

ÖZET

Bazı zaman serilerinde görülen mevsimselliğin nasıl ele alınması gerektiği konusunda literatürde birbirinden farklı yaklaşımların kullanıldığı görülmektedir. Farklı mevsimsel modellerin istatistiksel özellikleri de birbirinden farklı olduğundan, mevsimselliği modellemede yapılacak bir hata, bilgi kaybına veya tahminlerde sapmaya neden olabilecektir. Bu nedenle ele alınan seride ne tür bir mevsimselliğin bulunduğunu tespit etmek son derece önemlidir. Deterministik mevsimselliğin, kukla değişkenler vasıtasıyla, durağan stokastik mevsimselliğin ise otoregresif bir biçimde rahatlıkla modellenebilmesi nedeniyle burada özellikle mevsimsel birim kök nedeniyle durağan olmayan (*integrated*) stokastik mevsimselliğin araştırılması ön plana çıkmaktadır. Bu çalışmada, Fransa tarafından geliştirilen mevsimsel birim kök testinin uygulamalı olarak tanıtılması amaçlanmıştır. Söz konusu testin İMKB endekslerine uygulanmasıyla, yalnızca deterministik mevsimselliğin araştırıldığı bir alan olan hisse senetleri piyasalarında stokastik mevsimselliğin de bulunabileceğini belirten Clare, Psaradakis ve Thomas (1995) ile Hamori (2001)'nin çalışmaları esas alınmıştır. Elde edilen sonuçlar İMKB Ulusal, Mali ve Sınai İndekslerinde durağan olmayan stokastik mevsimselliğin bulunmadığını göstermiştir.

1. Giriş

Pek çok ekonomik zaman serisinin önemli bileşenlerinden biri olan mevsimselliğin nasıl ele alınması gerektiği sorusu, son zamanlarda, iktisat ve ekonometri literatüründe üzerinde en çok tartışılan konulardan biri haline gelmiştir. Mevsimselliğin ele alınış biçimi, farklı çalışmalar itibarıyla çeşitlilik gösterse de mevsimselliği modellemede yaygın olarak kullanılan üç ayrı zaman serisi yaklaşımı vardır (Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (kısaça HEGY), 1990:216). Bunlar;

- Tamamen Deterministik Mevsimsel Süreç,
- Durağan Mevsimsel Süreç,
- Durağan Olmayan (*Integrated*) Mevsimsel Süreç.

Tamamen deterministik mevsimsel süreç, mevsimsel kukla değişkenler vasıtasıyla modellenebilir. Bu model, mevsimsel dalgalanmaların (zirve ve dip noktalarının) her bir yıl itibarıyla sabit olması ve değişmemesi durumunda geçerli olacaktır.

¹ Araş. Gör., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, usivri@ktu.edu.tr.

Stokastik Mevsimsellik, kendi içerisinde, Durağan ve Durağan Olmayan Mevsimsel Süreç şeklinde ikiye ayrılabilir. Durağan Mevsimsel Süreçte, mevsimsel bileşim zaman içerisinde değişme eğilimi göstermekle birlikte, mevsimsel değişimin kendisinde herhangi bir değişme eğilimi yoktur. Durağan Mevsimsel Süreç, uygun gecikme uzunluğunun seçilmesi vasıtası ile modellenilebilir (Audas ve Goddard, 2001:412). Durağan Olmayan (Integrated) Mevsimsel Süreçte ise, hem mevsimsel bileşim değişme, hem de mevsimsel değişimin büyüklüğü artma eğilimi göstermektedir. Durağan Olmayan Mevsimsel Süreç, serinin otoregresif gösteriminde mevsimsel birim köke sahip olması ile tanımlanır (HEGY, 1990:217).

Farklı mevsimsel modellerin istatistiksel özellikleri de birbirinden farklı olduğundan, mevsimselliği modellemede yapılacak bir hata, bilgi kaybına veya tahminlerde sapmaya neden olabilecektir (Beaulieu ve Miron, 1992:1). Bu nedenle ele alınan seride ne tür bir mevsimselliğin bulunduğunu tespit etmek ekonometrik ve ayrıca ekonomik açıdan son derece önemlidir. Çünkü, ekonomik açıdan mevsimselliğin doğru analiz edilmesi, ilgili serideki dalgalanmalar üzerine kurulu tespit ve politikaların etkinliğini de artıracaktır. Diğer bir ifadeyle, mevsimsel bileşim zaman içerisinde değişme eğilimi gösteriyorsa, buna bağlı olarak uygulanacak politikalarda da periyodik olarak revizyon yapmak gerekecektir (Kavussanos ve Alizadeh-M, 2001:445).

Ekonomik zaman serilerindeki mevsimselliğin, sabit olmaktan ziyade değişken olmasının pek çok kaynağı bulunabilir. Bunların başında, sıcaklık, yağış ve güneşli saatlerdeki değişimi içeren iklim koşullarındaki değişme gelmektedir. Bunun yanında, depolama ve sulama imkanlarındaki artışla birlikte, biyolojik araştırmaların sunduğu yeni olanakların üretim tekniği üzerindeki kaçınılmaz etkisi ifade edilebilir. Ayrıca, okul tatili, vergi, ücret ve prim ödeme günleri gibi kurumsal faktörler ile zevk ve tercihlerdeki değişiklikler de mevsimsel bileşimi değiştirebilecektir (Hylleberg, Jorgensen ve Sorensen, 1993:322). Yamak ve Yamak (1998:1), dini bayram günleri ve Ramazan ayının her yıl farklı periyodu kapsayacak şekilde değişmesini, ülkemiz açısından, harcama gruplarında stokastik mevsimselliğin muhtemel bir kaynağı olarak göstermişlerdir.

HEGY (1990), üçer aylık zaman serileri için, mevsimsel ve mevsimsel olmayan frekanslarda birim kökü araştıran bir test geliştirmişlerdir. Daha sonra, Franses (1990) ve Beaulieu ve Miron (1992), HEGY (1990) tarafından geliştirilen mevsimsel birim kök testini, aylık verileri de kapsayacak şekilde genişletmişlerdir.

Finans literatüründe, gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerin hisse senetleri piyasalarındaki mevsimsel hareketleri inceleyen pek çok çalışmaya rastlamak mümkündür (Santesmases (1986), Lee (1992), Whyte ve Picou (1993), Mookerjee ve Yu (1999a)). Bu çalışmalarda çoğunlukla, mevsimselliğin deterministik olup olmadığı araştırılarak elde edilen bulguların "Etkin Piyasalar Hipotezi" bağlamında yorumlandığı görülmektedir. Buna karşılık sayıları az da olsa hisse senetleri piyasalarındaki mevsimselliğin stokastik olup olmadığını araştıran çalışmalar da mevcuttur (Clare, Psaradakis ve Thomas (1995) ve Hamori (2001)).

Bu çalışmanın iki amacı vardır: Birincisi, Franses tarafından geliştirilen mevsimsel birim kök testini tanıtmaktır. İkincisi, Clare, Psaradakis ve Thomas(1995) ve Hamori (2001)'nin önerileri doğrultusunda hisse senetleri piyasalarında stokastik mevsimsellik olup olmadığını, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) örneğinde araştırmaktır. Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde düzenlenmiştir: II. bölümde gerek gelişmiş gerekse de gelişmekte olan ülkelerin hisse senetleri piyasalarındaki mevsimsel hareketleri inceleyen çalışmaları kapsayan bir literatür taraması yapılmıştır. Bu bölümün ardından Franses yaklaşımı ile mevsimsel birim kök testinin nasıl gerçekleştirilebileceğinin anlatıldığı Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti bölümü yer almaktadır. Tespit edilen bulguların sunulduğu IV. bölümü, Sonuç ve Değerlendirme bölümü izlemektedir.

II. Literatür Taraması

Gültekin ve Gültekin (1983) hisse senetleri piyasalarında mevsimsellik olup olmadığı sorusuna yanıt aramışlardır. Bunun için 17 gelişmiş ülkenin 1959.01-1979.12 dönemini kapsayan aylık veri setinin incelendiği çalışmada mevsimselliğin varlığı parametrik olmayan bir yöntemle (Kruskal-Wallis) araştırılmıştır. Test sonuçları 17 hisse senedi piyasasının 13'ünde mevsimsellik bulunduğunu göstermiştir. Bunun ardından Gültekin ve Gültekin, söz konusu mevsimselliğin kaynağını araştırmışlardır. Bu amaçla deterministik mevsimselliğin bulunduğu piyasalar için, vergi döneminin ilk ayındaki (incelenen örnekteki pek çok ülkede Ocak ayı) getirinin diğer aylardaki getiriden daha yüksek olup olmadığı yine parametrik olmayan bir yöntem vasıtasıyla araştırılmıştır. Test sonuçları, 13 ülkenin 12'si için vergi dönemlerinin ilk ayındaki getirinin, diğer aylardaki getirilerden daha yüksek olduğunu göstermiştir. Bu sonuçlar Vergi-Azaltımı Satışları Hipotezini (*Tax-Loss Selling*) destekleyici olarak yorumlanmıştır.

Madrid hisse senetleri piyasasındaki mevsimsel hareketleri inceleyen **Santesmases (1986)** öncelikle haftanın günleri etkisini araştırmıştır. Yaklaşık 70 hisse senedini içeren Madrid hisse senetleri piyasası indeksi yanında, piyasada en çok işlem gören ve kesintisiz olarak piyasa verileri bulunan 40 hisse senedinin, üç ayrı sektöre ayrılarak incelendiği çalışmada günlük veriler kullanılarak 02.01.1979-30.12.1983 dönemi kapsamıştır. Varyans Analizi tekniğinin kullanıldığı çalışmada haftanın günleri etkisi hem genel indeks hem de sektörel bazda red edilmiştir. Bunun ardından ay etkisinin araştırılmasına geçilmiştir. Ancak ay etkisi Ocak-Mart, Nisan-Eylül ve Ekim-Aralık dönemleri getiri oranları arasındaki fark olarak alınmıştır. Yine Varyans Analizi tekniğinin kullanıldığı bu kısımda gün etkisinin tersine genel indeksin yanında, iki alt sektör için de getiri oranlarının dönemler itibariyle farklı olduğu sonucuna varılmıştır.

Lee (1992), hisse senetleri piyasasındaki mevsimsel hareketleri Asya'nın 5 öncü ülkesi için araştırmıştır. Aylık verilerin kullanıldığı çalışmada Hong Kong, Singapur ve Tayvan için 1970.01-1989.12, Kore ve Japonya için ise 1975.01-1989.12 dönemleri kapsamıştır. Her bir piyasadaki mevsimsel hareketleri incelemek amacıyla aylık yüzde

getiri, sabit terim ile Ocak ayı dışındaki ayları temsil eden kukla değişkenler üzerine koşulmuştur. Regresyon sonuçları ele alınan tüm piyasalarda güçlü bir mevsimsellik bulunduğunu göstermiştir.

Whyte ve Picou (1993), mevsimsel hareketleri hisse senetleri piyasasındaki endüstri bazlı indekslerde araştırmışlardır. Bu amaçla Standard ve Poor's (S&P) 20 Ulaşım, S&P 40 Hizmetler ve S&P 40 Finansal indekslerini ele alan Whyte ve Picou, hafta sonu ve Ocak ayı etkisi olarak tanımladıkları mevsimsel hareketleri regresyon analizi ile incelemişlerdir. Tahmin sonuçları, endüstri bazlı indekslerde mevsimsel eğilimlerin bulunduğunu, ancak söz konusu mevsimselliğin derecesinin endüstriler itibariyle farklılık arz ettiğini göstermiştir.

İMKB örneğinde haftanın günleri etkisini araştıran **Balaban (1995a)**, İMKB Bileşik İndeksi için günlük verilerden yararlanarak 04.01.1988-05.08.1994 dönemini kapsamıştır. Günlük getirinin hem tüm dönem hem de her yıl için hesaplandığı çalışmada haftanın günleri etkisi İşaret (*Sign*) Analizi ve bir regresyon denklemi vasıtasıyla incelenmiştir. Ayrıca ele alınan dönem ikiye ayrılarak 1988-1991 ve 1992-1994 dönemi için de regresyon denklemi çalıştırılmıştır. Elde edilen bulgular bir yandan haftanın günleri etkisinin varlığını desteklerken, öte yandan söz konusu etkinin yönünün ve büyüklüğünün zaman içerisinde değiştiğini göstermiştir.

İMKB örneğinde çalışmasını sürdüren **Balaban (1995b)**, ay etkisini Tanımlayıcı İstatistikler vasıtasıyla incelediği ve aylık verilerle 1986.01-1994.12 dönemini kapsadığı bu çalışmada Ocak, Mart ve Ekim ayları için sırasıyla pozitif, negatif ve negatif bir etkinin varlığını ortaya koymuştur.

Balaban (1995c) başka bir çalışmada ay etkisini Tanımlayıcı İstatistikler ve İki-Örnek Analizi (*Two-Sample Analysis*) vasıtasıyla farklı bir dönem için yeniden araştırmıştır. Günlük verilerin kullanıldığı çalışmada 04.01.1988-31.12.1993 dönemi kapsamıştır. Ayrıca incelenen dönem 1988-1990 ve 1991-1993 olmak üzere ikiye ayrılmıştır. Ay etkisinin varlığını destekleyen bulgular özellikle -tüm dönem için- Ocak, Haziran ve Eylül aylarındaki getirinin diğer aylara göre daha yüksek olduğunu göstermiştir.

Hisse senetleri piyasalarındaki mevsimsel hareketleri inceleyen çalışmaların şimdiye kadar yalnızca deterministik mevsimselliği araştırdığı görülmektedir. Buna karşılık **Clare, Psaradakis ve Thomas (1995)**, Beaulieu ve Miron (1993)'a atıfta bulunarak sahte sonuçların ortaya çıkmasını önlemek amacıyla *stokastik mevsimselliğin* öncelikle araştırılması gerektiğini vurgulamışlardır. Bu amaçla *Franses* tarafından geliştirilen mevsimsel birim kök testini kullanan Clare, Psaradakis ve Thomas, İngiliz hisse senetleri piyasasını ele almışlardır. Genel indeksin yanı sıra, piyasa kapitalizasyonlarına göre en düşük (I) ve en yüksek (V) değerlere sahip 41'er hisse senedinin yer aldığı beş ayrı portföyün analiz edildiği çalışmada aylık veriler kullanılarak 1955.1-1990.12 dönemi kapsamıştır. Mevsimsel birim kök test sonuçları, İngiliz hisse senetleri piyasasında durağan olmayan stokastik mevsimselliğin bulunmadığını göstermiştir. Bunun ardından deterministik mevsimselliğin araştırılmasına geçilmiştir. Bu amaçla her bir seri için hesaplanan getiri oranları sabit terim yanında, Ocak ayı dışındaki ayları temsil eden kukla değişkenler üzerine koşulmuştur. Regresyon sonuçları deterministik mevsimselliğin

varlığını ortaya koymuştur. Söz konusu mevsimselliğin piyasa riskindeki mevsimsellikten kaynaklanabileceğini göz önüne alarak risk ve getiri denklemlerini GARCH-M modeli içinde yeniden tahmin eden Clare, Psaradakis ve Thomas, bu durumda dahi sonuçların değişmediğini göstermişlerdir.

Tayvan hisse senetleri piyasasındaki mevsimselliği araştıran bir başka çalışma **Mougoue (1996)** tarafından yapılmıştır. Ancak Mougoue, Lee'den farklı olarak ay etkisi yanında gün etkisinin de varlığını araştırmıştır. Regresyon analizinden yararlanılan çalışmada 1967.1-1991.12 dönemi kapsanmış ve ayrıca 1967-1991, 1987-1991, 1982-1986, 1977-1981, 1972-1976 ve 1967-1971 alt önemleri için de regresyon denklemleri tahmin edilmiştir. Çalışmada, deterministik mevsimselliğin var olup olmadığını gösteren tahmin sonuçlarının analiz edilen döneme bağlı olarak değiştiği tespit edilmiştir.

Haftanın günleri etkisini İMKB örneğinde araştıran bir başka çalışmada **Seler (1996)**, haftanın günlerine ait getiri değerlerinin ne olduğu ve haftanın günlerinin getirilerinin birbirine eşit olup olmadığı ya da farklı bir ifadeyle haftanın günlerinin getirileri arasında herhangi bir büyüklük ilişkisi olup olmadığı sorularına yanıt aramıştır. Bu amaçla Tanımlayıcı İstatistikler, Duncan ve En Az Anlamli Farklar Çoklu Karşılaştırma Yöntemleri, İşaret Testi ve Wilcoxon-Rank Toplamları testlerinin kullanıldığı çalışmada günlük verilerle 1991-1995 dönemi kapsanmıştır. Tüm dönem yanında her bir yıl için de yinelenen testler neticesinde haftanın günleri etkisinin yıllar itibari ile farklılık gösterdiği tespit edilmiştir.

Balaban ve Bulu (1997), ay içi etkisini İMKB bileşik endeksi üzerinde günlük veriler kullanarak araştırmışlardır. 04.01.1988-30.06.1995 döneminin kapsadığı çalışmada günlük getiri, ayın ilk iki haftası için 1, diğer haftalar için 0 değerini alan bir kukla değişken üzerine koşulmuştur. Tüm dönem yanında her bir yıl için de regresyon denklemleri tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları 1994 yılı hariç tutulduğunda, ay içi etkinin varlığına ilişkin anlamlı sonuçlar vermemiştir.

Yakın geçmişte gösterdiği etkileyici büyüme performansı ile dikkatleri çeken Asya'nın gelişmekte olan bir başka ülkesi Çin'in, Shanghai ve Shenzen hisse senetleri piyasalarını, etkin piyasalar hipotezi bağlamında inceleyen **Mookerjee ve Yu (1999a)**, aynı zamanda söz konusu piyasalardaki mevsimsel hareketleri de incelemişlerdir. Bu amaçla her bir piyasanın getiri oranları için bir ARIMA modeli tahmin edilmiş ve tahmin edilen modele hafta sonu, tatil, Ocak ayı ve Ocak ayı başları (Ocak ayının ilk beş işlem günü) etkilerini temsil eden kukla değişkenler ilave edilmiştir. Günlük verilerin kullanıldığı çalışmada Shanghai ve Shenzen hisse senetleri piyasaları için sırasıyla 19.12.1990-17.12.1993 ve 03.04.1991-17.12.1993 dönemleri kapsanmıştır. Tahmin sonuçları hafta sonu ve tatil etkilerini desteklerken, Ocak ayı ve Ocak ayı başları etkilerini red etmiştir.

Mookerjee ve Yu (1999b), Shanghai ve Shenzen hisse senetleri piyasalarını inceledikleri bir diğer çalışmalarında bu kez yalnızca söz konusu piyasalardaki mevsimselliği analiz etmişlerdir. Mevsimsel hareketler; haftanın günleri etkisi, bir önceki ayın son günü ile içinde bulunulan ayın ilk üç günü olarak tanımlanan ay dönümü (*turn of the month*) etkisi, ayın ilk dokuz ve son dokuz günlerini kapsayan aylık etki ve bir önceki

çeyreğin (üç ayın) son günü ile içinde bulunulan çeyreğin ilk günü olarak tanımlanan çeyrek dönümü (*turn of the quarter*) etkisi olarak alınmıştır. Test tekniği olarak Tanımlayıcı İstatistikler ve regresyon analizinden yararlanan çalışmada günlük veriler kullanılarak Shanghai ve Shenzen hisse senetleri piyasaları için sırasıyla 19.12.1990-11.04.1994 ve 03.04.1991-11.04.1994 dönemleri kapsanmıştır. Elde edilen sonuçlar incelenen piyasalarda mevsimsel hareketlerin varlığını ortaya koymuştur.

Hisse senetleri piyasasındaki mevsimsel hareketleri geliştirmekte olan piyasalar için inceleyen bir başka çalışmada **Mills, Siriopoulos, Markellos ve Harizanis (2000)**, Atina hisse senetleri piyasasını ele alarak haftanın günleri, ay, tatil ve ayın ilk iki haftası olarak tanımlanan ay içi etkilerini araştırmışlardır. Günlük verilerin kullanıldığı çalışmada 1986.10-1997.04 dönemi kapsanmış ve genel indeksin yanında indeksi oluşturan 60 hisse senedinin her biri için de regresyon analizi yinelenmiştir. Elde edilen sonuçlar söz konusu piyasada güçlü bir mevsimsellik bulunduğunu ancak bu mevsimselliğin indeks ve indeksi oluşturan hisse senetleri açısından farklılık arz ettiğini göstermiştir.

Balaban, Bayar ve Kan (2001), 19 ülkenin günlük hisse senedi getirilerini analiz ettikleri çalışmalarında inceledikleri diğer hipotezler yanında haftanın günleri etkisini de araştırmışlardır. Bunun için oluşturulan getiri ve şartlı varyans denklemlerine haftanın günlerini temsil eden kukla değişkenler ilave edilmiştir. Çalışmada 20.07.1993-01.07.1998 dönemi kapsanmış ve her bir ülkenin hisse senetleri indeksleri ABD doları cinsinden ifade edilmiştir. Tahmin sonuçları haftanın günleri etkisinin varlığını ancak bu etkinin ülkelere ve günlere göre büyük ölçüde farklılık arz ettiğini göstermiştir.

Haftanın günleri etkisini Güneydoğu Asya ülkeleri (Güney Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan ve Tayland) hisse senetleri piyasası için araştıran **Brooks ve Persaud (2001)**, bu amaçla üç ayrı denklem çalıştırmışlardır. Birinci denklemde getiri oranı, haftanın günlerini temsil eden kukla değişkenler üzerine koşulmuş, ikinci denklemde ise FTA Dünya Fiyat İndeksi (*World Price Index*) piyasa riskini temsil eden bir değişken olarak ilk denkleme ilave edilmiştir. Üçüncü denklemde ise risk değişkeni kukla değişkenler ile etkileşim halinde regresyon denkleminde kullanılmıştır. Günlük verilerin kullanıldığı çalışmada 31.12.1989-19.01.1996 dönemi kapsanmıştır. Tahmin sonuçları, tespit edilen haftanın günleri etkisinin piyasa riski ile ancak kısmen açıklanabildiğini göstermiştir.

Mevsimselliğin yalnızca deterministik değil stokastik de olabileceğini göz önüne alan ve söz konusu mevsimselliği hisse senetleri piyasasında araştıran ikinci bir çalışma **Hamori (2001)**'den gelmiştir. Ancak Hamori, Clare, Psaradakis ve Thomas (1995)'dan farklı olarak önce deterministik mevsimselliği araştırmıştır. Tokyo hisse senetleri piyasası için genel indeksin yanında, büyük, orta ve küçük ölçekli (sırasıyla çok, orta ve az sayıda kayıtlı hisse senedine sahip) firmalar için ayrı ayrı hesaplanan indeksler de kullanılmıştır. Her bir ayın ortalama getirisinin aynı olup olmadığı ANOVA, her bir ayın medyan getirisinin aynı olup olmadığı Van de Waerden ve Ocak ayı etkisi ise t testi vasıtasıyla araştırılmıştır. Çalışmada aylık veriler kullanılarak 1971.01-1997.12 dönemi kapsanmış ve ayrıca incelenen dönem 1984.12 itibarıyla ikiye bölünerek her iki alt dönem için de analiz tekrarlanmıştır. Tespit edilen deterministik mevsimselliğin ele alınan dönemler itibarıyla

değiştığı gözlenmiştir. Hamori bunun ardından her bir indeks ve her bir dönem için durağan olmayan stokastik mevsimliliği Franses yaklaşımı ile araştırmıştır. Test sonuçları Japon hisse senetleri piyasasındaki mevsimselliğin stokastik değil deterministik olduğunu ortaya koymuştur.

III. Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti

Çalışmanın II. bölümünü oluşturan literatür taraması hisse senetleri piyasasındaki mevsimsel hareketleri inceleyen çalışma sayısının oldukça fazla olmasına karşın söz konusu mevsimselliğin stokastik olup olmadığını inceleyen çalışma sayısının çok sınırlı olduğunu göstermektedir. Bunun yanında stokastik mevsimselliği araştıran çalışmaların tamamı gelişmiş ülkelerin hisse senetleri piyasalarını ele almışlardır. Bu çalışmada gelişen bir piyasa olan İMKB örneğinde mevsimselliğin stokastik olup olmadığı incelenecektir.

Franses tarafından geliştirilen mevsimsel birim kök testini uygulamak amacıyla, veri setine dahil edilen her bir serinin doğal logaritması (y_t) için aşağıdaki transformasyon kullanılmıştır;

$$y_{1,t} = (1+B)(1+B^2)(1+B^4+B^8)y_t$$

$$y_{2,t} = -(1-B)(1+B^2)(1+B^4+B^8)y_t$$

$$y_{3,t} = -(1-B^2)(1+B^4+B^8)y_t$$

$$y_{4,t} = -(1-B^4)(1-3^{1/2}B+B^2)(1+B^2+B^4)y_t$$

$$y_{5,t} = -(1-B^4)(1+3^{1/2}B+B^2)(1+B^2+B^4)y_t$$

$$y_{6,t} = -(1-B^4)(1-B^2+B^4)(1-B+B^2)y_t$$

$$y_{7,t} = -(1-B^4)(1-B^2+B^4)(1+B+B^2)y_t$$

$$y_{8,t} = (1-B^{12})y_t$$

Yukarıdaki eşitliklerde B gecikme işlemcisini ($By_t=y_{t-1}$) ifade etmektedir. Transformasyonların açık bir şekilde yazılışı aşağıda verilmiştir;

$$y_{1,t} = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5} + y_{t-6} + y_{t-7} + y_{t-8} + y_{t-9} + y_{t-10} + y_{t-11}$$

$$y_{2,t} = (-1)(y_t - y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-3} + y_{t-4} - y_{t-5} + y_{t-6} - y_{t-7} + y_{t-8} - y_{t-9} + y_{t-10} - y_{t-11})$$

$$y_{3,t} = (-1)(y_t + y_{t-4} + y_{t-8} - y_{t-2} - y_{t-6} - y_{t-10})$$

$$y_{4,t} = (-1)(y_t - 3^{1/2}y_{t-1} + 2y_{t-2} - 3^{1/2}y_{t-3} + y_{t-4} - y_{t-6} + 3^{1/2}y_{t-7} - 2y_{t-8} + 3^{1/2}y_{t-9} - y_{t-10})$$

$$y_{5,t} = (-1)(y_t + 3^{1/2}y_{t-1} + 2y_{t-2} + 3^{1/2}y_{t-3} + y_{t-4} - y_{t-6} - 3^{1/2}y_{t-7} - 2y_{t-8} - 3^{1/2}y_{t-9} - y_{t-10})$$

$$y_{6,t} = (-1)(y_t - y_{t-1} + y_{t-3} - y_{t-4} + y_{t-6} - y_{t-7} + y_{t-9} - y_{t-10})$$

$$y_{7,t} = (-1)(y_t + y_{t-1} - y_{t-3} - y_{t-4} + y_{t-6} + y_{t-7} - y_{t-9} - y_{t-10})$$

$$y_{8,t} = (y_t - y_{t-12})$$

Aşağıdaki regresyon denkleminin En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi ile tahmin edilmesi neticesinde,

$$y_{8,t} = \sum_{s=1}^{12} \hat{a}_s D_{s,t} + \hat{a}t + \delta_1 y_{1,t-1} + \delta_2 y_{2,t-1} + \delta_3 y_{3,t-1} + \delta_4 y_{3,t-2} + \delta_5 y_{4,t-1} + \delta_6 y_{4,t-2} + \delta_7 y_{5,t-1} + \delta_8 y_{5,t-2} + \delta_9 y_{6,t-1} + \delta_{10} y_{6,t-2} + \delta_{11} y_{7,t-1} + \delta_{12} y_{7,t-2} + \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i y_{8,t-i} + \hat{\alpha}_t \quad (1)$$

$\pi_i, i=1,2,\dots,12$ katsayılarının istatistiksel olarak anlamlılığı incelenerek mevsimsel birim kök testi gerçekleştirilebilir. Yukarıdaki (1) nolu regresyon denkleminde, t deterministik trend değişkenini, $D_{s,t}$ bir yıldaki her bir ayı temsil eden kukla değişkeni, ε_t ise hata terimlerini ifade etmektedir. (1) numaralı regresyon denkleminde, hata terimleri arasındaki olası bir ardışık bağımlılığı gidermek amacıyla, bağımlı değişkenin gecikmeleri ilave edilmiştir. Denkleminde yer alan $y_{i,t}$, tüm mevsimsel birim kökleri silen ve sıfır ya da uzun dönem frekansta birim köke izin veren bir transformasyonu içermektedir. Benzer şekilde $y_{2,t}$, 6 aylık periyoda karşılık gelen π frekansında, $y_{3,t}$, 3 aylık periyoda karşılık gelen $(1/2)\pi[(3/2)\pi]$ frekansında, $y_{4,t}$, $(5/6)\pi[(7/6)\pi]$ frekansında, $y_{5,t}$, $(1/6)\pi[(11/6)\pi]$ frekansında, $y_{6,t}$, $(2/3)\pi[(4/3)\pi]$ frekansında, ve $y_{7,t}$, $(1/3)\pi[(5/3)\pi]$ frekansında birim köke izin veren transformasyonları içermektedir.

EKK yöntemi ile tahmin edilen π_1 ve π_2 katsayılarının t istatistiklerinin dağılımı Dickey-Fuller dağılımı olarak bilinir. π_1 ve π_2 için yapılan t-testleri $t(\pi_1)$ ve $t(\pi_2)$ olarak adlandırılır. Eğer $\pi_1=0$ ise, mevsimsel olmayan birim kök 1 ya da sıfır frekanslı birim kök hipotezi red edilemez. Eğer $\pi_2=0$ ise, mevsimsel birim kök -1 ya da π frekansında mevsimsel birim kök hipotezi red edilemez. 1 ve -1 birim kökleri için alternatif hipotezler; birim köklerin mutlak değerinin 1'den küçük olduğu şeklindedir. *Sıfır ve π frekanslarındaki birim köklere ilişkin sıfır hipotezi, hesaplanan t istatistiklerinin Fuller(1976)'da verilen kritik değerlerden küçük olması durumunda reddedilebilecektir.*

$(1/2)\pi[(3/2)\pi]$, $(5/6)\pi[(7/6)\pi]$, $(1/6)\pi[(11/6)\pi]$, $(2/3)\pi[(4/3)\pi]$ ve $(1/3)\pi[(5/3)\pi]$ frekanslarındaki birim köklere ilişkin sıfır hipotezi, Beaulieu ve Miron (1992) tarafından elde edilen standart olmayan F dağılımı gösterirler. Ortak F testleri, $\pi_3=\pi_4=0$, $\pi_5=\pi_6=0$, $\pi_7=\pi_8=0$, $\pi_9=\pi_{10}=0$ ve $\pi_{11}=\pi_{12}=0$, sırasıyla $F(\pi_3,\pi_4)$, $F(\pi_5,\pi_6)$, $F(\pi_7,\pi_8)$, $F(\pi_9,\pi_{10})$ ve $F(\pi_{11},\pi_{12})$ olarak adlandırılır. Eğer $\pi_3=\pi_4=0$ ise, $(1/2)\pi[(3/2)\pi]$ frekansında mevsimsel birim kök olduğu şeklindeki hipotez reddedilemeyecektir. Eğer $\pi_5=\pi_6=0$ ise, $(5/6)\pi[(7/6)\pi]$ frekansında mevsimsel birim kök olduğu şeklindeki hipotez reddedilemeyecektir. Eğer $\pi_7=\pi_8=0$ ise, $(1/6)\pi[(11/6)\pi]$ frekansında mevsimsel birim kök olduğu şeklindeki hipotez reddedilemeyecektir. Eğer $\pi_9=\pi_{10}=0$ ise, $(2/3)\pi[(4/3)\pi]$ frekansında mevsimsel birim kök olduğu şeklindeki hipotez reddedilemeyecektir. Eğer $\pi_{11}=\pi_{12}=0$ ise, $(1/3)\pi[(5/3)\pi]$

frekansında mevsimsel birim kök olduğu şeklindeki hipotez reddedilemeyecektir. Her bir frekanstaki birim köke ilişkin sıfır hipotezi, hesaplanan F istatistiklerinin Franses ve Hobijn (1997)'de verilen kritik değerlerden büyük olması durumunda reddedilecektir. Mevsimsel birim kök testine ilişkin yukarıda verilen bilgiler, Tablo 1'de özetlenmiştir.

Tablo 1: Mevsimsel Birim Kök Testi

Birim Kökün Frekansı	H_0	H_a	Test İstatistiği
0	$\pi_1=0$	$\pi_1<0$	$t(\pi_1)$
π	$\pi_2=0$	$\pi_2<0$	$t(\pi_2)$
$(1/2)\pi[(3/2)\pi]$	$\pi_3 \cap \pi_4=0$	$\pi_3 \cup \pi_4 \neq 0$	$F(\pi_3, \pi_4)$
$(5/6)\pi[(7/6)\pi]$	$\pi_5 \cap \pi_6=0$	$\pi_5 \cup \pi_6 \neq 0$	$F(\pi_5, \pi_6)$
$(1/6)\pi[(11/6)\pi]$	$\pi_7 \cap \pi_8=0$	$\pi_7 \cup \pi_8 \neq 0$	$F(\pi_7, \pi_8)$
$(2/3)\pi[(4/3)\pi]$	$\pi_9 \cap \pi_{10}=0$	$\pi_9 \cup \pi_{10} \neq 0$	$F(\pi_9, \pi_{10})$
$(1/3)\pi[(5/3)\pi]$	$\pi_{11} \cap \pi_{12}=0$	$\pi_{11} \cup \pi_{12} \neq 0$	$F(\pi_{11}, \pi_{12})$

Kaynak: Hamori, 2001, 472.

(1) numaralı regresyon denkleminde, bağımlı değişkenin gecikme uzunluğunun (p) nasıl tespit edileceğine ilişkin, literatürde farklı yöntemlerin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada izlenen yöntem şöyledir; Regresyon denklemi öncelikle bir gecikme ile tahmin edilmiş ve hata terimleri arasında 1. ve 12. dereceden otokorelasyon olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla, Lagrange Çarpan (LM) Testinden yararlanılmıştır. Belirtilen derecelerde otokorelasyon olmadığı şeklindeki sıfır hipotezlerinden herhangi birinin red edilmesi durumunda, gecikme uzunluğu bir artırılarak LM Testi yeniden uygulanmıştır. Bu işlem, her bir derece için sıfır hipotezi red edilemeyinceye kadar sürdürülmüştür.

Çalışmada İMKB Ulusal İndeksi için 1986:01-2002:10, Mali ve Sinai İndeksler için ise 1991:01-2002:10 dönemleri kapsanmıştır. Tüm seriler doğal logaritmaları alındıktan sonra analizlerde kullanılmışlardır. Veriler, Merkez Bankası'nın <http://www.tcmb.gov.tr> adresindeki veri dağıtım sisteminden alınmıştır.

IV. Bulgular

(1) numaralı regresyon denkleminin, trendsiz ve trendli tahmin edilmesiyle elde edilen sonuçlar aşağıda Tablo 2 ve 3'de verilmiştir. Trendsiz denklemin tahmin sonuçlarının verildiği Tablo 2'nin son iki sütunu incelendiğinde, hiçbir denklemde 1. veya 12. dereceden otokorelasyon olmadığı görülmektedir. Parantez içerisinde verilen değerlerin tümü, istatistiksel olarak kabul edilebilir seviyelerin üzerindedir. Tablonun üçüncü sütununda görüldüğü gibi, ele alınan üç indeks için de sıfır frekanslı birim kök hipotezi red edilememiştir. Diğer bir ifadeyle her üç seride de mevsimsel olmayan birim kök vardır. Tablonun diğer sütunlarında yer alan istatistikler incelendiğinde ise, ele alınan serilerin hiçbirinde herhangi bir frekansta mevsimsel birim kök olmadığı görülmektedir. $t(\pi_2)$ için hesaplanan istatistikler tablo kritik değerinden küçük, F istatistikleri için hesaplanan değerler ise tablo kritik değerlerinden büyük çıkmıştır.

Tablo 2 : Aylık Birim Kök Test Sonuçları (Trendsiz)

Endeks	p	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3, \pi_4)$	$F(\pi_5, \pi_6)$	$F(\pi_7, \pi_8)$	$F(\pi_9, \pi_{10})$	$F(\pi_{11}, \pi_{12})$	LM(1)	LM(12)
Ulusal	3	-1,255	-2,995 ^b	8,227 ^b	10,609 ^a	21,531 ^a	13,927 ^a	14,406 ^a	0,018 (0,892)	14,958 (0,243)
Mali	1	-1,079	-2,848 ^b	11,316 ^a	6,201 ^c	9,539 ^a	18,649 ^a	16,295 ^a	1,439 (0,230)	17,137 (0,144)
Sinai	3	-1,498	-2,705 ^c	6,443 ^b	6,418 ^b	16,900 ^a	8,608 ^a	12,678 ^a	0,722 (0,395)	12,289 (0,422)

- i. p, (1) numaralı denklemdeki gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.
- ii. LM(1) ve LM(12), hata terimleri arasında sırasıyla 1. ve 12. dereceden otokorelasyonu araştıran Lagrange Çarpan Testini, parantez içerisinde verilen değerler ise anlamlılık düzeylerini göstermektedir.
- iii. 240 gözlem ve % 1, 5 ve 10 anlamlılık düzeyinde t istatistikleri için kritik değerler sırasıyla; -3,28; -2,76 ve -2,47'dir. % 1, 5 ve 10 düzeylerinde, F istatistikleri için kritik değerler, sırasıyla; $F(\pi_3, \pi_4)$ için, 8,35; 6,27; 5,28 ; $F(\pi_5, \pi_6)$ için, 8,40; 6,28; 5,22; $F(\pi_7, \pi_8)$ için 8,32; 6,21; 5,21; $F(\pi_9, \pi_{10})$ için, 8,34; 6,22; 5,23 ve $F(\pi_{11}, \pi_{12})$ için, 8,27; 6,21; 5,26'dır. a, b ve c ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, 5 ve 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Trendli denklemin tahmin sonuçlarının verildiği Tablo 3'ün son iki sütunu, yine, hiçbir denklemde 1. veya 12. dereceden otokorelasyon olmadığını göstermektedir. Tablo 3'ün üçüncü sütununda görüldüğü gibi, Ulusal İndeks için sıfır frekanslı birim kök hipotezi red edilmiş, Mali ve Sınai İndeksler için ise söz konusu hipotez red edilememiştir. Tabloda görüldüğü gibi $t(\pi_2)$ için hesaplanan istatistikler tablo kritik değerinden küçük, F istatistikleri için hesaplanan değerler ise tablo kritik değerlerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla, yine hiçbir seride mevsimsel birim kök olmadığı sonucuna varılmıştır. Trendli denklem tahmin sonuçları, Ulusal İndeks için, mevsimsel ya da mevsimsel olmayan hiçbir frekansta birim kök olmadığına işaret etmektedir.

Tablo 3 : Aylık Birim Kök Test Sonuçları (Trendli)

Endeks	p	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3, \pi_4)$	$F(\pi_5, \pi_6)$	$F(\pi_7, \pi_8)$	$F(\pi_9, \pi_{10})$	$F(\pi_{11}, \pi_{12})$	LM(1)	LM(12)
Ulusal	1	-3,415 ^b	-2,758 ^c	12,986 ^a	11,061 ^a	16,075 ^a	16,349 ^a	16,833 ^a	0,313 (0,575)	15,829 (0,199)
Mali	1	-1,473	-2,762 ^b	10,495 ^a	5,963 ^c	9,408 ^a	17,288 ^a	15,291 ^a	0,865 (0,352)	17,639 (0,127)
Sınai	3	-0,596	-2,681 ^c	6,345 ^b	6,349 ^b	15,438 ^a	8,567 ^a	12,217 ^a	0,783 (0,376)	12,916 (0,375)

- i. p, (1) numaralı denklemdeki gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.
- ii. LM(1) ve LM(12), hata terimleri arasında sırasıyla 1. ve 12. dereceden otokorelasyonu araştıran Lagrange Çarpan Testini, parantez içerisinde verilen değerler ise anlamlılık düzeylerini göstermektedir.
- iii. 240 gözlem ve % 1, 5 ve 10 anlamlılık düzeyinde $t(\pi_1)$ istatistiği için kritik değerler sırasıyla; -3,83; -3,29 ve -3,01'dir. $t(\pi_2)$ istatistiği için kritik değerler trendsiz denklemdeki ile aynıdır. % 1, 5 ve 10 düzeylerinde, F istatistikleri için kritik değerler, sırasıyla; $F(\pi_3, \pi_4)$ için, 8,30; 6,24; 5,26 ; $F(\pi_5, \pi_6)$ için, 8,38; 6,26; 5,21; $F(\pi_7, \pi_8)$ için 8,31; 6,18; 5,22; $F(\pi_9, \pi_{10})$ için, 8,30; 6,20; 5,21 ve $F(\pi_{11}, \pi_{12})$ için, 8,29; 6,20; 5,23'dür. a, b ve c ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, 5 ve 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

V. Sonuç ve Değerlendirme

Ekonomik zaman serilerinin en önemli bileşenlerinden olan mevsimselliğin, uygun bir şekilde modellenmesi hem ekonometrik hem de iktisadi açıdan önemlidir. Bu hususta yapılacak bir hata, ekonometrik açıdan tahminlerde sapma ya da bilgi kaybına, iktisadi açıdan ise yanlış politikaların uygulanmasına neden olabilecektir. Bu nedenle, incelenen verilerdeki mevsimselliğin deterministik ya da stokastik özellikler taşıyıp taşımadığı öncelikle araştırılmalıdır. Deterministik mevsimselliğin kukla değişkenler, durağan stokastik mevsimselliğin ise otoregresif bir biçimde rahatlıkla modellenebilmesi nedeniyle burada özellikle mevsimsel birim kök nedeniyle durağan olmayan (*integrated*) stokastik mevsimselliğin araştırılması ön plana çıkmaktadır.

Bu çalışmada İMKB Ulusal, Mali ve Sinai İndekslerinde stokastik mevsimsellik olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla, Franses yaklaşımı benimsenmiş ve yine Franses'in önerisi doğrultusunda (1) numaralı denklem trendli ve trendsiz olmak üzere iki farklı şekilde çalıştırılmıştır. Elde edilen bulgular, İngiliz ve Japon hisse senetleri piyasalarındaki mevsimselliğin stokastik olmadığını belirten sırasıyla Clare, Psaradakis ve Thomas (1995) ve Hamori (2001)'ye paralel olarak, İMKB'de durağan olmayan stokastik mevsimselliğin bulunmadığını göstermiştir. Durağan olmayan stokastik mevsimselliğin var olması halinde, deterministik mevsimselliğin varlığına ilişkin elde edilecek bulguların sahte olacağı göz önüne alındığında, bu sonuçlar İMKB'de deterministik mevsimselliği inceleyen ve destekleyen çalışmaların böyle bir sakıncadan yoksun olduğunu göstermiştir.

Kaynakça

- ARNADE, C., ve D., PICK, (1998), "Seasonality and Unit Roots: The Demand for Fruits", **Agricultural Economics**, 18, 53-62.
- AUDAS, R., ve J., GODDARD, (2001), "Absenteeism, Seasonality and the Business Cycle", **Journal of Economics and Business**, 53, 405-419.
- BALABAN, E., (1995a), "Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging Stock Market", **Applied Economics Letters**, 2, 139-143.
- BALABAN, E., (1995b), "Some Empirics of The Turkish Stock Market", **TCMB Araştırma Bölümü Tartışma Metni No: 9508**.
- BALABAN, E., (1995c), "January Effect, Yes! What About Mark Twain Effect?", **TCMB Araştırma Bölümü Tartışma Metni No: 9509**.
- BALABAN, E., BAYAR, A., ve Ö.B., KAN (2001), "Stock Returns, Seasonality and Asymmetric Conditional Volatility in World Equity Markets", **Applied Economics Letters**, 8, 263-268.
- BALABAN, E., ve M., BULU (1997), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Ay İçi Etkiler", **Doç. Dr. Yaman Aşıkoğlu'na Armağan, Sermaye Piyasası Kurulu**, Ocak, Yayın no: 56, 265-275.
- BEAULIEU, J.J., ve J.A., MIRON, (1992), "Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data", **NBER Technical Paper No:126**.
- BROOKS, C., ve G., PERSAND, (2001), "Seasonality in Southeast Asian Stock Markets: Some New Evidence on Day-of-the-Week Effects", **Applied Economics Letters**, 8, 155-158.
- CLARE, A.D., PSARADAKIS, Z., ve S.H., THOMAS (1995), "An Analysis of Seasonality in the U.K. Equity Market", **The Economic Journal**, 105 (March), 398-409.
- FRANSES, P.H., (1990), "Testing for Seasonal Unit Roots in Monthly Data", **Econometric Institute Rapor No: 9032/A, Erasmus University, Rotterdam**.
- FRANSES, P.H., (1991), "Seasonality, Non-Stationary and the Forecasting of Monthly Time Series", **International Journal of Forecasting**, 7, 199-208.
- FRANSES, P.H., (1998), **Time Series Models for Business and Economic Forecasting**, Cambridge University Press, United Kingdom.
- FRANSES, P.H., ve B., HOBIJN (1997), "Critical Values for Unit Root Tests in Seasonal Time Series", **Journal of Applied Statistics**, 24, 25-47.
- FULLER, W.A., (1976), **Introduction to Statistical Time Series**, Wiley, New York.

GÜLTEKİN, M.N., ve N.B., GÜLTEKİN (1983), "Stock Market Seasonality: International Evidence", **Journal of Financial Economics**, 12, 469-481.

HAMORI, S., (2001), "Seasonality and Stock Returns: Some Evidence From Japan", **Japan and the World Economy**, 13, 463-481.

HYLLEBERG, S., ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J., ve B.S., YOO, (1990), "Seasonal Integration and Cointegration", **Journal of Econometrics**, 44, 215-238.

HYLLEBERG, S., JORGENSEN, C., ve N.K. SORENSEN, (1993) "Seasonality in Macroeconomic Time Series", **Empirical Economics**, 18, 321-335.

KAVUSSANOS, M.G., ve A.H. ALIZADEH-M, (2001), "Seasonality Patterns in Dry Bulk Shipping Spot and Time Charter Freight Rates", **Transportation Research Part E**, 37, 443-467.

LEE, I., (1992), "Stock Market Seasonality: Some Evidence from the Pacific-Basin Countries", **Journal of Business Finance & Accounting**, 19, 2 (January), 199-210.

MILLS, T.C., SIRIOPOULOS, C., MARKELLOS, R.N., ve D., HARIZANIS, (2000), "Seasonality in the Athens Stock Exchange", **Applied Financial Economics**, 10, 137-142.

MOOKERJEE, R., ve Q., YU, (1999a), "An Empirical Analysis of the Equity Markets in China", **Review of Financial Economics**, 8, 41-60.

MOOKERJEE, R., ve Q., YU, (1999b), "Seasonality in Returns on the Chinese Stock Markets: The Case of Shanghai and Shenzhen", **Global Finance Journal**, 10 (1), 93-105.

MOUGOUE, M., (1996), "Seasonalities in the Taiwanese Stock Market", **American Business Review**, June, 73-79.

SANTESMASES, M., (1986), "An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities", **Journal of Business Finance & Accounting**, 13, 2 (Summer), 267-276.

SELER, İ.T., (1996), "Haftanın Günleri: İMKB'ye Etkileri Üzerine Bir İnceleme", **Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar, İktisat, İşletme ve Finans Yayınları**, Kasım, Yayın no: 4, 147-168.

WHYTE, A.M., ve A., PICOU, (1993), "Seasonality in Industry Specific Indices", **Journal of Economics and Finance**, 17, 3 (Fall), 57-67.

YAMAK, N. ve R., YAMAK, (1998), Tüketici Fiyat Serilerinde Mevsimselliğin Türü ve Boyutu", **Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi**, 16, 2 (yaz), (<http://iktisat.uludag.edu.tr/dergi/2/rahmi/rahmi.html>).