

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 9 (1) 2008, 47-54

İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASINDA OCAK AYI ETKİSİ

JANUARY EFFECT IN ISTANBUL STOCK EXCHANGE

Murat ÇİNKO

Marmara Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü

ÖZET: Menkul kıymet piyasalarındaki dönemselliklerin araştırılması etkin piyasa hipotezi hakkında bazı soru işaretlerinin oluşmasına neden olmaktadır. Dönemsellikler hakkında yapılan çalışmalar arasında Ocak ayı etkisi önemli bir yer tutmaktadır. Ocak ayı etkisinin sebepleri hakkında çeşitli açıklamalar bulunmakla birlikte en fazla vergi indirimi hipotezi araştırma konusu yapılmaktadır. Bu hipoteze göre vergi indiriminden yararlanmak isteyen yatırımcılar Aralık ayında hisse senetlerinden oluşan zararlarını vergi indirimi ile karşılamaya çalışmaktadırlar. Ocak ayında ise düşük fiyattaki hisse senetleri alarak kar etmektedirler. Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak ayı etkisinin var olup olmadığı araştırılmaktadır. Çalışma kapsamında Ocak 1989 ile Aralık 2006 tarihleri arasındaki 215 adet aylık getiri incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda İMKB’de Ocak ayı etkisi bulunamamıştır.

Anahtar Kelimeler: Ocak ayı etkisi, Etkin piyasa hipotezi

ABSTRACT: There are some questions of validity of Market Efficiency Theory because of the findings about the seasonalities. January effect is one of most studied subject in the literature. Tax reduction is the mostly used hypothesis to explain the January effect. According to the hypothesis: investors, who tried to get a tax reduction, are the main cause of the January effect. Investors are selling the stocks in December and make some loses and reduce the quantity from the tax. In January they buy stocks and make increase price and make profit. In this study January effect for ISE is tested starting from January 1989 and December 2006, 215 monthly returns. There is no evidence to prove the January effect in ISE.

Keywords: January effects, Market efficiency hypothesis

1. Giriş

Etkinlik kavramı finansal piyasaların 1965’ten beri tartıştığı bir kavramdır. İktisatçılar etkinlik kavramını girdilerin en uygun şekilde kullanılarak en fazla çıktıyı elde etmesi olarak tanımlarken, finansal piyasalar için kavram farklı anlama gelmektedir. Tam rekabetçi bir ortamda kamuya açıklanan tüm bilgilerin fiyatları oluşturduğu bundan dolayı piyasada bulunan yatırımcıların bilgileri kullanarak sürekli kar etmesinin mümkün olmayacağı iddiası finansal etkinlik kavramının temelini oluşturmaktadır. Fama (1965) üç çeşit etkinlik tanımlar: Zayıf, yarı güçlü ve güçlü etkinlik. Zayıf yapıdaki etkinlikte geçmiş fiyat bilgilerini kullanarak sürekli kar edilemeyeceğini, yarı güçlü etkinlikte geçmiş fiyat bilgileri ve kamuya açıklanan diğer bilgiler kullanılarak sürekli kar edilemeyeceğini, güçlü etkinlikte ise geçmiş fiyat bilgileri, kamuya açıklanan bilgiler ve içerden öğrenenlerin sürekli kar edemeyeceğini iddia eder. Zayıf yapıdaki etkinlik finansal literatürde en fazla araştırılan konu olmuştur. Eğer piyasanın fiyat bilgilerinde bir dönemselliğin olduğu

gösterilebilirse zayıf yapıdaki etkinlik reddedilmiş olacaktır. Haftanın günü etkisi olarak tanımlanan Pazartesi günü (bazı piyasalarda Salı günü) negatif, Cuma günü (bazı piyasalarda Cumartesi günü) pozitif getirilerin olduğu ve bunların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösteren çalışmalar yapılmıştır. Ocak ayı etkisi olarak tanımlanan Ocak ayında diğer aylara göre daha yüksek getiri elde edildiğine yönelik çalışmalar bulunmaktadır. Ocak ayı etkisini açıklamak için literatürde en fazla test edileni “vergi kaybı hipotezi”dir. Vergi kaybı hipotezine göre yatırımcılar Aralık ayında ellerindeki hisse senetlerini satarak fiyatların düşmesine sebep olmakta ve yeni yılın başlaması ile birlikte Ocak ayında alıma geçerek fiyatların artmasına sebep olmaktadır. Aralık ayında fiyatlardaki düşüş nedeniyle meydana gelen kayıplarını vergiden düşmektedirler.

Bu çalışmanın amacı İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak ayı etkisini araştırmaktır. 193 sayılı Gelir vergisi kanunu, 257, 258 ve 260 numaralı gelir vergisi genel tebliğleri şu şekilde özetlenebilir. 31.12.2005 tarihi itibarıyla geçerli olan hükümlere göre, menkul kıymetin elden çıkarılması dolayısıyla elde edilen kazancın vergilendirilmesinde ivazsız olarak elde edilmiş, İMKB’de işlem gören ve 3 ay elde tutulan hisse senetleri ile tam mükellef kurumlara ait ve 1 yıl süreyle elde tutulan hisse senetlerinin alım-satımından kaynaklanan kazançlar vergilendirilmeyecektir. Bu koşullardan birini taşımayan değer artış kazançlarının vergilendirilmesinde alım-satım nedeniyle elde edilen kazancın 2006 yılı için 14.000-YTL’yi aşması gerekmektedir. Bu kazanç hesaplanırken hisse senedinin elden çıkarıldığı ay hariç olmak üzere alış bedeli ÜFE oranında artırılır. 14.000-YTL’lik sınırı aşmayan değer artış kazancı için beyanname verilmeyecek, diğer kazançlar için beyanname verilse dahi bu kazanç beyannameye dahil edilmeyecektir. 01.01.2006 tarihinden önce iktisap edilmiş olan menkul kıymet veya diğer sermaye piyasası araçlarının elde tutulma sürecinde elde edilen kar payları için 31.12.2005 tarihli mevzuat hükümleri uygulanır. Buna göre, elde edilen kar payının brüt tutarının yarısı GVK 22. Maddesine göre gelir vergisinden istisna edilmiştir. Kalan tutarın 18.000-YTL’yi geçmesi halinde kalan tutarın tümü beyan edilecektir. Ancak, kar payının tümü üzerinden 94 üncü madde uyarınca tevkifat yapılır ve tevkif edilen verginin tamamı, kâr payının yıllık beyanname ile beyan edilmesi durumunda yıllık beyanname üzerinden hesaplanan vergiden mahsup edilir. Gelir yıllık beyanname ile beyan edilmiyorsa tevkifat yoluyla ödenen vergi nihai vergi olur.

5281 sayılı kanunla GVK’ya eklenen Geçici 67.ye göre 01.01.2006 tarihinden sonra iktisap edilmiş olan menkul kıymet veya diğer sermaye piyasası araçlarının elden çıkarılmasından veya elde tutulma sürecinde elde edilen gelirler için bu madde hükümleri uygulanır. Buna göre, İMKB’de işlem görmeyen hisse senetlerinin 2 yıl içerisinde elden çıkarılmasından elde edilen kazanç değer artış kazancıdır. Ancak hisse senedinin edinildiği ay dahil, satıldığı ay hariç olmak üzere hisse senedinin elde tutulduğu süredeki ÜFE artış oranını %10’u aşarsa elde edilen değer artış kazancı, ÜFE artış oranında artırılarak enflasyondan arındırılacaktır. İMKB’de işlem gören veya İMKB’de işlem görmemekle beraber 2 yıl elde tutulmadan elden çıkarılan hisse senedinin elden çıkarılmasıyla elde edilen değer artış kazancı 01.01.2006-22.07.2006 tarihleri arasında %15 oranında, 23.07.2006 sonrasında %10 tevkifata tabi tutulur. Bu oran, 22.07.2006 tarih ve 2006/10731 sayılı Bakanlar Kurulu Kararı ile Dar mükellef gerçek kişi ve kurumlar tarafından elde edilen kazançlar için %0 olarak belirlenmiştir. 01.01.2006 sonrasında edinilmiş hisse senetlerinin elden çıkarılması esnasında meydana gelen zarar ilk üç dönemde

vergiden düşülebilirken son üç aylık dönemde oluşacak olan zarar vergiden düşülememektedir. Vergi indiriminden yararlanmak isteyen yatırımcı eğer Aralık ayında zarar ederse bir sonraki vergi dönemi yeni yıla girdiğinden zararını mahsup edemeyecektir. Sonuç olarak bundan sonraki yıllarda Ocak ayı getirisinin Aralık ayı getirisinden yüksek olması vergi nedeniyle olamayacaktır.

2. Literatür

Özellikle gelişmiş piyasalarda yapılan çalışmalarda Ocak ayı etkisini vergi indiriminden yararlanmak isteyen yatırımcıların oluşturduğu iddiası çalışmaların başlıca araştırılan konusunu oluşturmaktadır. Fakat İngiltere’de vergi yılının Nisan ayında bitmesine rağmen Mart ve Nisan aylarında Aralık ve Ocak aylarında görülen etkinin olmaması, Choudhry (2001) yaptığı çalışmada ise Amerikan, İngiltere ve Almanya borsalarında 1870 ile 1913 arasındaki dönemi incelemesinden çıkardığı sonuçlara göre vergi hipotezinin doğru olmadığını iddia etmektedir. Ocak ayı etkisi ile ilgili yapılmış bazı çalışmalar ve bulguları şöyledir. Chen (2004) NYSE, AMEX ve NASDAQ’da bulunan hisse senetlerinin Ocak 1993 ile Ocak 1999 tarihleri arasındaki Aralık ve Ocak aylarının getirilerini incelemiştir. Ocak ayı ilk beş işlem gününün ortalama getirisinin Aralık ayı son beş günü ortalama getirisinden fazla olduğunu bulmuştur. Gu ve Simon (2003) İngiltere’deki değer ağırlık endekslerden FT30 ve FT700 endekslerini 1976 ile 2000 yılları arasındaki dönemde incelemiştir. Reel GDP’nin yüksek olduğu dönemlerde Ocak ayı etkisinin düşük olduğunu, reel GDP’nin düşük olduğu dönemlerde ise Ocak ayı etkisinin güçlü olduğunu görmüşlerdir. Yüksek enflasyon döneminde zayıf Ocak ayı etkisi, düşük enflasyon döneminde ise güçlü Ocak ayı etkisi olduğunu bulmuşlardır. 1988’den sonra İngiltere’de Ocak ayı etkisinin azalmaya başladığını göstermişlerdir.

Coutts ve Sheikh (2002) Aralık 1987 ile Mayıs 1997 tarihleri arasındaki Johannesburg borsasında Altın endeksinde hafta sonu, Ocak ayı ve tatil etkilerini incelemiştir. Ocak ayı etkisini incelemek için tüm veri setini ve iki alt dönemi aylar kukla değişken olacak şekilde regresyon modeli oluşturmuşlardır. F testi sonucunda katsayıların birbirlerinde farklı olmadığını bulmuşlardır.

Fountas ve Segredakis (2002) on sekiz gelişmekte olan piyasada 1987 ile 1995 tarihleri arasında Ocak ayı etkisini incelemiştir. İki farklı model aracılığı ile Ocak ayı etkisini test etmişlerdir. İlk modeli kullandıklarında dört borsada 0,10 ve yedi borsada 0,01 anlamlılık düzeyinde farklı getiriler olduğunu bulmuşlardır. İkinci modeli kullandıklarında ise beş borsada Ocak ayı getirisinin yüksek olduğunu bulmuşlardır.

Mehdian ve Perry (2002) 1964-1998 tarihleri arasında Dow Jones, NYSE ve SP500 endekslerini incelemiştir. Üç endekste de Ocak ayı katsayısının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu bulmuşlardır. 1987 krizi öncesi ve sonrası olmak üzere veri setini ikiye bölmüşlerdir. Üç endeks içinde 1987 krizi öncesinde Ocak ayı etkisinin net şekilde var olduğunu göstermişlerdir. Kriz sonrası dönemde ise Ocak ayı getirisi pozitif fakat anlamlı değildir.

Choudhry (2001) Almanya, İngiltere ve Amerika borsalarında Birinci Dünya Savaşı öncesinde mevsimsellikleri incelemiştir. Almanya ve İngiltere için Ocak 1870 ile Aralık 1913 Amerika için Ocak 1871 ile Aralık 1913 dönemini incelemiştir. Bu dönemi seçmesinin sebebi ise bu dönemde kayıp yada kazancın

vergilendirilmemesidir. Eğer veri setinde Ocak ayı etkisinin varlığı gösterilir ise vergi hipotezi çürütülmüş olacaktır. GARCH modeli oluşturmuş ve Amerika ve İngiltere de anlamlı pozitif Ocak ayı etkisinin olduğunu bulmuştur. Amerikan borsasında ayrıca Nisan ve Ağustos aylarında pozitif anlamlı katsayılar hesaplamıştır. İngiltere borsasında Mart ve Temmuz aylarında negatif anlamlı katsayılar hesaplamıştır. Almanya borsasında ise Haziran ve Ekim ayları dışındaki aylarda anlamlı pozitif getiri olduğunu bulmuştur.

Cheung ve Coutts (1993) Ocak 1985 ile Haziran 1997 tarihleri arasındaki Hong Kong borsasından tatil sonrası getiriler hariç 3561 günlük gözlemi incelemişlerdir. Aylar kukla değişken olacak şekilde regresyon modeli kurmuşlardır. F testi sonucunda ayların getirilerinin eşit olduğunu görmüşlerdir. Bazı aylarda t istatistiği anlamlı çıkmış olmasına rağmen Ocak ayı etkisi bulamamışlardır.

Raj ve Thurston (1994) Temmuz 1983 ile Haziran 1993 tarihleri arasında Yeni Zelanda borsasını incelemişlerdir. Eğer vergi hipotezi doğru ise Ocak ayı etkisi Yeni Zelanda da Nisan ayında görülecektir. Birinci modeli Ocak ayı kukla değişken olacak şekilde ikinci modeli ise Ocak ayı dışındaki ayları kukla değişken olacak şekilde regresyon modeli kurmuşlardır. Birinci modelde pozitif anlamlı Ocak ayı etkisi olduğunu görmüşlerdir. İkinci modelde ise negatif anlamlı katsayıların varlığı Ocak ayı etkisinin olduğunu göstermiştir. Nisan ayının katsayısını incelediklerinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığını bulmuşlardır.

3. Yöntem

Dönemselliklerin araştırılmasında parametrik yöntemlerden regresyon en fazla kullanılanıdır. Parametrik yöntemler ile ilgili en önemli sakınca veri setinin normal olmadığı durumlarda yapılan analizin sonuçlarının hatalı olabilmesidir. Bu sebepten dolayı parametrik olmayan testlerden Mann Whitney U testi kullanılarak ayların getirilerinin eşitliği karşılaştırılacaktır. Getiriyi hesaplamak için

$$R_t = Ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (1)$$

P_t endeksin t ayındaki kapanış değerini P_{t-1} endeks $(t-1)$ ayındaki kapanış değerini göstermektedir. Çalışma kapsamında Merkez Bankası veri sağlama hizmeti kullanılarak İMKB 100 endeksinin 03.01.1989 ile 29.12.2006 tarihleri arasındaki 216 adet aylık kapanış değerlerinden hesaplanan 215 adet getiri hesaplanarak işlemler yapılmıştır.

Regresyon modeli iki farklı şekilde oluşturulmuştur. Birinci modelde her ay için kukla değişken tanımlanarak bağımsız değişken olarak modelde yer almıştır. Birinci model de çoklu bağlantılık problemi ile karşılaşılmaması için sabit terimine yer verilmemiştir;

$$R_t = \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \dots + \beta_{12} D_{12} + e_i \quad (2)$$

D_1, D_2, \dots, D_{12} her bir ay için (Ocak, Şubat, ..., Aralık) tanımlanmış kukla değişkeni ifade etmektedir. Her bir ayın getirisinin sıfırdan farklı olup olmadığı her bir aya ait

katsayının sifra eşitliğinin sınanması ile bulunacaktır. Bu model sonucunda her hangi bir ayın getirisinin sıfırdan farklı çıkması etkin piyasa teorisi ile çelişki yaratacaktır.

İkinci modelde ise Ocak ayı sabit tarafından temsil edilecek şekilde diğer aylar için kukla değişken tanımlanmıştır. İkinci model;

$$R_t = c + \beta_2 D_2 + \dots + \beta_{12} D_{12} + e_i \quad (3)$$

Ocak ayı sabit terim tarafından ifade edilecek diğer tüm aylar kukla değişken olacak şekilde tanımlanmıştır. Ocak ayının getirisi diğer aylardan büyük ise sabit dışındaki diğer tüm katsayıların negatif çıkması gerekmektedir. Bu katsayıların sifra eşitliğinin test edilmesi sonucunda sıfır hipotezi, katsayının sifra eşitliği reddedilecek olursa Ocak ayı getirisinin ilgili aydan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı getiriye sahip olduğu sonucuna varılacaktır.

Parametrik olmayan Mann Whitney U testi ise her hangi bir ayın getirisinin diğer bir ay ile eşit olup olmadığını test etmektedir. Test ölçütünün hesaplanması için iki ayın getirileri birleştirilir en küçükten en büyüğüne doğru sıra değerleri verilir. Eşit değerlerde sıra numarasının ortalama değeri alınır. Eğer ayların getirileri eşit ise sıra değerlerinin toplamının farklı olmaması beklenir. Test istatistiği olarak

$$T = S - \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} \quad (4)$$

hesaplanır. Her iki gruptan alınan gözlem değerlerinin sayısının 20'nin üzerinde olması durumunda merkezi limit teoremine göre normallik varsayımı kullanılabilir. Bu durumda T istatistiğinin ortalaması ve standart sapması

$$\mu_T = \frac{n_1 * n_2}{2} \quad \sigma_T = \sqrt{\frac{n_1 * n_2 * (n_1 + n_2 + 1)}{12}} \quad (5)$$

olacak şekilde hesaplanır. Standart normal dağılım test istatistiği ise

$$Z = \frac{T - \mu_T}{\sigma_T} \quad (6)$$

şeklinde hesaplanacaktır.

4. Bulgular

Veri setinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 1'de verilmiştir. Mayıs ve Ağustos aylarında negatif getiri diğer tüm aylarda ise pozitif getiri bulunmuştur. En yüksek getiri Ocak ve Aralık aylarında, en yüksek standart sapma ise Kasım ve Şubat aylarında gerçekleşmiştir.

Tablo 1. Veri Setinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Ay	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma
Ocak	17	.1149	.1709
Şubat	18	.0338	.1987
Mart	18	.0002	.1201
Nisan	18	.0658	.1726
Mayıs	18	-.0175	.1066
Haziran	18	.0714	.1278
Temmuz	18	.0154	.1115
Ağustos	18	-.0074	.1556
Eylül	18	.0441	.1903
Ekim	18	.0538	.1085
Kasım	18	.0489	.2064
Aralık	18	.0963	.1816

Bütün aylar kukla değişken olacak şekilde regresyon modeli oluşturulmuş, katsayılar test edilmiştir. Tablo 2’de birinci model oluşturularak bulunan sonuçlar verilmiştir. Ocak ayı getirisinin 0,01, Aralık ayı getirisinin 0,05, Nisan ve Haziran aylarının getirilerinin 0,10 anlamlılık düzeyinde pozitif getiriye sahip olduğu görülmektedir.

Tablo 2. Birinci Modele Göre Hesaplanan Test İstatistikleri

Ay	β	t	p-değeri
Ocak	.115	2.994*	.003
Şubat	.034	.905	.366
Mart	.000	.006	.996
Nisan	.066	1.765***	.079
Mayıs	-.018	-.470	.639
Haziran	.071	1.914***	.057
Temmuz	.015	.414	.679
Ağustos	-.007	-.199	.842
Eylül	.044	1.183	.238
Ekim	.054	1.441	.151
Kasım	.049	1.310	.192
Aralık	.096	2.582**	.011

İkinci modele göre hesaplanan regresyon katsayılarının hepsinin negatif olması Ocak ayının diğer aylardan daha fazla ortalama getiriye sahip olduğunu göstermektedir. Mart, Mayıs ve Ağustos aylarında 0,05, Temmuz ayında ise 0,10 düzeyinde getirilerin farklı olduğu görülmektedir.

Tablo 3. İkinci Modele göre Regresyon Sonuçları

Ay	B	t	P-değeri
Sabit (Ocak)	.115	2.994*	.003
Şubat	-.081	-1.516	.131
Mart	-.115	-2.143**	.033
Nisan	-.049	-.917	.360
Mayıs	-.132	-2.475**	.014
Haziran	-.044	-.813	.417
Temmuz	-.099	-1.858***	.065
Ağustos	-.122	-2.286**	.023
Eylül	-.071	-1.322	.188
Ekim	-.061	-1.142	.255
Kasım	-.066	-1.234	.219
Aralık	-.019	-.348	.728

Her ayın getirilerinin ikili karşılaştırması Mann-Whitney U testi ile yapılmış sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir. Tablo 4’te verilen ayların karşılaştırılmasında test sonucunda getirileri farklı olan ay ikililerinin Z istatistikleri ve p-değerleri verilmiştir.

Tablo 4. Mann-Whitney U testi Test İstatistikleri ve p Değerleri

	Z istatistiği	p-değeri
Ocak – Mart	-2,178	0,029
Ocak – Mayıs	-2,574	0,010
Ocak – Temmuz	-1,914	0,056
Ocak – Ağustos	-1,980	0,048
Mart – Aralık	-2,088	0,037
Mayıs – Aralık	-2,405	0,016
Mayıs – Haziran	-2,088	0,037
Mayıs – Ekim	-1,898	0,058
Ağustos – Aralık	-1,867	0,062

Mann – Whitney U testi sonuçları incelendiğinde ikinci regresyon modeli ile elde edilen sonuçlara paralel sonuçlar bulunduğu görülecektir. İkinci regresyon modelinde Ocak ayı getirileri ile Mart, Mayıs, Temmuz ve Ağustos ayları arasındaki farklılık parametrik olmayan bu test vasıtasıyla da bulunmuştur. Mart ve Aralık ayı getirilerinin, Mayıs ve Haziran ayı getirilerinin, Mayıs ve Ekim ayı getirilerinin, Mayıs Aralık ayı getirilerinin ve Ağustos ile Aralık ayı getirilerinin birbirlerinden farklı olduğu Mann-Whitney U testi ile tespit edilmiştir.

5. Sonuç

Ocak ayı etkisinin incelendiği çalışmada İMKB’de Ocak ayı etkisinin olmadığı görülmüştür. Parametrik olmayan Mann-Whitney U testi ile Aralık ve Ocak ayı getirileri karşılaştırılmış ve test sonucunda getirilerin farklı olmadığı bulunmuştur. Aylar kukla değişken olacak şekilde regresyon modeli kurulduğunda ise bazı ayların getirilerinin sıfırdan farklı olduğu (Ocak, Nisan, Haziran ve Aralık), ikinci model de ise tüm ayların katsayılarının negatife dönmüş olması Ocak ayı getirisinin diğer aylardan büyük olduğunu göstermektedir. Fakat unutulmaması gereken en önemli konu regresyon modeli kullanılırken yapılan varsayımların gerçekleşmemesi durumunda sonuçların yanlış olabileceğidir. Bu nedenle parametrik olmayan test kullanılmış ancak sonuçların aynı yönde olduğu görülmüştür. Diğer ülkelerin finansal piyasalarından farklı olarak Ocak ayı ile Aralık ayı getirilerinin farklı olmadığı bulunmuştur. Ancak yabancı yatırımcılar İMKB’ye olan ilgilerinin vergi alınmaması dolayısı ile artması beklenebilir ve bundan sonraki dönemlerde Ocak ayı etkisi görülebilir.

Referanslar

- CHEN, H. (2004). All things considered, taxes drive the January effect, *The Journal of Financial Research*, Vol. XXVII, No. 3, 351–372.
- CHEUNG, K.C. ve COUTTS, J.A. (1999). The January effect and monthly seasonality in the Hang Seng index: 1985-97, *Applied Economics Letters*, 6, 121-123.

- CHOUDHRY, T. (2001). Month of the year effect and January effect in pre-WWI stock returns: Evidence from a nonlinear Garch model, *International Journal of Finance and Economics*, 6, 1-11.
- COUTTS, J.A., SHEIKH M.A. (2002). The anomalies that aren't there: the weekend, January and pre-holiday effects on the all gold index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997, *Applied Financial Economics*, 12, 863-871.
- FAMA, E. (1965) The behavior of stock markets prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.
- FOUNTAS, S., SEGREDAKIS, K.N. (2002). Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis, *Applied Financial Economics*, 12, 291-299.
- GU, A.Y., SIMON J.T. (2003). Declining January Effect-Experience in the United Kingdom, *American Business Review*, June, 117-121.
- MEHDIAN S., PERRY, M.J. (2002). Anomalies in US equity markets: a reexamination of the January effect, *Applied Financial Economics*, 12,141-145.
- RAJ, M., THURSTON, D. (1994). January or April? Test of the turn of the year effect in the New Zealand stock market, *Applied Economics Letters*, 1, 81-83.
- 193 sayılı Gelir vergisi kanunu; www.gelirler.gov.tr [Erişim tarihi: 12.03.2007].
- 257'nolu Gelir vergisi genel tebliği; www.gelirler.gov.tr [Erişim tarihi: 12.03.2007].
- 258'nolu Gelir vergisi genel tebliği; www.gelirler.gov.tr [Erişim tarihi: 12.03.2007].
- 260'nolu Gelir vergisi genel tebliği; www.gelirler.gov.tr [Erişim tarihi: 12.03.2007].
- 22.07.2006 tarih ve 2006/10731 sayılı Bakanlar Kurulu Kararı; www.gelirler.gov.tr [Erişim tarihi: 12.03.2007] .