

# TÜRK RESİM PİYASASI İLE ULUSLARARASI RESİM PİYASALARI ARASINDAKİ FİYAT ETKİLEŞİMLERİNİN ANALİZİ

*Dr. Erdal Atukeren<sup>1</sup>*

*Yrd. Doç. Dr. Aylin Seçkin<sup>2</sup>*

## ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye’de resim müzayedeleri piyasasındaki fiyat dinamikleri uluslararası sanat piyasalarındaki gelişmeler çerçevesinde incelenmektedir. Veri seti olarak, Seçkin ve Atukeren’in (2007) dolar bazında hesaplanan “Türk Resim Müzayedeleri Fiyat Endeksi” ve Mei ve Moses (2002, American Economic Review)’de yayınlanan ve 2005’de güncelleştirilen “Dünya Güzel Sanatlar Piyasaları Fiyat Endeksi” kullanılmaktadır. Yöntem olarak, 1990-2004 dönemi için eş-bütünleşme ve Granger-nedensellik sınamaları kullanılmakta ve Türk resim piyasasındaki fiyatların dünya resim piyasalarındaki fiyat hareketleri ile olan ilişkisi analiz edilmektedir. Çalışmamızda, Türk resminin uluslararası sanat eserlerinden oluşan bir portföye dahil edilmesinin, böyle bir portföy üzerinde yatırım çeşitlendirici etkisi olup olmadığı finansal varlık fiyatlama modeli (FVFM) ile de incelenmektedir. Elde edilen sonuçlar, Türk resim piyasasının uzun dönemde uluslararası sanat piyasalarındaki hareketlerden etkilendiğini, fakat FVFM beta’sının düşük olması nedeniyle sanat eserlerinden oluşan uluslararası bir yatırım portföyünü çeşitlendirici etkisi olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Sanat ekonomisi, Türk resim piyasası, Uluslararası sanat piyasaları, Zaman serileri analizi, Porföy çeşitlendirme etkileri

**JEL Sınıflandırması:** G11, Z11

## ABSTRACT

### **AN ANALYSIS OF THE PRICE INTERLINKAGES BETWEEN THE TURKISH AND THE INTERNATIONAL PAINTINGS MARKETS**

We examine the price dynamics in Turkish paintings market vis-à-vis the international art markets for the 1990 – 2004 period. We use the paintings price index calculated by Seçkin and Atukeren (2006b) for Turkey and the 2005 update of the Mei & Moses (AER, 2002) international fine art market price index. We employ cointegration tests and Granger-causality analysis and investigate whether the prices of Turkish paintings move independently of the international art markets. We also estimate the CAPM relationship. We find that the prices in the Turkish paintings market move in line with the international art markets in the long run. Nevertheless, the CAPM beta is found to be low. Hence, we conclude that the inclusion of Turkish paintings in an international art investment portfolio can lead to portfolio diversification benefits.

**Key words:** Economics of arts, Turkish paintings market, International art markets, time series analysis, portfolio diversification effects

**JEL Classification:** G11, Z11

<sup>1</sup> ETH Zürich, KOF Swiss Economic Institute, atukeren@kof.ethz.ch

<sup>2</sup> İstanbul Bilgi Üniversitesi, Ekonomi Bölümü, aseckin@bilgi.edu.tr

## 1. Giriş

Sanat eserleri alıcısına hem estetik yönleriyle hem de bir alternatif finansal yatırım aracı olarak hizmet etmektedir. Sanat piyasalarının ekonomik ve finansal analizi konusunda son 20 – 30 yıl içinde önemli gelişmeler kaydedilmiştir. Literatürde elde edilen sonuçlar, sanat eserlerine yapılan yatırımların getirisinin genelde hisse senetleri ve tahvillerin getirisinin altında ve volatilitésinin yüksek olduğu yönündedir. Fakat, sanat eserleri piyasalarının kendine has özellikleri nedeniyle, bu piyasalarla diğer finansal piyasalar arasında uzun dönemde korrelasyon düşüktür. Bu nedenle, sanat eserlerine yapılan yatırımların genel bir mali portföyü çeşitlendirme özelliğine sahip olabileceğinden söz edilebilir. Ancak, bu konuda yapılan çalışmaların büyük çoğunluğu sanat ve finansal piyasaları derin ve ekonomik istikrar sahibi gelişmiş ülkeleri kapsamaktadır. Gelişmekte olan ülkelerin sanat piyasalarında risk – getiri ilişkisi üzerine yapılan çalışmalar, uzun süreli ve düzenli veri gereksinimi nedeniyle çok sınırlı sayıdadır. Bu çalışmalardan bazıları da (Edwards, 2004), gelişmekte olan ülkelerin kendi iç sanat piyasalarına değil, bu ülkelerin tanınmış sanatçıların eserlerinin uluslararası müzayedelerdeki fiyatlarına dayanmaktadır. Bu konudaki literatür, Frey ve Pommerehne (1989), Baumol (1986), Goetzman (1993), Burton ve Jacobsen (1999), ve Ashenfelter and Graddy (2003) tarafından geniş kapsamlı olarak taramaktadır. Frey ve Eichenberger (1995) ise sanat ekonomisi literatüründe elde edilen ampirik sonuçları gözden geçirmekte ve bu çalışmaların genel bir kritiğini yapmaktadır.

Türkiye’de resim piyasası için fiyat endeksi Seçkin ve Atukeren (2006, 2007) tarafından hesaplanmıştır. Bu çalışmalarda, 13 Türk sanatçısının sadece Türkiye’de yapılan müzayedelerde satılan eserlerinden oluşan (toplam 1030 satış verisi) bir örnek kullanılmıştır. Hedonik fiyat modeli kullanılarak elde edilen sonuçlar, resim piyasasına yapılan yatırımların getirisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsasına (İMKB 100) göre daha düşük, fakat altın, döviz, ve banka mevduat hesabı gibi diğer yatırım araçlarına göre daha yüksek olduğunu göstermektedir. Ayrıca, finansal varlık fiyatlama modeli (FVFM) kullanılarak yapılan analizler, Türkiye’de resim piyasasının 1990-2005 dönemi için beta’sının düşük (0.35) olduğunu göstermiştir. Fakat, piyasaların sağlığı ve ekonomik krizlerin sıklığı nedeniyle resim piyasası makroekonomik gelişmelerden etkilenmektedir. Elde edilen bu sonuçlar uluslararası literatürde belirtilen sonuçlarla genelde uyumludur.

Finansal sanat ekonomisi literatüründe ele alınan diğer bir konu da, sadece sanat eserlerinden oluşan bir yatırım portföyünün nasıl çeşitlendirilebileceğidir. Diğer finansal yatırım portföylerinde olduğu gibi, sanat eserlerinden oluşan bir portföyde de risk – getiri ilişkisi portföyü oluşturan yatırım araçlarının birbiri ile ilişkisine bağlıdır. Sanat yatırımlarında, farklı sanatçılar, farklı türde ve ortamlardaki resimler, farklı dönemlere ait resimler, veya farklı fiyat kategorilerindeki resimler yatırımcının sanat eserleri portföyünü çeşitlendirmede rol oynayabilir. Bunun nedeni, sanat piyasalarının farklı segmentlerinin kendilerine ait özellikleri olması ve risk – getiri ilişkisinin diğer kategorilerden değişik seyredebilmesidir. Sanat piyasalarının kendine has iç dinamikleri, sanat yatırımları portföylerinin çeşitlendirilebilmesine olanak tanımaktadır.

Worthington ve Higgs (2003), uluslararası sanat piyasaları arasındaki ilişkileri incelemiştir. Worthington ve Higgs (2003) sekiz resim kategorisine ait fiyat indeksleri arasındaki bağlantıları ve bunların global hisse sendi piyasalarındaki gelişmelerden ne derecede etkilendiğini araştırmıştır. İncelenen sekiz resim kategorisi şunlardır: “çağdaş ustalar”, “Fransız empresyonistleri”, “Avrupalı modern ressamlar”, “19. yüzyıl Avrupalı ressamlar”, “eski ustalar”, “sürrealistler”, “20. yüzyıl İngiliz ressamları”, ve “Amerikalı modern ressamlar” dir. Worthington ve Higgs (2003) eş-bütünleşme analizi, Granger-nedensellik sınamaları, vektör otoregresyon modelleri, ve genelleştirilmiş varyans ayrıştırması (*generalised variance decomposition*) yöntemlerini kullanmıştır. Elde edilen sonuçlar, uluslararası resim piyasasında hem kısa hem de uzun vadede yüksek derecede entegrasyon olduğu ve sanat piyasalarının sermaye piyasalarındaki hareketlerden önemli

derecede etkilendiği yönündedir. Örneğin, Fransız empresyonist resimleri, Japonya'nın ekonomik krize girmesi nedeniyle uluslararası resim piyasasında 1990'da yaşanan çöküşten en çok etkilenenlerden biridir. Uluslararası resim piyasasının tekrar yükselmeye başlamasında ise Avrupalı eski ustaların resimleri öncülük etmektedir. Yine de, resim piyasası içindeki bazı kategorilerin diğer resim kategorilerindeki gelişmelerden daha bağımsız hareket ettiği tespit edilmiştir. Buna örnek olarak, Fransız empresyonistlerine ait resimler verilebilir. Bu sonuç, Fransız empresyonistlerine ait resimlerin fiyatlarında meydana gelen değişmelerin varyansının ancak çok az bir kısmının resim piyasasındaki diğer yedi kategorideki fiyat değişiklikleri tarafından açıklanmasına dayanmaktadır. Worthington ve Higgs'in (2003) analizi belirli bir ülkeye ait resimlere (Fransız, İngiliz, ve Amerika'lı ressam) ait eserlerin uluslararası resim piyasaları ve sanat eserlerinden oluşan bir portföy içindeki yerinin analizi konusunda yapılan nadir çalışmalardan biridir.

Gelişmekte olan ülkelerin sanatçılarının uluslararası sanat piyasaları içindeki yerini inceleyen çalışmalar Edwards (2004) ile sınırlıdır. Edwards (2004), önce Latin Amerikalı ressamın yaşları ve yaratıcılıkları arasındaki ilişkiyi incelemiş, daha sonra da Latin Amerikalı ressamın eserlerine ait bir fiyat endeksi oluşturarak bu portföyün uluslararası sermaye piyasasındaki gelişmelerle ilişkisini sınamıştır. Edwards'ın (2004) FVFM betası tahminleri Latin Amerika'lı ressamın eserlerine yapılan yatırımların uluslararası bir hisse senedi portföyünü çeşitlendirici etki yapabileceğini göstermiştir. Fakat, Edwards (2004) Latin Amerika'lı ressamın eserlerinin diğer sanat eserleri piyasaları ile olan bağlantılarını irdelememiştir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'deki resim müzayedeleri piyasasında oluşan fiyatların uluslararası resim piyasalarında oluşan fiyatlarla ilişkisini incelemektir. Çalışmamızda, 1990 - 2004 dönemi için yıllık veriler kullanılarak, eş-bütünleşme ve Granger-nedensellik analizi yapılmaktadır. Ayrıca, Türk resminin uluslararası sanat eserlerinden oluşan bir portföye dahil edilmesinin, böyle bir portföy üzerinde yatırım çeşitlendirici etkisi olup olmadığı finansal varlık fiyatlama modeli (FVFM) ile de incelenecektir. Elde edilen sonuçlar, Türk resim piyasasının uzun dönemde uluslararası sanat piyasasındaki hareketlerden etkilendiğini, fakat FVFM beta'sının düşük olması nedeniyle sanat eserlerinden oluşan uluslararası bir yatırım portföyünü çeşitlendirici etkisi olduğunu göstermektedir.

## **2. Türk Resim Piyasası ile Uluslararası Resim Piyasaları arasındaki İlişkinin Zaman-Serileri Analizi ile İncelenmesi**

### **2.1 Verilerin Tanımı**

Sanat ekonomisi literatüründe, sanat eserlerine yapılan yatırımlarının getirisinin hesaplanmasında çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. En sık olarak kullanılan yöntemlerden birisi hedonik fiyat regresyonu modelidir. Bu yöntem, bilgisayar, otomobil, ve gayri menkul piyasaları ile ilgili fiyat endeklerinin oluşturulmasında yaygın olarak kullanılmaktadır. Temel fikir, incelemeye konu olan varlığın fiyatına etki edebilecek (fiziksel) özellikleri regresyon denkleminde kontrol etmektir. Böylece elde edilen endeks piyasayı genelde temsil etmektedir. Sanat piyasaları ele alındığında, eserleri genellikle yüksek fiyata satılan bir ressamın eserleri belli bir yılda diğer yıllara göre daha fazla satılmışsa, bu o yıl piyasada fiyatlar yükselmiş anlamına gelmez. Hedonik fiyat endeksi, piyasadaki fiyat gelişmelerini bu tür etkenlerden arındırmaktadır.

Hedonik fiyat regresyonunda, eserin satıldığı dönemi temsil eden kukla değişkenler de yer almaktadır. Fiyat endeksi, zincirleme olarak, bu kukla değişkenlerin tahmin edilen katsayılarından hesaplanmaktadır. Genel olarak, M sayıda fiziksel özellik, K sayıda satış verisi, ve T sayıda gözlem aralığı olduğu varsayılarak, hedonik fiyat modeli (1) no'lu denklemdeki formda ifade edilebilir.

$$\log(P_{kt}) = \alpha_1 X_{11t} + \alpha_2 X_{21t} + \dots + \alpha_M X_{Mkt} + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots + \beta_T Z_T + \varepsilon_{kt} \quad (1)$$

$\log(P_{kt})$ : t zamanında ( $t = 1, \dots, T$ ) satılan k eserin ( $k = 1, \dots, K$ ) fiyatının doğal logaritması,  $X_{mkt}$  gözlenebilen fiziksel özellikler ( $m = 1, \dots, M$ ), ve  $\varepsilon_{kt}$  hata terimidir.

Resim piyasası söz konusu olduğunda, gözlenebilen özellikler ressamın ismi, resmin yapıldığı tarih, resmin imzalı olup olmadığı, resmin bir ismi olup olmadığı, resmin boyutları, resmin türü, resmin yapıldığı ortam (tuval, kağıt, vb.), resmin yapıldığı teknik (yağlıboya, suluboya, baskı, vb.), müzayedeci kuruluş, ve resim ve ressam hakkında (ressamın açtığı kişisel ve karma sergilerin sayısı, yarışmalarda ödül alıp almadığı, belirli bir resim akımı grubu içinde olup olmadığı, vb.) mevcut diğer bilgilerden oluşmaktadır. Yukarıdaki regresyon ilişkisinde fiyat değişkeni yarı-logaritmik formda olduğundan, belirli bir özelliğin diğer özelliklere göre eserin fiyatına ne kadar etki ettiği  $e^{\alpha_j} - 1$  formülünden hesaplanabilir. Yıllar arasındaki ortalama fiyat değişiklikleri için de  $e^{(\beta_{t+1} - \beta_t)} - 1$  formülü kullanılmaktadır. Bu şekilde hesaplanan zamanlar arası fiyat değişimleri getiri oranlarından ilk yılı 100 olarak kabul ederek zincirleme hesaplama ilgili piyasa için bir fiyat endeksi oluşturulabilir. Yıllar arasındaki fiyat değişimleri de getiri oranı olarak yorumlanmaktadır. Bu getiri oranlarının diğer alternatiflerin (döviz, hisse senedi, tahvil, altın, vb.) getiri oranıyla tutarlı olarak karşılaştırılmasında dikkat edilecek nokta, bu alternatiflerin yıllar arasında yıl-sonu itibarıyla olan değerlerinin değil, yıllık ortama değerlerinin kullanılmasıdır.

Türkiye için resim piyasası üzerine yapılan ilk fiyat endeksi çalışmaları Seçkin ve Atukeren (2006, 2007)'dir. Seçkin ve Atukeren (2006, 2007)'de yukarıda açıklanan hedonik fiyat endeksi kullanılmıştır. İndekse dahil olan ressam sayısı 13 ve müzayede satış verisi sayısı 1030'dur. Örneğe dahil edilen ressamlar: Osman Hamdi Bey, İbrahim Çallı, Fikret Mualla, Bedri Rahmi Eyüboğlu, Abidin Dino, Nejad Melih Devrim, Erol Akyavaş, Avni Arbaş, Nuri İyem, Burhan Doğançay, Mehmet Gülerüz, Komet (Coşkun Gürkan), ve Bedri Baykam'dır. Tablo 1. Türkiye'de resim müzayedeleri piyasasındaki fiyat değişimlerini, İMKB'deki dolar bazındaki getiriyi, ve reel ekonomideki gelişmeleri göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar, resim piyasasına yapılan yatırımların reel getirisinin küçük fakat pozitif, İstanbul Menkul Kıymetler Borsasına (İMKB 100) göre daha düşük, ve İMKB 100 endeksi ile olan korrelasyonunun özellikle 1995-2005 döneminde yüksek olduğunu göstermiştir. Ancak, resim piyasasındaki getiri döviz, altın, ve banka faizi gibi diğer klasik yatırım araçlarının getirisine göre daha yüksek ve bunlarla olan korrelasyonu düşük – hatta negatiftir. Bu sonuçlara göre, Türkiye'de resim piyasasına yatırım yapmanın, borsa ve sanat toplamı artmamak üzere, döviz, altın, ve mevduattan oluşan bir portföyü çeşitlendireceği ve toplam riski azaltabileceği söylenebilir (Atukeren ve Seçkin, 2006: 4).

**Tablo 1. Türk Resim Piyasasında ve İMKB’de Dolar Bazında Getiri Oranları ve Reel Ekonomideki Gelişmeler (1990 – 2005)**

(yıllık ortalamalar kullanılarak yıllık % değişme)

	Türk Resim Piyasası İndeksi (USD Bazında) (1989 = 100)	Türk Resim Piyasasında USD bazında (%)	İMKB 100 İndeksinde USD Bazında Getiri (%)	Reel GSMH Büyüme Oranı (%)
1990	204.92	104.9	242.64	9.3
1991	123.60	-39.7	-39.84	0.9
1992	104.78	-15.2	-36.6	6.0
1993	56.94	-45.7	64.74	8.0
1994	98.24	72.5	-25.16	-5.5
1995	136.95	39.4	26.12	7.2
1996	150.93	10.2	-6.05	7.0
1997	248.93	64.9	58.21	7.5
1998	218.53	-12.2	-7.23	3.1
1999	204.94	-6.2	11.03	-4.7
2000	304.58	48.6	63.62	7.4
2001	173.94	-42.9	-61.27	-7.5
2002	246.74	41.9	-17.36	7.9
2003	280.06	13.5	16.97	5.8
2004	337.01	20.3	66.89	8.9
2005	307.71	-8.7	58.44	7.4

Kaynak: Aylin Seçkin and Erdal Atukeren (2007, Tablo 3), İMKB, ve TCMB.

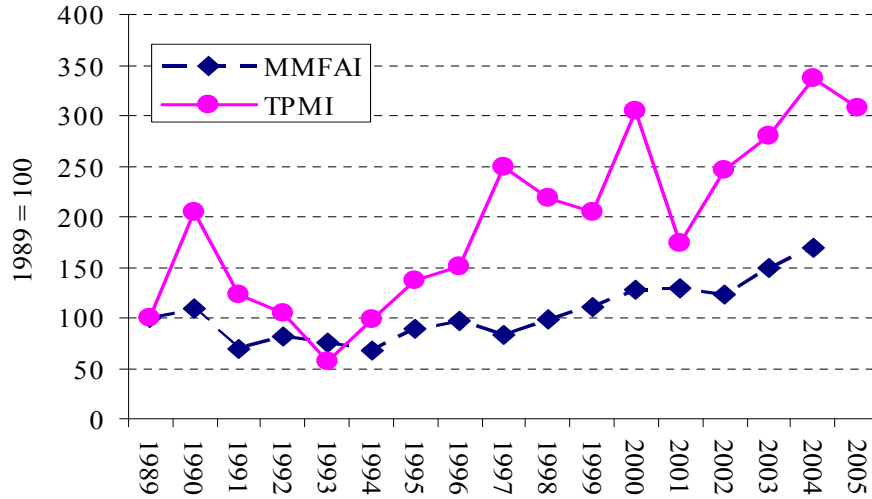
Türkiye’de resim piyasasına yapılan yatırımların İstanbul Menkul Kıymetler Borsasına (İMKB 100) yapılan yatırımları çeşitlendirici etkisi olup olmadığı Atukeren ve Seçkin (2006)’da FVFM kullanılarak araştırılmıştır. Modelin tahmininden elde edilen sonuçlar, beta’ların istatistiksel olarak anlamlı ve alfa’nın sıfırdan farklı olmaması nedeniyle, FVFM modelinin Türkiye’de resim müzayedeleri piyasasında geçerli olduğunu göstermektedir. 1990-2005 dönemi bir bütün olarak ele alındığında, beta’nın değeri 1’in altında bulunmuştur. Bu bulgu, resim piyasasına yapılan yatırımların İMKB ile olan bir portföyü çeşitlendirici etkisi olabileceğini göstermektedir. Ancak, FVFM literatüründe beta’nın zaman içindeki değişkenliği önemli bir konudur. Nitekim, 1995 – 2005 döneminde, beta’nın değeri 1’den farklı değildir. Bu nedenle, resim piyasasına yapılan yatırımların bu dönemde İMKB ile olan bir portföyü çeşitlendirmedeği söylenebilir. Sonuç olarak, beta’nın değerinin daha uzun dönemde 1’in altında olması, sanat ekonomisi literatüründeki genel kanıyla uyumlu olarak, sanata yapılan yatırımların uzun dönemli bir yatırım aracı olarak düşünülmesi gerektiğine dikkat çeker. (Atukeren ve Seçkin, 2006: 12-13).

Çalışmamızda, uluslararası sanat piyasalarındaki fiyat gelişmelerinin bir göstergesi olarak Mei ve Moses’in 2002’de *American Economic Review*’de yayınlandıkları “Art as an Investment and the Underperformance of Masterpieces” makalesinde geliştirilen “uluslararası güzel sanatlar piyasaları fiyat indeksi” seçilmiştir.<sup>3</sup> Mei ve Moses (2002), hesaplama tekniği olarak tekrarlı-satış (*repeat-sales*) yöntemini kullanmaktadır. Bu yöntem hedonik fiyat yönteminin başlıca alternatifidir. Mei ve Moses’in 2002 indeksine temel olan veri seti 1875-2000 döneminde birden fazla defa satışı yapılan 4896 tabloyu içermektedir. Bu veri setinin 2005 güncelleştirmesinden elde edilen sonuçlar, son 50 yılda uluslararası resim piyasasında yıllık ortalama getirinin %10.5 olduğunu göstermektedir. “Empresyonist resimler” ve “eski ustalar” alt kategorilerinde ise getiri

<sup>3</sup> Mei ve Moses (2002) indeksi <http://s107117993.onlinehome.us/> sayfasındaki bilgiler kullanılarak 2005 yılına kadar güncelleştirilmiştir.

oranı sırasıyla %10.7 ve %10.0 olarak tahmin edilmiştir. Bu getiri oranları hisse senetlerinin (S&P 500) getirisinin (%10.9) altında olmakla birlikte, 10-yıllık Amerikan Hazine bonolarının (% 6.6) ve kısa vadeli Amerikan Hazine tahvillerin getirisinin (%5.4) üzerindedir. Çalışmamızda kullanılan Türk resim piyasası fiyat endeksi ve Mei & Moses uluslararası resim piyasası indeksi Şekil 1’de gösterilmiştir.

**Şekil 1. Türk Resim Piyasası Fiyat Endeksi (TPMI) ve Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasası Fiyat Endeksi (MMFAI)**



## 2.2 Verilerin Zaman Serileri Özellikleri ve Eş-bütünleşme Analizi

Şekil 1’de gösterilen Türk ve uluslararası resim piyasası indeksleri arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek için öncelikle, bu verilerin zaman serileri özelliklerinin analizi gereklidir. Her iki serinin de pozitif bir trend’e sahip olduğu gözükmemektedir. Soru, bu iki serinin 1989 – 2004 döneminde istatistiksel olarak beraber hareket edip etmediğidir. Bu fikir, zaman serileri literatüründe “eş-bütünleşme” (*cointegration*) analizi olarak bilinmektedir. Tanım olarak, bütünleşme (*integration*) derecesi 1 veya daha fazla olan iki serinin (rastsal yürüyüş) kombinasyonundan oluşan yeni bir serinin bütünleşme derecesi kendisini oluşturan serilerin bütünleşme derecesinden düşükse, bu iki serinin eş-bütünleşme özelliği gösterdiği söylenebilir. Eş-bütünleşme özelliği gösteren seriler kısa vadede birbirinden ayrı hareket ediyor gibi gözükselerde, uzun vadede iki seri hata-düzeltilme (*error correction*) mekanizması sayesinde beraber hareket ederler ve aralarındaki farkın varyansı matematiksel olarak sınırlıdır. (Bkz. Banarjee, et al. 1993).

Eş-bütünleşme analizi için öncelikle eldeki serilerin birim kök (*unit root*) içerip içermedikleri test edilmelidir. Bunun için, TPMI ve MMFAI değişkenlerinin logaritmaları alınmış değerleri üzerinde artırılmış Dickey-Fuller (*augmented Dickey-Fuller*, ADF) ve Phillips ve Perron (1988) birim kök testleri kullanılmıştır. Tablo 2 bu testlerin sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 2. Türk Resim Piyasası (TPMI) ve Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasası Fiyat Endekslerinin (MMFAI) Birim Kök Analizi**

(TPMI: 1989 – 2005; MMFAI: 1989 – 2004)

	Log-Düzyey		1. Farklar	
	ADF Test	Phillips-Perron Test	ADF Test	Phillips-Perron Test
(TPMI)	-3.6175*	-2.7178	-5.4021**	-5.4921***
(MMFAI)	-2.3215	-3.0366	-4.1675**	-4.5868***

Not: Log-düzeyler üzerinde yapılan test sabit terim ve doğrusal trend içermektedir. Test edilen hipotez söz konusu serilerin durağan olmadığıdır (*nonstationarity*). (\*\*\*), (\*\*), ve (\*), sırasıyla, %1, % 5, ve %10 istatistiksel anlamlılık derecesini göstermektedir.

ADF ve Phillips-Perron testlerine göre, her iki değişken de %5 anlamlılık derecesinde durağan değildir. Fakat, %10 anlamlılık derecesinde Türk resim piyasası fiyat endeksinin durağan olmadığı reddedilmektedir. Deterministik trend ihtiva eden serilerin durağan olup olmadığının sınanmasında Elliot, Rotenberg ve Stock'un (1996) "GLS-detrended Dickey-Fuller (DF-GLS)" testi daha güçlü sonuçlar vermektedir. Bu nedenle DF-GLS testi log(TPMI) üzerine uygulandı ve log-düzyey seviyesinde DF-GLS t-istatistiği -2.2971 olarak bulundu. Kritik değer %5 anlamlılık derecesinde -3.14 olduğundan, Türk resim piyasası fiyat endeksinin birim kök içerdiğini sonucuna varıldı.

Hem TPMI hem de MMFAI serileri bir birim kök süreci olduğundan, bu iki seri arasında eş-bütünleşmenin olup olmadığı test edilebilir. Eş-bütünleşme sınaması olarak Johansen'in (1995) kitabında detayları verilen iz (*trace*) ve öz-değer (*eigenvalue*) istatistiklerini kullandık. Tablo 3 bu testlerin sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 3. Türkiye Resim Piyasası Fiyat Endeksi ile Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasaları Fiyat Endeksi arasında Johansen Eş-bütünleşme Testleri**

Eş-bütünleşen vektör sayısı	Öz-değer	İz İstatistiği	Kritik Değer (5%)	Olasılık
Yok*	0.830498	31.61694	25.87211	0.0086
En çok 1	0.383355	6.768457	12.51798	0.3693
Eş-bütünleşen vektör aayısı	Öz-Değer	İz İstatistiği	Kritik Değer (5%)	Olasılık
Yok *	0.830498	24.84849	19.38704	0.0072
En çok 1	0.383355	6.768457	12.51798	0.3693

Not: "Olasılık" MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-değerleridir. (\*) hipotezin %5 anlamlılık derecesinde reddedildiğini göstermektedir.

Johansen testi sonuçları, Türk resim piyasası ile uluslararası resim piyasaları arasında bir eş-bütünleşme özelliği olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, durağan olmamalarına rağmen bu iki serinin log-düzeyleri arasında uzun vadeli bir ilişki mevcuttur. Bu ilişki aşağıdaki regresyon denkleminde tahmin edilmiştir. Tahmin edilen regresyon katsayıları istatistiksel olarak süper-tutarlılık özelliğine sahiptir.

$$\log(\text{TPMI}) = 0.6112 + 0.9160 \cdot \log(\text{MMFAI}) + 0.0375 \cdot \text{Trend} \quad (2)$$

(0.4593)	(0.0258)
[1.9944]	[1.4506]

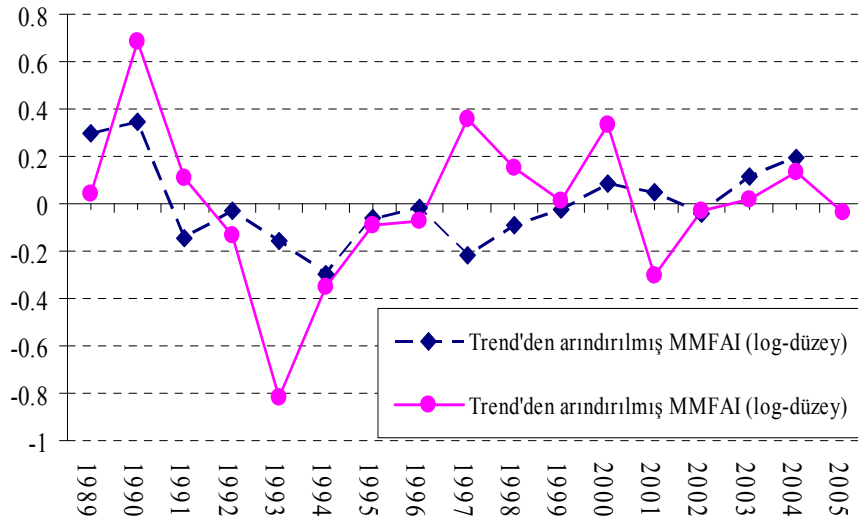
$R^2 = 0.6478$ ,  $\text{Adj-}R^2 = 0.5936$ ,  $\text{Durbin-Watson} = 1.7497$ ,  $F = 11.9528$  (Prob.= 0.0011).

Not: (.) içindeki rakamlar standard hataları ve [.] içindeki rakamlar t-değerlerini göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar, Türk resim piyasasındaki fiyatların uzun vadede dünya sanat piyasalarındaki gelişmelerle bire bir hareket ettiğine işaret etmektedir. Bu sonuç, Türk resim piyasasının genelde küçük ve yerel olarak bilinmesi nedeniyle şaşırtıcı, ancak Goetzman'ın (1993) sanat piyasalarının ve zevklerin giderek globalleşmesi argümanı ile tutarlıdır.

Şekil 1, görsel olarak, Türk ve dünya sanat piyasalarındaki fiyatların sanki uzaklaştığı imajını vermektedir. Bu imaj her iki serideki deterministik trend'in varlığından ileri gelmektedir. (Uyguladığımız Johansen testinde ve uzun dönemli ilişki regresyonunda doğrusal trend bulunmaktadır.) Şekil 2, Türk ve dünya resim piyasalarındaki fiyat gelişmelerini trend'den arındırılmış olarak göstermektedir. Şekil 2'deki görsel imaj da eş-bütünleşme analizinden elde edilen sonuçlarla uyum içindedir.

**Şekil 2. Türk ve Dünya Resim Piyasalarındaki Fiyatların Trend'den Arındırılmış Değerleri (log-düzey)**



### 2.3 Granger-nedensellik Sınamaları

Eş-bütünleşen iki (veya daha fazla) seri arasında en az bir yönde nedensellik ilişkisi olduğu gösterilmiştir (*Granger representation theorem*). (Bkz. Banarjee, et al.,1993: 146-152). Granger'ın (1969) tanımına göre, eğer (zayıf durağan) bir X değişkeninin gecikmeli değerleri (lags) diğer bir (zayıf durağan) Y değişkeninin tahmin varyansını (Y değişkenin geçmişi ve diğer bütün ilgili veri ve bilgiler dikkate alındıktan sonra) düşürüyorsa, X değişkeni Y değişkeninin Granger-nedenidir. Bir çok varyantları olmasına rağmen, Granger-nedensellik testi pratikte en çok, Y'nin bağımlı değişken olduğu bir regresyon modelinde, Y'nin ve X'in gecikmeli değerlerinin açıklayıcı değişken olarak kullanılması ve X'in gecikmeli değerlerinin beraber olarak anlamlı olup olmadığının

F-testi ile sınanması olarak uygulanmaktadır. Granger-nedensellik testlerinden alınan sonuçlar model spesifikasyonuna (gecikme seçimi) duyarlıdır. Bu nedenle, Akaike, Schwarz, FPE gibi farklı model seçme kriterleri de Granger-nedensellik sınamalarında kullanılmaktadır. İki seri arasında eş-bütünleşme özelliği olduğunda Granger-nedensellik testi daha kompleks hale gelmektedir. Çünkü, iki seri arasındaki hata-düzeltilme terimi ya da mekanizması da dikkate alınmalıdır. Bu terimin dikkate alınmaması ve analizin birinci farklar düzeyinde (ya da, büyüme oranları) yapılması bilgi kaybına neden olmaktadır.

Granger-nedensellik sınamalarını uygulamadan önce beklentilerin ve hipotezlerin ortaya konması gerekmektedir. Zira, Granger-nedensellik testleri ve ilgili vektör otoregresyon modelleri "a-teorik iktisat" olarak görülebilmektedir. Bütün bunları dikkate alarak, çalışmamızın bu aşamasında Türk resim piyasasındaki fiyatlar ile uluslararası resim piyasalarındaki fiyatlar arasında Granger-nedensellik analizi yapılacaktır.

*A priori* olarak Türk resim piyasasındaki gelişmelerinin dünya resim piyasasını harekete geçireceğini beklememekteyiz. Bunun nedeni Türk resim piyasasının yerel ve nispeten küçük olmasıdır (yıllık satış hacmi 20-25 milyon dolar olarak tahmin ediliyor). Bilgimiz dahilinde, Türk resim piyasasının dünya resim piyasası için öncü gösterge olma özelliği de yoktur (böyle bir özellik Granger-nedensellik testlerinde nedensellik bulgusu olarak yansiyabilir). Normal olarak, dünya sanat piyasalarından Türk resim piyasalarına tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olması ve iki piyasa arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin Türk resim piyasasının uzun dönemde dünya piyasalarındaki gelişmeleri takip ettiği şeklinde yorumlabileceği beklentisindedir. Ancak, analizimiz bu aşamada iki-değişkenli olduğundan, analizde bulunmayan fakat her iki değişkeni de etkileyebilecek ortak bir faktörün olması ihtimali nedeniyle, bir karşılıklı-nedensellik ilişkisi (*feedback*) de göz ardı edilemez.

Ayrıca, elimizdeki veriler sadece 1989-2004 arasını kapsamakta ve değişkenlerin gecikmeli değerlerinin de regresyonda yer alması gerekmesi nedeniyle tahminde kullanılan serbestlik derecesi azalmaktadır. Nedensellik sınamalarındaki serbestlik derecesini artırmak için, istatistiksel olarak anlamlı olsun olmasın regresyonda sabit sayıda gecikmeli değişken kullanmak yerine, Penm ve Terrell (1984) ve Kang (1989) tarafından önerilen "alt-küme otoregresyonu" (*subset autoregression*) ve "alt-küme transfer fonksiyonu" (*subset transfer function*) yaklaşımını kullandık. Bu yöntemde, t-testleri veya bir model seçim kriteri kullanarak, modelin tahmin gücüne katkı sağlamayan gecikmeler elimine edilmekte ve nihai modelde sadece belli bir kritere göre en anlamlı olduğu kabul edilen gecikmeler bulunmaktadır. Tabii ki, Y'nin bağımlı değişken olduğu bir regresyonda Y'nin optimal gecikmeli değerleri kullanılarak oluşturulan alt-küme otoregresyonun üzerine X'in gecikmeli değerleri eklendiğinde, bu gecikmeli değerler Y'nin otoregresyon yoluyla tahminini iyileştirmeyebilir. Bu durumda X'in Y'nin Granger-nedeni olduğu hipotezi reddedilecektir.

Türk resim piyasasındaki fiyatlar ile uluslararası resim piyasalarındaki fiyatlar arasındaki Granger-nedensellik ilişkisinin sınanması için oluşturduğumuz alt-küme transfer fonksiyonlarının tahmin sonuçları (3) ve (4) no.'lu regresyon denklemlerinde gösterilmektedir.

$$\text{dlog(MMFAI)} = 0.0454 + 0.2244 * \text{dlog(TPMI}_{t-1}) \quad (3)$$

(0.0860)  
[2.6079]

$$R^2 = 0.4048 \text{ Adj- } R^2 = 0.3453 \text{ Durbin-Watson} = 1.8984, F = 6.8011 \text{ SBIC} = -1.3405$$

$$\begin{aligned} \text{dlog(TPMI)} = & 0.0454 - 0.5945 \cdot \text{ECT} + 0.9376 \cdot \text{dlog(MMFAI}_{t-2}) & (4) \\ & (0.2774) & (0.4172) \\ & [-2.1432] & [2.2472] \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.5193 \text{ Adj- } R^2 = 0.4231 \text{ Durbin-Watson} = 1.7523, F = 5.4012, \text{ SBIC} = 0.6167$$

(.) içindeki rakamlar standart hataları, [.] içindeki rakamlar t-istatistiği değerlerini göstermektedir. ECT değişkeni (2) no.lu regresyon denkleminde elde edilen hata teriminin (-1) ile çarpılmasıyla oluşturulan "hata düzeltme terimi"dir. dlog(.) değişkenlerin logaritmalarının ilk farkları şeklinde ifade edildiğini göstermektedir.

Granger-nedensellik sınamalarından elde edilen sonuçlar, Türk resim piyasasındaki fiyatlar ile dünya piyasasındaki fiyatlar arasında pozitif bir karşılıklı-nedensellik olduğuna işaret etmektedir. Fakat, Türk resim piyasasından dünya piyasalarına olan etki sadece kısa dönemlidir. Buna karşılık, hata düzeltme teriminin Türk resim piyasasındaki fiyatların açıklandığı denklemde istatistiksel olarak anlamlı olması uluslararası resim piyasasındaki fiyat gelişmelerinin Türk resim piyasasına sadece kısa dönemde değil uzun dönemde de etki ettiğini göstermektedir. Kısa dönemde çeşitli nedenlerle oluşan getiri farkları uzun vadede iraksamamaktadır. Ancak, bu bulgu iki piyasa arasında uzun vadede getiri farkının olmamasının değil, sadece aradaki getiri farklarının varyansının sonsuza gitmediğinin göstergesidir.

Türk resim piyasasının dünya resim piyasaları üzerinde gerçekten kısa vadede de olsa bir etkisi olup olmadığı tartışmaya açık bir konudur. Daha önce belirttiğimiz gibi, bu sonuç her iki piyasayı da etkileyen bir ortak bir değişkenin modelde bulunmamasından kaynaklanabilir (örneğin, global hisse senedi piyasalarında meydana gelen önemli değişimler). Yine de, Türk resim piyasasından dünya resim piyasalarına uzun vadede bir etki geçişi olmaması, uluslararası bir resim portföyünde Türk resimlerin uzun vadede çeşitlendirme etkisi yapabileceği kanısını vermektedir.

### **3. Türk Resim Piyasası ile Uluslararası Resim Piyasaları arasındaki İlişkinin Finansal Varlık Fiyatlama Modeli ile İncelenmesi**

Bu bölümde, Türk resmine yapılan yatırımların uluslararası bir sanat eserleri portföyünü çeşitlendirici etki yapıp yapamayacağını finansal varlık fiyatlama modeli (FVFM) çerçevesinde inceleyeceğiz. FVFM'de belirli bir finansal varlığın getirisi ile bir piyasa portföyünün getirisi arasındaki ilişkisi irdelenir. Bunu yaparken, risksiz kabul edilebilecek başka bir yatırım aracının getirisi de göz önüne alınır. FVFM'nin çeşitli versiyonları vardır. FVFM'nin zaman serileri kullanılarak tahmin edilen versiyonu Jensen (1968) tarafından geliştirilmiştir. (FVFM modelinin türetilmesi ve detaylı analizi için, bkz. Bailey, 2005.)

FVFM ekonometrik olarak aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_{iM} (R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Bu denklemde:

- $R_{it}$  : Belirli bir finansal varlığın (i) getirisine ait zaman serisi,
- $R_{ft}$  : Risksiz kabul edilen bir finansal varlığın (f) getirisine ait zaman serisi (Risksiz faiz oranı),
- $R_{Mt}$  : Belirli bir piyasa portföyünün (M) getirisine ait zaman serisi,

- $\beta_{iM}$  : "i" finansal varlığının getirisinin piyasa portföyü ile olan ilişkisinin hassasiyetini (risk ilişkisini) gösteren parametre,  
 $\alpha$  : "i" finansal varlığının piyasa portföyü ile olan risk ilişkisi ile açıklanamayan kısmı, ve  
 $\epsilon_{it}$  : regresyonun hata terimidir.

Sanat ekonomisi literatüründe FVFM'yi ilk uygulayan Stein (1977)'dir. Pesando (1993), Chanel et al. (1994), Hodgson ve Vorkink (2004), ve Edwards (2004) sanat piyasaları ile hisse senedi piyasaları arasındaki FVFM ilişkisini inceleyen diğer çalışmalardandır. Atukeren ve Seçkin (2006) bu çalışmaların belli başlı sonuçlarını özet olarak aktarmaktadır.

FVFM'de tahmin edilen beta ( $\beta$ ) parametresi, "i" finansal varlığının piyasa portföyüne göre sistematik riskini gösterir. Eğer,  $\beta > 1$  ise, "i" varlığı piyasaya göre daha riskli (ve bu nedenle de getirisi yüksek olabilir);  $\beta = 1$  ise, "i" varlığının sistematik riski piyasa portföyü ile aynı;  $\beta < 1$  ise, "i" varlığı piyasa portföyüne göre daha risksiz demektir. Bu son halde ( $\beta < 1$ ), "i" varlığının getirisinin piyasa portföyünün getirisi ile olan korrelasyonunun düşük olduğu ve "i" finansal varlığını da içeren bir yatırım portföyünün toplam riski azaltacağı söylenebilir.

FVFM, tamamen finansal nitelikli varlıklara uygulandığında, alfa'nın ( $\alpha_i$ ) sıfır olmasını gerektirir. Pozitif değerli ve sıfırdan istatistiksel olarak anlamlı farklı olan bir alfa değeri, "i" finansal varlığının risksiz faiz oranına göre ekstra getirisinin piyasa portföyünün ekstra getirisine olan risk ilişkisinden portföy yöneticisinin kabiliyeti vb. nedenlerle saptığı şekilde yorumlanabilir.

Burada, Türk resim piyasası ile Mei & Moses uluslararası resim piyasası fiyat endeksi arasındaki FVFM ilişkisini inceleyeceğiz. FVFM'nin tahmininde uluslararası risksiz getiri oranı olarak hem kısa vadeli (3-aylık) Amerikan Hazine tahvili getirisini hem de uzun vadeli (10-yıllık) Amerikan Hazine bonusu getirisini kullanacağız. Ayrıca, Türkiye'de beta'nın 1994 krizinden önce ve sonraki dönemlerde (İMKB'ye göre) değiştiğini önceki çalışmalarda görmüştük. Bu nedenle, Türk ve dünya resim piyasaları arasındaki FVFM ilişkisini 1990-2004 ve 1995-2004 dönemleri için tahmin ederek, beta'nın bu dönemlerde farklı değerlere sahip olup olmadığını test edeceğiz. Bu uygulamalardan elde edilen sonuçlar Tablo 4A, 4B, 5A, ve 5B'de gösterilmektedir.

**Tablo 4A. Türk Resim Piyasası ve Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasası arasındaki FVFM İlişkisinin Tahmini (1990-2004)**

(Uluslararası risksiz getiri: 3-aylık Amerikan Hazine Tahvili oranı)

	Değer	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
Alfa	12.5115	11.8327	1.0573	0.3096
Beta	0.3361	0.6963	0.4827	0.6373
N = 15, R <sup>2</sup> = 0.0176, Durbin-Watson = 2.3650, F-Stat. = 0.2330 (Prob. = 0.6373)				

**Tablo 4B. Türk Resim Piyasası ve Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasası arasındaki FVFM İlişkisinin Tahmini (1995-2004)**

(Uluslararası risksiz getiri: 3-aylık Amerikan Hazine Tahvili oranı)

	Değer	Standart Hata	t-istatiji	Olasılık
Alfa	16.6337	11.9280	1.3945	0.2007
Beta	-0.4127	0.8245	-0.5005	0.6302
N = 10, R <sup>2</sup> = 0.0304, Durbin-Watson = 2.9750, F-Stat. = 0.2505 (Prob. = 0.6302)				

**Tablo 5A. Türk Resim Piyasası ve Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasası arasındaki FVFM İlişkisinin Tahmini (1990-2004)**

(Uluslararası risksiz getiri: 10-yıllık Amerikan Hazine Bonosu oranı)

	Değer	Standart Hata	t-istatiji	Olasılık
Alfa	11.1935	11.8827	0.9420	0.3634
Beta	0.3830	0.6888	0.5561	0.5876
N = 15, R <sup>2</sup> = 0.0232, Durbin-Watson = 2.3520, F-stat: 0.3092 (Prob. = 0.5876)				

**Tablo 5B. Türk Resim Piyasası ve Mei & Moses Uluslararası Güzel Sanatlar Piyasası arasındaki FVFM İlişkisinin Tahmini (1995-2004)**

(Uluslararası risksiz getiri: 10-yıllık Amerikan Hazine Bonosu oranı)

	Değer	Standart Hata	t-istatiji	Olasılık
Alfa	14.1662	11.3298	1.2503	0.2465
Beta	-0.4064	0.8169	-0.4975	0.6322
N = 10, R <sup>2</sup> = 0.0300, Durbin-Watson = 3.0000, F-Stat. = 0.2475 (Prob. = 0.6322)				

Tablo 4 ve 5’de gösterilen sonuçlara göre, Türk resim ve dünya resim piyasalarındaki getirilerin FVFM ile tahmini istatistiksel olarak anlamsız sonuç vermektedir. (Regresyonların F-istatiji değerleri % 5 seviyesinde anlamlı bulunmadı.) Bu sonuç, risksiz getiri oranının seçimine göre farklılık göstermemektedir. Bu bulgular iki şekilde yorumlanabilir.

Birincisi, FVFM’nin Türk ve dünya resim piyasaları arasındaki risk – getiri ilişkisini açıklamak için geçerli bir çerçeve oluşturmadığıdır. Bu yorum, FVFM’ye genel olarak yöneltilen kritiklerle aynı doğrultudadır. Ancak, bu Türk ve dünya resim piyasaları arasında başka bir ilişki olmadığını göstermez.

İkinci yorum, FVFM’nin Türk ve dünya resim piyasaları arasındaki risk – getiri ilişkisi için geçerli bir model olduğu ve bu iki piyasa arasında gerçekten bir ortogonalite bulunduğudır. Bu yoruma göre, iki piyasa arasındaki beta sıfır’dan farklı değildir. Bu açıdan hareketle, FVFM’nin beta nokta tahmin değerlerine bakınca, beta’nın değerinin 1990-2004 döneminde düşük ve pozitif, 1995-2004 döneminde ise negatif olduğunu görmekteyiz. Elde edilen sonuçların bu şekilde değerlendirilmesi, Türk resim piyasasına yapılan yatırımların uluslararası resim piyasalarına yapılan yatırımları çeşitlendirebileceğine işaret etmektedir. Bu yorum, eş-bütünleşme analizi ve Granger-nedensellik sınamalarından elde edilen sonuçlarla da uyumludur.

#### 4. Sonuç

Sanat ekonomisi literatüründe, sanat eserlerinin finansal bir portföyü çeşitlendirici etki yapıp yapmayacağını incelenmektedir. Bu çalışmalardan çıkan sonuç genelde olumludur. Ancak, bu cevap kendi başına yeterli değildir. Eğer sanat eserleri bir finansal yatırım aracı olarak kullanılacaksa, bu sanat eserlerinin seçilerek kendi içinde bir yatırım portföyünün oluşturulmasını gerektirir. Bu portföyün risk – getiri ilişkisi de, diğer finansal portföylerde olduğu gibi, portföye dahil olan yatırım araçlarının birbirleriyle ilişkisine bağlıdır. Bu açıdan bakıldığında, uluslararası literatürde değişik sanat eserleri kategorilerindeki getirilerin birbirleri ile ilişkisini inceleyen çalışmaların sayısı çok sınırlıdır.

Bu çalışmada, Türk resim piyasasındaki fiyat gelişmelerinin uluslararası resim piyasasındaki fiyat dinamikleri ile olan ilişkileri eş-bütünleşme ve Granger-nedensellik sınamaları yoluyla incelenmekte ve Türk resminin uluslararası sanat yatırımları portföyünü çeşitlendirici etkisi olup olamayacağıda finansal varlık fiyatlama modeli çerçevesinde analiz edilmektedir.

Elde ettiğimiz sonuçlar, Türk resim piyasası ile dünya resim piyasası arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olduğunu, Türk piyasasındaki fiyatların kısa vadede olabilecek sapmalara rağmen uluslararası sanat piyasalarındaki fiyat gelişmelerine doğru yönlendiğini göstermektedir. İzlediğimiz yöntem, Granger-nedensellik sınamalarının eş-bütünleşme analiziyle birlikte tamamlayıcı olarak kullanılmasına da bir örnek teşkil etmektedir.

FVFM tahmininden elde edilen sonuçların yukarıda belirttiğimiz sonuçlar çerçevesinde değerlendirilmesinden, Türk resim piyasasına yapılan yatırımların sadece sanat eserlerinden oluşan uluslararası bir portföyü çeşitlendirme etkisi yapacağı sonucuna varıyoruz. Ancak, Türk resim piyasasının sağlığı nedeniyle Türk resim piyasasının ekonomik krizlerden kolay etkilendiği de göz önünde bulundurulmalıdır. Bu konuda da, sanat yatırımları için genelde geçerli olan, yatırımın zaman boyutunun değerlendirilmesi önem taşımaktadır.

#### Kaynakça

ASHENFELTER, Orley ve Kathryn GRADDY (2003); "Auctions and the Price of Art", **Journal of Economic Literature**, 41, ss.763-786.

ATUKEREN, Erdal ve Aylin SEÇKİN (2006); "Türkiye’de Resim Piyasasında Risk – Getiri İlişkisinin Tahmini ve FVFM Uygulaması", **10. Ulusal Finans Sempozyumu**, Selçuk – İzmir, 1-4 Kasım 2006.

BAILEY, Roy. E. (2005); **The Economics of Financial Markets**, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

BANERJEE, Anindya, Juan DOLADO, John W. GALBRAITH ve David F. HENDRY (1993); **Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data**, Oxford University Press, Oxford, UK.

BAUMOL, William J. (1986); "Unnatural Value: or Art Investment as Floating Crap Game", **American Economic Review**, 76:2, ss.10-14.

BURTON, Benjamin, J. ve Joyce P. JACOBSEN (1999), "Measuring Returns on Investment in Collectibles", **Journal of Economic Perspectives**, 13:4, ss.193-212.

- CHANEL, O. L., A. GERARD-VARET, ve V. GINSBURGH (1994); "Prices and Returns on Paintings: An Exercise on How to Price the Priceless", *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 19, ss.7-21.
- EDWARDS, Sebastian. (2004); "On the Economics of Latin American Art: Creativity Patterns and Rates of Return", **Economia (Journal of the Latin American and Caribbean Economics Association)**, Spring Issue, ss.1-35.
- ELLIOT, Graham., Thomas J. ROTHENBERG, ve James H. STOCK. (1996); "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", **Econometrica**, 64, ss.813-836.
- FREY, Bruno, S. ve Reiner EICHENBERGER (1995); "On the Return of Art Investment Return Analyses", **Journal of Cultural Economics**, 19, ss.207-220.
- FREY, Bruno S. ve Werner, W. POMMEREHNE (1989); "Art Investment: An Empirical Inquiry", **Southern Economic Journal**, 56:2, ss.396-409.
- GOETZMANN, William N. (1993); "Accounting For Taste: Art and the Financial Markets Over Three Centuries", **American Economic Review**, 83:5, ss.1370-1376.
- GRANGER, Clive W. J. (1969); "Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", **Econometrica**, 36, ss.424-438
- HODGSON, Douglas J. ve Keith P. VORKINK (2004); "Asset Pricing Theory and the Valuation of Canadian Paintings", **Canadian Journal of Economics**, 37:3, ss.629-655.
- JENSEN, Michael. C. (1968); "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", **Journal of Finance**, 23:2, ss.389-416.
- JOHANSEN, Søren (1995). **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford University Press, Oxford, UK.
- KANG, Heejoon (1989); "The Optimal Lag Selection and Transfer Function Analysis in Granger-Causality Tests," **Journal of Economic Dynamics and Control**, 13, ss.151-169.
- MACKINNON, James G., Alfred A. HAUG, ve Leo MICHELIS (1999); "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", **Journal of Applied Econometrics**, 14, ss.563-577.
- MEI, Jianping ve Michael MOSES (2002); "Art as an Investment and the Underperformance of Masterpieces", **American Economic Review**, 92:5, ss.1656-1668.
- PENM, Jack H. W. ve R. Deane TERRELL (1984); "Multivariate Subset Autoregressive Modelling with Zero Constraints for Detecting 'Overall Causality' ", **Journal of Econometrics**, 24, ss.311-330.
- PESANDO, James E. (1993); "Art as Investment: The Market for Modern Prints", **American Economic Review**, 83:5, ss.1075-1089.
- PHILLIPS, Peter C.B. ve Pierre PERRON (1988); "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, 75, ss.335-346.

SEÇKİN, Aylin ve Erdal ATUKEREN (2006); "Art and the Economy: A First Look at the Market for Paintings in Turkey", **Economics Bulletin**, 26:3, ss.1-13.  
[<http://economicsbulletin.vanderbilt.edu/2006/volume26/EB-06Z10130A.pdf>]

SEÇKİN, Aylin ve Erdal ATUKEREN (2007); "Is Art an Investment Alternative in Turkey? Evidence from the Turkish Paintings Market", **Investment Management and Financial Innovations**, 4(4-Part II); Yayında.

STEIN, John Picard (1977); "The Monetary Appreciation of Paintings", **Journal of Political Economy**, 85:5, ss.1021-1035.

WORTHINGTON, Andrew C. ve Helen HIGGS (2003); "Art as an Investment: Short and Long-term Comovements in Major Painting Markets", *Empirical Economics*, 28, ss.649-668.