

PAPER DETAILS

TITLE: TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ KURLARININ UZUN HAFIZA ÖZELLİKLERİ: KESİRLİ
BÜTÜNLESME ANALIZI

AUTHORS: Sinem KUTLU,Ipek M YURTTAGÜLER

PAGES: 373-389

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/3795>

TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURLARININ UZUN HAFIZA ÖZELLİKLERİ: KESİRLİ BÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Sinem KUTLU*, İpek M. YURTTAGÜLER**

Özet

Çalışmamızda, reel döviz kurlarının uzun hafıza özelliği taşıyıp taşımadığı kesirli bütünleşme analizi yardımıyla incelenmektedir. Bu bağlamda, 2003:01 – 2013:07 dönemine ait aylık veriler esas alınarak Türk lirası için biri A.B.D. Doları bazında, diğeri Euro bazında olmak üzere iki ayrı reel kur serisi oluşturulmuş ve seriler ARFIMA modeli çerçevesinde test edilmiştir. Ampirik bulgular, kesirli bütünleşik yapıda olan reel kur serilerinin yüksek direnç ve uzun hafıza özelliği taşıdığını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, Uzun Hafıza, Kesirli Bütünleşme, ARFIMA.

JEL Sınıflaması: F31, C01.

THE LONG MEMORY FEATURES OF THE REAL EXCHANGE RATES IN TURKEY: FRACTIONAL INTEGRATION ANALYSIS

Abstract

In our study, the question whether real exchange rates have long memory property or not is examined by the help of fractional integration analysis. In this respect, two different real exchange rate series for the Turkish lira, one is U.S.A. Dollar-based and the other is Euro-based, are constructed by using the monthly data for the period 2003:01 – 2013:07 and these series are tested within the ARFIMA model. Empirical findings show that the real exchange rate series which are fractionally integrated exhibit high persistence and long memory property.

Keywords: Real Exchange Rate, Long Memory, Fractional Integration, ARFIMA.

JEL Classification: F31, C01.

* İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Teorisi Anabilim Dalı,
sinemkut@istanbul.edu.tr

** İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Teorisi Anabilim Dalı,
ipeksa@istanbul.edu.tr

1. Giriş

1970'li yılların başında Bretton Woods sisteminin çöküşüyle birlikte dalgalı kur rejiminin dünyada yaygınlaşmaya başlaması, döviz kuru dinamiklerine olan ilginin giderek artmasına neden olmuştur. Bu çerçevede, döviz kurlarının zaman serisi özellikleri iktisadi yansımaları açısından büyük önem taşımaktadır. Uluslararası ticaret akımlarının, ticarete konu olan malların ve yabancı varlık fiyatlarının belirlenmesinde döviz kuru dinamikleri önemli bir rol üstlenmektedir. Döviz kurlarının ampirik davranışı, döviz kuru belirleme modellerinin kurulmasına olanak sağlayan bilgiye de katkı sağlamaktadır. Ayrıca döviz kurları ile diğer iktisadi değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılması için gerekli istatistiki araç döviz kurlarının zaman serisi özelliklerine bağlı olabilmektedir¹.

Nominal döviz kuru, bir para biriminin, diğer bir para birimi cinsinden değeri olarak tanımlanırken, reel döviz kuru iki ülkenin fiyatlar genel düzeyleri oranının nominal döviz kuru ile çarpılmasıyla elde edilir. Diğer bir ifadeyle, reel döviz kuru yabancı ülkelerde üretilen malların yurtiçinde üretilen mallar cinsinden nispi fiyatını yansıtmaktadır. Bu çerçevede, satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu durumda, reel döviz kuru sabit bir değer almakta, reel kurdaki dalgalanmalar ise satın alma gücü paritesinden sapmalara işaret etmektedir. Bu nedenle, reel döviz kuru ile ilgili tartışmalar genellikle satın alma gücü paritesi ile ilgili tartışmalara özdeş kabul edilir².

Döviz kuru dinamikleri ve döviz kurlarının belirlenmesine ilişkin modellerde kilit bir rol üstlenen satın alma gücü paritesi uluslararası iktisatta önemli bir yere sahiptir. Satın alma gücü paritesi ile ilgili ampirik çalışmaların bir kısmı reel döviz kurlarının zaman serisi özelliklerine odaklanmakta, bu bağlamda da birim kök testleri satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin test edilmesinde yaygın biçimde kullanılmaktadır. Satın alma gücü paritesinin geçerliliğini ortadan kaldıran koşullardan biri reel döviz kurlarının durağan olmamasıdır.

Ampirik çalışmalarla ortaya konan farklı sonuçlara rağmen, literatürde satın alma gücü paritesinin teorik açıdan bir uzun dönem kuralı olduğu genel kabul görmektedir³. Güncel ampirik çalışmalar, satın alma gücü paritesinde kısa dönemde sıklıkla gözlemlenen geniş ve dirençli sapmalar nedeniyle, ağırlıklı olarak uzun döneme odaklanmaktadır. Bu noktadaki soru, satın alma gücü paritesinden sapmaların geçici mi yoksa kalıcı mı olduğudur. Bu nedenle ilgili ampirik çalışmalar genellikle reel döviz kurlarının durağanlığının test edilmesine yöneliktir (Bkz.: Whitt, 1992; Lothian ve Taylor, 1996; Lothian ve McCarthy, 2001). Satın alma gücü paritesinden sapmaların geçici olması durumunda reel döviz kuru durağan bir seri iken, sapmaların kalıcı olması durumunda reel döviz kuru serisi durağan değildir ve birim kök içerir.

¹ Y. W. Cheung, "Long Memory in Foreign-Exchange Rates", **Journal of Business & Economic Statistics**, 1993, 11:(1), s. 93.

² L. Sarno- M. Taylor, **The Economics of Exchange Rates**, New York, Cambridge University Press, 2002, s. 51.

³ L. Gadea ve diğerleri, "The Persistence of Real Exchange Rate and the PPP puzzle", **10th International Conference on Macroeconomic Analysis and International Finance**, May 25-27, 2006, s. 5.

Reel döviz kurunun durağanlığını analiz eden standart birim kök testleri yalnızca serinin durağan olup olmadığını; diğer bir ifadeyle serinin $I(0)$ ya da $I(1)$ (birinci dereceden bütünleşik) olduğunu belirleyebilir. Bu çerçevede, standart birim kök testleri reel döviz kurunun uzun dönem parite değerinden sapmasına neden olan şokların etkilerinin kalıcı mı yoksa geçici mi olduğunu belirlemede yetersiz kalmaktadır. Durağan süreçlerde şokların etkileri üstel olarak azalarak ortadan kalkarken, birim kök içeren serilerde şokların etkileri kalıcıdır. Ancak bazı makroekonomik ve finansal serilerin şoklara verdiği tepkiler farklı olabilmekte, şokların etkileri kalıcı olmasa da yüksek dirençli olabilmektedir. Bu bağlamda, kesirli bütünleşme yaklaşımı reel döviz kurlarını modellemede daha uygun bir yaklaşım olarak karşımıza çıkmaktadır. Kesirli bütünleşik modeller $I(0)$ 'a karşı $I(1)$ dikotomisini genişleterek serilerde daha geniş aralıktaki direnci açıklayabilmektedir⁴. Diebold vd. (1991), Costa ve Crato (2000), Dueker ve Serletis (2000), Holmes (2002), Ahking (2004), Choudhry ve Luintel (2006) Gadea vd. (2006), Mokoena vd. (2009), Caporale ve Gil-Alana (2010), Aloy vd. (2011) kesirli bütünleşik modellerle reel döviz kurlarını analiz eden çalışmalara örnek olarak gösterilebilir.

Reel döviz kurlarının durağanlığının araştırılmasında kesirli bütünleşmenin tercih edilmesinin en önemli gerekçelerinden biri, standart birim kök testlerinin düşük frekanslı dinamik davranışları açıklayabilme gücünün sınırlı olmasıdır. Bu testler, serilerin bütünleşme derecelerini yalnızca tam sayı cinsinden (integer) ifade edebildiğinden, kesirli bütünleşmeye nazaran düşük güce (low power) sahip oldukları düşünülmektedir⁵. Kesirli bütünleşik modeller ise zaman serilerinin fark alma süreçlerinde kesirli üstel değerlere izin vermekte, böylelikle sonsuz varyans - birim kök ayrımını önlerken, pek çok makroekonomik zaman serisini karakterize eden direnç ya da uzun hafıza özelliğine de olanak sağlamaktadır.

Gözlemler arasında uzun dönem bağımlılığa (long-range dependence) işaret eden uzun hafıza kavramı, kesirli bütünleşik serilerde otokorelasyon fonksiyonlarının oldukça yavaş azalması şeklinde kendini gösterir. Reel döviz kurunun, parite değerine doğru ortalamaya dönme eğilimi olmasına rağmen yüksek dirençli olması uzun hafızalı olduğunun göstergesidir. Reel döviz kurlarında uzun hafızanın pek çok potansiyel kaynağı olmakla birlikte, bunları üç ana başlık altında toplamak mümkündür⁶. Birincisi, eğer reel döviz kurlarına gelen şoklar uzun hafızalı ise reel döviz kuru da uzun hafızalı olmaktadır. İkincisi, ampirik bulgular nominal döviz kurunun uzun hafızalı olmasının, reel döviz kurlarında uzun hafızaya yol açma potansiyelinin yüksek olduğuna işaret etmektedir. Son olarak Ahking (2004) reel döviz kurlarının uzun hafızalı olmasının “dinamik toplulaştırmanın” doğal bir sonucu olduğunu ifade etmektedir.

⁴ Gadea ve diğerleri, **a.g.m.**, s. 7.

⁵ T. M. Mokoena ve diğerleri (2009) “Testing For Fractional Integration In Southern African Development Community Real Exchange Rates”, **South African Journal of Economics**, 77(4), 2009, s. 532.

⁶ F. W. Ahking, “Non-Parametric Tests of Real Exchange rates in the Post-Bretton Woods Era”, **University of Connecticut, Department of Economics Working Paper Series** 2004-05, s. 5.

Uzun hafızalı modellerin en yaygın olarak kullanılanı ARFIMA (Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama) modelidir. ARIMA modelinin genelleştirilmiş hali olan ARFIMA'da bütünleşme derecesini gösteren d parametresi ARIMA modelindeki gibi tam sayılarla sınırlı değildir ve reel değerler alabilir. Bu genelleştirme, ARFIMA modeline uzun hafıza ile kısa dönem dinamiklerini eş zamanlı olarak açıklayabilme esnekliğini kazandırmaktadır⁷. d parametresinin değeri büyüdükçe, sürecin direnci artmaktadır. $d=0$ durumu serinin kısa hafızalı olduğuna işaret ederken, $d<1$ olması halinde seri ortalamaya dönmekte yani uzun dönemde şokların etkileri ortadan kalkmaktadır. Bu durum satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerli olduğunu gösterirken, reel kurun ortalamaya dönüş hızı da d 'nin aldığı değere bağlıdır. Birden küçük olduğu sürece, d 'nin aldığı değer büyüdükçe, reel döviz kurunun uzun dönem parite değerine doğru ortalamaya dönme süresi uzar. Buna karşılık $d\geq 1$ ise şokların etkileri kalıcıdır ve seri ortalamaya dönmez. d 'nin değerinin $0.5\leq d<1$ aralığında olması, serinin durağan olmamakla birlikte ortalamaya döndüğünü gösterir. Uzun hafıza ise d 'nin değerinin $0<d<0.5$ aralığında olması durumunda ortaya çıkmaktadır.

Kesirli bütünleşme analizi ile reel döviz kurlarının uzun hafıza özelliğini Türkiye için analiz eden çalışmalar arasında Erhat (2003), Alptekin (2007), Stengos ve Yazgan (2012)'nin çalışmaları yer almaktadır. Türkiye'de reel döviz kurlarının direncini ölçmeyi amaçladığı çalışmasında Erhat (2003), 1984-2000 dönemine ait verileri ARFIMA ile test etmiş ve serilerde uzun hafızanın varlığına ilişkin güçlü bulgular elde etmiştir. Alptekin (2007) de 2005-2006 dönemine ait verileri üç ayrı yöntemle (KPSS, Modified R/S ve modified variance V/S istatistikleri) test etmiş ve Türkiye'de reel döviz kurlarının uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Stengos ve Yazgan (2012) ise 1957-2009 dönemine ait verileri test ettikleri çalışmalarında, reel döviz kurlarının ortalamaya dönme eğiliminin güçlü olduğu ve serilerin uzun hafıza özelliği taşıdığı bulgularını elde etmişlerdir.

Çalışmamız, reel döviz kurunun uzun hafıza özelliği taşıyıp taşımadığını kesirli bütünleşme analizi yardımıyla incelemeyi amaçlamaktadır. Bu doğrultuda, Türk lirası için A.B.D. Doları ve Euro bazında ayrı ayrı oluşturulan reel kur serilerinin uzun dönem davranışı hakkında bilgi sağlamaya ve ampirik bulgulara ilişkin çıkarımlar sunulmaya çalışılacaktır. Çalışmamız bu açıları literatüre katkı sağlamaktadır. Çalışmamızda öncelikle uzun hafıza kavramı teorik açıları ele alınmakta, ARFIMA modeli ve GPH testi hakkında bilgi verilmektedir. Daha sonra ise Türk lirası için oluşturulan reel kur serileri, birim kök testleri ve GPH testi uygulanmak suretiyle ampirik açıları incelenmektedir. Sonuç bölümünde ise uygulamadan elde edilen bulgular değerlendirilmekte ve sonuca ilişkin çıkarımlarda bulunulmaktadır.

2. Uzun Hafıza Kavramı

Uzun hafıza modelleri, 1980'li yıllardan itibaren farklı bilim dallarında sıklıkla kullanılan bir analiz yöntemidir. Uzun hafıza modelleri, ilk olarak iktisat dışındaki bilimlerde geliştirilmiştir. Hurst (1951, 1957), Mandelbrot ve Wallis (1968), Mandelbrot (1972) ve McLeod ve Hipel (1978) çalışmalarında hidroloji, jeofizik, iklim

⁷ Cheung, a.g.m., s. 93.

bilimi gibi pozitif bilimlerin zaman serilerinde uzun hafıza davranışlarını gözlemlemekte ve serilerin dirençli yapılarını araştırmaktadırlar. Bu modellerin iktisat biliminde yer bulması ise 1980'li yıllara dayanmaktadır.

İlk olarak Granger ve Joyeux (1980) ve ardından Hosking (1981) tarafından yapılan çalışmalar ile birlikte uzun hafızaya yol açan kesirli bütünleşme kavramı iktisat biliminde kullanılmaya başlanmış ve zaman serilerinin uzun dönem bağımlılıkları, diğer bir deyişle, uzun hafıza kavramı modellenmeye çalışılmıştır. Bu noktada, bir serinin kısa veya uzun hafızalı bir yapıya sahip olması temelde otokorelasyon fonksiyonlarının yavaşlama hızı ile değerlendirilmektedir. Geleneksel zaman serisi analizlerinde kısa hafıza modelleri olarak kabul edilen AR, MA, ARMA gibi modeller otokorelasyon fonksiyonlarının hızlıca azalma eğiliminde olduğu gözlemlenen modellerdir. Öte yandan uzun hafıza modellerinden en sıklıkla başvurulanan ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average - Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama) modeli ise AR, MA, ARMA ve ARIMA modellerinin genelleştirilmiş hali olarak karşımıza çıkmakta ve otokorelasyon fonksiyonlarının yavaşça azalma kaydettiği gözlemlenmektedir⁸. Kısaca, serilerin yüksek dirence sahip olduğu durumları analiz eden uzun hafıza modellerinde örneklem korelogramının yavaşça azalmasının nedenleri açıklanmaya çalışılmaktadır.

Zaman serisi analizlerinde uzun yıllar AR, MA ve ARMA süreçleri sıklıkla kullanılmıştır. Bu modellerin spektral yoğunlukları sürekli olmakla birlikte sınırlı fonksiyonları $[-\pi, \pi]$ aralığındadır. Gerçek verinin periyodogramı ise anlamlı bir biçimde yüksek değerlere ulaştığında bu durum trend veya bir periyodik unsurun göstergesi olarak ele alınabilir. Birçok zaman serisi analizi, periyodogramı spektral yoğunluk analizleri ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Bu nedenle uzun hafıza modellerinin kullanılması gündeme gelmiştir. Buna göre; X_t durağan (kesikli) bir süreci, R_k ise kovaryans fonksiyonunu ifade ederken $\sum |R_k| = \infty$ olması halinde X_t uzun hafızalı bir süreç olarak tanımlanır. Öte yandan $\sum |R_k| < \infty$ olması halinde X_t kısa hafızalı bir süreç olarak karşımıza çıkmaktadır. Diğer bir gösterimle, $R_0 \neq 0$ süreci ile birlikte yukarıda belirtilen tanımlamalar korelasyon fonksiyonu kullanılarak aynı şekilde kullanılabilir⁹.

Uzun hafıza veya diğer bir deyişle uzun dönem bağımlılık bir serinin yüksek dereceden korelasyon yapısını ifade etmektedir. Bir serinin uzun hafıza özelliği sergilemesi halinde uzak gözlemler arasında bile geçici bağıllığın varlığı istikrarlı bir şekilde devam eder. Uzun hafıza dinamiklerinin varlığı dağılımın birinci momentinde doğrusal olmayan bağımlılığa neden olmaktadır. Diğer taraftan, kısa hafıza veya kısa dönemli bağımlılık serilerin düşük dereceli korelasyon yapısını ifade etmektedir. Kısa hafızalı seriler için uzun gecikmelerde gözlemler arası korelasyon göz ardı edilebilir. Standart otoregresif hareketli ortalama (ARMA) süreçleri bir zaman serisinin sadece kısa dönemli davranışlarını açıkladığından uzun dönemli bağımlılık sergilememektedir¹⁰.

⁸ J. Xiu ve Y. Jin, "Empirical study of ARFIMA model based on fractional differencing", *Physica A*, 377, 2007, ss. 138-139.

⁹ J. Anděl, "Long Memory Time Series Models", *Kybernetika*, 22(2), 1986, s. 105

¹⁰ J. T. Barkoulas ve C. F. Baum, "Long Memory and Forecasting in Euroyen Deposit Rates", *Financial Engineering and the Japanese Markets*, 4, 1997, s. 189.

Ampirik çalışmalarda, zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının yavaşlama hızlarındaki farklılık ilk olarak serilerin durağanlığı ve dolayısıyla hafıza yapıları konusunda bir çıkarsama yapılmasına olanak sağlamaktadır. Bu nedenle serilerin durağanlığının araştırılmasını amaçlayan birim kök testleri, serilerin kısa veya uzun hafızalı olmaları konusunda da önsel bir çıkarsama yapılmasına imkan tanımaktadır. Yapılan birim kök analizleri serilerin sadece $I(0)$ veya $I(1)$ olmaları üzerinden bir sonuç ortaya koymaktadırlar. Ancak serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olma zorunluluğunun olmadığı gözlemlenmiş ve bu şekilde bütünleşme derecelerinin (d) reel sayı olabileceği varsayımı altında uzun hafıza modellerinin temeli atılmıştır.

Kesirli bütünleşik süreçlerin iktisadi ve finansal zaman serilerinde kullanılıyor olması temelde serilerin ne $I(0)$ ne de $I(1)$ olmasından kaynaklanmaktadır. İktisadi zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonları genellikle yavaşça azalma eğilimindedir. Bu tip serilerin birinci farkı alındığında bile “aşırı farklandırılmış” (overdifferenced) olduğu gözlenmektedir. Bu özellik uzun hafıza süreçlerinin tipik bir özelliğidir¹¹.

Serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ süreçleri arasındaki bütünleşme derecelerinin araştırılması uzun hafıza modellerinin ilk adımı olarak karşımıza çıkmaktadır. y_t gibi herhangi bir kovaryans durağan zaman serisi sürecinin etki tepki ağırlıkları veya hareketli ortalama tanımlaması şu şekildedir:

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

Denklemden yer alan ε_t sıfır ortalama, sonsuz varyans ve seri korelasyona sahip olmayan bir süreci ifade etmektedir. Durağan ve tersine çevrilebilir ARMA modelleri ile ilişkilendirilen $I(0)$ özelliği etki tepki ağırlıklarının üssel olarak azalmasını ve benzer şekilde otokorelasyon katsayılarında da üssel azalmayı beraberinde getirmektedir. Diğer taraftan, durağan olmayan $I(1)$ süreçleri hem etki tepki ağırlıklarında hem de otokorelasyon katsayılarında tam bir dirençli yapı (persistence) öngörmektedir¹².

Uzun hafıza modellerinin çok sayıda farklı tanımlaması bulunabilir. y_t kesikli bir zaman serisi sürecini tanımlarken, ρ_j 'nin j gecikmeli otokorelasyon fonksiyonunu ifade etmesi halinde uzun hafıza şu şekilde tanımlanabilir:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j| \quad (2)$$

¹¹ A. Banerjee ve G. Urga, “Modelling structural breaks, long memory and stock market volatility: an overview”, *Journal of Econometrics*, 129, 2005, s. 14.

¹² R. T. Baillie ve T. Bollerslev, “The Long Memory of the Forward Premium”, *Journal of International Money and Finance*, 13(5), 1994, s. 568.

Bunun yanında spektral yoğunluk $f(\omega)$ düşük frekansta sınırsız olacaktır. Durağan ve tersine çevrilebilir bir ARMA süreci geometrik olarak sınırlanan bir otokorelasyon fonksiyonuna ve dolayısıyla kısa hafızalı sürece sahip olmaktadır. En genel haliyle kesirli bütünleşik süreçler ise; L gecikme operatörü, $-0.5 < d < 0.5$ aralığında ve u_t , spektrumu tüm frekanslarda sınırlı ve pozitif değer alan durağan bir süreci tanımlarken, (3) no.'lu denklemdeki y_t d. dereceden bütünleşiktir¹³.

$$(1 - L)^d y_t = u_t \quad (3)$$

Bu noktada $0 < d < 0.5$ iken (2) no.'lu koşul açısından bakıldığında süreç uzun hafızalıdır, otokorelasyon fonksiyonu pozitifdir ve hiperbolik bir oranda azalır. $-0.5 < d < 0$ iken, otokorelasyon fonksiyonunun kesin değerleri toplamı bir sabite eğilimlenir ve bu nedenle (2) no.'lu koşul açısından bakıldığında süreç kısa hafızalıdır. Bu şartlar altında ARFIMA(0,d,0) süreci dirençli olmayan bir yapıya sahiptir, diğer bir deyişle orta hafızalı bir yapısı vardır. Ayrıca tüm otokorelasyon fonksiyonları negatif ve hiperbolik olarak azalan bir yapıya sahiptir¹⁴.

Uzun hafıza süreçleri zaman alan (time domain) veya frekans alan (frequency domain) olarak da ifade edilmektedirler. Zaman alan yaklaşımında; uzun hafıza, otokorelasyon fonksiyonlarının hiperbolik olarak azalması olarak kendisini göstermekte iken frekans alanda, $[0, \pi]$ aralığındaki bir spektrum yapısı ile aynı süreç açıklanmaktadır¹⁵.

Uzun hafızayı tanımlamak için başvurulanan zaman alan yaklaşımına göre; durağan kesikli (stationary discrete) zaman serisinin otokorelasyon fonksiyonu j gecikmede ρ_j ve $0 < c_p < \infty$ ve $0 < \alpha < 1$ iken uzun hafıza sergilediği kabul edilir;

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \frac{\rho_j}{c_p j^{-\alpha}} = 1 \quad (4)$$

Bu tanımlama ardışık gözlemler arasındaki bağımlılığın yavaşça azalma eğiliminde olduğu anlamına gelmektedir. Daha genel bir tanımlama ise şu şekilde yapılabilmektedir:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j| = \infty \quad (5)$$

¹³ R.T. Baillie, "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 73 (1996), ss. 10-13.

¹⁴ Baillie, **a.g.m.**, ss. 13-14

¹⁵ Banerjee ve Urga, **a.g.m.**, s. 14.

(4) ve (5) no'lu tanımlamalar otokorelasyon fonksiyonları hızlıca azalma eğiliminde olmayan ve birim kökün olmadığı süreçlerle tutarlıdır¹⁶.

Uzun hafızayı açıklayan farklı bir tanımlama ise spektral yoğunluktur. “ f ” gibi bir spektral yoğunluğun varlığı halinde bir sürecin uzun hafıza sergilemesi için $0 < c_f < \infty$ ve $0 < \beta < 1$ iken gerekli olan koşul şu şekildedir¹⁷:

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{f(\lambda)}{c_f |\lambda|^{-\beta}} = 1 \quad (6)$$

Buna göre, spektral yoğunluk düşük frekanslarda sınırsızdır. (4) ve (6) numaralı tanımlamalar eşit değildir ancak Hurst katsayısı ile ilişkilendirilebilir: $1/2 < H < 1$ olması halinde $\alpha = 2-2H$ ve $\beta = 2H-1$ olarak tanımlanabilmektedir. Bu şekilde Hurst katsayısı ile uzun hafıza tanımlamasına ulaşmak mümkündür. $1/2 < H < 1$ iken uzun hafızalı bir sürecin oluştuğu kabul edilmektedir. Son olarak negatif hafıza veya dirençsiz durum $-1 < \beta < 0$ iken meydana gelmektedir¹⁸.

Uzun hafıza süreçlerinin tahmini yarı parametrik ve parametrik tahminler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Yarı parametrik metotlarda serinin otokovaryanslarının tümünün modellenmesi gerekmemekte, sadece “d” parametresinin tahmini üzerinde durulmaktadır. Parametrik bir tahminde ise ARFIMA(p,d,q) gibi bütün bir model kurulur. Parametrik tahminlerin en temel dezavantajı modelin değişkenlerinin yanlış tahmin edilmesine açık olmasıdır. Diğer taraftan yarı parametrik modeller d parametresini dikkate alır ve yanlış tahmin edilmesini kısmen önlemektedir¹⁹.

3. ARFIMA Modeli

Bir serinin x_t ve x_{t-k} arasında tahmin edilen otokorelasyon fonksiyonunun grafiksel gösterimi olan korelogram, birçok durumda tek bir serinin lineer yapısını tanımlamak adına sıklıkla başvurulmuş bir yöntemdir. Eğer korelogram grafiği üssel olarak azalıyorsa veya diğer bir deyişle oldukça yavaş bir şekilde azalıyorsa Box ve Jenkins, durağan ARMA veya bütünleşik ARIMA modellerini önermektedir. Zaman zaman korelogram, üssel değil ancak sabit bir düzeyde azalma gösterir. Bu tip modeller ise kesirli bütünleşik I(d) analizleri beraberinde getirmektedir²⁰.

Durağan olmayan bir zaman serisi (Box ve Jenkins tarafından kullanılan anlamda) “d.” dereceden farkı alınması halinde durağan hale geliyorsa “d.” dereceden bütünleşik olarak kabul edilir. Bu tip zaman serileri literatürde I(d) süreçleri olarak tanımlanmakta ve otoregresif hareketli ortalama ARIMA(p,d,q) modeli çerçevesinde

¹⁶ Banerjee ve Urga, **a.g.m.**, ss. 14-15.

¹⁷ Banerjee ve Urga, **a.g.m.**, s. 15.

¹⁸ Banerjee ve Urga, **a.g.m.**, s. 15.

¹⁹ Banerjee ve Urga, **a.g.m.**, s. 18.

²⁰ C.W.J. Granger ve Z. Ding, “Varieties of long memory models”, **Journal of Econometrics**, 73, 1996, ss. 61-62.

incelenmektedir. Daha genel bir ifade ile kesirli bütünleşme, fark parametresi olarak tanımlanan d değerinin tam sayı olma zorunluluğunu ortadan kaldırmaktadır. Bu tip kesirli bütünleşme süreçleri ARFIMA (p,d,q) modelleri olarak adlandırılmaktadır²¹.

Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARFIMA) süreci (p,d,q) derecesinde μ ortalama ile şu şekilde yazılabilir²²:

$$\Phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \Theta(L)u_t \quad u_t \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2) \quad (7)$$

Denkleminde $\Phi(L)$ yer alan L gecikme operatörü iken $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$, olarak ifade edilmektedir. Öte yandan $(1-L)^d$ ise kesirli fark operatörü olup şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)L^k}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad (8)$$

$\Phi(L)$, AR sürecinin gecikme polinomlarını verirken $\Theta(L)$, MA sürecinin gecikme polinomlarını sembolize etmektedir. Buna göre, $\Phi(L)$ ve $\Theta(L)$ ARFIMA (p,d,q) modelinde yer alan p ve q terimlerini ifade etmektedir. Öte yandan “ d ” parametresinin alacağı tam sayı değeri analizi standart otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) modeline dönüştürür. Ancak ARFIMA modelinde “ d ” parametresinin herhangi bir reel sayı değeri alabileceği kabul edilir. Stokastik süreçte, $\Phi(L)$ ve $\Theta(L)$ ’nin tüm kökleri birim çemberin dışında ve ϵ_t beyaz gürültü sürecindedir. $-0.5 < d < 0.5$ iken y_t hem durağan hem de tersine çevrilebilir (invertible) bir yapıya sahip olmaktadır. $-0.5 < d < 0.5$ ve $d \neq 0$ varsayımı altında bir ARFIMA sürecinin korelasyon fonksiyonu $k \rightarrow \infty$ iken k^{2d-1} şeklindedir. Sonuç olarak, geometrik olarak azalan ARMA sürecinin aksine ARFIMA sürecinin otokorelasyon fonksiyonu ($k \rightarrow \infty$ nedeniyle) hiperbolik olarak azalır. Öte yandan $d \geq 0.5$ iken süreç durağan olmayan ve sonsuz varyansa sahip bir yapıdadır. $0 < d < 0.5$ iken ARFIMA süreci uzun hafızalı veya diğer bir deyişle dirençli bir yapı sergilerken, $d=0$ olması halinde süreç kısa hafızalıdır ve şokların etkileri kısa sürede tamamen ortadan kalkmaktadır. $-0.5 < d < 0$ iken orta hafızalı veya dirençli olmayan bir yapı oluşmaktadır^{23,24}. $d=1$ durumunda ise yaşanan şoklar kalıcı etkiler yaratmaktadır. Ancak iktisadi zaman serileri genellikle yaşanan şokların etkilerinin belirli bir süre sonra azalmaya başlaması üzerinden şekillenmektedir. Bu nedendir ki birçok iktisadi zaman serisinde $0 < d < 1$ aralığında bir bütünleşme derecesi gözlenmektedir.

²¹ R. A. Ashley ve D. M. Patterson, “Apparent Long Memory in Time Series as an Artifact of a Time-Varying Mean: Considering Alternatives to the Fractionally Integrated Model”, *Macroeconomic Dynamics*, 14 (Supplement 1), 2010, s. 61.

²² Barkoulas ve Baum, *a.g.m.*, ss. 190-191.

²³ Barkoulas ve Baum, *a.g.m.*, s. 191.

²⁴ K.S. Man, “Long memory time series and short term forecasts”, *International Journal of Forecasting*, 19, 2003, s. 477.

Öte yandan “d” parametresi pozitif bir değer alıp 0.5’den küçük ise kesirli bütünleşme süreci ortalamada durağan olup uzun hafıza davranışı sergilemektedir. Bu durum, k gecikmeli yavaş azalma eğiliminde olan otokorelasyon fonksiyonu (ρ_k) ile açıklanabilir²⁵:

$$k \rightarrow \infty \text{ iken } \rho_k \propto k^{2d-1} \quad (9)$$

veya Beran (1994) tarafından gösterildiği üzere sıfır frekansta artan spektral yoğunluğa sahip olma durumunun ifadesi de aşağıdaki gibidir:

$$\omega \rightarrow 0^+ \text{ iken } s(\omega) \propto \omega^{-2d} \quad (10)$$

Uzun hafıza modellerinin tahmininde parametrik, yarı parametrik ve parametrik olmayan tahmin yöntemlerine başvurulmaktadır. EML yöntemi, R/S istatistik, WHI tahmini, RR tahmini, Maksimum Olabilirlik, AML tahmini, LRW tahmini, LWW tahmini, LWF tahmini, GPH yöntemi bunlardan bazıları olarak karşımıza çıkmaktadır (Ayrıntılı bilgi için bkz: Bhardwaj ve Swanson, 2006; Faÿ vd., 2009). Çalışmamızda, d parametresinin tahmini için günümüzde sıklıkla başvuru alan yarı parametrik bir yöntem olan GPH yöntemi tercih edilmiştir.

4. GPH Testi

Geweke ve Porter-Hudak (1983) çalışmalarında kesirli bütünleşme parametresi olan “d”nin tahmini için spektral yoğunluk fonksiyonunun eğimine dayanan yarı parametrik bir tahmin yöntemi sunmaktadırlar. Daha açık bir anlatımla; $I(\xi)$, ξ frekansında y’nin periyodogramı ise;

$$I(\xi) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{it\xi} (y_t - \bar{y}) \right|_2^2 \quad (11)$$

Buna göre spektral regresyon ise şu şekilde tanımlanmaktadır²⁶:

$$\ln[I(\xi_{y,\lambda})] = \beta_0 + \beta_1 \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{\xi_\lambda}{2} \right) \right] + \eta_\lambda \quad \lambda = 1, \dots, v \quad (12)$$

$\xi_\lambda = (2\pi\lambda/T)$, ($\lambda=0, \dots, T-1$) iken spektral regresyon örneklemin harmonik ordinatlarını göstermektedir. Öte yandan $\eta_\lambda = \ln\{I(\xi_\lambda)/f(\xi_\lambda)\}$ iken, T gözlem sayısını ve $v=g(T) \ll T$ ise spektral regresyona dahil olan harmonik ordinat sayısını ifade etmektedir. Bu noktada Geweke ve Porter-Hudak $d < 0$ için tutarlılık ve asimptotik normalliği ispat etmeye çalışmaktadırlar.

²⁵ Ashley ve Patterson, **a.g.m.**, s.61.

²⁶ Barkoulas ve Baum, **a.g.m.**, s. 191.

Yukarıda yer alan ξ_λ Fourier frekanslarını ifade ederken $I(\xi_\lambda)$ serinin örneklem periyodogramını sembolize etmektedir. Buna göre d parametresi, $\widehat{d}_{GPH} = -\widehat{\beta}_1$ şeklinde tahmin edilmektedir²⁷.

GPH yöntemi, d parametresinin değerinin tek taraflı basit t-testi ile tahminine dayanmaktadır. Buna göre, sıfır hipotezi $d=1$ durumunu, $d<1$ alternatif hipotezi karşısında test etmektedir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi birim kök olasılığını ortadan kaldırırken, kesirli bütünleşmenin varlığını ve dolayısıyla serinin uzun hafızalı olabileceğini göstermektedir.

5. Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Çalışmamız Türkiye'ye ait 2003:01 – 2013:07 dönem aralığındaki aylık reel kur serilerini kapsamaktadır. Erilat'ın (2003) çalışması örnek alınarak Türk lirası için biri A.B.D. Doları bazında, diğeri Euro bazında olmak üzere iki ayrı reel kur serisi oluşturulmuştur. Bu çerçevede, reel kur serilerinin oluşturulması için gerekli olan A.B.D. Doları (USD) ve Euro'ya (EU) ait nominal döviz kuru verileri TCMB veri tabanından, tüketici fiyat endeksi (2010=100) verileri ise OECD veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmamızda reel kur serileri, nominal döviz kurunun, yurtdışı fiyat endeksinin yurtiçi fiyat endeksinde oranı ile deflate edilmesi suretiyle hesaplanmış ve tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Buna göre;

$$r_t = e_t + P_t^* - P_t \quad (13)$$

r_t reel döviz kurunu, e_t bir birim yabancı paranın yerli para cinsinden değeri biçiminde tanımlanan nominal döviz kurunu, P_t^* yurtdışı fiyat endeksini, P_t ise yurtiçi fiyat endeksini ifade etmektedir.

Çalışmamızda, elde edilen serilerin öncelikle durağanlıkları birim kök testleri çerçevesinde incelenmiş ve ardından GPH testi uygulanarak uzun hafıza özelliği analiz edilmiştir.

5.1. Birim Kök Test Sonuçları

Uzun hafızayla ilgili çalışmalarda, uzun hafıza özelliğinin test edilmesinden önce birim kök analizlerine başvurulması sıklıkla rastlanan bir durumdur. Bunun en önemli nedeni birim kök testlerinin serilerin bütünleşme dereceleri hakkında ön bilgi sunmasıdır. Bu amaçla çalışmamızda, ADF (Augmented Dickey Fuller), Phillips Perron ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) birim kök testleri tercih edilmiştir. ADF birim kök testi için Schwarz ve Akaike bilgi kriterleri ayrı ayrı esas alınmıştır. ADF ve Phillips Perron birim kök testlerinde, serinin birim köke sahip olduğu sıfır hipotezine karşı serinin durağan olduğu alternatif hipotez test edilmektedir.

²⁷ G. Bhardwaj ve N.R. Swanson, "An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series", *Journal of Econometrics*, 131 2006, s. 544.

KPSS birim kök testinde ise serinin durağan olduğu sıfır hipotezine karşı birim köke sahip olduğu alternatif hipotez test edilmektedir.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

BİRİM KÖK TESTLERİ*				
	$r_{t(USD)}$		$r_{t(EU)}$	
	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer
ADF**	-2.489797	-2.885249	-3.716181	-3.446765
ADF***	-2.489797	-2.885249	-3.165828	-3.447072
Phillips Perron	-3.351535	-2.884477	-3.227805	-2.884477
KPSS	0.263200	0.146000	0.163987	0.146000

* Reel Kur serilerine ilişkin düzey değerler dikkate alınmıştır.

** Schwarz Bilgi Kriterine göre birim kök testi sonuçları

*** Akaike Bilgi Kriterine göre birim kök testi sonuçları

Tablo 1’de yer alan sonuçlara göre, $r_{t(USD)}$ reel kur serisinin ADF ve KPSS birim kök testlerine göre birim kök içerdiği ve birinci farkının alınması halinde durağan bir yapıya kavuştuğu gözlemlenmektedir. Phillips Perron test sonucuna göre ise seri durağandır. $r_{t(EU)}$ reel kur serisinin durağanlığı incelendiğinde ise Akaike bilgi kriteri baz alınarak uygulanan ADF ve KPSS birim kök testlerinde serinin birim köke sahip olduğu sonucu ortaya çıkarken, Schwarz bilgi kriterine göre uygulanan ADF ve Phillips Perron testlerinde serinin durağan olduğu belirlenmiştir.

Birim kök test sonuçlarına bakıldığında uygulanan üç ayrı birim kök testinde de kesin bir görüş birliği sağlanamadığı gözlemlenmektedir. Serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasına ilişkin net bir çıkarsamanın yapılamaması reel kur serilerinin $I(d)$ gibi kesirli bütünleşik bir yapıya sahip olma olasılığını akla getirmektedir. Bu nedenle çalışmada kesirli bütünleşme derecesi incelenmekte ve bu doğrultuda GPH testi uygulanmaktadır.

5.2. GPH Test Sonuçları

Türk lirası için A.B.D. Doları ve Euro bazında ayrı ayrı oluşturulan reel kur serilerine ilişkin bütünleşme dereceleri yarı parametrik bir tahmin yöntemi olan GPH yöntemi ile test edilmiştir. Bu noktada bütünleşme derecesini ifade eden d parametresinde meydana gelen değişimler optimal ordinat sayısı olan “ $m=T^\lambda$ ” ile incelenmektedir. Geweke ve Porter-Hudak, 1983 yılındaki çalışmalarında optimal ordinat sayısını 0,50 - 0,60 aralığında olacağını belirlemişlerdir. Ancak literatürde d parametresindeki tüm değişimleri gözlemleyebilmek adına bu aralığın genişletilmesi eğilimi bulunmaktadır. Bu nedenle çalışmamızda optimal ordinat sayısı 0,40 - 0,70 aralığında tercih edilmiştir. Ele alınan reel kur serilerine ait GPH testi sonuçları Tablo-2’de yer almaktadır.

Tablo 2: Reel Kur Serilerine Ait GPH Test Sonuçları

$m=T^\lambda$	$r_{t(USD)}$		$r_{t(EU)}$	
	d	t-istatistiği	d	t-istatistiği
0,40	0.64423*	1,4858	0.28383*	0,654604
0,45	0.74202	2,1471	0.64394	1,86336
0,50	0.94826	3,4675	0.78869	2,884009
0,55	0.83651	3,61468	0.64539	2,78882551
0,60	0.79883	4,07275	0.70507	3,59472
0,65	0.89619	5,32464	0.87717	5,211633
0,70	1.01244	6,89673	0.88802	6,04918

1) Kullanılan kritik değerler tek taraflı hipotez testleri için kullanılan t dağılım tablosundan elde edilmiştir. Bunlar %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla 2.326, 1.645 ve 1.282 şeklindedir.

2) * işareti, %5 düzeyinde anlamlı olan d parametresine işaret etmektedir.

Elde edilen GPH test sonuçlarına göre 2003:01 – 2013:07 dönemleri arasında ele alınan A.B.D. Doları ve Euro bazındaki reel kur serilerinin bütünleşme dereceleri sırasıyla $d_{USD}=0.64423$ ve $d_{EU}=0.28383$ olarak tespit edilmiştir. Buna göre ele alınan seriler için sıfır hipotezi reddedilmekte ve serilerin kesirli bütünleşik bir yapıya sahip olduklarını gösteren alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Euro bazındaki reel kur serisinin bütünleşme derecesi ($d_{EU}=0.28383$), $0 < d < 0.5$ koşulunu sağladığından serinin durağan olduğu ve uzun hafıza özelliği taşıdığı söylenebilir. Buna göre, yaşanan herhangi bir iktisadi şokun etkileri bir süre devam etmekte ancak uzun dönemde bu etkiler azalarak ortadan kalkmaktadır.

A.B.D. Doları bazındaki reel kur serisinden elde edilen bütünleşme derecesi ($d_{USD}=0.64423$) ise serinin kovaryans durağan olmadığını ancak ortalamaya dönen bir yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Diğer bir deyişle, oldukça dirençli bir yapı sergileyen bu seride yaşanan iktisadi şokların etkileri çok daha yavaş biçimde ortadan kalkmaktadır.

6. Sonuç

Pek çok makroekonomik ve finansal zaman serisini karakterize eden direnç ya da uzun hafıza özelliğinin araştırılmasına olanak sağlayan kesirli bütünleşme analizi, son yıllarda reel döviz kurlarının uzun dönem davranışlarının incelenmesinde de sıklıkla kullanılmaktadır.

Çalışmamızda, 2003:01 – 2013:07 dönemine ait aylık veriler esas alınarak reel döviz kurunun uzun hafıza özelliği taşıyıp taşımadığı kesirli bütünleşme analizi yardımıyla incelenmiştir. Bu amaçla, Türk lirası için biri A.B.D. Doları bazında, diğeri

Euro bazında olmak üzere iki ayrı reel kur serisi oluşturulmuş ve seriler durağanlıklarının belirlenmesi için öncelikle birim kök testlerine tabi tutulmuştur. ADF, Phillips Perron ve KPSS birim kök testlerinin reel döviz kuru serilerinin durağanlıkları hakkında farklı sonuçlar ortaya koyduğu görülmüştür. Diğer bir ifadeyle, uygulanan birim kök testleri sonucunda reel döviz kurunun $I(0)$ ya da $I(1)$ olduğu konusunda kesin bir çıkarsamada bulunmanın mümkün olmadığı gözlemlenmekte, bu ise reel döviz kurunun kesirli bütünlük bir yapıda olabileceğine işaret etmektedir. Bu doğrultuda, seriler ARFIMA modeli çerçevesinde kesirli bütünlük analize tabi tutulmuştur.

Çalışmamızda, bütünlük derecesi olan d parametresinin tahmininde GPH testi kullanılmıştır. Ampirik bulgular reel döviz kuru serilerinin kesirli bütünlük bir yapıda olduğunu destekler niteliktedir. Euro bazındaki reel kur serisinin bütünlük derecesi ($d_{EU}=0.28383$), $0 < d < 0.5$ aralığındadır ve seri uzun hafıza özelliği taşımaktadır. Buna göre, $r_{t(EU)}$ serisi durağandır ve ortalamaya dönmektedir. A.B.D. Doları bazındaki reel kur serisinin bütünlük derecesinin ($d_{USD}=0.64423$), $0.5 \leq d < 1$ aralığında yer alması ise serinin kovaryans durağan olmamakla birlikte ortalamaya dönen bir seyir izlediğini göstermektedir. Bu çerçevede, $r_{t(USD)}$ serisi oldukça dirençli bir yapıya sahiptir ancak yaşanan şokların etkileri zamanla azalarak ortadan kalkmaktadır.

Bulgular neticesinde reel kur serilerinin bütünlük derecelerinin $d < 1$ koşulunu sağladığı görülmektedir. Bu çerçevede, yaşanan herhangi bir iktisadi şokun etkilerinin kalıcı olmadığı sonucuna varılmaktadır. Şokların etkileri zamanla ortadan kalkmakta ve reel kur ortalamasına geri dönmektedir. Bu durum aynı zamanda satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerli olduğunun bir göstergesidir. Ancak $r_{t(USD)}$ serisi, $r_{t(EU)}$ serisine göre daha dirençlidir. Diğer bir ifadeyle, A.B.D. Doları bazındaki reel kurun uzun dönem parite değerine doğru ortalamaya dönme süresi, Euro bazındaki reel kura göre daha uzundur.

Türkiye'nin ithal girdiye bağımlı üretim yapısı dikkate alındığında nominal döviz kurlarında meydana gelen her şokun üretim maliyetleri üzerinde arttırıcı bir etki yaratması beklenmektedir. Nominal döviz kurlarında meydana gelen şokların ithal girdilerin fiyatını ve dolayısıyla maliyetleri arttırarak fiyatlar genel düzeyinde yukarı yönlü hareketlere neden olması beklenen bir durumdur. Ancak fiyat katılıkları nominal döviz kurunda yaşanan gelişmelerin fiyatlara yansımaları yavaşlatmaktadır. Neticede nominal döviz kuruna gelen şokla uzun dönem parite değerinden sapan reel kurun tekrar parite değerine dönmesi uzun zaman almaktadır. Çalışmamızda elde ettiğimiz reel kurun uzun hafızalı olduğunu gösteren sonuçlar bu bağlamda tutarlıdır.

Kaynakça

- AHKING, F. W., “Non-Parametric Tests of Real Exchange rates in the Post-Bretton Woods Era”, **University of Connecticut, Department of Economics Working Paper Series** 2004-05.
- ALOY, M., BOUTAHAR, M., GENTE, K. ve FEISSOLLE, A. P., “Purchasing power parity and the long memory properties of real exchange rates: Does one size fit all?”, **Economic Modelling**, 28 (2011), ss. 1279-1290.
- ALPTEKİN, N., “Long Memory Analysis of USD/TRL Exchange Rate”, **World Academy of Science, Engineering and Technology**, 3 (2007), ss. 298-300.
- ANDĚL, J., “Long Memory Time Series Models”, **Kybernetika**, 22(2), 1986, ss. 105-123.
- ASHLEY, R. A. ve PATTERSON, D. M., “Apparent Long Memory in Time Series as an Artifact of a Time-Varying Mean: Considering Alternatives to the Fractionally Integrated Model”, **Macroeconomic Dynamics**, 14 (Supplement 1), 2010, ss. 59–87.
- BAILLIE, R. T. ve BOLLERSLEV, T., “The Long Memory of the Forward Premium”, **Journal of International Money and Finance**, 13(5), 1994, ss. 565-571.
- BAILLIE, R.T., “Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics”, **Journal of Econometrics**, 73 (1996), ss. 5-59.
- BANERJEE, A. ve URGA, G., “Modelling structural breaks, long memory and stock market volatility: an overview”, **Journal of Econometrics**, 129 (2005), ss. 1-34.
- BARKOULAS, J. T. ve BAUM, C. F., “Long Memory and Forecasting in Euroyen Deposit Rates”, **Financial Engineering and the Japanese Markets**, 4 (1997), ss. 189-201.
- BERAN, J., **Statistics for Long-Memory Processes**, New York, Chapman and Hall, 1994.
- BHARDWAJ, G. ve SWANSON, N.R., “An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series”, **Journal of Econometrics**, 131 (2006), ss. 539-578.
- CAPORALE, G. M. ve ALANA, L. A. G., “Real Exchange Rates In Latin America: The PPP Hypothesis and Fractional Integration”, **Journal of Economic Development**, 35(2), 2010, ss. 1-21.
- CHEUNG, Y. W., “Long Memory in Foreign-Exchange Rates”, **Journal of Business & Economic Statistics**, 11(1), 1993, ss. 93-101.
- CHOUDHRYA, T. ve LUINTEL, K. B., “The long-run behaviour of the real exchange rate: evidence from colonial Pennsylvania”, **Economics Letters**, 74 (2001), ss. 25–30.

- COSTA, A. A. ve CRATO, N., “Long-Run Versus Short-Run Behaviour of the Real Exchange Rates”, **Institute of Economics and Management ISEG**, R. Miguel Lupi 20, 1200, Lisbon, Portugal, May 18 (2000).
- DIEBOLD, F. X., HUSTED S. ve RUSH, M., “Real Exchange Rates under the Gold Standard”, **Journal of Political Economy**, 99(6), 1991, ss. 1252-1271.
- DUEKER, M. ve SERLETIS, A., “Do Real Exchange Rates have Autoregressive Unit Roots? A Test under the Alternative of Long Memory and Breaks”, **Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series No: 016A**, 2000.
- ERLAT, H., “The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, **Emerging Markets Finance & Trade**, 39(2), 2003, ss. 70-97.
- FAŤ, G., MOULINES, E., ROUEFF, F. ve TAQQU M. S., “Estimators of long-memory: Fourier versus wavelets”, **Journal of Econometrics**, 151 (2009), ss. 159 – 177.
- GADEA, L., MAYORAL, L. ve SABATE, M., “The Persistence of Real Exchange Rate and the PPP puzzle”, **10th International Conference on Macroeconomic Analysis and International Finance**, May 25-27, 2006.
- GEWEKE, J. ve PORTER-HUDAK, S., “The Estimation And Application of Long Memory Time Series Models”, **Journal of Time Series Analysis**, 4(4), 1983, ss. 221-238.
- GRANGER, C.W.J. ve JOYEUX, R., “An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing”, **Journal of Time Series Analysis**, 1 (1980), ss. 15-39.
- GRANGER, C.W.J. ve DING, Z., “Varieties of long memory models”, **Journal of Econometrics**, 73 (1996), ss. 61-77.
- HOLMES, M. J., “Purchasing Power Parity and the Fractional Integration of the Real Exchange Rate: New Evidence for Less Developed Countries”, **Journal of Economic Development**, 27(1), 2002, ss. 125-135.
- HOSKING, J.R.M., “Fractional Differencing”, **Biometrika**, 68(1), 1981, ss. 165-176.
- HURST, H.E., “Long-term storage capacity of reservoirs”, **Transactions of the American Society of Civil Engineers**, 116 (1951), ss. 770–799.
- HURST, H.E., “A suggested statistical model of some time series that occur in nature”, **Nature**, 180 (4584), 1957, ss. 494.
- XIU J. ve JIN, Y., “Empirical study of ARFIMA model based on fractional differencing”, **Physica A**, 377 (2007), ss. 138–154.
- LOTHIAN, J. R. ve TAYLOR, M. P., “Real Exchange Rate Behavior: The Recent Flo- at from the Perspective of the Past Two Centuries”, **The Journal of Political Economy**, 104(3), 1996, ss. 488-509.
- LOTHIAN, J. R. ve MCCARTHY, C., “Currency Union and Real Exchange Rate Behavior”, **Momento Economico**, 2001.

-
- MAN, K.S., "Long memory time series and short term forecasts", **International Journal of Forecasting**, 19 (2003), ss. 477–491.
- MANDELBROT, B.B. ve WALLIS, J., "N. Joseph and operational hydrology", **Water Resources Research**, 4 (1968), ss. 909–918.
- MANDELBROT, B.B., "Statistical methodology for non periodic cycles: from the covariance to R/S Analysis", **Annals of Economic and Social Measurement**, 1(1972), ss. 259–290.
- MCLEOD, A.I. ve HIPEL, K.W., "Preservation of the rescaled adjusted range, 1. A reassessment of the Hurst phenomenon", **Water Resources Research**, 14(3), 1978, ss. 491–508.
- MOKOENA, T. M., GUPTA, R. ve VAN EYDEN, R., "Testing For Fractional Integration In Southern African Development Community Real Exchange Rates", **South African Journal of Economics**, 77(4), 2009, ss. 531-537.
- SARNO, L. ve TAYLOR, M., **The Economics of Exchange Rates**, New York, Cambridge University Pres, 2002.
- STENGOS, T. ve YAZGAN, M. E., "Persistence in Real Exchange Rate Convergence", **University of Guelph, Department of Economics and Finance Discussion Paper-07**, 2012.
- WHITT, Jr. J. A., "The Long-Run Behavior of the Real Exchange Rate: A Reconsideration", **Journal of Money, Credit and Banking**, 24(1), 1992, ss. 72-82.