Eskişehir Anadolu Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
C: XII, S: 1-2, 1994

TÜRKİYE İÇİN DIVISIA PARASAL İNDEKSLERİN OLUŞTURULMASI VE PARA TALEBİNDE KULLANIMI

Yrd. Doç. Dr. Emel İMİR ŞIKLAR*

GİRİŞ:

Divisia İndeks kavramı son yıllarda artan şekilde kullanım olanağı bulan bir indeksleme türü olmuştur. 1957 tarihli bir makalesinde Solow, belirli şartlar altında, teknik değişmelerin indekslenmesinde Divisia İndeks kullanımının ideal yol olduğunu göstermiştir. Solow'dan sonra birçok çalışmada verimlilik değişmelerinin ölçülmesi amacıyla Divisia indeksler yoğun olarak kullanılmıştır. Öte yandan 80'li yılların sonlarından itibaren ise Divisia indekslerin ekonomik toplulaştırma teorisinden yola çıkılarak, bir ülkedeki parasal büyüklüklerin oluşturulmasında kullanılabileceği ifade edilmektedir. Bn çalışmada amacımız Türkiye için alternatif bir parasal büyüklük olarak Divisia parasal indeksleri oluşturmak ve geliştirilen bu indekslerin performans analizini gerçekleştirerek diğer parasal büyüklüklerin performansı ile karşılaştırabilmektir. Performans analizinin karşılaştırılmasında ise para talebi teorisinden yararlanılacaktır. Bu amaçla çalışmamız üç bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde Divisia indeks kavramı ortaya konmakta ve Divisia indekslerin çeşitli özelliklerine değinilerek bu indekslerin kullanımındaki avantaj ve dezavantajlar ortaya konmaktadır. Ayrıca bu

---

(*) Anadolu Üniversitesi Fen Fakültesi Öğretim Üyesi.

bölümde Divisia indeksler ile Fisher İdeal indeksinin karşılaştırılmasına da yer verilmektedir. İkinci bölümde parasal toplulaştırma teorisine değinilerek Divisia indekslerin parasal toplulaştırma amacıyla nasıl kullanılabileceği araştırılmakta ve burada elde edilen bulgulara dayanarak Türkiye için Divisia parasal indekslerin hesaplanması gerçekleştirilmektedir. Üçüncü bölümde ise basit toplam parasal büyüklükler ve Divisia parasal büyüklüklerin performanş analizi para talebi açısından karşılaştırılmaktadır. Ekonomi teorisinin tespitleri ışığında para talebi fonksiyonunun istikrarlı olması ya da istikrarsız bir yapı göstermesi ayrı bir öneme sahip olduğu için tahmin edilen tüm para talebi fonksiyonları iki ayrı istikrar testine tabi tutulmaktadır. Bu testlerden biri biçimsel istikrar testi iken diğeri yapısal istikrar testi konumundadır.

1 – İNDEKS SAYILARI VE DIVISIA İNDEKSLER

A. Divisia İndeks Kavramı

Teorik olarak Divisia indeks sayıları[1] ekonomik toplulaştırma (aggregation) teorisinden ve fayda maksimizasyonunun birinci derece şartlarından yararlanılarak elde edilmektedir. Ampirik olarak Divisia indeks sayıları, indeksi oluşturan her bir bileşene ait miktar ve fiyatlara ilişkin lineer bir fonksiyonun kullanılması ile elde edilmektedir. Bunun dışında indeksin büyüme oranı indeksi oluşturan bileşenlerin büyüme oranlarının lineer kombinasyonundan meydana gelmekte ve bileşenlerin tartıları bu bileşenlerin toplam harcamalardaki ortalama payları olmaktadır. İki tür Divisia indeks sayısı vardır: sürekli ve kesikli Divisia indeks sayıları. Sürekli tip Divisia indeks sayıları mikro ekonomi teorisinden yararlanılarak elde edilirken [10, s. 1017], kesikli Divisia indeks sayıları sürekli indeksin bir tahmini olmaktadır. Sürekli tip Divisia indeks sayılarının elde edilişini görebilmek için ekonomide **n** tane malı toplulaştıran bir ölçüt oluşturmak istendiğini kabul edelim. Söz konusu **n** tane mala ilişkin miktarların

$$Q = (q_1, q_2, \ldots, q_n)$$

vektörü ile, bunlara ilişkin fiyatların da

$$P = (p_1, p_2, \ldots, p_n)$$

(1) Divisia indeks kavramı lik olarak Fransız iktisatçı François Divisia tarafından 1925 yılında yayınlanan bir dizi makalede geliştirilmiş ve daha sonra Divisia ismiyle anılmıştır.

vektörü ile ifade edildiğini kabul edelim. Ekonomik toplulaştırma teorisine göre toplulaştırma fonksiyonu bütçe kısıtına tabi olan ve maksimize edilecek olan **g (Q)** fayda fonksiyonu olmaktadır. Adı geçen bütçe kısıtını şu şekilde yazmak mümkündür:

$$\sum_{i=1}^{n} q_i p_i = g(Q)\, f(P) = E \tag{1}$$

Yukarıdaki eşitlikte f (P) fiyatlarla ilişkin toplulaştırma fonksiyonunu ve E söz konusu mallara yapılan toplam harcamaları ifade etmektedir. Fayda maksimizasyonu için gerekli olan birinci derece şartı şu şekilde olacaktır:

$$\frac{d\,[g(Q)]}{dq_i} = \lambda p_i \tag{2}$$

Bu eşitlikte λ Lagrange çarpanını ifade etmektedir. Toplulaştırma fonksiyonu homojen lineer olduğu için Euler eşitliği gerçekleşmekte ve aşağıdaki eşitliği yazmamıza olanak tanımaktadır:

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{d\,[g(Q)]}{dq_i}\, q_i = g(Q) \tag{3}$$

(2) nolu eşitliği (3) nolu eşitlikte yerine koyarsak

$$\lambda \sum_{i=1}^{n} q_i p_i = g(Q)$$

ve

$$\lambda E = g(Q)$$

elde ederiz. Buradan da

$$\lambda = \frac{g(Q)}{E}$$

ve

$$\frac{d\,[g(Q)]}{dq_i} = p_i \left[\frac{g(Q)}{E}\right] \tag{4}$$

elde ederiz. Bu noktada toplulaştırma fonksiyonu g (Q)'nun toplam türevini alırsak aşağıdaki 5 nolu eşitliği elde ederiz:

$$d\,[g(Q)] = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{d\,[g(Q)]}{dq_i} \right) dq_i \qquad (5)$$

(4) nolu eşitliği (5) nolu eşitlikte yerine koyarsak öncelikle

$$d\,[g(Q)] = \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i(dg_i)\,g(Q)}{E} \qquad (6)$$

elde ederiz.Eşitlik tekrar düzenlendiğinde ise

$$\frac{d[g(Q)]}{g(Q)} = \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i q_i}{Eq_i}\, dq_i$$

elde edilecektir. $S_i = p_i q_i / E$ dersek ve bunun i - inci malın toplam harcamadaki payını gösterdiğini kabul edersek (6) nolu eşitliği şu şekilde yazmamız mümkün olur:

$$d\,\{\ln[g(Q)]\} = \sum_{i=1}^{n} s_i d\,[\ln(q_i)] \qquad (7)$$

Yukarıda yazılan son eşitliği g(t) için çözersek

$$g(t) = \mathrm{EXP}\left(\int \left[\sum_{i=1}^{n} S_i(t) d[\ln(q_i(t)] \right] dt \right) \qquad (8)$$

Son olarak yazılan (8) nolu eşitlik sürekli form Divisia miktar indeksidir [13, s. 32 - 33].

[g (Q)] ile ifade ettiğimiz miktar vektörünün [0, T] zaman aralığında izlediği yolu göstermek amacıyla α_t terimini kullanırsak Divisia miktar indeksini fonksiyonel olarak aşağıdaki şekilde yazabiliriz:

$$D(\Gamma) = \mathrm{EXP}\left| \int_{\Gamma} \varphi \, d\, \alpha_t \right| \qquad (9)$$

Yukarıdaki eşitlikte φ toplam değerdeki paylarına göre normalleştirilen fiyat vektörünü[2], Γ ise $0<t<T$ aralığında α_t tarafından temsil edilen eğriyi ifade etmektedir.

Divisia indeksin birçok ideal özelliğe sahip olduğu bilinmektedir. [11, s. 739 - 755]. Öte yandan Divisia indeksin oldukça önemli bir eksikliği de söz konusudur. İndeks bir çizgisel integral (line integral) olduğu için, genellikle, Divisia indeks integralin alındığı yola bağımlı olmaktadır.

$S \subset R^n$ açık bölgesinde φ'nin sürekli olduğu, X ve Y'nin S bölgesindeki iki noktayı ifade ettiği varsayımları altında, çizgisel integralin yoldan bağımsız olabilmesi için

$$\int_{\Gamma(X,Y)} \varphi d\alpha = \int_{\Gamma_1(X,Y)} \varphi d\beta \qquad (10)$$

olması gerekir. Burada α ve β gibi tüm yollar Γ ve Γ_1 eğrilerini tanımlamakta $\Gamma \subset S$ ve $\Gamma_1 \subset S$ olmaktadır. Ayrıca $\alpha \in \Gamma$ ve $\beta \in \Gamma_1$ olduğu da belirtilmelidir. Yukarıda verilen (10) nolu eşitlik gerçekleşmezse çizgisel integralin yola bağımlı olduğu söylenir. [0, T] aralığındaki X gibi bir noktayı kendisine bağlayan $\Gamma(X, X)$ ve $\Gamma_1(X, X)$ gibi yolları gözönüne alalım. Çizgisel integraller genellikle yola bağımlı oldukları için

$$D[\Gamma(X, X)] \neq D[\Gamma_1(X, X)]$$

---

(2) Yani

$$\varphi = \left(\frac{p_1(t)}{\Sigma\, p_j(t)\, q_j(t)}, \ldots, \frac{p_n(t)}{\Sigma\, p_j(t)\, q_j(t)} \right)$$

olacaktır. Ancak bu durum en azından bir yol için indeksin başlangıç değerine geri dönmediği anlamına gelir. Bu da X noktasındaki indeks değerinin yol üzerinde döngü yaparak hatalı şekilde büyük veya küçük olarak tahmin edilebileceğini ifade eder. Divisia indeksin sürekli formunu elde ederken kullandığımız gösterimlerdeki **q**'ların üretim sürecinde kullanılan girdileri, **p**'lerin de bu girdilerin fiyatlarını gösterdiğini kabul eder ve teknolojinin değişmediğini varsayarsak, belirli bir noktadaki girdi vektörüne ilişkin indeks değerinin hatalı olarak gerçek değerden büyük ya da küçük olması gibi bir durumla karşılaşabiliriz [11, s. 752].

Ancak Hulten'in de belirttiği gibi Divisia indeksin yukarıda ifade edilen tek dezavantajı (döngü yapma sorunu) ile topluluştırma teorisi arasında direkt bir bağ söz konusudur. Döngü sorununun söz konusu olmaması için, ancak ve ancak $S \subset R^n$ bölgesinde Divisia integralin yoldan bağımsız olması gerekir. Böyle bir durum ise ancak $\{q_1, q_2, \dots q_n\} \varepsilon$ S'nin her noktasında gözlemlenebilen bir büyüklüğün olması durumunda gerçekleşebilir. Örneğin sermaye stokuna ilişkin döngü yapmayan bir Divisia indeks oluşturabilmek için sermaye stokuna dahil edilen unsurların her birinin $[0, T]$ aralığının her noktasında gözlemlenebilir olması gerekir [10, s. 1018].

Yukarıda ifade edilen şart gerekli olmasına karşın yeterli değildir. Gerek ve yeter şartları elde edebilmek için aşağıdaki hususların tek tek gerçekleşmesi gerekmektedir:

(1) S bölgesinde tanımlanan bir büyüklük bulunmalıdır
(2) Bu büyüklük lineer homojenliğe sahip olmalıdır
(3) S bölgesinde her noktada büyüklüğü oluşturan her bir bileşenin gözlemlenebilen bir fiyatı olmalıdır. Ayrıca ilgili fiyat ve miktarların skalar çarpımı mümkün olmalıdır.

Yukarıda elde ettiğimiz (8) nolu eşitliğin S bölgesinde integralinin alınabildiği varsayımı altında, sıralanan üç şartın S bölgesinde Divisia indeksin yoldan bağımsız olması için gerek ve yeter şartları ifade ettiğini söyleyebiliriz [10, s. 1018].

Sıralanan bu şartların iki önemli sonucu vardır. Birincisi indeksdeki $\{q_1(t), q_2(t), \dots, q_n(t)\}$ değişkenleri daha fazla sayıdaki $\{q_1(t), q_2(t), \dots, q_m(t)\}$ değişkenlerinin bir alt kümesi olarak görülüyorsa, yani $m>n$ ise, topluluştırılacak bir büyüklüğün bulunması m tane değişkenin tümünü kapsayan herhangi bir fonksiyonun indekse dahil edilen n değişkenli fonksiyona zayıf olarak ayrıştırılabileceğini ifade eder. Örneğin, sermaye ve işgücü girdilerini kullanan bir teknoloji bağlamında, sermayeye ilişkin yoldan bağımsız bir Divisia indeksi üretim fonksiyonunun zayıf ayrıştırılabilir olduğunu varsaymamızı gerektirir. Bu da sermaye adı altında toplulaştırılacak bir büyüklüğün bulunması gerektiği anlamına gelir. Bir diğer deyişle Divisia indeksi rastgele fiyat ve miktar serileri için uygulanamayacak, indeks kapsamında toplulaştırılacak büyüklükleri bir araya getirmek için teorik açıdan gerekçeler bulunması şart olacaktır [1, s. 11-12].

İkinci sonuç indeks değerleri ile ilgilidir. Yukarıda sıralanan şartların gerçekleşmesi durumunda belirli bir baz periyot esas alınarak normalleştirilen Divisia indeks toplulaştırma fonksiyonunun fiili değerlerini kullanır. Buna göre Divisia indeks, normalleştirme hariç, ele alınan değişkendeki tüm bilgileri muhafaza eder. Bu özellik, döngü sorununun olmadığı durumlarda Divisia indeksin en az diğer indeksler kadar iyi performans gösterdiğini ifade eder [10, s. 1019].

Bu sonucun asıl etkisi sürekli form Divisia indeksi ifade eden (8) nolu eşitliğin kesikli tahmini ele alındığında ortaya çıkmaktadır. Ekonomik seriler zaman içerisinde kesikli noktalardaki gözlemler olduğu için, indeksin kesikli formu şu şekilde olacaktır:

$$\log(D_t)-\log(D_{t-1})=\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{2}[S_{i,t}+S_{i,t-1}][\log(q_i, t)-\log(q_{i,t-1})] \quad (11)$$

Yukarıdaki eşitlikte

$$S_{i,t}=\frac{q_{i,t}\,p_{i,t}}{\sum_{j=1}^{n} q_{j,t}\,p_{j,t}}$$

olarak hesaplanmaktadır. (11) nolu eşitlik kesikli Divisia indeksinin büyüme oranını vermektedir ve iki önemli özelliğe sahiptir. Öncelikle fiyatlar ve miktarlar bilinmekte iken Divisia indeksi hesaplamak her zaman mümkündür. İkinci olarak, Δt sıfıra yaklaştıkça yukarıdaki (11) nolu eşitlik (8) nolu eşitlikteki sürekli forma yaklaşmaktadır. Bu nedenle yukarıda belirlenen gerek ve yeter şartlar altında S bölgesindeki ilişkilerin gerçek değerlerini tahmin edebilmek için kesikli Divisia indeksi kullanılabilir. Bu durumda indekse ilişkin düzey değeri aşağıdaki şekilde hesaplanacaktır:

$$D_t = D_{t-1}\left[\prod_{i=1}^{n}\left(\frac{q_{i,t}}{q_{i,t-1}}\right)^{\frac{1}{2}(S_{i,t}+s_{i,t-1})}\right] \qquad (12)$$

Yukarıda yapılan açıklamalardan, gerek ve yeter şartlar altında Divisia indeksin indeks sayıları arasındaki en iyi seçim olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Aslında belirtilen gerek ve yeter şartlar oldukça kısıtlayıcıdır. Özellikle lineer homojenlik şartı diğer iki şarta göre daha kısıtlayıcı olmaktadır. Ancak bazı durumlarda lineer homojenlik şartını ortadan kaldırmak mümkün olabilir. Diğer iki şarta gelince bunların geçerli varsayımlar olduğunu kabul etmek için haklı gerekçeler vardır. İlk olarak bu iki varsayım birçok ekonomik sorunla ilgili olarak iktisatçıların kabul ettikleri temel çerçeveyi oluşturmaktadır. İkinci olarak toplulaştırılacak bir ekonomik büyüklüğün varlığını kabul etmezsek esaslı bir belirlenemezlik sorunu gündeme gelecektir [6, s. 767-780]. İndeksin bileşenleri ile ilgili olarak kesin doğru bir değer bulunmadığı için herhangi bir indeksin performansının ne kadar iyi olduğuna karar vermenin kesin bir yolu da yoktur. Bu nedenle indeks formülleri arasında bir seçim yapmamıza olanak tanıyacak bir kriter de bulunmamaktadır [5, s. 7].

B. Fisher İdeal İndeksi ve Divisia İndeksler

İstatistik teorisi fiyat ve miktarı birbirinden bağımsız olarak kabul eden çeşitli fiyat ve miktar indeksleri sunmaktadır. Gerek fiyat indeksleri gerekse miktar indeksleri sadece fiyat ve miktara ilişkin veriler kullanılarak hesaplandıkları için geniş ölçüde kullanım alanı bulmaktadırlar. Bu sayede fiyat ile miktar arasındaki ilişkiyi oluşturan yapının tahmin edilmesine gerek kalmamaktadır. Irving Fisher'in 1922 tarihli ve günümüzde bir klasik olarak kabul edilen indeks sayıları teorisine ilişkin eserden bu yana hemen her ülkede devlet tarafından yayınlanan veriler bu literatürden kaynaklanan toplulaştırma formüllerine bağlı olarak elde edilmektedir. Bu konuda verilebilecek en çok bilinen örnekler arasında tüketici fiyat indeksleri (Laspayres fiyat indeksi), GSMH deflatörü (Paasche fiyat indeksi) ve reel GSMH (Laspayres miktar indeksi)) sayılabilir. Söz konusu indeks çeşitleri arasında yer alan basit toplam indeksleme yöntemi en çok parasal miktarların oluşturulmasında kullanılan bir yöntem durumundadır. Ancak, basit toplam indeksleme yöntemi fiyatları gözönüne almadığı için sağlıklı sonuç vermez. Bu konuyu parasal topluiaştırma başlığı altında ileride ayrıntılı olarak ele alacağız.

İstatistiksel indeksler bilinen istatistiki özellikleri ile birbirlerinden ayrılmaktadırlar. Bu özellikler Irving Fisher tarafından ayrıntılı olarak tanımlanmıştır. Fisher belirli bir indeksin niteliğini değerlendirebilmek için **Fisher Test Sistemi** olarak bilinen bir dizi test sunmaktadır (3). Fisher'in tüm istatistiki özellikleri yerine getirdiğini belirttiği indeks ise **Fisher İdeal İndeksi** olarak adlandırılmaktadır. Söz konusu özelliklerin büyük bir bölümünü yerine getiren bir diğer indeks ise kesikli form Divisia indeksidir.

t döneminde i-inci aktife ilişkin miktarı $q_{i,t}$ ile, aynı dönemde söz konusu malın fiyatını (yani kullanıcıya olan maliyetini) $p_{i,t}$ ile gösterirsek t dönemi için elde edilecek Fisher İdeal İndeksi F_t Laspeyres ve Paasche indekslerinin geometrik ortalaması olmaktadır:

$$F_t = F_{t-1} \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} s_{i,t-1} \left(\frac{q_{i,t}}{q_{i,t-1}} \right)}{\sum_{i=1}^{n} s_{i,t} \left(\frac{q_{i,t-1}}{q_{i,t}} \right)} \right]^{\frac{1}{2}} \qquad (13)$$

Burada

$$s_{i,t} = \frac{q_{i,t} p_{i,t}}{\sum_{j=1}^{n} q_{j,t} p_{j,t}} \qquad (14)$$

olarak hesaplanmaktadır. Öte yandan t dönemindeki kesikli form Divisia İndeksi D olarak ifade edilirse

---

(3) İstatistik indeksler için F i s h e r 'in kullandığı testler oransallık (proportionality), devre çevrimi (circularity), belirlilik (determinateness), oranlanabilirlik (commensurability) ve faktör çevrimidir (factor reversal).

$$D_t = D_{t-1}\left[\prod_{i=1}^{n}\left(\frac{q_{i,t}}{q_{i,t-1}}\right)\right]^{\frac{1}{2}(S_{i,t}+S_{i,t-1})} \quad (15)$$

olacaktır. Burada da, $s_{i,t}$ (15) nolu eşitlikteki gösterildiği gibi hesaplanmaktadır. Divisia indekse ilişkin D_t değeri

$$\frac{D_t}{D_{t-1}} = \left[\prod_{i=1}^{n}\left(\frac{q_{i,t}}{q_{i,t-1}}\right)\right]^{\frac{1}{2}(S_{i,t}+S_{i,t-1})} \quad (16)$$

şeklinde yazılarak her iki tarafın logoritması alınırsa

$$\log D_t - \log D_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} S^*(\log q_{i,t} - \log q_{i,t-1}) \quad (17)$$

olacaktır. Burada

$$S^* = \left(\frac{1}{2}\right)(S_{i,t} + S_{i,t-1})$$

olarak hesaplanmaktadır. Konu bu şekilde ele alındığında Divisia indeksin, indekslenen büyüklüğün büyüme oranının (logoritmik ilk farklar) söz konusu büyüklüğü oluşturan miktarların büyüme oranlarının toplamdaki paylarına göre ağırlıklandırılmış tartılı ortalaması olduğu görülmektedir. Barnett'e göre söz konusu büyüme oranlarını yorumlamanın daha kolay olması nedeniyle Fisher İdeal İndeksinin yerine kesikli form Divisia indeksinin kullanılması daha avantajlıdır [2, s. 167].

2 – TÜRKİYE'DE DIVISIA PARASAL İNDEKSLERİN OLUŞTURULMASI

A. Parasal Toplulaştırma

Bir ülkede para olarak kabul edilen unsurların oluşturduğu parasal büyüklüklerin toplulaştırılmasında genellikle aynı yöntem kullanılmaktadır. Bu bağlamda bir ülkedeki Merkez Bankası öncelikle spesifik bir parasal büyüklük tanımlar, bir başka deyişle bu büyüklüğün hangi finansal aktiflerden oluşacağını tespit eder. Daha sonra söz konusu finansal varlıklar birbirlerine eklenerek bir parasal büyüklük rakamı elde edilmektedir. Örneğin dolaşımda bulunan nakit para ile bankacılık sisteminde açtırılan vadesiz mevduat hesaplarının basitçe toplanması dar tanımlı para stoku (genellikle M1) olarak bilinen parasal büyüklüğü vermektedir. M1 rakamına bankacılık sistemindeki vadeli mevduatların eklenmesi ile de geniş tanımlı para stoku (genellikle M2) olarak adlandırılan bir başka parasal büyüklük elde edilmektedir. Söz konusu parasal büyüklüklerin oluşturulmasında uygulanan toplama işlemine bağlı olarak, bu büyüklükler basit toplam (simple-sum) parasal büyüklükler olarak adlandırılmaktadır.

Parasal büyüklüklerin oluşturulmasında yukarıda açıklanan söz konusu basit toplama işlemi çeşitli eleştirilere uğramaktadır. Zira bu şekilde oluşturulan parasal büyüklükler esasında büyüklükte yer alan her finansal varlığın eşit olarak ağırlıklandırıldığı bir indeks durumundadır ve böyle bir indeks ancak bazı özel şartların gerçekleşmesi durumunda iktisadi olarak anlamlı olabilir. Örneğin, C dolaşımdaki parayı, DD vadesiz mevduatları, TD vadeli mevduatları göstermekte iken geniş tanımlı para stokunu

$$M2 = C + DD + TD$$

şeklinde hesaplarsak, bu yaklaşım vadeli mevduatlarla nakit ve vadesiz mevduatlar arasında bire bir (tam) ikame olduğunu kabul ediyoruz anlamına gelir. Oysa halkın cebinde para taşıması ve bankada vadeli mevduat hesabı açtırması tamamen farklı sebeplerle gerçekleşmektedir. Örneğin halkın cebinde para bulundurmasındaki amacı işlemlerini gerçekleştirmektir ve bu nedenle vadeli mevduatlara ödenen faiz oranı kadar bir alternatif maliyete katlanmaktadır. Öte yandan vadeli mevduat hesabı bulundurulmasında temel amaç tasarruftur. Bu nedenle, herhangi bir amprik kanıt ya da gözlem olmaksızın iki finansal varlık arasında tam bir ikame olduğunu varsaymak eleştirilere konu olmaktadır [4, s. 389-391]. Parasal büyüklüklerin oluşturulmasında yukarıda sözü edilen sorununun çözümü amacıyla kullanılan yeni yöntem Divisia İndeksleme yöntemidir. Divisia parasal indeksler veya Divisia parasal büyüklükler olarak adlandırılan bu yeni teknikle ilgili amprik çalışmalar 1978 yılında ABD Federal Reserve Sistemi bünyesinde başlamıştır. Federal Reserve, hesaplanan büyüklüklere ilişkin aylık bazdaki verileri 1981 yılından itibaren Sistem içerisinde hizmete özel olarak yayınlamaya başlamıştır. 1985 yılından itibaren söz konusu veriler istatistik bültenlerine dahil edilerek kamu kullanımına sunulmuştur [7, s. 1].

B. Türkiye'de Divisia Parasal İndekslerin Oluşturulması

Çalışmamızın bu bölümünde Türkiye için Divisia parasal indekslerin hesaplanmasına yer verilecektir. Parasal büyüklüklere ilişkin Divisia indeks sayılarının hesaplanmasında karşılaşılan önemli bir sorun söz konusu büyüklüğe dahil edilecek aktiflerin her birine ilişkin fiyatın belirlenmesidir. Ekonomik toplulaştırma teorisinde parasal aktifler mal gibi değerlendirilmektedir ve bu aktiflerin fiyatları dayanıklı tüketim mallarının kira fiyatlarına benzer şekilde tanımlanmaktadır. Bu durumda parasal aktiflerin fiyatlarının hesaplanmasında **kullanıcı maliyeti (user cost)** maliyeti esas alınmalıdır [3, s. 2094; 13, s. 22; 12, s. 37]. Parasal aktiflerin kullanıcı maliyeti söz konusu aktifin fırsat maliyeti ile ölçülmektedir. Söz konusu fırsat maliyeti kaybedilen faiz anlamına gelmekte ve her aktifin gtiri oranının ekonomideki en yüksek getiriye sahip finansal aktifin (benchmark financial asset) getiri oranı ile karşılaştırılması ile elde edilmektedir. Buna göre aşağıdaki aktiflerden faiz oranı en yüksek olan aktif getirisi en yüksek olan aktif, bu aktife ilişkin faiz oranı da en yüksek getiri oranı olarak kabul edilecektir:

— 3 ay vadeli tasarruf mevduatı
— 6 ay vadeli tasarruf mevduatı
— 1 yıl vadeli tasarruf mevduatı
— 3 ay vadeli Hazine tahvili
— 6 ay vadeli Hazine tahvili
— 1 yıl vadeli Hazine tahvili

Bu şekilde belirlenen en yüksek getiri oranı para stoku kapsamına alınan her bileşene ait kullanıcı maliyetinin hesaplanmasında kullanılmaktadır. Söz konusu kullanıcı maliyeti ise aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$U_{i,t} = \left[\frac{(R_t - r_{i,t})}{(1 + R_t)} \right] \tag{18}$$

Bu eşitlikte $u_{i,t}$ i-inci parasal aktifin kullanıcı maliyetini R_t en yüksek getiriye sahip finansal aktifin nominal faiz oranını, $r_{i,t}$ ise i-inci aktife ilişkin nominal faiz oranını ifade etmektedir. Divisia parasal büyüklüklerin hesaplanmasında dolaşımdaki para için nominal faiz oranı sıfır, vadeli mevduatlar için nominal faiz oranı ise 6 ay vadeli mevduat faiz oranı olarak kabul edilmiştir. Çalışmamızda kullanılan basit toplam parasal büyüklükler, 1980 - 1993 dönemi için aylık bazda

$$M1 = CC + DD$$

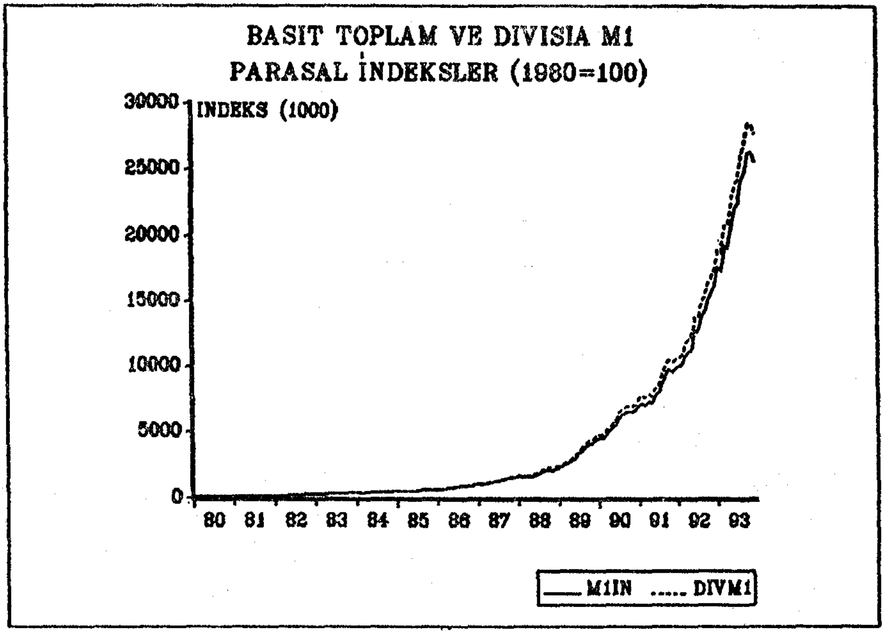
$$M2 = M1 + TD$$

şeklinde hesaplanmıştır. Yukarıdaki eşitliklerde M1 dar tanımlı para stokunu, CC dolaşımdaki parayı, DD bankalardaki toplam vadesiz mevduatları (resmi mevduatlar hariç), M2 geniş tahminli para stokunu, TD mevduat sertifikaları ve döviz tevdiat hesaplarını da kapsayan bankalardaki toplam vadeli mevduatları (resmi mevduatlar hariç) ifade etmektedir. Öte yandan basit toplam parasal büyüklüklere dahil edilen aktifler Divisia M1 ve Divisia M2 büyüklüklerine de dahil edilerek aylık bazdaki seriler elde edilmiştir. Kullanılan tüm veriler T.C. Merkez Bankası kaynaklarından elde edilmiştir (1).

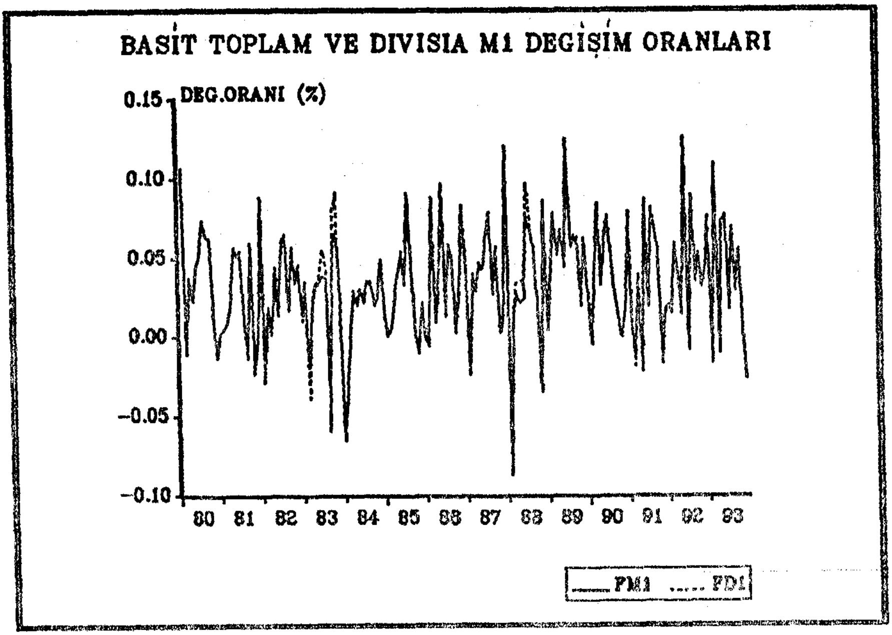
Bu noktaya kadar verilen açıklamalar ışığında Türkiye için 1980 - 1993 dönemini kapsayan ve aylık bazda hesaplanan basit toplam M1 ve M2, Divisia M1 ve M2 parasal büyüklükleri çalışmanın sonunda ek olarak sunulmaktadır. Divisia parasal indekslerine ilişkin düzey seriler bir anlam ifade etmemesine karşın, ortak eğilime uyarak söz konusu büyüklükler ve bunlara ilişkin değişim oranları aşağıdaki şekillerde karşılaştırma yapabilmek amacıyla verilmektedir. Düzey serilerin karşılaştırılabilmesi için basit toplam ve Divisia parasal büyüklükler başlangıç gözlemi olan 1980 yılı Ocak ayı 100 kabul edilerek normalleştirilmiştir.

---

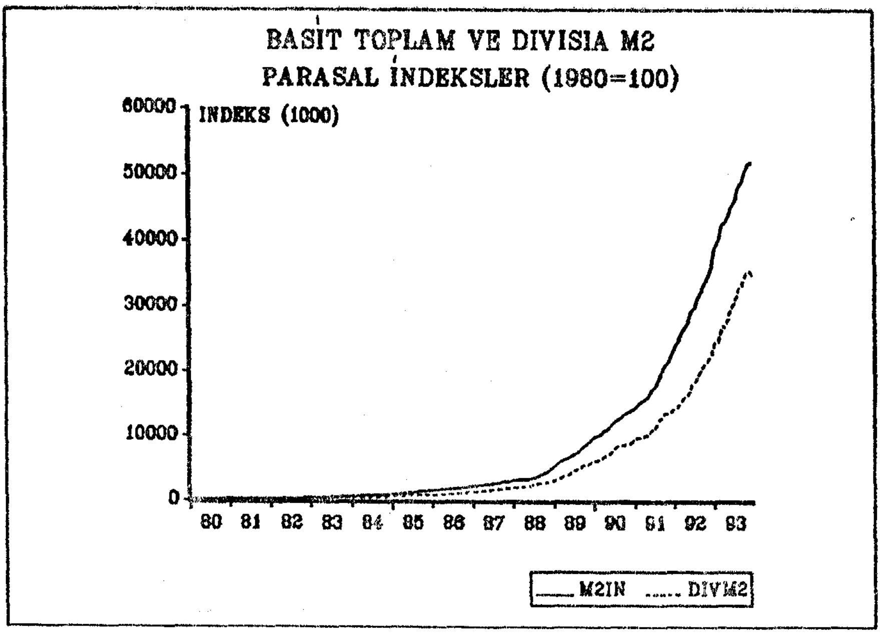
(1) Divisia parasal büyüklüklerin hesaplanmasında PC-TSP 4.1c, para talebi fonksiyonunun tahmininde ve istikrar testlerinde ise MICROTSP 7.0b paket programları kullanılmıştır.



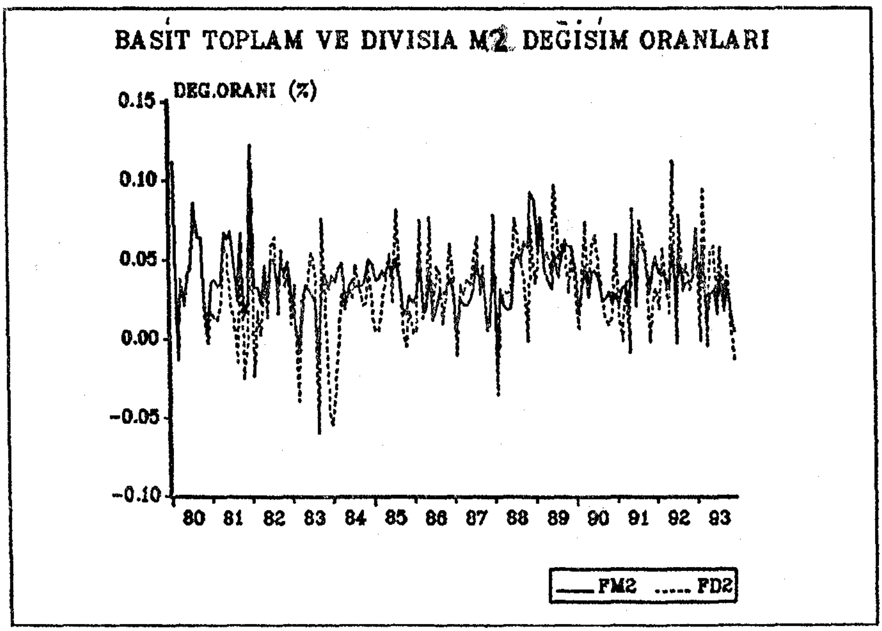
ŞEKİL 1:



ŞEKİL 2:



ŞEKİL 3:



ŞEKİL 4:

3 – BASİT TOPLAM VE DIVISIA PARASAL BÜYÜKLÜKLERİN PERFORMANS ANALİZİ

A. Para Talebi Fonksiyonunun Tahmini

Yukarıdaki bölümde Türkiye için elde edilen Divisia parasal büyüklüklerin performans analizini gerçekleştirmek ve bunu basit toplam parasal büyüklüklerin performansı ile karşılaştırabilmek amacıyla para talebi fonksiyonu kullanılacaktır. Geçmiş 30 yıl boyunca para talebi üzerinde çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda çeşitli teorik ve ampirik sorunlar ele alınırken, araştırmaların çok büyük bir bölümü para talebi fonksiyonunun istikrarı üzerinde yoğunlaşmıştır. Ancak bu araştırma faaliyetlerinin yoğunluğuna karşın para talebinin istikrarı konusunda elde edilen sonuçlar genellikle çelişkilidir. Bu çelişkili sonuçların elde edilmesindeki temel faktörler kullanılan para stoku tanımlarının, ele alınan dönemlerin ve bağımsız değişkenlerin farklılığından kaynaklanmaktadır. İstikrarlı bir para talebi fonksiyonun elde edilmesi, para miktarının kontrol edilerek para politikasının gelir düzeyi ve fiyatlar üzerinde direkt olarak etkili olabileceğini ifade eder. Bu nedenle optimal para politikasının formüle edilmesinde para talebinin istikrarlı bir yapı göstermesi çok önemli bir konu durumundadır.

İlk kez 1973 yılında Goldfeld tarafından tahmin edilen [8, s. 577-638] ve daha sonra onun adıyla anılmaya başlayan Goldfeld para talebi fonksiyonu yukarıda sözü edilen çalışmalarda temel olarak alınan ortak bir fonksiyon konumundadır. Bu nedenle çalışmamızda Divisia parasal indekslerin performans analizini gerçekleştirirken biz de standart Goldfeld para talebi fonksiyonunu kullanacağız. Bir diğer deyişle basit toplam parasal büyüklüklerle Divisia parasal büyüklüklerin performansını karşılaştırabilmek için Goldfeld para talebi fonksiyonu tahmin edecek ve bu tahminlerin istikrar testlerini gerçekleştireceğiz. Goldfeld'e göre reel para talebi (M/P) reel gelirin (y), nominal faiz oranının (R) ve önceki dönemlerde elde bulundurulan nominal para miktarının (M) bir fonksiyonudur. Buna göre reel para talebi

$$(M/P)_t = \delta\,(y_{t-1},\ R_{t-1},\ M_{t-1}) \qquad (19)$$

olarak yazılabilir. (19) nolu eşitliği log lineer formda yazarsak

$$\log M_t - \log P_t = \beta \log y_{t-1} + \gamma \log (1+R)_{t-1} + \zeta \log M_{t-1} + \xi$$

elde edilir. Eşitlik tekrar düzenlendiğinde

$$\log M_t = \beta \log y_{t-1} + \gamma \log (1+R)_{t-1} + \zeta \log M_{t-1} + \log P_t + \xi$$

yazılabilir. Yukarıdaki son eşitliğe göre fiyatlar genel düzeyini ifade eden P değişkeni eşitliğe 1 katsayısıyla dahil olmaktadır. Ancak Türkiye gibi ödeme ve aktarma mekanizmalarının henüz tam olarak oluşmadığı gelişmekte olan bir ülkede bu varsayımın geçerliliği tartışılır durumdadır. Bu nedenle, söz konusu varsayımı test edebilmek amacıyla θ parametresi eşitliğe dahil edilecektir. Öte yandan olası bir yanlış spesifikasyonu test edebilmek amacıyla α sabit terimine de eşitlikte yer verilerek aşağıdaki 20 nolu nihai eşitlik tahmin edilecektir:

$$\log M_t = \alpha + \beta \log y_{t-1} + \gamma \log (1+R)_{t-1} + \zeta \log M_{t-1} + \theta \log P_t + \xi \quad (20)$$

Yukarıdaki spesifikasyonda çözülmesi gereken bir önemli konu gecikmelere ilişkin spesifikasyondur. Bu sorunun çözümü için literatürde yaygın şekilde uygulanan çapraz korelasyon yöntemi kullanılmıştır. Burada söz konusu analizin ayrıntılarına girilmeyecek sadece elde edilen sonuçlar verilecektir. Çapraz korelasyon analizine ilişkin korelogramlar çalışmamızın sonunda ek olarak sunulmaktadır. Buna göre elde edilen sonuçlar aşağıdaki şekildedir:

$$\log M_t = \alpha + \beta \log y_{t-10} + \gamma \log \ (1+R) + {}^{t-1}\zeta \log M_{t-3} + \theta \log P_{t-5} + \xi \quad (21)$$

Yukarıdaki nihai şekliyle ele alınan para talebi fonksiyonu basit toplam M1 ve Divisia M1 ile basit toplam M2 ve Divisia M2 parasal büyüklükleri için ayrı ayrı tahmin edilecek ve daha sonra bu tahminlerin istikrar testleri gerçekleştirilecektir. Tahminde faiz oranlarını temsil etmek üzere 6 ay vadeli mevduat faiz oranı, fiyatları temsil etmek üzere ITO tüketici fiyat indeksi (1963=100) kullanılmıştır. Milli gelir serileri aylık bazda ölçülmediği için, ekonomide sürükleyici sektörün sanayi olduğu görüşünden hareketle, T.C. Merkez Bankası aylık sanayi üretim indeksi milli geliri temsil eden değişken olarak kabul edilmiştir. Basit toplam ve Divisia M1 için elde edilen tahmin sonuçları Tablo 1'de sunulmaktadır. Tablonun incelenmesinde elde edilen sonuçların biribirine oldukça yakın olduğu görülmektedir.

TABLO 1

GOLDFELD PARA TALEBİ FONKSİYONU (DAR TANIMLI PARASAL BÜYÜKLÜKLER)

Katsayı	Basit Toplam M1	Mutlak t-Değeri	Divisia M1	Mutlak t-Değeri
α	0.020	2.828 (0.005)	0.021	2.830 (0.005)
β	0.073	2.218 (0.028)	0.072	2.121 (0.036)
γ	-0.482	3.504 (0.001)	-0.483	3.388 (0.001)
θ	0.265	1.909 (0.058)	0.301	2.110 (0.037)
ξ	0.113	1.412 (0.160)	0.079	0.983 (0.327)
rho	0.269	3.159 (0.002)	0.097	1.151 (0.252)
R^2	0.221		0.216	
F	7.893		7.647	
d.w.	2.366		2.345	
SSR	0.141		0.149	

Her iki eşitlikte de tahmin edilen tüm katsayılar beklenen yönde işaretlere sahip iken, eşitliklerde gecikmeli bağımlı değişken olarak yer alan log M_{t-3} değişkenine ilişkin katsayı hariç, diğer tüm katsayılar %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Eşitlikler Tablo 1'de verilen tüm istatistik testlerden olumlu sonuçlar almaktadır. Tabloda mutlak t değerlerinin altında parantez içerisinde verilen sayılar marjinal anlamlılık düzeylerini, rho katsayısı ise Cochrane-Orcutt otokorelasyon düzeltme katsayısını ifade etmektedir. Yukarıda da değinildiği gibi, basit toplam M1 ve Divisia M1 için tahmin edilen talep fonksiyonları birbirlerine çok yakın sonuçlar vermektedir. Bu da dar tanımlı para stoku açısından toplulaştırma yönteminin özel bir önem taşımadığını ifade etmektedir.

Basit toplam ve Divisia M2 için elde edilen tahmin sonuçları ise aşağıda yer alan Tablo 2'de sunulmaktadır.

TABLO 2

GOLDFELD PARA TALEBİ FONKSİYONU
(GENİŞ TANIMLI PARASAL BÜYÜKLÜKLER)

Katsayı	Basit Toplam M2	Mutlak t-Değeri	Divisia M2	Mutlak t-Değeri
α	0.020	4.578 (0.000)	0.012	1.995 (0.048)
β	0.038	2.220 (0.028)	0.079	2.665 (0.009)
γ	0.115	1.414 (0.160)	-0.349	2.484 (0.005)
θ	0.131	1.736 (0.085)	0.376	2.878 (0.005)
ξ	0.297	3.702 (0.000)	0.201	2.600 (0.010)
rho	0.097	1.151 (0.252)	0.069	1.200 (0.232)
R^2	0.141		0.189	
F	4.545		6.479	
d.w.	1.657		2.314	
SSR	0.043		0.132	

Tablonun incelenmesinde ilk göze çarpan husus basit toplam M2'ye ilişkin talep fonksiyonunda faiz oranına ilişkin katsayının ters yönde işarete sahip oluşudur. Bunun yanı sıra elde edilen söz konusu katsayı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak sıfıra eşittir. Aynı durum fiyat düzeyine ilişkin katsayı için de geçerlidir. Ele alınan dönemde yoğun bir enflasyonist baskı altında bulunan Türkiye'de, yaşanan enflasyonist ortamın kişi ve kurumların para talebini etkilemediği şeklinde bir sonuca ulaşmak gerçekçi değildir. Öte yandan Divisia parasal büyüklüğü için tahmin edilen talep fonksiyonunda eşitliğe dahil edilen tüm değişkenlere ilişkin katsayılar beklenen yönde işaretlere sahip ve %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Tahminler tabloda verilen tüm diagnostik testlerden olumlu şekilde geçmektedirler. İki büyüklüğe ilişkin tahmin sonuçları karşılaştırıldığında para talebindeki değişiklikleri açıklamak açısından Divisia M2 parasal indekslerinin daha iyi performans gösterdiği tespit edilmektedir. Bu nedenle para otoritelerinin Divisia M2 parasal büyüklüğünün kontrolüne özen göstermeleri gerektiği ortaya çıkmaktadır. Konu bu yönüyle ayrı bir araştırmanın konusunu oluşturmasına karşın elde edilen sonuçlar yol gösterici olarak değerlendirilmelidir.

B. Para Talebi Fonksiyonunun İstikrar Testi

Daha önce de değinildiği gibi ekonomi teorisi açısından asıl önemli olan para talebi fonksiyonunun ele alınış biçimi değil bu fonksiyonun istikrarıdır. Sorun Keynesyen ve monetarist iktisatçılar arasındaki henüz çözümlenmemiş bir sorun konumunu günümüzde de sürdürmektedir. Elde edilecek istikrarlı bir para talebi fonksiyonu paranın dolaşım hızının da istikrarlı olacağının bir göstergesidir. Eğer durum böyle ise

$$M\,V = P\,Q$$

olarak ifade edilen Miktar Teorisi bir anlamda geçerlilik kazanacaktır. Yukarıdaki eşitlikte M para stokunu, V paranın dolaşım hızını, P fiyatlar genel düzeyini ve Q reel üretim düzeyini ifade etmektedir. Kısa dönemde reel üretim hacminin istikrarlı olduğunu kabul etmek gerçekçidir. Eğer tahmin edilen para talebi fonksiyonu istikrarlı ise, bu durum paranın dolaşım hızının (V) da istikrarlı bir yapı gösterdiğini ifade edecektir. Eğer durum buysa paranın dolaşım hızı önceden belirlenebilir durumdadır. Buna göre para otoriteleri para miktarını değiştirerek fiyatlar üzerinde direkt olarak etkili olabileceklerdir. Bu nedenle elde edilecek istikrarlı bir para talebi fonksiyonu monetarist iktisadi politika önerilerine geçerlilik kazandırırken Keynesyen iktisadi politika önerilerine yolu kapatacaktır. Elde edilecek sonuçlardan, örneğin, Divisia parasal büyüklüklerden herhangi birisine ilişkin istikrarlı bir talep fonksiyonu tespit edilirse para otoriteleri bu basit toplam parasal büyüklük yerine söz konusu Divisia büyüklüğün kontrolüne önem vererek para miktarını değiştirerek enflasyon üzerinde direkt bir kontrol gücüne sahip olabileceklerdir.

Yukarıda kısaca açıklanan şekliyle para talebinin istikrarı iktisadi politika tartışmaları açısından oldukça önemlidir. Konunun bu öneminden yola çıkarak bu bölümde, önceki bölümde tahminlerini gerçekleştirdiğimiz basit toplam ve Divisia parasal büyüklüklerin talep fonksiyonlarının istikrarını araştıracağız. Ancak konunun taşıdığı büyük önme bağlı olarak olası bir yanlılıktan (bias) kaçınabilmek amacıyla iki farklı istikrar testi gerçekleştireceğiz. Bunlardan birincisi biçimsel istikrar testi yöntemi olarak bilinen ve daha önce yapılan çalışmalarda geniş ölçüde kullanılan dinamik simülasyon yöntemidir. Uygulanacak olan ikinci yöntem ise yapısal istikrar testi adı da verilen Farley-Hinch testidir. Basit toplam M1, Divisia M1, basit toplam M2 ve Divisia M2 parasal büyüklüklere ilişkin talep fonksiyonlarının her biri için uygulanan bu yöntemlere ilişkin sonuçlar aşağıda sunulmaktadır.

a. Dinamik Simülasyon Sonuçları

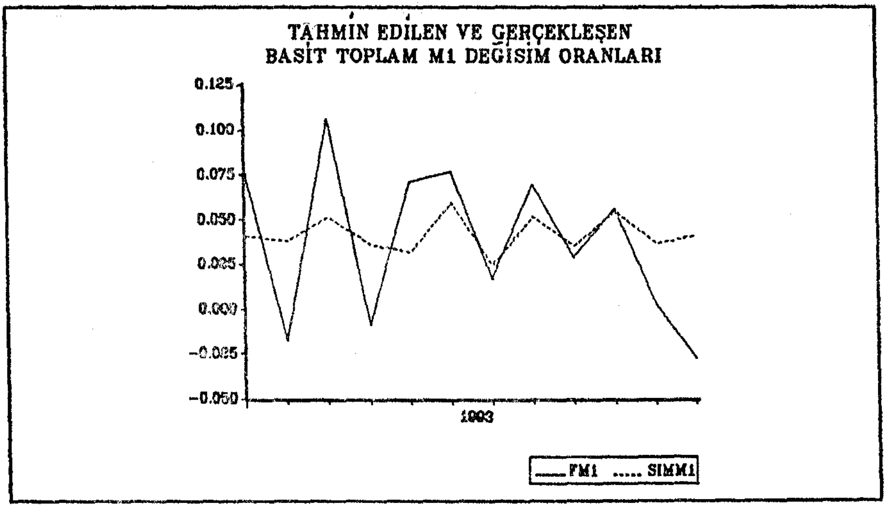
Geleneksel olarak kullanılan biçimsel istikrar testlerinden ilki örneklem dışı (out-of-sample) dinamik simülasyondur. Simülasyon dönemi için hesaplanan artık kareler ortalaması (root mean squarred error) değerleri istikrar analizi için kullanılmaktadır. Olası bir veri yönlendirmeden (data mining) kaçınabilmek için Goldfeld tarafından önerilen yöntem kullanılarak çeşitli periyotlar için tahminler gerçekleştirilmiş ve farklı dönemler için simülasyonlara gidilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 3'te verilmektedir. Öte yandan okuyucuya izleme kolaylığı sağlaması açısından 1993 Ocak - 1993 Aralık dönemi için gerçekleştirilen simülasyon sonuçları ve fiili değerler grafik olarak da verilmektedir.

TABLO 3

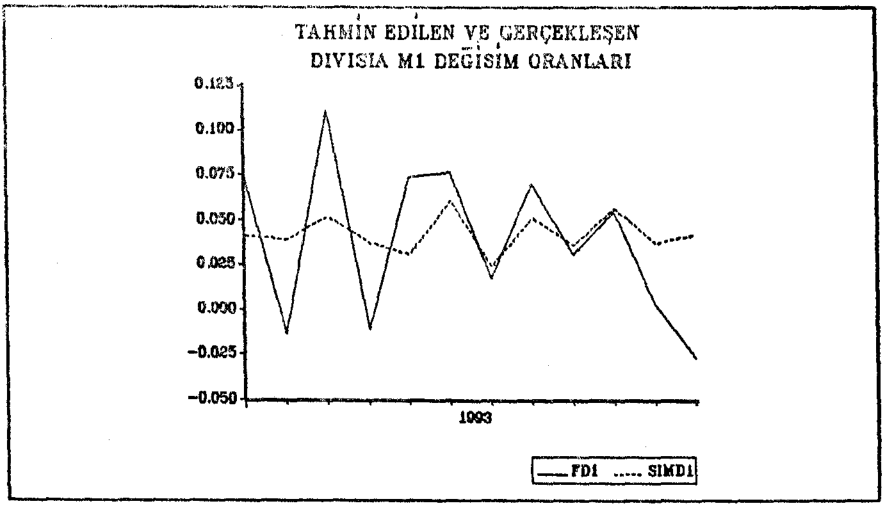
ARTIK KARELER ORTALAMASI DEĞERLERİ

PERİYOD	BTM1	DIVM1	BTM2	DIVM2
★ 1980 Ocak — 1990 Aralık				
- 1991 Ocak - 1991 Aralık Dinamik Simülasyonu	0.033	0.036	0.014	0.028
- 1991 Ocak - 1992 Aralık Dinamik Simülasyonu	0.033	0.036	0.013	0.029
★ 1980 Ocak — 1992 Aralık				
- 1993 Ocak - 1993 Aralık Dinamik Simülasyonu	0.038	0.039	0.019	0.029

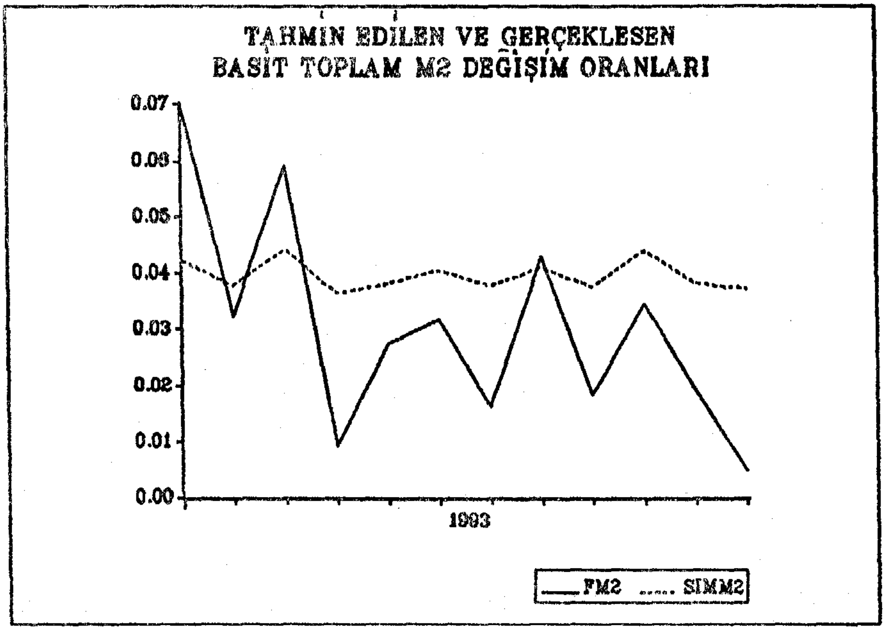
Tablo ve şekillerin incelenmesinden de anlaşılabileceği gibi gerçekleştirilen simülasyon sonuçları tahmin edilen tüm para talebi fonksiyonlarının ele alınan 1980-1993 döneminde aylık bazda istikrarsız bir seyir izlediğini ifade etmektedir.



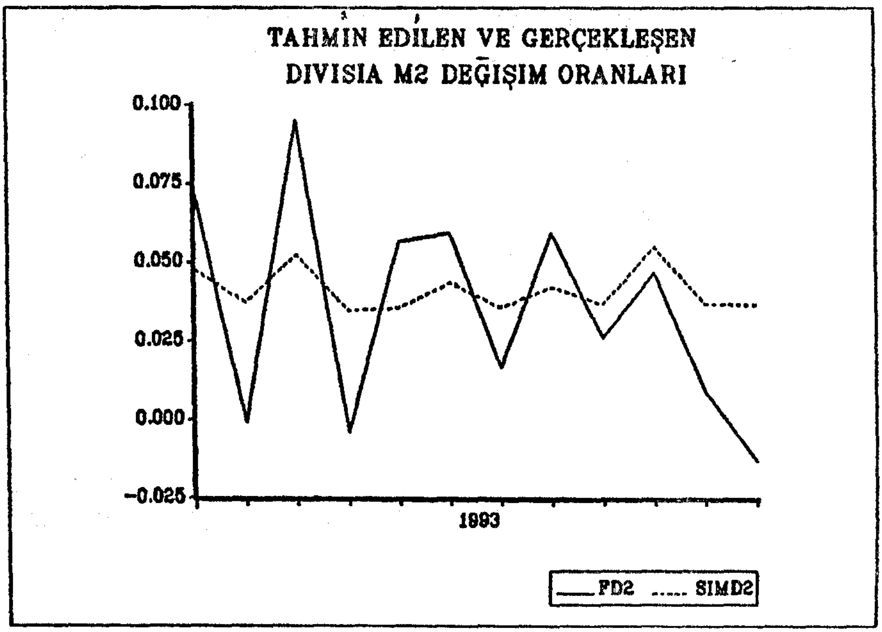
ŞEKİL 5:



ŞEKİL 6:



ŞEKİL 7:



ŞEKİL 8:

b. Farley - Hinch Testi Sonuçları

Yapısal istikrar testlerinin en çok kullanılanlarından birisi olan Farley-Hinch testine göre [9, s. 3-14], istikrarsız olduğu düşünülen katsayılar zamanın lineer fonksiyonu olarak değerlendirilmektedir. Buna göre, eğer α_i katsayısı istikrarsız olarak düşünülüyorsa bu katsayı

$$\alpha^*_i = \alpha_i + \lambda_i t$$

olarak modele dahil edilmektedir. Yukarıdaki eşitlikte t trend değişkenini göstermekte ve $t=1,2,\ldots,n$ olarak ele alınmakta ve n gözlem sayısına eşit olmaktadır. Kısaca, bu yönteme göre istikrarsız olduğundan şüphelenilen değişkenle ilgili olarak λ_i (tX) değişkenini temel fonksiyona dahil edilmekte ve bu değişkene ilişkin katsayının sıfırdan farklı olup olmadığı konusunda ortak istatistiki anlamlılık testi gerçekleştirilmektedir. Buna göre kullanılabilecek test istatistiği F test istatistiğidir ve sıfır hipotezi eşitliğe dahil olan tüm değişkenlere ilişkin katsayıların sıfıra eşit olduğudur. Bu hipotezin kabulü tahmin edilen fonksiyonun istikrarlı olduğunu, reddi ise istikrarsız olduğunu ifade edecektir.

Basit toplam ve Divisia parasal büyüklüklere ilişkin talep fonksiyonlarına dahil edilen değişkenlerden hangisinin istikrarsız olduğu konusunda elimizde mevcut bir bilgi olmadığı için her katsayı istikrarı ayrı ayrı test edilmiştir. Daha sonra tüm katsayıların birlikte istikrarsız olabileceği düşüncesiyle fonksiyonlar ayrıca tahmin edilerek test işlemi gerçekleştirilmiştir. Basit toplam M1 ve Divisia M1 büyüklüklerine ilişkin talep fonksiyonlarının istikrar testi sonuçları Tablo 4'te, basit toplam M2 ve Divisia M2 için elde edilen sonuçlar ise Tablo 5'te sunulmaktadır.

Tablo 4 ve 5'in incelenmesinde elde edilen tüm F istatistiklerinin %1 anlam düzeyinde sıfır hipotezlerinin reddini gerektirdiği görülmektedir. Buna göre basit toplam M1, Divisia M1, basit toplam M2 ve Divisia M2 parasal büyüklüklerine ilişkin olarak 1980 Ocak - 1993 Aralık dönemi için aylık bazdaki veriler kullanıldığında tahmin edilen talep fonksiyonları istikrarsız bir yapı göstermektedirler.

TABLO 4

DAR TANIMLI PARA TALEBİ İÇİN
FARLEY - HINCH F TESTİ SONUÇLARI

DEĞİŞKEN	BASİT TOPLAM M1	DIVISIA M1
Y	6.378	6.622
	(0.000)	(0.000)
R	6.541	6.349
	(0.000)	(0.000)
P	6.786	6.571
	(0.000)	(0.000)
M1	6.544	—
	(0.000)	
D1	—	6.346
		(0.000)
ORTAK	4.610	4.537
	(0.000)	(0.000)

TABLO 5

GENİŞ TANIMLI PARA TALEBİ İÇİN
FARLEY - HINCH F TESTİ SONUÇLARI

DEĞİŞKEN	BASİT TOPLAM M2	DIVISIA M2
Y	3.941	5.530
	(0.001)	(0.000)
R	3.762	5.765
	(0.002)	(0.000)
P	3.772	5.571
	(0.002)	(0.000)
M2	3.760	—
	(0.002)	
D2	—	5.381
		(0.000)
ORTAK	2.597	4.089
	(0.009)	(0.000)

SONUÇ VE ÖNERİLER

İstatistiksel indeksler bilinen istatistiki özellikleri ile birbirlerinden ayrılmaktadırlar. Bu özellikler Irving Fisher tarafından tanımlanmaktadır (oransallık, devre çevrimi, faktör çevirimi gibi...). Söz konusu özelliklerin büyük bir bölümünü yerine getiren bir diğer indeks ise kesikli form Divisia indeksidir.

Divisia parasal indeksler son yıllarda sık kullanılmaya başlanan bir indeks türü olmuştur. Teorik açıdan sağladıkları avantaja karşın Divisia parasal indeksler 80'li yılların sonlarına değin pek fazla dikkat çekmemiştir. Divisia indeksler ekonomik toplulaştırma teorisinden yola çıkılarak bir ülkedeki parasal büyüklüklerin oluşturulmasında kullanılmaktadır.

Çalışmamızda Türkiye için basit toplam M1 ve Divisia M1 parasal büyüklükleri hesaplanmış ve birbirine çok yakın sonuçlar elde edilmiştir. Bu durum dar tanımlı para stoku açısından toplulaştırma yönteminin özel bir önem taşımadığı şeklinde yorumlanabilir. Basit toplam M2 ve Divisia M2 parasal büyüklükleri ise ele alınan 1980 - 1993 dönemi içinde farklı biçimde davranış göstermiştir. Türkiye için elde edilen Divisia parasal büyüklüklerin performans analizini gerçekleştirmek ve basit toplam parasal büyüklüklerin performansı ile karşılaştırabilmek amacıyla para talebi fonksiyonu kullanılmıştır. Basit toplam M1 ve Divisia M1 için elde edilen her iki eşitlikte tahmin edilen tüm katsayılar teorik beklentiye uygun işaretlere sahip iken, nominal para miktarına ilişkin katsayı dışında tüm katsayılar %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır ve elde edilen sonuçlar paralellik göstermiştir.

Basit toplam M2 ve Divisia M2 için elde edilen para talebi fonksiyonlarında farklılık görülmüştür. Faiz oranına ve fiyat düzeyine ilişkin elde edilen basit toplam M2'ye ilişkin talep fonksiyonundaki katsayılar istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Enflasyonun yoğun olduğu bir dönemde bunun kişi ve kurumların para talebini etkilemediği söylenemez. Diğer parasal büyüklük için elde edilen talep fonksiyonunda tüm değişkenlere ilişkin katsayılar beklenen yönde ve %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İki büyüklüğe ilişkin tahmin sonuçları karşılaştırıldığında para talebindeki değişiklikleri açıklamak açısından Divisia M2 parasal indekslerinin basit toplam M2 indekslerinden daha iyi performans gösterdiği belirlenmiştir.

Elde edilen sonuçlar ışığında, para otoritelerinin Divisia M2 parasal büyüklüğünün kontrolüne özen göstermeleri gerektiği ortaya çıkmaktadır. Fakat bu konudaki araştırmaların kısıtlılığı kesin yargıya varmayı olanaksız hale getirmektedir. Bu yüzden elde edilen sonuçların yol gösterici olarak değerlendirilmesi gerekir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

[1] BARNETT, William A., "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory" **Journal of Econometrics: Annals of Applied Econometrics 1980-3,** September 1980, s. 11-48.

[2] BARNETT, William A., "Recent Monetary Policy and the Divisia Monetary Aggregates", **American Statistican,** Vol. 38, August 1984, s. 165-172.

[3] BARNETT, William A. -Doulas FISHER- Apostolos SERLETIS, "Consumer Theory and the Demand for Money", **Journal of Economic Literature,** Vol. 30, No. 12, December 1992, s. 2086-2119.

[4] BELONGIA, Michael - James A. CHALFANT, "The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Monet Subsititutes", **Journal of Political Economy,** Vol. 97, No. 2, April 1989, s. 387-397.

[5] BRIAN, Motley, "Index Numbers", **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review,** Year 1992, No. 1, s. 3-13.

[6] DIEWERT, Erwin W., "Index Numbers", **The New Palgrave: A Dictionary of Economics,** Vol. 2, London 1987, s. 767-780.

[7] FARR, Helen T. - Deborah JOHNSON, **Revisions in the Monetary Services (Divisia) Indexes of the Monetary Aggregates,** Board of Governors of the Federal Reserve System, Staff Study No. 147, Washington D.C., December 1985.

[8] GOLDFELD, S.M., "The Demand for Money: Revisted", **Brookings Papers on Economic Activity,** Vol. 2, 1993, s. 577-638.

[9] HAFER, R.W., - S.E. HEIN, "Evidence on the Temporal Stability of the Demand - for - Money Relationship in the United States", **Federal Reserve Bank of St. Louis Review,** Vol. 61, No. 6, December 1979, s. 3-14.

[10] HULTEN, Charles R., "Divisia Index Numbers", **Econometrica,** Vol. 41, No. 6, November 1973, s. 1017-1025.

[11] RICHTER, Marcel K., "Invariance Axioms and Economic Indexes" **Econometrica,** Vol. 34, No. 4, October 1966, s. 739-755.

[12] THORNTON, Danel L. - Piyu YUE, "An Extended Series of Divisia Monetary Aggregates", **Federal Reserve Bank of St. Louis Review,** Vol. 47, No. 6, November/December 1992, s. 35-52.

[13] YUE, Piyu - Robert FLURI, "Divisia Monetary Services Indexes for Switzerland: Are They Useful for Monetary Targeting?", **Federal Reserve Bank of St. Louis Review,** Vol. 73, No. 5, September/October 1991, s. 19-33.

obs	BENCH	UCC	UDD	UTD	DIVM1	DIVM2
1980.01	0.200000	0.166667	0.141667	0.066667	100.0000	100.0000
1980.02	0.200000	0.166667	0.141667	0.066667	110.8163	111.1333
1980.03	0.200000	0.166667	0.141667	0.066667	109.4701	109.6894
1980.04	0.200000	0.166667	0.141667	0.066667	113.7795	114.0053
1980.05	0.200000	0.166667	0.141667	0.066667	116.2251	116.4896
1980.06	0.200000	0.166667	0.141667	0.066667	121.3790	121.3269
1980.07	0.330000	0.248120	0.225564	0.135338	127.7059	127.3446
1980.08	0.330000	0.248120	0.225564	0.135338	137.4851	138.2509
1980.09	0.330000	0.248120	0.225564	0.135338	146.5209	147.4887
1980.10	0.330000	0.248120	0.225564	0.135338	155.9980	157.3345
1980.11	0.330000	0.248120	0.225564	0.135338	158.5305	160.9604
1980.12	0.330000	0.248120	0.225564	0.135338	156.1862	160.2576
1981.01	0.400000	0.285714	0.264286	0.057143	156.3181	163.3396
1981.02	0.500000	0.333333	0.313333	0.053333	157.0580	165.4068
1981.03	0.500000	0.333333	0.313333	0.053333	158.0838	167.4285
1981.04	0.500000	0.333333	0.313333	0.053333	160.9360	171.0724
1981.05	0.500000	0.333333	0.313333	0.053333	170.3138	181.4737
1981.06	0.500000	0.333333	0.313333	0.053333	179.0835	191.3723
1981.07	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	189.0397	292.0568
1981.08	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	191.2129	295.4143
1981.09	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	188.4070	291.0794
1981.10	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	199.9650	308.9358
1981.11	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	195.0322	301.3148
1981.12	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	195.0399	301.3268
1982.01	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	212.5903	328.4413
1982.02	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	207.1045	319.9660
1982.03	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	210.9237	325.8665
1982.04	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	211.1526	326.2201
1982.05	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	220.8177	341.1521
1982.06	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	223.8062	345.7693
1982.07	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	237.3136	366.6375
1982.08	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	253.1768	391.1455
1982.09	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	257.3176	397.5427
1982.10	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	272.3295	420.7354
1982.11	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	281.6268	435.0992
1982.12	0.500000	0.333333	0.300000	0.000000	293.4034	453.2934

obs	BENCH	UCC	UDD	UTD	DIVM1	DIVM2
1983.01	0.400000	0.285714	0.142857	0.000000	296.1557	457.5456
1983.02	0.400000	0.285714	0.142857	0.000000	306.5713	473.6371
1983.03	0.400000	0.285714	0.142857	0.000000	294.6014	455.1443
1983.04	0.400000	0.285714	0.142857	0.000000	303.2299	466.9300
1983.05	0.400000	0.285714	0.142857	0.000000	311.7701	481.6691
1983.06	0.400000	0.285714	0.142857	0.000000	323.2933	499.4719
1983.07	0.350000	0.259259	0.111111	0.000000	342.2627	528.7786
1983.08	0.350000	0.259259	0.111111	0.000000	356.3223	550.5001
1983.09	0.350000	0.259259	0.111111	0.000000	334.7964	517.2436
1983.10	0.350000	0.259259	0.111111	0.000000	361.3895	558.3286
1983.11	0.350000	0.259259	0.111111	0.000000	395.9485	611.7205
1983.12	0.490000	0.328859	0.295302	0.013423	403.3517	531.4332
1984.01	0.490000	0.328859	0.295302	0.013423	377.7059	501.9585
1984.02	0.490000	0.328859	0.295302	0.013423	364.1260	487.1135
1984.03	0.490000	0.328859	0.295302	0.013423	365.5591	490.9790
1984.04	0.490000	0.328859	0.295302	0.013423	376.4081	506.4764
1984.05	0.520000	0.342105	0.309211	0.026316	383.8081	515.9170
1984.06	0.520000	0.342105	0.309211	0.026316	396.1568	532.8094
1984.07	0.520000	0.342105	0.309211	0.026316	405.7951	547.1677
1984.08	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	421.0187	573.6647
1984.09	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	436.0838	594.1496
1984.10	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	445.1467	606.9062
1984.11	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	455.1845	621.1348
1984.12	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	477.7311	651.9719
1985.01	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	484.0401	661.6526
1985.02	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	484.8751	663.9908
1985.03	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	486.8262	667.8621
1985.04	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	499.3349	685.6945
1985.05	0.536800	0.349297	0.316762	0.010932	518.5570	711.8410
1985.06	0.530000	0.346405	0.313725	0.006536	547.4248	751.6559
1985.07	0.560000	0.358974	0.326923	0.025641	565.8534	769.3627
1985.08	0.550000	0.354839	0.322581	0.032258	619.8252	835.9860
1985.09	0.550000	0.354839	0.322581	0.032258	648.9716	873.8168
1985.10	0.550000	0.354839	0.322581	0.032258	649.1270	877.9238
1985.11	0.550000	0.354839	0.322581	0.032258	642.2625	873.8414
1985.12	0.550000	0.354839	0.322581	0.032258	654.5315	892.1315

obs	BENCH	UCC	UDD	UTD	DIVM1	DIVM2
1986.01	0.550000	0.354839	0.322581	0.032258	652.9019	895.1927
1986.02	0.550000	0.354839	0.322581	0.045161	649.7252	898.7210
1986.03	0.550000	0.354839	0.322581	0.045161	708.0675	969.1742
1986.04	0.550000	0.354839	0.322581	0.064516	715.0003	981.8258
1986.05	0.527000	0.345121	0.269155	0.050426	735.9338	1006.753
1986.06	0.520000	0.342105	0.276316	0.046053	810.6293	1089.369
1986.07	0.520000	0.342105	0.276316	0.046053	822.9773	1105.166
1986.08	0.520000	0.342105	0.276316	0.046053	873.7689	1159.177
1986.09	0.520700	0.342408	0.276649	0.046492	915.4088	1207.661
1986.10	0.520000	0.342105	0.276316	0.046053	916.8772	1219.661
1986.11	0.493100	0.330252	0.263278	0.055656	943.9141	1256.337
1986.12	0.480000	0.324324	0.256757	0.047297	1016.763	1334.583
1987.01	0.450000	0.310345	0.241379	0.041379	1058.767	1384.454
1987.02	0.430000	0.300699	0.230769	0.034965	1040.743	1370.520
1987.03	0.430000	0.300699	0.230769	0.034965	1082.329	1419.784
1987.04	0.446200	0.308533	0.239386	0.045775	1114.440	1458.691
1987.05	0.463400	0.316660	0.248326	0.056991	1169.090	1516.556
1987.06	0.448800	0.309774	0.240751	0.047488	1217.470	1570.111
1987.07	0.530000	0.346405	0.281046	0.098039	1295.435	1647.799
1987.08	0.540000	0.350649	0.285714	0.103896	1402.866	1759.238
1987.09	0.560000	0.358974	0.294872	0.115385	1439.856	1810.049
1987.10	0.580000	0.367089	0.303797	0.126582	1528.345	1899.804
1987.11	0.580000	0.367089	0.303797	0.126582	1531.751	1951.442
1987.12	0.580000	0.367089	0.303797	0.126582	1537.045	1922.927
1988.01	0.580000	0.367089	0.303797	0.126582	1712.752	2083.127
1988.02	0.650000	0.393939	0.175758	0.078788	1604.580	2009.761
1988.03	0.650000	0.393939	0.175758	0.078788	1628.126	2057.129
1988.04	0.650000	0.393939	0.175758	0.078788	1685.542	2119.391
1988.05	0.660000	0.397590	0.180723	0.084337	1744.698	2182.861
1988.06	0.650000	0.393939	0.175758	0.078788	1807.833	2249.384
1988.07	0.650000	0.393939	0.212121	0.078788	1992.010	2432.723
1988.08	0.640000	0.390244	0.237805	0.079268	2136.260	2592.034
1988.09	0.640000	0.390244	0.329268	0.079268	2256.360	2729.529
1988.10	0.850000	0.459459	0.321081	0.071892	2307.968	2832.685
1988.11	0.850000	0.459459	0.308108	0.071351	2227.552	2827.540
1988.12	0.839000	0.456226	0.304513	0.071234	2381.896	3044.498

obs	BENCH	UCC	UDD	UTD	DIVM1	DIVM2
1989.01	0.771000	0.435347	0.324675	0.066064	2384.455	3148.083
1989.02	0.746000	0.427262	0.331042	0.060710	2493.335	3308.902
1989.03	0.700000	0.411765	0.329412	0.059412	2697.525	3576.872
1989.04	0.674000	0.402628	0.318399	0.061529	2838.182	3753.930
1989.05	0.645000	0.392097	0.318541	0.062006	3042.332	3977.598
1989.06	0.634000	0.388005	0.315789	0.063648	3179.669	4138.281
1989.07	0.642000	0.390987	0.318514	0.063337	3602.836	4574.831
1989.08	0.657800	0.396791	0.323199	0.071058	3813.548	4810.128
1989.09	0.639000	0.389872	0.317267	0.059793	4064.348	5103.996
1989.10	0.615000	0.380805	0.306502	0.042105	4326.743	5436.742
1989.11	0.601000	0.375390	0.300437	0.042473	4403.790	5590.118
1989.12	0.588000	0.370277	0.294710	0.045970	4648.454	5903.097
1990.01	0.570000	0.363057	0.285987	0.047771	4756.051	6081.105
1990.02	0.567000	0.361838	0.284620	0.048500	4756.865	6121.239
1990.03	0.567000	0.361838	0.284620	0.047862	4923.933	6326.440
1990.04	0.567000	0.361838	0.285258	0.047862	5366.125	6811.087
1990.05	0569000	0.362651	0.286170	0.048439	5527.265	7006.590
1990.06	0.568000	0.362245	0.285714	0.047832	5904.879	7435.078
1990.07	0.569000	0.362651	0.286170	0.049076	6375.708	7948.947
1990.08	0.569000	0.362651	0.285532	0.049076	6718.177	8342.857
1990.09	0.570000	0.363057	0.285987	0.049045	6889.402	8556.253
1990.10	0.579000	0.366688	0.290690	0.050665	6959.625	8682.236
1990.11	0.602000	0.375780	0.299001	0.043071	6952.770	8752.371
1990.12	0.594000	0.372647	0.269738	0.046424	7053.187	8897.652
1991.01	0.603000	0.376170	0.301310	0.043668	7639.659	9516.131
1991.02	0.679000	0.404407	0.329958	0.078023	7726.326	9652.687
1991.03	0.697000	0.410725	0.333530	0.061874	7579.161	9643.900
1991.04	0.729000	0.421631	0.347600	0.071718	7900.243	10028.57
1991.05	0.751000	0.428898	0.359794	0.077099	7725.561	9949.695
1991.06	0.677200	0.403768	0.331624	0.044240	8431.859	10808.21
1991.07	0.677200	0.403768	0.330611	0.042511	8588.483	11034.33
1991.08	0.706000	0.413834	0.341970	0.056096	9319.274	11905.08
1991.09	0.734100	0.423332	0.352171	0.053803	9958.673	12691.79
1991.10	0.763900	0.433074	0.362379	0.065763	10532.29	13413.54
1991.11	0.770000	0.435028	0.365537	0.068927	10352.29	13394.04
1991.12	0.727000	0.420961	0.349739	0.045744	10488.70	13700.35

obs	BENCH	UCC	UDD	UTD	DIVM1	DIVM2
1992.01	0.722400	0.419415	0.349338	0.014747	10698.50	14170.12
1992.02	0.717100	0.417623	0.347621	0.015200	10880.16	14449.75
1992.03	0.707400	0.414314	0.344618	0.010191	11542.13	15315.52
1992.04	0.740000	0.425287	0.358046	0.024318	12002.60	15878.13
1992.05	0.745000	0.426934	0.359312	0.028080	12166.32	16144.04
1992.06	0.747000	0.427590	0.359473	0.028621	13810.49	18110.38
1992.07	0.781700	0.438738	0.373071	0.049223	13685.06	18021.23
1992.08	0.776300	0.437032	0.375106	0.051399	14944.60	19502.83
1992.09	0771800	0.435602	0.374647	0.050118	15482.10	20179.95
1992.10	0.775100	0.436651	0.376373	0.048504	16319.98	21172.26
1992.11	0.776400	0.437064	0.377392	0.045823	16807.80	21840.65
1992.12	0.778300	0.437665	0.375808	0.046843	17549.42	22769.99
1993.01	0.780900	0.438486	0.377281	0.049357	18888.09	24471.88
1993.02	0.779900	0.438171	0.376931	0.048261	18627.24	24445.12
1993.03	0.822400	0.451273	0.392559	0.071005	20802.85	26877.88
1993.04	0.838700	0.456138	0.397944	0.078697	20576.13	26771.48
1993.05	0.852500	0.460189	0.401889	0.085020	22150.90	28323.93
1993.06	0.858900	0.462047	0.403949	0.087632	23917.16	30056.24
1993.07	0.865100	0.463836	0.406466	0.091202	24324.46	30559.79
1993.08	0.873800	0.466325	0.409222	0.095421	26085.49	32422.45
1993.09	0.879300	0.467887	0.410419	0.099665	26896.20	33274.44
1993.10	0.866900	0.464353	0.407038	0.093149	28419.04	34868.61
1993.11	0.879100	0.467830	0.409824	0.099569	28493.11	35185.63
1993.12	0.892300	0.471543	0.413941	0.106378	27748.96	34728.48