

Doğrusal Olmayan Yumuşak Geçişli Modeller ile Türkiye Emeklilik Fonları için Piyasa Zamanlaması Analizi

Begümhan Özdiñçer ^(a) Cenktan Özyıldırım ^(b)

10 Ocak 2013 tarihinde alındı; 10 Nisan 2013 tarihinde revize edildi;
22 Nisan 2013 tarihinde kabul edildi.

Özet

Bu makale emeklilik fonu yöneticilerinin piyasa zamanlama stratejisi uygulayıp uygulamadıklarını doğrusal olmayan yumuşak geçişli modeller yöntemiyle araştırmakta ve piyasa zamanlama stratejisi uygulayan fonların değişen risk ve getiri performansını günlük veri kullanarak incelemektedir. Doğrusal olmayan yumuşak geçişli modeller klasik piyasa zamanlama modellerindeki kısıtlamalara bağlı olmadığından fon yöneticilerinin yatırım davranışları daha doğru analiz edilebilmiştir. Doğrusallık göstermeyen ve portföy yapısını piyasanın yönüyle birlikte değiştirerek getiri elde etmeyi amaçlayan fonların doğru piyasa zamanlaması yapmadıkları gözlemlenmiştir. Sonuç olarak yatırımcıların daha yüksek getiriler sağlama beklentisi ile piyasa zamanlama stratejisi uygulayan daha riskli portföylere yatırım yapması ve bu fonlara göreli olarak daha yüksek yönetim komisyonu ödemesini haklı gösterecek sonuçlar elde edilememiştir.

Anahtar Kelimeler: Emeklilik Fonları, Piyasa Zamanlaması, Doğrusal Olmayan Yumuşak Geçişli Modeller.

JEL Sınıflaması: G11, C29.

Abstract. Market Timing Analysis of Turkish Pension Funds Using Smooth Transition Models

This article investigates by applying the smooth transition autoregressive model whether pension fund managers can implement successfully market timing strategy to earn abnormal returns and analyze their risk return performances. Unlike the classical market timing models used extensively in the literature this regime switching model allows for a continuum of regimes without making restrictive assumptions as in the classical market timing models. The methodology allows for a better approximation of the pension fund managers' investment behavior. The results show that funds that show non-linearity in their asset allocation cannot apply successful market timing strategies. Therefore it is not justifiable for pension fund investors to invest in these riskier funds to generate excess returns and pay higher management fees.

Keywords: Pension funds, Market timing, Smooth transition models.

JEL Classification: G11, C29.

(a) İletişimden sorumlu yazar, İstanbul Bilgi Üniversitesi, İşletme Bölümü, Kazım Karabekir Cad. No:2/13 34060 Eyüp/İstanbul E-posta: Begumhan@bilgi.edu.tr

(b) İstanbul Bilgi Üniversitesi, İşletme Bölümü, E-posta: cenktan@bilgi.edu.tr

1. Giriş

Bu çalışma Türkiye'deki emeklilik fonlarının piyasa zamanlama stratejilerine bağlı performanslarını doğrusal olmayan yumuşak geçişli tahmin metodu ile modelleyerek açıklamaya çalışmaktadır. Yatırım fonlarının uyguladıkları stratejiler ve performansları literatürde sıkça incelenmiştir. Fon yöneticilerinin göreceli getirileri konusunda yapılan araştırmalar, hisse senedi seçimi stratejisi ve piyasa zamanlama stratejisine bağlı olarak yapılan çalışmalar olarak iki gruba ayrılabilir.

Hisse senedi seçimi stratejisini inceleyen çalışmalar yapan Grinblatt ve Titman (1992), Goetzmann ve Ibbotson (1994), Brown ve Goetzmann (1995), Gruber (1996), Wermers (2000), Pastor ve Stambaugh (2002), Ibbotson ve Patel (2002), Kacperczyk, Sialm ve Zheng (2005), Kosowski ve ark. (2007), çalışmalarında fon yöneticilerinin hisse senedi seçimi stratejisi uygulayarak performans devamlılığı elde ettiğini bulmuşlardır. Buna rağmen Grinblatt ve Titman (1993) yatırımcıların anormal getiriler sağlayamadıklarını, zira yönetim giderleri düşüldükten sonra net getirilerinin sıfır olduğunu bulmuşlardır. Carhart (1997) ise çalışmasında hisse senedi seçimi stratejisi uygulayan fon yöneticilerinin performansında bir devamlılık bulamamıştır. Hisse senedi seçimi stratejisini inceleyen çalışmalarda genellikle Sharpe (1964) ve Lintner (1965) CAPM modeli, Fama ve French (1993) üç faktör modeli ya da Carhart (1997) dört factor modeli kullanılmaktadır.

İkinci grupta analiz edilen piyasa zamanlama stratejisi ise fon yöneticisinin elindeki fonları farklı risk seviyelerindeki yatırım araçlarına dinamik olarak plase etmesidir. Hisse fonları söz konusu olduğunda fon varlıkları genellikle ağırlıklı olarak hisse senetleri ve kısa vadeli devlet bonolarından oluşmaktadır. Başarılı bir piyasa zamanlayıcısı hisse senedi piyasası yükselmeden portföyündeki hisse senetleri ağırlığını artıracak, piyasa düşmeden ise azaltacaktır. Piyasa zamanlama stratejisi ilk olarak Treynor ve Mazuy (1966) (bundan sonra TM olarak anılacak) tarafından incelenmiş ve bu çalışmada piyasa zamanlama stratejisinin fon performansına bir etkisi bulunmamıştır. Henriksson ve Merton (1981) (bundan sonra HM olarak anılacak) piyasa zamanlama stratejisini farklı bir yaklaşımla modellemişlerdir. Jagannathan & Korajczyk (1986), Warther (1995), Edelen (1999) fonların piyasa zamanlama stratejisi üzerine çalışmalar yapmışlardır. Ferson ve Schadt (1996), Becker, Ferson, Myers and Schill (1999), TM ve HM modellerini çeşitli formlarda analizlerinde kullanmışlar ancak piyasa zamanlamasını destekleyici bulgular edinmemişlerdir. Busse (1999) günlük veri kullanımının sistematik riskin zamana bağlı değişiminin ölçülmesinde daha etkin sonuçlar verdiğini aynı zamanda piyasa oynaklığının piyasa getirilerinin aksine tahmin edilebilir olduğunu ileri sürmüştür. Busse bu çalışmasında fon yöneticilerinin değişen piyasa oynaklığına nasıl tepki verdiklerini araştırmış ve sonuç olarak fonların

oynaklığın yüksek olduğu dönemlerde hisse senedi portföy ağırlıklarını azalttıklarını gözlemlemiştir. Ayrıca oynaklık zamanlaması yapan fonların daha yüksek Sharpe oranlarına sahip olduklarını bulmuştur. Bollen ve Busse (2001) çalışmalarında yatırım fonu yöneticilerinin piyasayı zamanlama, bir başka deyişle fonun riskli varlık ağırlığını endeks yükselmeden arttırabilme ve piyasa düşmeden azaltabilme kabiliyetini günlük veri kullanarak analiz etmiş ve daha önce yapılan çalışmaların aksine fonlarda zamanlama kabiliyeti olduğunu bulmuş ve günlük veri kullanımının istatistiki sonuçlara etkisinin önemli olduğu sonucuna varmışlardır. Goetzmann, Ingersoll, ve Ivkovic (2000) çalışmasında da aylık veri kullanıldığı takdirde fon yöneticisinin zamanlama kabiliyetinin saptanmasının zorlaştığı belirtilmiştir. Jiang, Yao ve Yu (2007) çalışmalarında yatırım fonu yönetiminde piyasa zamanlama stratejisi uygulamanın ekonomik bir değeri olup olmadığını incelerken bir fonun betasını fonun içersindeki hisselerin ağırlıklı ortalama betasını hesaplayarak bulmuş ve bu yöntemle fon ile piyasa getirisi arasında aktif piyasa zamanlama stratejisinden bağımsız olarak oluşabilecek ve yapay zamanlama olarak da bilinen doğrusal olmayan bir ilişki sorununu da aşmış olarak yıllık % 0.6 ya varan ekonomik getiri bulmuşlardır. Bollen ve Busse (2005) çalışmasında gerek hisse seçimi stratejisine gerek piyasa zamanlama stratejisine dayalı olarak fonların kısa vadelerde performans devamlılığı sağlayabildiğini ancak daha uzun vadelerde bu devamlılığın devam etmediğini gözlemlemiştir. Günlük veri kullanılmamasının bulguları bozduğu yönündeki eleştirilere karşın Benos et.al.(2010) günlük veri kullandıkları hisse fonları analizinde fon yöneticilerinin piyasa zamanlaması yapamadıklarını saptamışlardır. Chen ve diğ. (2010) bono fonu yöneticilerinin piyasa zamanlama stratejilerini inceledikleri çalışmalarında yönetim komisyonları düşüldükten sonra pozitif getiri elde edemediklerini göstermişlerdir.

Türkiye’de ise Korkmaz ve Uygurtürk (2008) çalışmalarında emeklilik fonları ile yatırım fonlarının performanslarını karşılaştırmış ve emeklilik fonları performanslarının genelde daha iyi olduğu sonucuna varmışlardır. Aynı çalışmada fon yöneticilerinin zamanlama yeteneklerini de incelemiş ve genelde zamanlama yeteneği göstermediklerini bulmuşlardır. Ayrıca Karacabey ve Gökgöz (2005) emeklilik fonlarının stil analizini gerçekleştirdikleri çalışmada fon yöneticilerinin incelenen dönemde portföy yatırım kararlarındaki değişimleri incelemişlerdir. Korkmaz, Uygurtürk (2007) emeklilik fonlarının içeriğini stil analizi yöntemi ile incelemişlerdir. Özdiñer (2011) çalışmasında emeklilik fonu yatırımcılarının yatırım kararlarını verirken geçmiş getirileri göze alıp almadıklarını araştırmış ve yatırımcıların bir yıla kadarki çeyrek dönemlik performansları dikkate aldıklarını bulmuş ayrıca gene bir yıla kadarki dönemde geçmiş performansın sürekliliğinin de yatırımcı kararlarında önemli bir etken olduğunu bulmuştur. Camgöz (2009)

çalışmasında fon yöneticilerinin fon performansı ile kişilik özelliklerinin ilişkisini incelerken performans kriteri olarak Treynor Mazuy'un piyasa zamanlama kriterini kullanmıştır.

Bu çalışmanın bundan önceki çalışmalardan en önemli farkı klasik piyasa zamanlama modellerine göre piyasa zamanlama stratejisinin dinamik yapısına daha uygun olduğu düşünülen doğrusal olmayan yumuşak geçiş modelini kullanmış olmasıdır. Bu model genelde kullanılan TM ve HM modellerine benzer bir şekilde piyasa getirisinin değişimi ile portföy betasının değişip değişmediğini incelemekte ancak farklı olarak eşik değerini sıfır olarak kısıtlamamakta ve her fon için farklı bir eşik değeri hesaplamaktadır. Bu şekilde hem doğrusal olmayan yapı daha iyi tanımlanmakta hem de rejim geçiş değeri sıfır çevresinde kısıtlanmamaktadır. Nitekim elde edilen sonuçlar sıfır eşik değeri varsayımının yanlış olduğunu göstermektedir.

Çalışmada portföy yapıları daha fazla hisse senedi taşımaları sebebiyle diğer fonlara göre daha riskli olan ve dolayısıyla piyasa zamanlaması stratejisini göreceli olarak daha etkin kullanabilecekleri düşünülen Esnek ve Hisse Fonları incelenmiştir. Çalışmanın kapsadığı zaman aralığında faaliyet gösteren otuz dokuz adet Esnek ve Hisse Emeklilik Fonlarının günlük veri kullanılarak yapılan analizi bu fonların piyasa zamanlaması konusunda başarılı olamadıklarını göstermektedir ki bu sonuç yukarıda da belirtilen ve genel olarak literatürde elde edilen fon yöneticilerinin iyi zamanlama yapamadıkları bulguları ile örtüşmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümünde Türkiye'deki Bireysel Emeklilik Sistemi ile ilgili bilgileri takiben veri ve metodoloji, bulgular, sonuç ve değerlendirmeler yer almaktadır.

2. Türkiye'de Bireysel Emeklilik Sistemi

Araştırmanın konusu olan Türkiye'deki Bireysel Emeklilik Sistemi (BES) 2003 yılında faaliyete başlamıştır. Kamu sosyal güvenlik sistemini tamamlayıcı nitelikte olup gönüllü katılım ve belirlenmiş katkı esasına dayalı özel emeklilik programlarından oluşmaktadır. BES faaliyetine başladığı 2003 yılından 2011 yılının sonuna kadar olan 8 yıllık sürede hızlı bir büyüme göstermiş. Buna rağmen BES yatırım fonları toplam varlıklarının GSYH'nın yaklaşık %1,1'ine ulaşan oranı 2010 sonu itibarıyla %33,2 olan OECD ülkeleri ortalamasının hayli altındadır. Türkiye'nin genç nüfusu ve büyüyen ekonomisi göz önüne alındığında BES'in büyüme potansiyelinin oldukça yüksek olduğu düşünülmektedir. 2013 yılında devreye girecek olan yeni teşvik sisteminin BES'nin gelişim hızını arttırması beklenmektedir.

3. Doğrusal olmayan Yumuşak Geçiş Metodu ve Piyasa Zamanlaması Modeli

Finansal Varlık fiyatlama Modeli'nin (FVFM) dayandığı doğrusal tek endeksli denklem (Denklem 1) piyasa portföyünün aşırı getirisini tek açıklayıcı faktör olarak kullanmakta ve bu faktörün katsayısını ise piyasa riski ölçütü olarak tanımlamakta ve yatırım aracının betası olarak tanımlamaktadır.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Fon yöneticileri tarafından piyasa zamanlaması yapılması söz konusu ise, piyasa portföyü ile fon getirisi arasında doğrusal olmayan bir ilişki olması gerekir. Bu durum fon yöneticilerinin çıkan ve düşen piyasa beklentilerine göre portföy içeriğinin ve riskinin değiştirilmesi, bunun sonucu olarak da piyasa koşullarına göre fonların betasının değişmesi anlamına gelmektedir. Piyasa zamanlaması literatürde iki şekilde modellenmektedir. Bir grup çalışma tek endeks modeline pazar portföyünün aşırı getirisinin karesini açıklayıcı değişken olarak modele eklemektedir (Denklem 2). Eğer başarılı bir piyasa zamanlaması varsa, γ pozitif olacak ve fonun getirisi piyasa getirinin bir dışbükey fonksiyonu olacaktır.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma_i r_{m,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Diğer yaklaşım ise Pazar portföyünün getirisine bağlı bir kukla değişken kullanmaktır. Tek endeks modeline pazar portföyü aşırı getirisi pozitif olduğunda 1 ve negatif olduğunda 0 değeri alan bir kukla değişken ekleyerek piyasa zamanlamasından kaynaklanan beta değişimleri açıklanmaya çalışılmaktadır (Denklem 3).

$$\begin{aligned} r_{i,t} &= \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma_i I_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \\ r_{m,t} > 0 &\Rightarrow I_{m,t} = 1 \\ r_{m,t} < 0 &\Rightarrow I_{m,t} = 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Bu şekildeki doğrusal olmayan bir yapı birden fazla rejim içeren modellerle daha iyi tanımlanabilir. Başka bir ifadeyle piyasanın pozitif ve negatif getiriye sahip olduğu dönemleri ayrı rejimler gibi düşünürsek, ve eğer bu dönemlerde farklı risklilik ve portföy yapıları söz konusu ise, bu durumda bu rejimlerdeki fon getirilerini açıklayan farklı kesme değeri ve beta değerlerinden, yani pozitif ve negatif dönem rejimleri için ayrı bağlaşım denklemlerinden bahsedilebilir. Burada modellenmesi gereken başka bir durum ise söz konusu rejim geçişlerinin, yani portföy yapısı değişimlerinin nasıl olacağıdır. Geçişin ani olması ve bir eşik değeri ile belirlenmesi durumunda Markov geçiş rejim

modeli elde edilecektir. Bu modelde piyasa getirisinin bir eşik değerinin altına düşmesi durumunda bir rejim (düşük piyasa bağlaşım denklemi), üstüne çıkması durumunda diğer rejim, yani yüksek getiri dönemi bağlaşım denklemi geçerli olacaktır. Bu model esneterek, yumuşak geçişli modeller de tanımlamak mümkündür. Literatürde doğrusal olmayan yumuşak geçiş modeli (DOYGM) olarak bilinen bu yöntemde, rejimler arası geçiş, geçiş değişkeninin bir fonksiyonu ile tanımlanmaktadır. Bu fonksiyon 0 ile 1 arasında değer almakta ve rejimlerin ağırlıklarını belirlemektedir. Geçiş değişkeni tahmin edilen eşik değerine eşit olduğunda her rejimin ağırlığı eşit, yani 0.5 olacaktır. Geçiş değişkeninin değerine göre geçiş fonksiyonunun değeri değişecek ve rejimlerin toplam içerisindeki ağırlığını belirleyecektir.

Başka bir ifade ile denklem 2 ve 3’de verilen modeller, aslında fon getirilerindeki piyasa koşullarına göre oluşan rejim değişimini içeren doğrusal olmayan ilişkiye yaklaştırma yöntemidir. Tek endeks modeline kukla değişken eklemek, Markov geçiş rejim modeline benzer bir yapı oluşturmaktadır. Bu model rejimler arası geçişin eşik noktasında ani olduğunu ve piyasa portföyü aşırı getirisinin eşik değerinin 0 olduğunu varsaymaktadır. Pazar portföyünün aşırı getirisinin karesinin açıklayıcı değişken olarak eklenmesi ise, matematiksel bir bakış açısıyla doğrusal olmayan rejim değişimi fonksiyonuna Taylor açılımının ilk iki terimini kullanarak yaklaştırma yöntemi olarak görülebilir. Bu çalışmada geçmiş literatürden farklı olarak, fonlardaki piyasa zamanlaması DOYGM ile açıklanmaya çalışılmaktadır.

İki rejimli bir DOYGM denklem 4’de gösterilmektedir. Bu denklemde $x_t x_t$ açıklayıcı değişken matrisi, $\theta_1 \theta_1$ i rejimi için açıklayıcı değişkenlerin katsayı vektörlerini, y_t bağımlı değişkeni, s_t geçiş değişkenini ve $G(s_t; \gamma, c)$ 0 ile 1 arasında değer alan geçiş fonksiyonunu ifade etmektedir.

$$y_t = \theta_1' x_t + (\theta_2 - \theta_1)' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Geçiş fonksiyonu θ_1 ve θ_2 katsayı vektörleri ile tanımlanan rejimler arasındaki geçişi belirlemektedir. Geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c)$, geçiş değişkeninin (s_t) değerine göre 1 ile 0 arasında değerler alarak iki rejim arasında yumuşak bir geçiş tanımlamaktadır. Geçiş fonksiyonunda, eşik değeri (c) ve eğim katsayısı (γ) en çok olabilirlik (maximum likelihood) yöntemi ile tahmin edilmektedir. $G(s_t; \gamma, c)$ için literatürde en çok kullanılan iki alternatif lojistik ve üstsel fonksiyonlardır. Lojistik geçiş fonksiyonu denklem 5’de tanımlanmıştır.

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma(s_t - c) / \sigma_{s_t}))^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (5)$$

Lojistik fonksiyon s_t ile beraber monotonik olarak artmaktadır. Fonksiyondaki c eşik değeridir. Geçiş değişkeninin c ’den daha büyük bir

değer alması durumunda $G(s_t; \gamma, c)$ 0.5'den büyük bir değer almakta ve ikinci rejim ağırlık kazanmaktadır. Eğim katsayısı (γ) ise geçiş yumuşaklığını ve hızını belirlemektedir. Eğer eğim katsayısı (γ) 0 değeri alırsa geçiş fonksiyonu tüm s_t değerleri için 0.5 değeri almakta ve model doğrusal bir modele dönüşmektedir. Eğim katsayısının yüksek değerleri için ise $G(s_t; \gamma, c)$ s_t 'ye bağlı olarak 0 ve ya 1'e yaklaşmakta, başka bir ifadeyle model bir eşik geçişken modele yaklaşmaktadır. Kısaca lojistik DOYGM geçişken değişkenin büyüklüğüne göre rejim geçişi tanımlanmaktadır. Ancak rejimlerin geçiş değişkeninin büyüklüğü ile değil de, eşik değerinden sapsması ile ilişkili olduğu durumlarda rejim değişimi tanımlamak için üstsel (Exponential) geçiş fonksiyonu kullanılmaktadır. Üstsel geçiş fonksiyonu denklem 6'da verilmiştir.

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\left(\frac{-\gamma(s_t - c)}{\sigma_{s_t}^2}\right)^2, \quad \gamma > 0 \quad (6)$$

Üstsel fonksiyon geçiş değişkeni (s_t) sonsuz ve eksi sonsuz değerlerine yaklaşırken 1 değeri almakta, yani ikinci rejim geçerli olmaktadır. Geçiş değişkeni (s_t), eşik değerine (c) yaklaştığında ise 0 değeri almakta, başka bir ifadeyle birinci rejim geçerli olmaktadır.

Piyasa zamanlamasını dikkate alan tek endeksli model doğrusal olmayan yumuşak geçişli tahmin metodu ile açıklanmaya çalışılacaktır. Bu modelde bağımlı değişken fonların günlük aşırı getirisidir. Aşırı getiri fonun günlük getiri ile risksiz faiz arasındaki fark olarak tanımlanmıştır. Açıklayıcı değişkenler ise İMKB 100 endeksinin günlük aşırı getirisi ve sabit terimdir. Geçiş değişkeni (s_t) ise İMKB 100 endeksinin günlük getirisi olarak tanımlanmıştır. Fon yöneticileri piyasanın düşük olduğu dönemlerde daha az riskli (daha düşük betalı) portföyler oluştururken, piyasanın yükseldiği dönemlerde daha riskli (daha yüksek betalı) portföylere yatırım yapmaları beklenmektedir.

Modelin tahmin edilmesinden önce doğrusallık testi yapılacaktır. Ancak doğrusallık testinde birden fazla sıfır önsavı tanımlanabilmektedir (Van Dijk ve ark., 2002). Bunlardan ilki denklem 4'deki θ_1 ve θ_2 katsayı vektörlerinin eşitliğidir. Ayrıca eğim katsayısının (γ) sıfıra eşit olması durumunda da model doğrusal hale gelecektir. Luukonen ve ark. (1988) oluşturdukları doğrusallık testinde Taylor açılımını kullanarak bu sorunu çözmüşlerdir. 3. Dereceden Taylor açılımı aşağıdaki yardımcı bağlaşımlı oluşturmaktadır.

$$y_t = \beta_0 x_t + \beta_1 x_t s_t + \beta_2 x_t s_t^2 + \beta_3 x_t s_t^3 + \varepsilon_t \quad (7)$$

Bu denklemde, açıklayıcı değişkenler tek endeksli modelin tahmin edildiği doğrusal bağlaşımın açıklayıcı değişkenleri (x_t) ile geçiş değişkeninin üstlü değerlerinin çarpımlarından oluşmaktadır. Bu denklemde elde edilen Lagrange çarpanı test istatistiği ki-kare dağılımına sahip olacaktır. Bu test Taylor açılımında 3. Dereceye kadar gittiği için Lagrange çarpanı 3 (LÇ3) testi olarak bilinmektedir. Daha küçük ya da büyük dereceden Taylor açılımı ile elde edilen bağlaşım denklemlerinden de Lagrange Çarpanı testi elde etmek mümkündür. LÇ3 ki-kare test istatistiği p değeri %5'den küçük olan Fon yöneticileri piyasa zamanlaması yapabilmeleri durumunda, piyasanın düştüğü dönemlerde fonların getiri sürecinin doğrusal olmadığı kabul edilerek DOYGM tahminlemesi yapılacaktır. Ayrıca bu LÇ3 testi p değeri piyasa zamanlaması ölçütü olarak kullanılacaktır. LÇ3 bağlaşım denklemi ile denklem 2'de verilen doğrusal olmayan piyasa zamanlaması modeli karşılaştırıldığında, denklem 2'in birinci dereceden Taylor açılımına tekabül ettiği görülmektedir.

Doğrusallığı reddedilen fonlar için DOYGM'yi tahmin etmeden önce geçiş fonksiyonunun da belirlenmesi gerekmektedir. Aslında sezgisel olarak piyasa zamanlaması nedeniyle oluşan tek endeks rejimlerin pazar portföyünün getirisinin büyüklüğü ile ilişkili olduğu, ve bu nedenle monotonik olarak artan lojistik fonksiyonun kullanılması gerektiği söylenebilir. Ancak bu durumu istatistiki olarak ortaya koymak için Teravista (1994) tarafından tanımlanan karar yöntemi kullanılacaktır. Bu yöntemde denklem 7'de verilen bağlaşım denklemi için aşağıdaki sıfır önsavları test edilmekte ve eğer ikinci önsavin p değeri en düşük ise üstlü fonksiyon (denklem 6), birinci veya üçüncü önsavin p değeri en düşük ise lojistik fonksiyon (denklem 5) geçiş fonksiyonu olarak seçilmektedir.

$$i. \quad H_{03} : \beta_3 = 0$$

$$ii. \quad H_{02} : \beta_2 = 0 \text{ veya } \beta_3 = 0 \quad (8)$$

$$iii. \quad H_{01} : \beta_1 = 0 \text{ veya } \beta_2 = \beta_3 = 0$$

Daha sonra doğrusal olmayan yumuşak geçiş modeli tahmin edilecektir. Doğrusal FVFM (denklem 1), DOYGM ve denklem 2'de verilen TM ile yapılan tahminlerden elde edilen R-kare değerleri karşılaştırılarak hangi yöntemin fon getirilerini daha iyi açıkladığı incelenecektir.

Son olarak piyasa zamanlamasının fon performansına etkisini incelemek için LÇ3 (denklem 7) testinden elde edilen p değerleri piyasa zamanlaması ölçüsü olarak kullanılacaktır. LÇ3 doğrusal dışılığı (nonlinearity) testidir. LÇ3 test istatistiğinin p değerinin düşük çıkması fon getirisi ile piyasa getirisi arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığına işaret edecek ancak ilişkinin içbükey mi, dışbükey mi konusunda bir bilgi sağlamayacaktır. Başka bir

ifadeyle p değerinin küçük olması fonların piyasa zamanlaması yaptığı anlamına gelirken bu zamanlamanın başarılı olup olmadığı, yani doğru tercihler yapılıp yapılmadığı konusunda bilgi sağlamayacaktır. Bu nedenle piyasa zamanlamasının fon performansı üzerindeki etkisi de incelenmiştir. Fon performansı ölçüsü olarak Sharpe rasyosu kullanılacaktır. Piyasa zamanlaması yapan fonların taşıdıkları risklere göre nasıl performans gösterdiklerini incelemek üzere, Sharpe rasyosunun bağımlı değişken, LÇ3 p değerinin açıklayıcı değişken olduğu bir bağlaşımlı sıradan enküçük kareler yöntemi ile tahmin edilecektir. Piyasa zamanlaması yapanların daha iyi performans göstermesi beklenmektedir. Düşük LÇ3 p değeri daha iyi piyasa zamanlaması anlamına geldiği düşünülerek aralarındaki ilişkinin negatif olması beklenmektedir.

4. Veri ve Metodoloji

Bu çalışmada Türkiye’de faaliyet gösteren emeklilik fonları arasında Esnek ve Hisse Senedi fonlarının Temmuz 2007 ve Temmuz 2012 arasındaki günlük fiyat bilgileri kullanılmıştır. Bu nedenle 6 yıldan kısa süredir faaliyet gösteren emeklilik fonları analizin dışında tutulmuş, geriye kalan 50 emeklilik fonundan finansal varlık fiyatlama modeli (FVFM) betası 0.10’nun üstünde olan 39 tanesi çalışmaya dahil edilmiştir¹. Bu fonlardan 18 tanesi hisse senedi fonu iken, geriye kalan 21 tanesi ise esnek fondur. Tüm bu fonlar için teker teker aşağıda denklem 7’de verilen LÇ3 doğrusallık testi uygulanmış ve doğrusallığı 0.10 anlamlılık seviyesinde reddedilen tüm fonlar için denklem 9’da verilen tek endeks doğrusal olmayan yumuşak geçiş modeli tahmin edilmiştir.

$$r_{it} = (\alpha_{1i} + \beta_{1i}r_{mt}^*)[1 - G(r_{mt}; \gamma, c)] + (\alpha_{2i} + \beta_{2i}r_{mt}^*)G(r_{mt}; \gamma, c) + \varepsilon_i \quad (9)$$

Bu denklemde r_i emeklilik fonunun aşırı getirisini, r_{mt}^* ise İMKB 100 endeksinin aşırı getirisini ifade etmektedir². Geçiş değişkeni (s_t) olarak İMKB 100 endeksinin günlük getirisi kullanılmıştır.

Daha sonra DOYGM’yi TM modeli ile karşılaştırabilmek için, TM modeli de LÇ3 testinde doğrusallığı reddedilen fonlar için tahmin edilmiştir.

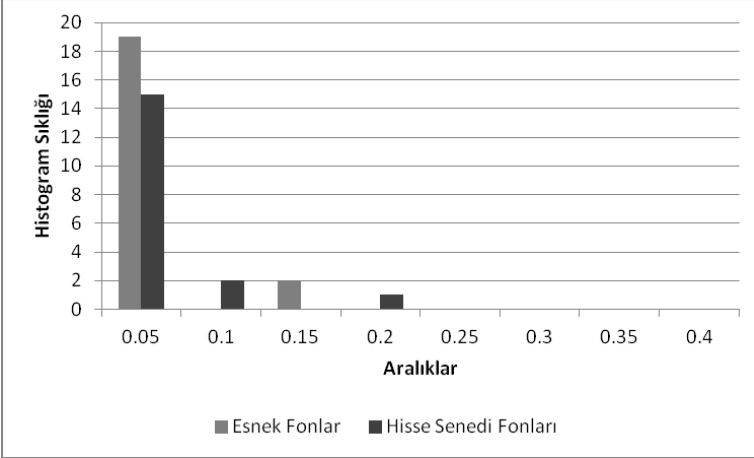
5. Bulgular

İlk olarak fonların doğrusallığı LÇ3 testi ile test edilmiştir. Test sonuçlarının p değerlerinin fon tiplerine göre ayrıştırılmış hali Grafik 1’de gösterilmiştir. Buna göre kritik değerin %5 olarak tanımlanması durumunda çalışmaya dahil edilen fonlardan 34 tanesi (19 tane esnek ve 15 tane hisse

1 Piyasa ile ilişkisi zayıf olan esnek fonları (örneğin yabancı varlıklar üzerine kurulu fonlar) çalışmaya dahil etmek için sadece FVFM betası 0.10’dan büyük olan fonlar çalışmaya dahil edilmiştir.

2 Aşırı getiri (abnormal return) günlük getiri ile risksiz faizin günlük getirisi arasındaki fark olarak hesaplanmaktadır.

fonu) için doğrusallık sıfır önsavı reddedilmektedir. Doğrusallık testi kritik değeri %10'a çekildiğinde reddedilen fon sayısı 36'ya çıkmaktadır. Bu 36 fonun tamamı için DOYGM tahmin edilecektir.

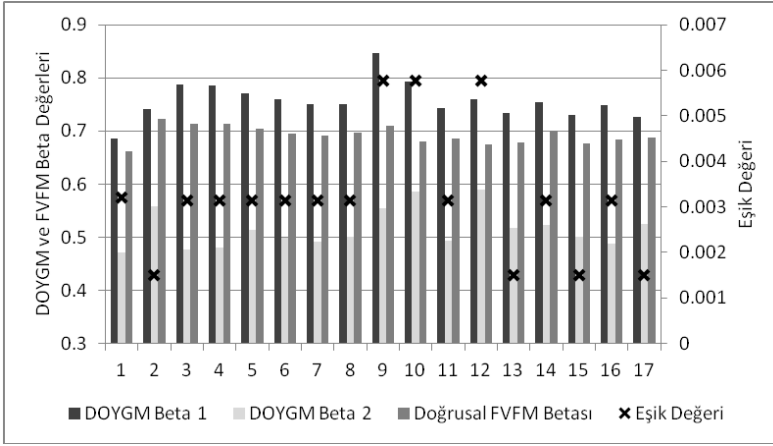


Grafik 1: Hisse senedi ve Esnek fonlar için LÇ3 doğrusallık testi p değerlerinin histogramı

Daha sonra 8. denklemde verilen geçiş fonksiyonu testi gerçekleştirilmiştir. Daha önce de ifade edildiği gibi piyasa getirisi ile rejimler arasında bir ilişki olması ve bu nedenle monotonik artan lojistik fonksiyonun geçiş fonksiyonu çıkması beklenmektedir. Beklentiler piyasa zamanlaması yapan fonların düşen piyasalar için bir rejim ve daha düşük beta değeri, çıkan piyasalar için bir rejim ve daha yüksek beta değeri taşıması yönündedir. Bu doğrultuda %10 seviyesinde doğrusallığı reddedilen 36 fonun hepsi için geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon çıkmıştır.

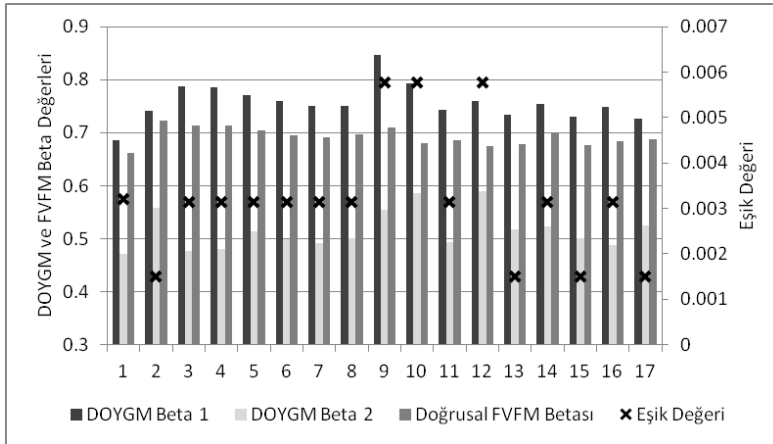
Grafik 2 DOYGM tahmini yapılan 19 esnek fonun tek endeks modeli beta tahminlerini karşılaştırmaktadır. Doğrusal FVFM endeks betası, fonların denklem 1'de verilen tek endeks modeli sıradan enküçük kareler yöntemi ile elde edilen tahminleridir. Görüldüğü gibi Esnek fonların betası üç tanesi hariç 0.30'un altındadır. DOGYM Beta 1³ lojistik DOYGM birinci rejim tahminlerini vermektedir. Bu rejim, geçiş fonksiyonu değeri 0'a yaklaştıkça, başka bir ifadeyle geçiş değişkeni olan piyasa getirisi düştükçe öne çıkmaktadır. Beklenildiğinin aksine sadece 2 tane fon için birinci rejim betası, ikinci rejim betasına göre daha düşüktür. Bu durum doğrusallığı reddedilen esnek fonlar arasından, başka bir ifadeyle piyasa zamanlaması yaptığı tespit edilen esnek fonlardan 17 tanesinin, piyasa getirisi düşük iken riskini arttırdığını ve piyasa getirisi düşük iken riskini yükselttiğini göstermektedir. Bu durum piyasa zamanlaması yapan fonların başarısız piyasa zamanlaması yaptığını göstermektedir.

³ Denklem 9'da β_{11} olarak tanımlanmıştır.



Grafik 2: Esnek Fon Beta ve Eşik Değer Tahminleri

Diğer önemli bir nokta ise geçiş eşikleridir. TM ve HM modellerinin aksine 0 olarak kısıtlanmak yerine rejim geçiş değerleri tahmin edilmektedir. Grafik 2’de görüldüğü gibi bu fonların eşik değeri HM ve TM modellerindeki sıfır varsayımından oldukça farklı çıkmıştır. Bu açıdan değerlendirildiğinde denklem 2’de gösterilen kukla değişkenli HM modeli sıfırı eşik değeri aldığı için yanlış bir varsayım üstüne kurulmaktadır.

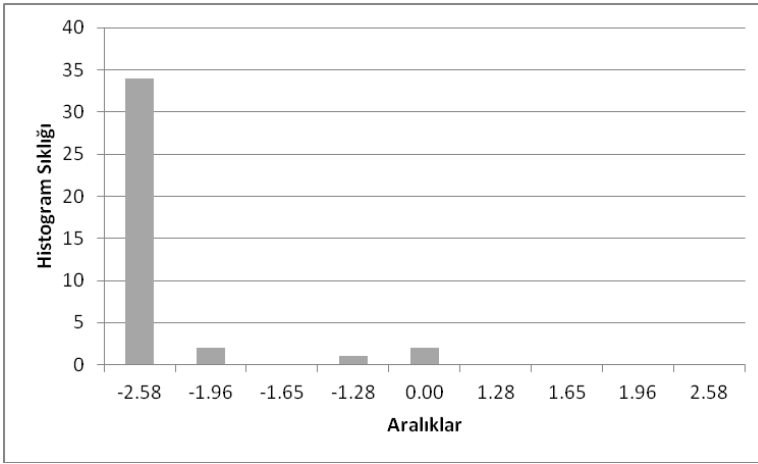


Grafik 3: Hisse Fonları Beta ve Eşik Değer Tahminleri

Grafik 3 ise Hisse fonları için aynı analizi yapmaktadır. Hisse fonlarının betası beklenildiği gibi esnek fonlara göre daha yüksektir. Ancak görüldüğü gibi tüm Hisse Senedi Fonları için ikinci rejim betası daha düşüktür. Bu durum göstermektedir ki, doğrusallığı reddedilen hisse senedi fonlarının hiçbirisi doğru piyasa zamanlaması yapamamaktadır. Diğer bir nokta

ise eşik değerlerinin hepsinin pozitif çıkmasına rağmen Esnek Fonlarla karşılaştırıldığında göreceli olarak daha küçük olmasıdır. Bu aşamada DOYGM modeli ile TM modelini karşılaştırmak amacıyla, denklem 2’de tanımlanan TM modeli de tahmin edilmiştir.

Grafik 4’de TM modelini tanımlayan denklem 2’deki γ katsayısının t istatistikleri verilmektedir. Grafikte de görüldüğü gibi sonuçlar oldukça paraleldir. LÇ3 testinde doğrusallığı reddedilen 36 fonun tamamının katsayıları %5 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bunun yanı sıra t istatistiklerinden de anlaşıldığı gibi anlamlı tüm γ katsayıları negatif çıkmıştır. Başka bir ifadeyle, beklentilerin tersine piyasa portföyü ile fon getirileri arasındaki ilişki dışbükey değil, içbükey çıkmıştır. Bu durumda TM ile bulunan sonuçlar ile DOYGM tarafından farklı bulunan iki Esnek Fon haricinde paraleldir. Fonların piyasa zamanlaması başarısızdır ve fonların performansına da olumsuz yansımaktadır.



Grafik 4: TM modeli piyasa zamanlaması katsayısı (γ) t istatistikleri histogramı

Daha önce de ifade edildiği gibi DOYGM, diğer doğrusal olmayan modellere göre daha esnek ve bu nedenle piyasa zamanlanmasını daha iyi açıklaması beklenmektedir. Bu nedenle incelenen 36 fon için FVFM, TM ve DOYGM’nin düzeltilmiş R-kare değerlerinin ortalaması ve ortalamalarının eşdeğerliliği t sınaması sonuçları incelenmiş ve Tablo 1’de verilmiştir. Tablodan da görüldüğü gibi DOYGM, doğrusal FVFM’den ve TM’den az bir farkla da olsa daha iyi bir açıklayıcılığa sahiptir. Yapılan t-testleri aradaki farkın %1 seviyesinde anlamlı olduğunu göstermektedir. DOYGM ile TM arasındaki diğer önemli bir farklılık denklem 9’da α_{1i} ve α_{2i} ile gösterilen kesme terimlerinden kaynaklanmaktadır. DOYGM kesme terimlerinin rejimler arasında farklı olmasına imkân tanırken, TM modelinde denklem

2’de α_i ile gösterilen kesme değeri ise tüm piyasa koşulları için sabit kabul edilmektedir. Bu kısıdın önemini ortaya koymak için DOYGM’nin her iki rejiminin kesme değerlerinin eşitliği için olabilirlik oranı testi uygulanmış ve doğrusallığı reddedilen 36 fon için kesme değerlerinin eşitliği % 1 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Bu test kesme değeri için DOYGM’inde sağlanan esnekliğin önemini ortaya koymaktadır.

Tablo 1: DOYGM, TM ve OLS R-kare karşılaştırmaları

	DOYGM	FVFM	TM
Tüm Fonlar için elde edilen R-kare Değerlerinin Ortalaması	0.62	0.60	0.61
DOYGM’ne karşı R-kare ortalamalarının eşitliği t-test istatistiği		3.88	13.09
t-testi p değeri		4.45E-04	4.76E-15

Son olarak piyasa zamanlaması yapan fonların daha iyi getiri sağlayıp sağlamadıklarının analizi yapılmıştır. Bu analiz için fonların Sharpe rasyoları hesaplanmış LÇ3 testinin p-değeri ile bağlaşımı tahmin edilmiştir. Fonların önemli bir kısmının yükselen piyasalarda betalarını azaltmaları nedeniyle hem DOYGM hem de TM modelinde yanlış piyasa zamanlaması yaptıkları tespit edildiğinden ilişkinin pozitif⁴ çıkması beklenmektedir. Bağlaşımında 39 fonun tamamının verileri kullanılmıştır. Tablo 2’de bağlaşım sonuçlarını verilmiştir.

Tablo 2: Sharpe Rasyosu Bağlaşım Bulguları

Sabit	0.00228	-0.00692
	(0.0029)	(0.0051)
LÇ3 p-değeri	0.07337	
	(0.067505)	
TM γ katsayısı		-0.00756**
		(0.0032)
Gözlem Sayısı	39	39
R-Kare	0.03	0.13

Katsayıların standart sapmaları parantez içinde verilmiştir. *, **, *** sırasıyla %1, %5, ve %10 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

LÇ3 p-değerinin bağlaşım katsayısı beklenildiği gibi pozitif çıkmış ancak anlamlı çıkmamıştır. Başka bir ifadeyle piyasa zamanlamasının portföy

4 LÇ3 test p değerinin küçük olması doğrusallık önsavının reddi anlamına gelecektir. Ancak yanlış piyasa zamanlaması yapıldığı için getiri ilişkisi doğrusal olmayan fonların kötü performans göstermesi beklenmektedir.

performansına etkisi olumsuzdur ancak anlamlı bulunmamıştır. Bağlaşımın R-kare değeri ise % 3 seviyesindedir. Bu aşamada TM katsayısı γ 'nın fon performansını açıklayıp açıklamadığını incelemek amacıyla γ 'nın açıklayıcı değişken ve sharpe rasyosunun bağımlı değişken olduğu ikinci bir bağlaşım tahmin edilmiş ve sonuçları Tablo 2'nin 3. kolonunda verilmiştir.

TM katsayısı γ 'nın fon performansını anlamlı bir şekilde beklentiler yönünde açıklarken, LÇ3 p-değerinin anlamsız çıkması önemli bir noktaya işaret etmektedir. LÇ3 p-değeri bir doğrusal dışılığı testidir. Piyasa getirisi ile fonların getirisi arasındaki ilişkinin doğrusallığını, başka bir ifadeyle fonların risk seviyesini değiştirip değiştirmediklerini, test etmekte ancak fonların yatırım tercihlerini yansıtmamakta ve bu konuda bilgi içermemektedir. TM katsayısı γ ise piyasa zamanlamasından kaynaklanmakta ancak sadece ilişkinin doğrusallığını değil, aynı zamanda fon yatırım tercihlerinin sonuçlarını da içermektedir. Bu iki parametrenin birbiriyle çelişen sonuçlar vermesi sharpe rasyosu ile ölçülen fon performansının, en azından bizim örneklememizi oluşturan Türkiye Emeklilik Fonları için, piyasa zamanlaması ile değil, yatırım tercihleri ile ilişkili olduğu sonucu ile açıklanabilir.

6. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada Türkiye'de hızlı bir büyüme göstermekte olan özel emeklilik fonlarından ağırlıklı olarak hisse senedine yatırım yapan ve göreceli olarak daha riskli olan Hisse Fonları ve Esnek Fonların piyasa zamanlaması stratejisi uygulayıp uygulamadıkları test edilmiş ve eğer uyguluyorlarsa daha yüksek getiri elde edip etmedikleri incelenmiştir.

Bu çalışmanın fon yöneticilerinin performansı ile ilgili önceki çalışmalardan en önemli farkı piyasa zamanlama stratejisi sistematığına daha uygun olduğu düşünülen ve değişen piyasa seviyelerinde portföy riskinin değişimini ölçümleyebilen Doğrusal Olmayan Yumuşak Geçişli Piyasa Zamanlama Modeli kullanılmış olmasıdır. Bu model piyasa eşik değerine sınırlama getirmemekte ve böylece fonların hangi eşik noktasında rejim değişikliği gerçekleştirdiklerini ölçebilmektedir. Nitekim fonların rejim değişikliği uyguladıkları eşik değerlerinin TM ve HM modellerinde kullanılan sıfır seviyesinden farklı olduğu görülmektedir. Çalışmada beklendiği gibi Hisse Esnek Fonların piyasa zamanlama stratejisi uyguladıkları gözlemlenmiştir. Ancak beklenenin aksine Hisse Fonlarının tamamının ve Esnek Fonların ise çoğunluğunun zamanlama konusunda başarısız oldukları ortaya çıkmıştır. Bulunan sonuçlar göstermektedir ki fon yöneticileri portföy dağılımını piyasanın yönüyle birlikte değiştirmekte dolayısıyla piyasa zamanlama stratejileri uygulamakta ancak piyasa düşüş ve yükselişlerini doğru zamanda yakalayamamaktadır. Başarısız piyasa zamanlaması TM modeliyle incelenmiş ve benzer sonuçlar elde edilmiştir.

Son olarak piyasa zamanlamasının fon performansı üzerindeki etkisi incelenmiş ve Sharpe rasyosu kullanılarak ölçülen fon performansını açıklayamadığı görülmüştür. Diğer taraftan TM $\gamma\gamma$ katsayısının ise beklentiler doğrultusunda kötü piyasa zamanlamasını yansıtarak negatif ve anlamlı bir katsayıya sahip olması çelişkili bir sonuç ortaya çıkarmıştır. Bu durum ise LÇ3 p-değeri ile ölçülen piyasa zamanlaması faktörünün yatırım tercihlerini içermemesi ile açıklanmıştır. Bu doğrultuda LÇ3 p-değeri sadece doğrusal dışılığı yani piyasa zamanlaması bilgisini içeriyorsa ve fon performansını etkilemiyorsa, bu durumda fon performansı için piyasa zamanlamasının önemsiz olduğu, asıl etken faktörün yatırım tercihleri olduğu tartışılabilir. Bu noktada LÇ3 p-değeri TM modelinde elde edemediğimiz önemli bir bilgi sunmaktadır.

Referanslar

Becker, C., Ferson, W., Myers, D., Schill, M., (1999). Conditional Market Timing with Benchmark Investors. *Journal of Financial Economics*. 52, 119-148. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00006-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00006-9)

Benos, E., Jochec, M., Nyekel, V., (2010). Can mutual funds time risk factors. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 50, 509-514. <http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2010.05.001>

Bollen, N., Busse J.A., (2001). On the Timing Ability of Mutual Fund Managers, *Journal of Finance*. 56, 1075-1094. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00356>

Bollen, N., Busse, J.A., (2005). Short-Term Persistence in Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*. 18, 569-597. <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhi007>

Brown, S.J., Goetzmann, W., (1995). Performance Persistence, *Journal of Finance*, 50(2): 679-698. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04800.x>

Busse, J.A., (1999). Volatility Timing in Mutual Funds. *The Review of Financial Studies*. 12(5), 1009-1041. <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/12.5.1009>

Camgöz, S.M., (2009). Kişilik özelliklerinin A-tipi fon yöneticilerinin seçicilik ve zamanlama becerileri üzerine etkileri. *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*. 24(284), 109-141.

Carhart, M.M., (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*. 52, 57-82. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>

Chen, Y., Ferson, W., Peters, H., (2010). Measuring the timing ability and performance of bond mutual funds. *Journal of Financial Economics*. 98, 72-89. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.05.009>

Edelen, R.M., (1999). Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds. *Journal of Financial Economics*. 53, 439-466. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00028-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00028-8)

Fama, E., French, K., (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33, 3-56. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)

Ferson, E. W., Schadt, R. W., (1996). Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *Journal of Finance*. 51, 425-461. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02690.x>

Goetzmann, W., Ibbotson, R., (1994). Do Winners Repeat? Patterns in Mutual Fund Performance. *Journal of Portfolio Management*. 20, 9-18. <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1994.9>

Goetzmann, W., Ingersoll, J., Ivkovic, Z., (2000). Monthly Measurement of Daily Timers. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 35, 257-290. <http://dx.doi.org/10.2307/2676204>

Grinblatt, M., Titman S., (1993). Performance Measurement without benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns. *Journal of Business*. 66, 47-68. <http://dx.doi.org/10.1086/296593>

Gruber, M., (1996). Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds. *Journal of Finance*. 51, 783-810. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02707.x>

Henriksson, R.D., Merton, R.C., (1981). On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of Business*. 54, 513-533. <http://dx.doi.org/10.1086/296144>

Ibbotson, R., Patel, A., (2002). Do Winners Repeat with Style?. Working Paper 00-70. Yale School of Management and Colonial Consulting.

Jagannathan, R., Korajczyk, R.A., (1986). Assessing the market timing performance of managed portfolios. *Journal of Business*. 59, 217-235. <http://dx.doi.org/10.1086/296326>

Jiang, G.J., Yao, T., Yu, T.,(2007). Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings. *Journal of Financial Economics*. 86, 724-758. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.09.006>

Kacperczyk, M., Sialm, C., Zheng, L.,(2005). On the Industry Concentration of Actively managed Mutual Funds. *Journal of Finance*. 60, 1983-2011. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00785.x>

Karacabey, A.A., Gökğöz, F.,(2005). Emeklilik Fonlarının Portföy Analizi. Siyasal Kitabevi.

Korkmaz, T., Uygurtürk, H.,(2007). Türk Emeklilik Fonlarının Performans Ölçümünde Regresyon Analizinin Kullanılması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*. 5,37-52.

Korkmaz, T., Uygurtürk, H.,(2007). Türkiye'deki Emeklilik Fonları ile Yatırım Fonlarının Performans Karşılaştırması ve Fon Yöneticilerinin Zamanlama Yetenekleri. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 15, 114-147.

Kosowski, R., Narayan, N.Y., Teo, M.,(2007). Do hedge funds deliver alpha? A Bayesian and bootstrap analysis. *Journal of Financial Economics*. 84, 229-264. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.12.009>

Lintner, J., (1965). Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. *Journal of Finance*. 20, 587-616.

Luukkonen, R., Saikkonen, P., Terasvirta, T., (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*. 75, 491-99. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.3.491>

Özdiñer, B., (2011). Do Investors Chase Past Performance in Choosing Their Pension Investments? Evidence from the Turkish Pension Fund Industry. *International Journal of Arts and Sciences*. 4,19-36

Pastor, L., Stambaugh, R.,(2002). Returns from investing in Equity Mutual Funds 1971-1991, *Journal of Financial Economics*. 63, 351-380.

Sharpe, W.F.,(1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*. 19,425-442.

Terasvirta, T., (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*. 89,208-18.

Treynor, J., Mazuy, K.,(1966). Can Mutual Funds Outguess the Market?. *Harvard Business Review*. 44,131-136.

van Dijk, D., Terasvirta, T., Franses, P.H., (2002). Smooth Transition Autoregressive Models—A Survey Of Recent Developments. *Econometric Reviews*. 21, 1-47

Warther, V., (1995). Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*. 39, 209-235. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00827-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(95)00827-2)

Wermers, R.,(2000). Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition of Talent, Style, Transactions Costs and Expenses. *Journal of Finance*. 55, 1655-1695. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00263>

Extensive Summary

**Market Timing Analysis of Turkish Pension Funds Using
Smooth Transition Models**

Begümhan Özdiñer⁵

Cenktañ Özyıldırım⁶

Received 10 January 2013; received in revised form 10 April 2013;
accepted 22 April 2013

Introduction

This article investigates whether pension fund managers can implement market timing strategy successfully to earn abnormal returns by applying the smooth transition autoregressive model and analyzes their risk return performances. Fund managers' ability to generate excess returns have been extensively analyzed in the literature. In general, the research on fund performance can be grouped under two headings. The first category concentrates on stock selection strategies using the CAPM or the multi factor models such as the three factor model of Fama&French (1993) and the four factor model of Carhart (1997). In this category some researchers find evidence that fund managers are able to generate excess returns such as Grinblatt and Titman(1992), Goetzmann and Ibbotson (1994), Brown and Goetzmann(1995), Wermers(2000) while others find evidence against excess returns such as Carhart(1997), Grinblatt and Titman (1993). The second category of research concentrates on the market timing strategies as does this article. A successful market timer will increase the allocation of the risky assets in his portfolio as the market rises and decrease the allocation of the risky assets before the market falls. Jagannathan & Korajczyk(1986), Warther (1995), Edelen (1999) have analyzed the market timing ability of fund managers among many others. The analyses in this group are based on the Treynor and Mazuy (1966) and Henriksson and Merton (1981) market timing models. Bollen and Busse (2001) using daily data have found evidence for good market timing ability of fund managers unlike previous research and claimed that fact previous research could not trace performance due to market timing due to the fact that they did not use daily data. However, Benos et.al(2010) and Chen et.al (2010) are examples of evidence to the market timing ability of fund managers even though these have also used daily data.

In Turkey, the pension fund system is relatively new. But its growth has been tremendous thanks to demographics and the government incentives.

The distinguishing factor of this study is that unlike other market timing studies this study applies the smooth transition autoregressive model which does not only provide a better approximation of the fund managers' market timing behavior and a higher level of confidence with the results but also this regime switching model allows for a continuum of regimes without making restrictive assumptions as in the classical models.

5 Correspondence: İstanbul Bilgi Üniversitesi, İşletme Bölümü, Kazım Karabekir Cad. No:2/13 34060 Eyüp/
İstanbul E-posta: Begumhan@bilgi.edu.tr

6 İstanbul Bilgi Üniversitesi, İşletme Bölümü, E-posta: cenktan@bilgi.edu.tr

Method

Of the fifty stock and flexible pension funds that were actively trading during the period 7:2007- 7:2012, thirty nine Stock Funds or Flexible Funds which heavily invest in the Turkish Stock Markets are included in this study.

The smooth transition model involves two regimes and the transition between these regimes is determined by the transition function whose input is the market portfolio return. The model used for analysis is described by the equation below;

$$r_{it} = (\alpha_{1i} + \beta_{1i}r_{mt}^*)[1 - G(r_{mt}; \gamma, c)] + (\alpha_{2i} + \beta_{2i}r_{mt}^*)G(r_{mt}; \gamma, c) + \varepsilon_i$$

where r_{it} is the abnormal return on fund i at time t , r_{mt}^* is the abnormal return on market portfolio. $\alpha_{1i} - \beta_{1i}$ and $\alpha_{2i} - \beta_{2i}$ are coefficients for regime 1 and 2 respectively. $G(r_{mt}; \gamma, c)$ is the transition function, where c is the cut-off value and γ is the slope coefficient. All these parameters are estimated using maximum likelihood method. The model can be considered as a regime-switching model that allows for two regimes, associated with the extreme values of the transition function, $G(r_{mt}; \gamma, c) = 0$ and $G(r_{mt}; \gamma, c) = 1$, where the transition from one regime to the other is smooth and determined by the market portfolio return. In other words, r_{it} is a weighted sum of two regimes and the weights are determined by the market return. When the market portfolio return (r_{mt}) is higher than the cut-off value (c), the bull market regime will have a higher weight and dominate and if the market portfolio return (r_{mt}) is lower than the cut-off value, the bear market regime will be dominant. If there is market timing, the betas of these regimes should be different significantly and in case of successful market timing the beta of the bull market regime would be higher than the beta of the bear market regime.

Compared to HM and TM models, ST model is less restrictive. To start with, it allows a smooth change between two regimes. Next, it allows a regime change threshold value (cut-off value) take value other than 0. Last but not least, it doesn't restrict the intercept to be equal for both regimes.

Results

Primarily, the linearity of the funds has been tested using the Lagrange Multiplier test. At the five percent confidence level, linearity has been rejected for 34 of the 39 funds that are included in the study, of which nineteen are Flexible and fifteen are Stock Funds. At the ten percent confidence level this number increases to thirty six for which the smooth transition model has been conducted. Next, the betas have been calculated for all the funds that apply the market timing strategy. The regime switching level for each fund is found to be different as there was no restrictions imposed on the model to switch regimes at the 0 level as in the classical Treynor Mazuy (1966) and Henriksson Merton (1981) models. The first regime represents the times when the market is relatively low and the second regime represents the times when the market is relatively high therefore a successful market timer would be expected to have a low beta portfolio in the first regime and a high beta portfolio in the second regime. The results show that primarily regime switching occurs at levels other than the 0 level which also indicates the 0 level assumption of the classical models is not correct. Of the nineteen Flexible Funds included in the analysis, seventeen have lower betas in the second regime than in the first regime. The same applies for Stock Funds where all of the stock funds betas for the second regime are lower than the first regime which indicates that although most funds do use market timing strategies none of the stock funds can implement a successful market timing strategy.

For the thirty six funds in the analysis the r squared is calculated using the smooth transition model , the Treynor Mazuy model and the OLS models. The smooth transition model gives a better adjusted r squared which is statistically significant than the other model results.

Finally the Sharpe ratios of the funds that apply market timing strategy are calculated and through a regression analysis the p values obtained from the Lagrange Multiplier test have been regressed against the Sharpe values of the funds. The p values do not significantly explain the Sharpe ratios implying that the fund managers cannot apply successful market timing strategies. Furthermore analysis of the market timing coefficient in the TM model and the Sharpe ratios confirm that these funds cannot generate positive excess returns.

Conclusion

In this study the smooth transition autoregressive model has been applied to test the market timing ability of pension fund managers. The results have shown that majority of the funds that are analyzed apply market timing strategies but they are not good market timers. The model has several superiorities to other more classical market timing models that have been used previously and allows for a more flexible approach for modeling the behavior of the pension fund managers. It can be concluded that pension fund managers apply market timing strategies in an unsuccessful way where at higher levels of the market their betas are low and at lower levels of market their betas are high.

Therefore it can be concluded that there is no justification for pension fund investors to invest in these riskier funds to generate excess returns and pay higher management fees.