McKinnon'ın Para ve Fiziki Sermaye Arasında Tamamlayıcılık Hipotezinin Kırgızistan Örneğinde Testi

Harun Doğan (Kyrgyzstan-Turkey Manas University, Kyrgyzstan)

A Test of the McKinnon's Complementarity Hypothesis between Money and Physical Capital in the Case of Kyrgyzstan

Abstract

The main purpose of this study is to empirically investigate the validity of McKinnon's complementarity hypothesis on economic growth of Kyrgyzstan for the period of 1996–2009. McKinnon's (1973) central thesis argues poorly functioning financial systems in developing countries may effect investment quality and growth rate of the economy in negative direction. McKinnon's (1973) complementary hypothesis predicts that money and investment are complementary, to the contrast neoclassical and Keynesian theory, due to a self-financed investment in developing economies. In other words, according to McKinnon, financial liberalization should generate positive impacts on growth as consequence of positive relation between money and physical capital in developing countries after financial liberalization. The empirical researches conducted on complementarity hypothesis have found mixed results on the link between money and physical capital. However, empirical analysis of Kyrgyzstan's economy is very important because of its peculiarities, it has both a trancition and developing economy, which in case of the McKinnon's complementarity hypothesis is very essential. Thus, Kyrgyzstan, as many developing countries, have undertaken financial liberalization programs during the past twenty years after collapse of Soviet Union.

Therefore, the study analyzes long run and short run association among the real rate of interest on deposits, private investments, economic growth, and domestic savings behavior in Kyrgyzstan, using annual time series data for 1996-2009 with techniques of ARDL Cointegration Error Correction Model. The results does not support the McKinnon's complementarity hypothesis between money and physical capital on the period for 1996-2009 in the Kyrgyzstan's Economy.

JEL Codes: C12, E20, E40

1 Giriş

McKinnon (1973) ve Shaw (1973), gelişmekte olan ülkelerde baskı altına alınmış finansal piyasaların tasarrufları engelleyeceğini, kaynakların etkin dağılımını durduracağını, finansal piyasaların parçalanmasını artıracığını ve bankacılık sisteminin finansal aracılık rolünü olumsuz yönde etkileyeceğini iddia ettiler. Geçmişte birçok gelişmekte olan ülkede izlenmiş olan düşük faiz oranı politikası uygulamasının, yatırımı ve ekonomik büyümeyi ilerleteceği görüşü, temelde Neo-klasik ve Keynesyen teorilere dayanmaktaydı. Bu politikanın dayandığı Neo-klasik hipotez ise, sermayenin maliyetinin yüksekliği ve ödünç verilebilir fonların bulunmayışının, sermaye birikiminin geçerli kısıtı olması şeklindeki örtük varsayıma dayanan, para ve fiziki sermaye arasında ikame ilişkisinin varlığıdır. İlk olarak, McKinnon (1973) ve Shaw (1973) bu konvansiyonel inanışa ciddi biçimde karşı çıktılar.

McKinnon ve Shaw tezinin temel mesajı, düşük ya da negatif reel faiz oranlarının tasarrufları önleyeceği ve bundan dolayı ödünç verilebilir fonları azaltacağı ve dolayısıyla yatırımları kısıtlayarak ekonomik büyüme oranını düşüreceğidir. Aksine, reel faiz oranında bir artış, tasarrufta bulunanların daha çok tasarruf etmelerini uyurabilir ki, bu daha çok yatırımın meydana gelmesini mümkün kılar. Bu görüş, para balanslarının (finansal varlıklar) birikimi ve fiziki sermaye birikimi arasında temel bir tamamlayıcılık ilişkisini ortaya koymaktadır. Tamamlayıcılık hipotezi, (i) bütün ekonomik birimlerin kendi kendini finanse etmede kısıtlı oldukları ve (ii) bölünemezlikler nedeniyle yatırımların daha önceden para balansları birikimini zorunlu kıldığı şeklindeki iki anahtar varsayıma dayanmaktadır. Bundan dolayı, daha cazip para balansları birikimi süreci, daha büyük oranda yatırım yapmayı teşvik edecektir.

Araştırmacılar McKinnon'ın tamamlayıcılık hipotezini birçok gelişmekte olan ülke için test etmektedirler. Zaman içinde veri ve test tekniklerindeki gelişmeyle birlikte problem hala araştırmaya açıktır. Örneğin, bir çok alıntıya konu olan ve Fry (1978) tarafından 7 Asya ülkesi için yapılmış ampirik çalışma, McKinnon'un tamamlayıcılık hipotezini çok az destekleyen kanıt bulmuştur. Fry, bunun yerine, reel faiz oranının yurtiçi tasarruflar ve ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu bulmuştur. Daha yakın bir zamanda Watson (1992), McKinnon ve Shaw'ın finansal liberalizasyon hipotezini destekleyen sonuçlar elde etmiş, fakat Trinidad ve Tobago için yaptığı çalışma McKinnon'un tamamlayıcılık hipotezinin doğruluğunu tamamen ispatlayamamıştır. Diğer taraftan Laumas (1990), Thornton (1990) ve Thornton ve Poudyal (1990) sırasıyla Hindistan ve Nepal örneğinde tamamlayıcılık hipotezi için güçlü destek bulmuşlardır. Khan ve Hasan'ın (1998,

583) ve Awan ve ark.'nın (2010, 79) çalışması, Pakistan'da tamamlayıcılık hipotezi için güçlü destek bulmuştur. Awan ve ark.'nın (2010) Pakistan için yaptığı çalışma, bizi benzer bir çalışmayla, konuyu Kırgızistan için incelemeye zorlamıştır. McKinnon'un tamamlayıcılık hipotezi, 1991'lerin başından itibaren pazar ekonomisine geçiş süreci yaşayan ve eski bir Sovyet Bloğu ülkelerinden olan Kırgızistan için, ampirik olarak test edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, ikinci bölümde McKinnon'un tamamlayıcılık hipotezine ilişkin teorik model verilmekte, üçüncü bölümde veri, model ve yöntem sunulmakta, ampirik sonuçlar dördüncü bölümde elde edilmekte ve beşinci bölümde tavsiyelerle birlikte çalışmamız sonuçlandırılmaktadır.

2 McKinnon'ın Tamamlayıcılık Hipotezi

McKinnon'un tamamlayıcılık hipotezi aşağıdaki iki denklem tarafından gösterilebilir.

$$M/P = f(y, I_p/Y, i - \dot{P}^e) \quad (1)$$

$$I_p/Y = g(y, i - \dot{P}^e, S_d/Y) \quad (2)$$

Birinci eşitlik, bir ölçek değişkeni olarak reel gelir (y), özel sektör yatırımının gayrisafi yurtiçi hasılaya (GSYİH) oranı ve fırsat maliyeti değişkeni olarak reel faiz oranı ($i - \dot{P}^e$) ile standart uzun dönem reel para talebi fonksiyonudur. İkinci eşitlik reel gelire, reel faiz oranına ve yurtiçi tasarrufun GSYİH'ya oranına (S_d/Y) bağlı olarak belirlenmiş özel yatırım fonksiyonudur. Özel yatırım fonksiyonundaki son değişken olan yurtiçi tasarruf oranı, tamamlayıcılık ve ikame edebilirlik sorununa ışık tutmak için dahil edilmiştir. Aşağıdaki kısmi türevler pozitifse tamamlayıcılık hipotezi geçerliliğini sürdürür.

$$\frac{\partial(M/P)}{\partial(I_p/Y)} > 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial(I_p/Y)}{\partial(i - \dot{P}^e)} > 0 \quad (4)$$

(3) ve (4) no'lu denklemler, finansal baskı altındaki ekonomilerde yatırımları kısıtlama değişkeninin sermayenin maliyeti değil, finansın varlığı olduğunu ortaya koymaktadır. Reel mevduat faiz oranı yükseldiğinde finansal kısıtlama gevşediği için yatırımlar da artar. Buna karşın, geleneksel teori ise, faiz oranında bir artışın yatırımları azaltacağını iddia etmektedir.

3 Data, Model ve Yöntem

3.1 Data

Çalışmamızda kullanılan Kırgızistan için yıllık zaman serileri datası (1996-2009) Kırgızistan Merkez Bankası ve İstatistik Komitesi'nden elde edilmiştir.

3.2 Model ve Yöntem

Reel mevduat faiz oranı, yurtiçi tasarruflar, özel sektör yatırımları ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi ampirik olarak test etmek için uygun bir ekonometrik model gereklidir. Araştırmaların çoğu uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için Johansen-Juselius (1994) ve Engle-Granger (1987) eşbütünleşme tekniklerini kullanmaktadır. Bütün değişkenler aynı dereceden bütünleşmişse, Johansen-Juselius tekniği kullanılabilir. Biz çalışmamızda Pesaran ve Pesaran (1997) tarafından geliştirilmiş Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) yapısında kullanılan eşbütünleşmeye sınır testi (bounds test) yaklaşımını kullanıyoruz. Çünkü, ARDL Sınır Testi yaklaşımı bütün değişkenlerin aynı bütünleşme derecesini göz önüne almadan uygulanabilmektedir. ARDL Prosedürünün diğer bir avantajı ise, az sayıda gözlem içeren serilerin analizinde etkin bir şekilde kullanılabilmesidir (Fosu ve Magnus, 2006, 2080). Değişkenlerin bütünleşme derecesi I (0), I (1) veya karması olabilir. ARDL Bounds testi standart olmayan dağılıma sahip F istatistiğine dayanmaktadır. Eşbütünleşme testi için Pesaran ve Pesaran (1997) tarafından iki kritik sınır verilmektedir. Düşük kritik sınır bütün değişkenlerin I (0) olduğunu varsayarken, yüksek sınır bütün değişkenlerin I (1) olduğunu varsaymaktadır.

Aşağıdaki Autoregressive Distributed Lag (ARDL) modelini göz önüne alalım:

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta w_t + \mu_t \quad (5)$$

$$\phi(L, P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (6)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + \beta_{iq}L^{q_i} \quad (7)$$

(i = 1, 2, ..., k)

$LY_t = Y_{t-1}$ gibi L bir gecikme operatörüdür ve w_t kesişme terimi ve zaman trendleri gibi s x 1 deterministik

değişkenler vektörüdür (Pesaran ve Pesaran, 1997).

Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli ARDL'nin genel biçimi olarak aşağıdaki gibi verilmiştir;

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_4 \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

Başlangıçta, bir uzun dönem ilişkisinin varlığı alternatifine karşı eşbütünleşmesizlik boş hipotezinin testi, aşağıdaki gibi bit F testi ile test edilmektedir;

$$H_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$$

$$H_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n \neq 0$$

Hesaplanan F istatistiği Pesaran tarafından geliştirilmiş F tablosunun üst sınır kritik değerinin üstünde ise, ilgili değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı anlamına gelen eşbütünleşmesizlik boş hipotezi reddedilmektedir. Aksine, alt sınırın altına düşerse o zaman eşbütünleşmesizlik boş hipotezi reddedilememektedir. Eğer hesaplanan F istatistiği değeri bu iki sınır arasında ise, sonuç belirsizdir.

4 Ampirik Sonuçlar

Değişkenlerin bütünleşme düzeyini çok dikkatli belirlemek için DF-GLS ve Ng-Perron gibi standart testler kullanılmıştır. Literatürde çoğunlukla bütünleşme derecesini bulmak için ADF (Dickey and Fuller, 1979) ve PP (Philips and Perron, 1988) testleri sıklıkla yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu testlerin zayıf boyutu ve güç özelliklerinden dolayı, küçük örnek veri seti için her iki test güvenilir değildir (Dejong ve ark., 1992). Bu testler doğru olduğunda boş hipotezleri aşırı reddeder ve yanlış olduğunda aşırı kabul eder gibi görünürler. Son zamanlarda Elliot ve ark. (1996) tarafından geliştirilmiş olan DF-GLS (Dickey-Fuller Generalized Least Square) trendsizleştirme testi ve Ng-Perron (2001) testi bundan kaynaklanan problemi çözer gibi görünür. X_t değişkeninin bütünleşme derecesini test etme ihtiyacının varlığı varsayımı üzerine Elliot et al. (1996) aşağıdaki regresyonda $H_0: \delta_0^* = 0$ boş hipotezine dayalı trendsizleştirme prosedürü ve DF-GLS testi ile ADF'nin gücünü artırıyor;

$$\Delta X_t^d = \delta^* X_{t-1}^d + \delta_1^* \Delta X_{t-1}^d + \dots + \delta_{p-1}^* \Delta X_{t-p+1}^d + \eta \quad (9)$$

X_t^d trendsizleşmiş seridir ve bu testin boş hipotezi X_t nin aşağıdaki gibi sürüklenmesi muhtemel bir tesadüfi yürüyüş trendine sahip olduğudur;

$$X_t^d = X_t - \hat{\varphi}_0 - \hat{\varphi}_1 t \quad (10)$$

Temel olarak iki hipotez önerilmektedir: (i) X_t doğrusal bir zaman trendi etrafında durağandır ve (ii) sıfır ortalaması fakat doğrusal olmayan zaman trendli durağandır. Alternatif hipotezleri gözönüne alalım: DF-GLS testi genelleştirilmiş en küçük kareler tekniğini kullanarak kesişme ve trendin ilk tahmini tarafından gerçekleştirilmektedir.

Geçen zamanda Ng-Perron (2001) GLS trendsizleştirilmiş veri D_t^d kullanan dört test istatistiği geliştirdi. Bu testlerin hesaplanmış değerleri optimal test istatistiklerini yaratan Phillips-Perron (1988) Z_a ve Z_t istatistiklerine, Bhargava (1986) R_1 istatistiği ve Elliot ve ark. (1996) biçimlerine dayanmaktadır. Terimler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$k = \sum_{t=2}^T (D_{t-1}^d)^2 / T^2 \quad (11)$$

Trendsizleştirilmiş GLS istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$MZ_a^d = \frac{(T^{-1}(D_T^d)^2 - f_0)}{(2k)}, MZ_t^d = MZ_a^d x MSB, MSB^d = (k/f_0)^{1/2}, \quad (12)$$

$$MP_T^d = \left\{ \frac{(-2 - c^{T-1}(D_T^d)^2)}{f_0} \text{ ve } \frac{(-2 + (1-c))T^{-1}(D_T^d)^2}{f_0} \right\}$$

İlk durumda $x_t = (1)$ ise, o zaman ikinci durumda $x_t = (1, t)$ olacaktır.

Verinin durağanlık kontrolü için DF-GLS ve Ng-Perron Birim Kök Testleri sonuçları Tablo 1'de gösterilmektedir.

Değişkenler	Düzeyde DF-GLS	Birinci Fark da DF-GLS		
LNRRID	-2.106902**	-4.4822251**		
ΔLNLRDS	-3.979394*	-5.982171*		
LNLRGDP	-2.324392**	-3.469375**		
ΔLNRBD	-3.264909*	-4.066833*		
LNRPI	-2.145695*	-2.830750*		
Düzeyde Ng-Perron				
Değişkenler	MZa	MZt	MSB	MPT
RRID	-5.93227*	-1.68668*	0.28432*	15.2834*
LDS	-6.46023***	-1.77806***	0.27523***	3.84996***
LRGDP	-80.4848*	-6.1737*	0.07673*	0.62883*
LNRBD	-6.46686*	-1.77561*	0.27457*	14.0754*
LNRPI	-4.05414*	-1.36598*	0.33693*	21.7604*
Birinci Fark da Ng-Perron				
ΔRRID	-17.1971***	-2.93137**	0.17046***	5.30417***
ΔLDS	-2380.86*	-34.5022*	0.01449*	0.01046*
ΔLRGDP	-25.8811*	-2.91576	0.11266*	2.83837*
ΔLNRBD	-19.8868*	-3.12185*	0.15698*	4.75701*
ΔLNRPI	-15.1555*	-2.74206*	0.18093*	0.06991*

***, **, * sırasıyla %10, %5 ve %1 de durağanlıkları gösterir.

Tablo 1: DF-GLS ve Ng-Perron Birim Kök Testi

DF-GLS ve Ng-Perron testlerinin sonuçları, birim kökün varlığı boş hipotezinin reddedilmesi nedeniyle LDS ve LRGDP değişkenlerinin düzeyde durağan olduklarını $I(0)$ ortaya koymaktadır. Diğer değişkenler birinci farkları alındıktan sonra durağan oldukları için $I(1)$ düzeyde durağan değillerdir.

Her bir değişkenin birinci farkına farklı gecikmelerde değişkenlerin λ_s işaretleri ile ortak anlamı için “F” istatistiği hesaplanmıştır. ARDL sınır testi yaklaşımı değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını test etmek için kullanılmıştır. Modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını sınamak için F testi yapılmıştır. Sonuçlar Tablo 2. de verilmiştir.

Hesaplanan F Test İstatistiği	Kritik Değerler	
	Alt sınır $I(0)$	Üst sınır $I(1)$
1.644056	3.79	4.85

Tablo 2: Sınır Testinde Hesaplanan Sonuçlar

Hesaplanan “F” istatistiği değeri 1.644056 ve %5 anlamlılık düzeyinde tablo “F” istatistiği alt sınır 3.79 ve üst sınır 4.85 olduğu ve F istatistiği kritik değerinden daha küçük olduğu için değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur. “F” istatistiğinden elde edilen sonuç, değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin var olmadığını göstermektedir. Pesaran ve ark.’nın (2001) hesapladıkları kritik değerlerin 500 ve 1000 arasındaki gözlem sayısına sahip örneklem için üretildiklerini ve daha küçük gözlem sayıları için bu kritik değerlerin kullanılmasının yanıltıcı sonuçlara yol açabileceğini ortaya koyan Narayan (2005, 1988) da kritik değerler hesaplamıştır.

D, L ve R ifadeleri sırasıyla, birinci fark, logaritma ve reel anlamlarına gelmektedir. Lag ifadesi ise gecikmeyi göstermektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin yokluğu veriyken, denklem (11) deki değişkenlerin uzun dönem ve kısa dönem dinamiklerini görmek için ARDL modeli tahmin edilmektedir. Uzun dönem ilişkisini açıklayan modellerde tanımlama hatası için Ramsey Reset Testi, otokorelasyon için Breusch Goldfrey LM Testi, değişen varyans için White testi yapılmıştır. Uzun dönem sonuçları tablo 3 de sunulmaktadır.

Uzun dönem istatistiği reel mevduat faiz oranının yurtdışı tasarruf davranışını belirlemede anlamlı bir faktör olmadığını gösteriyor. RRID (reel mevduat faiz oranı) katsayısı pozitif fakat oldukça küçük değeriyle (0.00005) yüzde %5 olasılık düzeyinde oldukça düşük anlamlılığa sahiptir. Bu reel mevduat faiz oranında % 1 lik bir artışın yurtdışı tasarrufta % 0.05 bir artışı uyurduğunu gösteriyor. Katsayı çok küçüktür ve daha fazla faiz oranı serbestleşmesine işaret ediyor. Kırgızistan için mevcut reel faizlerin tasarrufu açıklama gücündeki bu zayıflık, tasarrufun birincil dayanağı olan gelirdeki dalgalanmadan da kaynaklanıyor olabilir. Bu çalışmanın sınırının oldukça dar tutulmuş olması bu konuda daha geniş bir değişkenler seti ve daha uzun zaman aralığına sahip veri ile çalışmalar yapılmasını gerektirmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin veri setinin 14 yıl gibi istatistik anlam bakımından makul olmayan çok küçük gözlem sayısı, çalışmanın sonuçlarının güvenilirliğini sorgulamamızın en önemli nedenidir.

Tasarruf ve reel mevduat faiz oranı arasındaki pozitif ilişkiye rağmen t değerinin çok küçük olması (0.79), Awan ve ark (2010), Athoukarala (1998), Ghatak (1997), McKinnon (1973), Shrestha ve Chowdhury (2007) tarafından yapılmış önceki çalışmalarla çelişkilidir.

Athukorala ve Rajapatirana (1993) reformlardan sonra faiz oranındaki değişimin elde tutulan reel nakiti negatif etkilediğini ve reel tasarrufları ve vadeli mevduatları pozitif etkilediğini bulmuştur. Khatkhate (1988) ise,

64 ülke üzerinde yaptığı araştırmada faiz oranı ile finansal varlıklar ve tasarruf-büyüme ilişkisine ilişkin anlamlı bir ilişki bulamamıştır.

Çalışmamızın sonuçları GSYİH büyümesinin yurtiçi tasarruflar üzerinde pozitif etkisini gösterirken, katsayısı da oldukça düşük anlamlılığa sahiptir.

Modeller tüm standart tanımlayıcı testlerden geçmesine rağmen, istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki göstermemektedir. Uzun dönem istatistiği reel mevduat faiz oranının yurtiçi tasarruf davranışını belirlemede çok az da olsa anlamlı bir faktör olduğunu gösteriyor. RRID (reel mevduat faiz oranı) katsayısı pozitif değeri olmasına rağmen bir hayli küçük bir değere sahip olduğu için açıklama gücü çok zayıftır.

Bağımlı Değişken: ΔLDS		
Değişkenler	Parametre	T – İstatistiği
Sabit	-0.00263	-0.732489
$\Delta RRID$	0.0000503	0.794984
$\Delta RRID(-1)$	-0.0000302	-0.480344
$\Delta LR GDP$	1.03E-08	0.456845
$\Delta LR GDP(-1)$	3.56E-08	0.47316
$\Delta LDS(-1)$	0.359774	0.593966
$LDS(-1)$	-1.98434	-2.137489
$RRID(-1)$	0.000132	1.032158
$LR GDP(-1)$	1.68E-08	0.791045
$R^2=0.776$, Ramsey Reset [1] = 0.846 (prob=0.454), Breusch Goldfrey LM Test [1] = 0.005 (prob=0.949),		

Tablo 3: ARDL (1, 1, 1, 1, 1) Uzun Dönem Sonuçları

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisini belirleyen eşbütünleşme testinden olumlu bir sonuç alınmamasına karşın yine de ARDL uzun dönem testi merak edilerek yapılmış ve sonuçlar beklenildiği gibi değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi vermemiştir. Yani Uzun dönem ilişkisi yoktur. Değişkenler arasında eş bütünleşme olmadığı için, kısa dönem ilişkilerini veren hata düzeltme (error correction) regresyonu uygulanamamaktadır. Hata düzeltme (error-correction) tekniğindeki temel mantık, bir önceki dönemdeki dengesizliğin bir bölümünün izleyen dönemde düzeltilmesidir. İki değişkenli bir hata düzeltme tekniğinde, herhangi bir değişkende meydana gelen değişmeyi hem geçmişteki denge hatalarına, hem de her iki değişkende de meydana gelen değişmelere bağlar. İki seri arasında eş-bütünleşme olması, aralarında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olduğunu gösterir. Şüphesiz, kısa dönemde ikisi arasında bir denge ilişkisi olmayabilir. Bu nedenle, bulunan hata terimi “dengeleyici hata terimi” (equilibrating error) olarak ele alınabilir ve bu hata terimi y_t ’nin kısa dönem değerleri ile uzun dönem değerleri arasında bir köprü rolü oynar. Değişkenler arasında bir tane bile eşbütünleşme vektörü bulunamadığı için Hata Düzeltme Modeli uygulanmamıştır.

Katsayılara uygulanan ARDL istatistiği sonucunda katsayılar anlamlı çıkmadığı için hata düzeltme modeli uygulanmamış bu nedenle de CUSUM ve CUSUMQ istikrar testleri uygulanmamıştır.

Sonuçlar RRID (reel mevduat faiz oranı) daki değişimin ve gecikmesinin politik ve ekonomik istikrarsızlık nedeniyle yurtiçi tasarruftaki değişim üzerinde bir etki ortaya koymadığı gösterirken, reel mevduat faiz oranının finansal gelişme üzerinde kısa dönem etkisinin pozitif, fakat çok küçük olduğunu ortaya koyuyor.

Anlamlı veya bir uzun dönem ilişkisi bulunamamış olmasının sezgisel bazı nedenleri şöyle sıralanabilir:

- Ele alınan döneme ilişkin gözlem sayısı bir zaman serisi ekonometrisi bakımından çok yetersizdir.
- Kırgızistan ekonomisinin 1996-2009 yılları yıllık gözlemlerinin kullanıldığı çalışmada bir başka önemli olgunun piyasa mekanizması kurum ve kurallarının uygulanma biçiminin tam bir geçiş ekonomisi özelliği göstermesi.
- Kırgızistan Ekonomisinde kayıt dışılığın çok yaygın olduğu konusunda önemli bir anlaşmanın varlığı, bizi veri setinin sağlamlığı konusunda da şüpheye düşürmektedir.
- Ayrıca, finansal piyasanın çok yaygın biçimde ikili bir yapıya sahip olması ve “Lombard” adı verilen neredeyse tamamına yakını gayriresmi (informal) ödünçlerden oluşan finansal araçların varlığı, gibi faktörler sayılabilir.

Çalışmanın para ve fiziki sermaye arasında tamamlayıcılık ilişkisi aleyhinde sonuç vermesinin, yukarıda saymaya çalıştığımız nedenlerden dolayı önümüzdeki zamanlarda konunun daha detaylı olarak araştırılması gerektiğini bize göstermektedir.

5 Sonuç ve Politika Önerileri

Bu çalışmanın amacı, Kırgızistan için McKinnon’ın (1973) tamamlayıcılık hipotezini test ederek ampirik bir kanıt sağlamaktır. McKinnon’ın temel görüşü, finansal sistemini liberalize eden bir gelişmekte olan ülkenin faiz

oranları üzerindeki baskının kalkacağı, faiz oranlarının yükseleceği ve reel faiz oranlarındaki bir artışın tasarruf sahiplerini daha fazla tasarruf için teşvik edeceği ve yatırımlar için gerekli olan kaynağı artırarak yatırımları ve ekonomik büyümeyi artıracaktır. Yani, ekonomide pozitif reel faiz oranlarının artması bankacılık sistemine doğru para akışını hızlandırıp toplam finansal varlık miktarını artıracak ve yatırımlara kanallı olan finansal varlıklar ile fiziki sermaye miktarında artış meydana gelecektir. McKinnon'a göre gelişmekte olan ekonomilerde finansal varlıkların birikimi ve fiziki sermayenin birikimi arasında tamamlayıcılık ilişkisi vardır.

Çalışmanın ampirik sonuçları pazar ekonomisine geçiş sürecinde bir ülke olan Kırgızistan'da izlenen finansal liberalizasyonun tasarruflar üzerindeki etkisi çok küçük ve poziftir. Sonuçlar, McKinnon'ın hipotezinin aleyhindedir.

Bulgularımız, Khan ve Hasan (1998), Laumas (1990), Thornton (1990), Thornton ve Poudyal (1990) ve Awan ve ark. (2010) ile zıt yöndedir.

Bu çalışmanın sonuçlarına dayanan öneriler aşağı sıralanmıştır.

- i. Ekonomide finansal sistemin yapısını iyi biçimde geliştirmek için politik istikrar olmalıdır.
- ii. Ülkede kısa ve uzun dönemde uygulamaya konulan makroekonomi politikaları tutarlı olmalı ve ekonomik istikrarı sağlamalıdır.
- iii. Elverişli bir ekonomik ortamı yaratmak için fiyat istikrarını gerçekten sağlama ihtiyacı vardır.
- iv. Kırgızistan Merkez Bankası'nın finansal kurumları ve araçları kontrol etme kapasitesini güçlendirmek ve finansal piyasa katılımcılarının faaliyetlerine rehberlik etmek fonksiyonunun artırılması gerekmektedir.
- v. Merkez bankasının dışında bankacılık sektörünü düzenleyecek bir üst kuruma ihtiyaç vardır. Banka kurma, banka şubesi açma ve bankaların faaliyetlerinin evrensel bankacılık fonksiyonları ve rekabet ilkelerine uygun olarak yapılıp yapılmadığını sürekli denetleyen, gözetleyen ve koyduğu kuralların yerine getirilmesini sağlayan bir bankacılık düzenleme ve denetleme kurumuna ihtiyaç vardır.

Kaynakça

- Athukorala, 1998. **Interest Rates, Saving and Investment: Evidence from India**. Journal of Oxford Development Studies. 26 (2). 153-169.
- Athukorala and Rajapatirana, 1993. **Liberalization of the Domestic Financial Market: Theoretical Issues with Evidence from Sri Lanka**. International Economic Journal. 7 (4). 17-33.
- Awan and et. al., 2010. **Rate of Interest, Financial Liberalization&Domestic Savings Behavior in Pakistan**. International Journal of Economics and Finance. 2 (4). 75-81.
- Bhargava, 1986. **On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series**. Review of Economic Studies. 53(3). 369-84.
- DeJong and Savin, 1992. **Integration versus Trend Stationarity in Time Series**. *Econometrica*. 60(2). 423-33.
- Elliott and et. al., 1996. **Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**. *Econometrica*. 64(4). 813-836.
- Fosu and et. al., 2006. **BoundsTesting Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships**. American Journal of Applied Sciences. 3 (11). 2079-2085.
- Fry, 1978. **Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development**. Journal of Money, Credit and Banking. 10 (4). 464-475.
- Fry, 1995. **Money, Interest and Banking in Economic Development**. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Dickey and Fuller, 1979. **"Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root"**. Journal of the American Statistical Association. 74 (366). 427-431.
- Ghatak, 1997. **"Financial Liberalization: The case of Sri Lanka"**. The Empirical Economics. 22 (1). 117-129.
- Johansen and Juselius, 1990. **Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 52 (2). 169-210.
- Khan and Hasan, 1998. **Financial Liberalization, Savings, and Economic Development in Pakistan**. Economic Development and Cultural Change. 46 (3). 581-597.
- Khatkhate, 1988. **Assessing the Impact of Interest Rates in Less Developed Countries**. World Development. 16 (5). 577-588.
- Laumas, 1990. **Monetization, Financial Liberalization, and Economic Development**. Economic Development and Cultural Change. 38 (2). 377-390.
- McKinnon, 1973. **Money and Capital in Economic Development**. Washington D.C.: Brookings

Institution.

- Narayan, 2005. **The Saving And Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests.** Applied Economics. 37 (17). 1979-1990.
- Ng and Perron, 2001. **Lag Length Selection and Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power.** Econometrica. 69 (6). 1519-1554.
- Pesaran and Pesaran, 1997. **Working with microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis.** Oxford University Press.
- Pesaran and et. al., 2001. **Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.** Journal of Applied Econometrics. 16 (3). 289-326.
- Phillips and Perron, 1988. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression.** Biometrika. 75(2). 335-346.
- Shaw, 1973. **Financial Deepening in Economic Development.** New York: Oxford University Press.
- Shrestha and Chowdhury, 2007. **Testing Financial Liberalization Hypothesis with ARDL Modeling Approach.** The Applied Financial Economics. 17 (18). 1529-1540.
- Thirlwall, 2002. **The Mobilisation of Savings for Growth and Development in Developing Countries.** The IUP Journal of Applied Economics. 1 (1). 7-30.
- Thornton, 1990. **The Demand for Money in India: A Test of McKinnon's Complementarity Hypothesis.** Savings and Development. 14. 153-158.
- Thornton and Poudyal, 1990. **Money and Capital in Economic Development: A Test of McKinnon Hypothesis for Nepal.** Journal of Money, Credit and Banking. 22 (3). 395-399.
- Watson, 1992. **Savings, Rates of Interest and Growth in a Small Open Economy: The Trinidad and Tobago Experience.** Social and Economic Studies. 41. 1-24.