. (2003a). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1):1-22.
- Bai, J., ve P. Perron. (2003b). Critical Values for Multiple Structural Change Tests. *The Econometrics Journal*, 6(1): 72-78.
- Batten, D. S., ve D. L. Thornton (1986). The Monetary-Fiscal Policy Debate and the Andersen-Jordan Equation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*,68(8): 9-17.
- Batten, D. S., ve R. W. Hafer. (1983), The Relative Impact of Monetary and Fiscal Actions on Economic Activity: A Cross-Country Comparison. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 65(1): 5-12.
- Belliveau S. (2011). A St. Louis Equation to Reassess the Influence of Macroeconomic Policy Instruments. *Munich Personal RePEc Archive*, Working Paper No. 28839
- Carlson, K. M. (1978). Does The St. Louis Equation Now Believe in Fiscal Policy?. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 13-19.
- Darrat, A. F. (1984). The Dominant Influence of Fiscal Actions in Developing Countries. *Eastern Economic Journal*, 10(3): 271-284.

- Dikmen, N. (2006). Nominal Gsuh ve Politika Tercihi: St. Louis Model Uygulaması. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(2): 87-105.
- Dikmen, N. (2012). Nominal Gdp And Macroeconomic Policy Choice: St. Louis Model Estimates. *E-journal Dialogue*, 4: 28-51.
- Evans, O., Adeniji, S., Nwaogwugwu, I., Kelikume, I., Dakare, O., ve Oke, O. (2018). The Relative Effect of Monetary and Fiscal Policy on Economic Development in Africa: A GMM Approach to the St. Louis Equation. *Business and Economic Quarterly*, 2: 3-23.
- Friedman M, ve A. J. Schwartz. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Miller, S. M., ve F. S. Russek. (2003), The Relationship Between Large Fiscal Adjustments And Short-Term Output Growth Under Alternative Fiscal Policy Regimes. *Contemporary Economic Policy*, 21(1): 41-58
- Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics. Forth Edition*. New York: McGraw
- Silber William L. (1971). The St. Louis Equation: 'Democratic' and 'Republican' Version and Other Experiments. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4): 362-367.
- Timilehin, J. O., Adeniyi, A. M., Adeyemi, K. K., Motunrayo, A. S., Ibitoye, J., ve Kowe, B. (2019). The Saint-Louis Equation Rebirth: Re-Accessing Fiscal and Monetary Policy Mix in Nigeria. *Acta Universitatis Danubius. Oeconomica*, 15(1): 240-252.
- Umoru, D., ve Erhi, M. A. (2017). St. Louis Model for Macroeconomic Policy Determination in Relation to Employment Generation in a Developing Economy: Some Simulation Results. *Academic Journal of Economic Studies*, 3(3): 24-32.