

**KAMU BORÇLARININ MAKRO EKONOMİK ETKİLERİ:  
TÜRKİYE DENEYİMİ**

**T. C. MERKEZ BANKASI  
KUTUPHANESİ**

**Ernur D. ABAAN  
Faik KORAY**

**Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası  
Araştırma Planlama ve Eğitim Genel Müdürlüğü**

**Tartışma Tebliği No: 8905  
Kasım 1989**

KAMU BORÇLARININ MAKROEKONOMİK  
ETKİLERİ : TÜRKİYE DENEYİMİ

Dr. Ernur D. ABAAN  
T.C. Merkez Bankası ve  
Ortadoğu Teknik Üniversitesi  
ve

Doç. Dr. Faik KORAY  
Louisiana Eyalet Üniversitesi  
ve Bilkent Üniversitesi

KASIM 1989

Bu durumda, eşitliğin kimliğe göre finansman kaynakları, yurt içi para piyasalarına yönelik TL talebi olarak şu şekilde yazılabilir:

$$(E'D^F - E'_{-1}R^F_{-1} + \Delta E'R_{-1}) - (D^D - R^D_{-1}) = T - B + MB^a + MB^k + X - UB$$

Burada, T kamu kesimi tahvili; B Hazine bonosu;  $MB^a$  kamu kesimine Merkez Bankasınca açılan avans ve krediler;  $MB^k$  kamu kesimi kapalı kredileri (genelde kırmızı bakiye olarak anılmaktadır); X konsolide edilen kamu kesimi borçları; UB emanette tutulan sözleşme borçlarıdır.

Bu eşitliğin sağ tarafı, kamu kesiminin nominal finansman talebinin para piyasalarına yansıyan bölümünü ifade etmektedir. Eşitliğin sol tarafı da bu talebin meydana geldiği kaynağı göstermektedir. Örneğin, parantez içindeki ilk terim net dış finansmanın doğurduğu TL talebi ile kur ayarlamalarının getirdiği TL talebini göstermektedir. Kamu kesiminin bu şekliyle ele alınan nominal talebinin tümünün parasallaştığını söylemek doğru olmaz. Çünkü, bu kullanılan araçlardan bir bölümü, ikincil piyasalar nedeniyle, bir diğer bölümü ise Merkez Bankasının rezerv emerek pasifleştirebilmesi nedeniyle, özel kesimden kamuya bir kaynak aktarımına dönüşmektedir. Ancak, bunların dışında kalan diğer bölümü, doğrudan parasallaşarak enflasyonist olmaktadır.

Kamu kesiminin bu şekliyle tanımlanan nominal talebinin makroekonomik etkilerini görmek için gerekli veri seti imkanlarını araştırdık. 1983-1988 dönemine ilişkin aylık zaman serileri değişik kaynaklardan derlendi. Bu veri setinde, kamu kesimi bono stoku (BONO), Tahvil stoku (TAHV), Konsolide edilen borçlar (KONSOL), Merkez Bankasınca Hazineye verilen kısa vadeli borçlar (HKVA), Kırmızı bakiyeden hazineye ait borçlar (KBHB), Kırmızı bakiyeden kamu iktisadi kuruluşlarının döviz borçları (KBKKDB), Kırmızı bakiyeden kamu iktisadi kuruluşlarının TL borçları (KBKCLB) ve nihayet Emanetler (EMANET) yer almaktadır. Emanetler, çalışmamızda, verilen avanslar düşüldükten sonra net emanet olarak kullanıldı. Konsolidasyonlar, ki bunu çok büyük bir yüzdesi kur farklarından meydana gelmektedir, yıl sonuna göre bir defada yapıldığı için, bu hesap kalemi aylık veriye interpolate edilerek dönüştürüldü. Türk lirasının değer kaybının meydana getirdiği bu yükün tam ayrıntısı ve muhasebeleşme usul, kural ve yapısı tarafımızdan bilinmemektedir.

Kamu kesiminin, para piyasalarından karşılanan finansman talebi, bu serilerin bir toplamı olarak elde edilen stok değerinin birinci farkı olarak hesaplandı. Yukarıdaki tanıma göre elde edilen kamu borç stoğunun GSYİH'ya oranı Şekil 1 de görüldüğü gibi, yıllar itibariyle yüzde 41 ile yüzde 27 arasında seyretmektedir. Bu oranın en yüksek olduğu 1983 yılı bir yana bırakılacak olursa, kamu borçları-GSYİH oranında fazla bir değişiklik göze çarpmamaktadır. Kamu borç stoğunun birinci farkı yoluyla elde edilen kamu kesimi açıklarının GSYİH ya oranına bakıldığında bu oran, Şekil 2 de izlendiği gibi, 1983 yılında yüzde 20 iken, 1984 yılında yüzde 4 e düşmüş, ancak bu tarihten 1988 yılına dek tedrici olarak yükselmeye devam etmiştir. Burada dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta da yukarıdaki tanıma göre elde edilen bütçe açıklarının, milli gelir hesaplarına göre elde edilen bütçe açıklarından oldukça yüksek oluşudur. Bunun

nedeni de milli gelir hesaplarına göre elde edilen bütçe açıklarının bazı finansman kalemlerini gizlemesinden kaynaklanmaktadır. Ancak, bu iki oran, bize, kamu kesimi açıklarında kötüden iyiye giden bir gidişi sergileyecek bir yapı değişikliğinin olmadığını göstermektedir. Aksine, kamu kesimi finansman talebinde bir yapı değişikliği var ise, bu, ters yönde olmuştur denebilir. Kamu kesimi borç portföyünde bu tür bir yapı değişikliği özellikle 1985 yılından sonra hızlanmıştır. Bunun nedeni, ihale yoluyla bu tip borç araçlarının satışı gibi yeni yöntemin mali otoritece benimsenmiş olmasıdır.

Buna göre, KİT borçları ve kırmızı bakiyede bir azalma görülürken, tahvil ve bono payında bir artış görülmektedir (Bkz. Şekil III). Borç birleşiminde en büyük pay ise, konsolidasyona ait bulunmaktadır. Kamu borçlarıyla toptan eşya fiyatları endeksi arasında ise, Şekil 4 de görülen, son derece yakın bir korelasyon bulunmaktadır.

### III. KAMU KESİMİ BORÇLARININ MAKROEKONOMİK ETKİLERİ

Kamu kesimi borçlarının temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini yedi değişkenden oluşan bir vektör otoregresiv (VAR) model ile inceledik.

VAR yöntemini ekonomik değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri yakalamak için oldukça etkili bir yöntem olması nedeniyle seçtik. Bilindiği gibi VAR yaklaşımının başlıca iki avantajı bulunmaktadır. Bunlar kısaca şöyle özetlenebilir: (i) VAR yaklaşımı herhangi bir ekonomik teoremin öngördüğü kısıtlamaları içermemekte, böylece sistemde hangi değişkenlerin egzogen (dışsal) hangi değişkenlerin endojen (içsel) olduğunu önceden belirleme zorunluluğu ortadan kalkmaktadır. (ii) VAR modelinde her değişken kendisinin ve diğer değişkenlerin geçmişteki değerlerinin bir fonksiyonu olarak ele alınmaktadır. Bu da değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin yakalanmasında önemli bir rol oynamaktadır. VAR yaklaşımının başlıca dezavantajı ise indirgenmiş biçim (reduced form) modeli olması nedeniyle yapısal hipotezlerin testinde kullanışlı olmamasıdır.

#### III.1. Veri ve Model Belirlenmesi

Kamu kesimi borçlarının ekonomi üzerindeki etkilerini incelediğimiz VAR modeli yedi değişkenden oluşmaktadır. Bu değişkenler sırasıyla M2 tanımlı para arzı (M), kamu kesimi borçları (D), beklenen reel faiz (R), ağırlıklı reel efektif kur (E), Devlet İstatistik Enstitüsü toptan Eşya Fiyatları Endeksi (P), reel gayri safi milli hasıla (Y), ve ihracat/ithalat oranından (T) oluşmaktadır.

Kamu kesimi borçları dışındaki değişkenlerin değerleri Merkez Bankası Kaynaklarından, kamu kesimi borçları ise Merkez Bankası ve Hazine kaynaklarından derlenmek yoluyla I. Bölümdeki tanıma uygun olarak türetilmiştir. Veri aylık seriler halinde olup 1983-1988 yıllarını kapsamaktadır. Hazineden gelen veriler ancak 1983 yılına kadar geriye gittiğinden, çalışmanın başlangıç noktası da 1983 yılı olarak seçilmiştir. Beklenen reel faiz (R) dışındaki tüm değişkenler analize logaritmik değerleriyle girmektedir.

Bu çalışmada kullanılan VAR modelini şöyle ifade edebiliriz.

$$Z_t = d_t + A(L)z_t + e_t \quad (i)$$

Burada  $z_t$  modeldeki yedi endojen (içsel) değişkeni içeren bir vektör.  $d_t$   $z_t$  nin deterministik parçalarını içeren bir vektör  $A(L)$  ise sistemin dinamik yapısını tanımlayan  $7 \times 7$  lik gecikmeli polinomial matrisi,  $e_t$  de serisel bağımsız inovasyon vektörüdür (serially uncorrelated innovation). Deterministik parçalar ise bir sabit, doğrusal trend ve onbir mevsimlik kukladan oluşmaktadır. Sistemin sol tarafında bağımlı değişkenler, sağ tarafında ise sistemde yer alan tüm değişkenlerin "gecikme"leri (lag) bulunmaktadır. Bu şekliyle sistem indirgenmiş biçim haline gelmiş olmaktadır. Değişkenler arasındaki eşzamanlı korelasyon (contemporaneous correlation)  $e_t$  nin kovaryans matrisi ile elde edilmektedir.

İlk adımda eldeki veriyi kullanarak  $d_t$ ,  $A(L)$ , ve  $e_t$  nin parametreleri tahmin edilmiştir. Bu tahmin yapılırken  $A(L)$  matrisi içinde yer alan gecikmeli polinomillere bir kısıt getirilmesi zorunlu olmaktadır. Biz bu kısıtı eldeki veriyi gözönüne alarak altı olarak belirledik. Bu durumda, sistemdeki her denklemde onüçü belirleyici (deterministik) olmak üzere toplam ellibeş parametre bulunmakta ve küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Toplam gözlem sayısının yetmişiki olduğu düşünülecek olursa, eldeki serbestlik derecesinin oldukça sınırlı olduğu gözden uzak tutulmamalıdır.

Bu çalışmada kamu borçları ile diğer makro değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri başlıca iki yolla; "Varyans Ayrıştırılması", VDC, (Variance Decompositions) ve "uyarım cevap fonksiyonu". IRF, (impulse response function) ile inceliyeceğiz.

VDC ler sistemdeki değişkenlerin ortogonalleştirilmiş şoklarının bağımlı değişkenin tahmin hatası üzerindeki katkısını ölçmektedir. Bu durumda, bağımlı değişkenlerin VDC leri bize sistemdeki değişkenlerin ekonomik önemleri konusunda bilgi vermektedir.

Hareketli ortalamaların ortogonalleştirilmiş şoklar cinsinden ifade edilebilmesi için tahmin edilen artık terimler (residual) arasındaki eşzamanlı korelasyonların triangularize edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, Sims'in (1980) yaklaşımı kullanılmış ve VAR artık terimlerinden elde edilen kovaryans matrisi Choleski ayrımı yoluyla triangularize edilmiştir. Bu yöntem, önce bir faktör matrisi belirlemekte ve bunun artık terimlerle çarpımı da ortogonalleştirilmiş şoklar vektörünü vermektedir. Bu şoklar yoluyla, sistemin hareketli ortalamalar gösterimi elde edilmekte ve bu da değişik dönemlerdeki tahmin hatalarını bulmak için kullanılmaktadır. Böylece, sistemde mevcut tüm değişkenlerin varyansının tahmin hataları varyansına olan katkısı hesaplanabilmekte ve bu da bize VDC leri vermektedir.

Dikkat edilmesi gereken bir nokta, özellikle, tahmin hataları arasındaki eşzamanlı korelasyon güçlü olduğunda, Choleski ayrımı değişkenlerin sırasına bağlı olduğundan, elde edilen VDC lerin değişkenler arasındaki sıralamaya karşı oldukça hassas olabileceğidir. Bu çalışmada sunulan sonuçlar, değişkenlerin M,D,R,E,P,Y,T şeklinde sıralanmasına bağlı olarak elde edilmiştir. Bu sıralama yapılırken, önce para

ve maliye politikalarının aracı olan aletler, yani M ve D, başa alınmış, daha sonra finansal değişkenler, R ve E, sıralamaya konmuş ve son olarak da reel kesim değişkenleri, yani P, Y, ve T alınmıştır. Sistemin kararlılığını saptamak amacıyla değişkenlerin sırası değiştirilmiş, ancak önemli bir değişiklik gözlenmediğinden sadece yukarıda belirtilen sıraya göre elde edilen sonuçların özetlenmesi yoluna gidilmiştir.

Kamu borçlarının sistemdeki diğer değişkenleri zaman içinde nasıl etkilediğini görmek için IRF'lerden yararlanılmıştır. IRF'ler bağımlı değişkenin bir diğer değişkende meydana gelen bir standart sapmalık şoka karşı nasıl bir tepki gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Elde edilen VDC'ler ve IRF'lerin istatistiksel olarak ne ölçüde önemli olduğunu görmek için bu sonuçların hangi güvenlik sınırları içinde geçerli olduğunu tesbit etmek gerekmektedir. Bunun yapılmaması adeta regresyon sonuçlarını bildirirken t-istatistiklerini belirtmemeye benzetilebilir. VDC'lerin ve IRF katsayılarının güvenlik sınırlarını "Monte Carlo Integration" yoluyla elde ettik.

### III.2 Ampirik Bulgular

Tablo 1 % 25, % 50 ve % 75'lik güvenlik sınırları içinde VDC'leri göstermektedir. Daha önce de belirttiğimiz gibi VDC'ler bize sistemdeki değişkenlerin ekonomik önemleri konusunda bilgi vermektedir. Ayrıca VDC'ler bir değişkenin egzojen olarak ele alınıp alınmayacağı konusunda da bir fikir vermektedir.

Tablo 1'in incelenmesi sonucunda ortaya çıkan bir sonuç kamu borçlarının sistemdeki diğer değişkenler üzerinde küçümsenmeyecek bir öneme sahip olduğunu göstermektedir. Örneğin % 50'lik güvenlik sınırları içinde ve 48 dönem sonunda para arzındaki tahmin hatasının % 13.56'sı, beklenen reel faiz haddindeki tahmin hatasının % 12.75'si, reel efektif döviz kurundaki tahmin hatasının % 12.28'i, toptan eşya fiyatları indeksindeki tahmin hatasının % 14.65'i, GSMH'daki tahmin hatasının % 14.55'i, ihracat-ithalat oranındaki tahmin hatasının % 11.47'si kamu borçlarındaki şoklar tarafından açıklanmaktadır.

Eğer bir değişken sistemdeki diğer değişkenlerden bağımsızsa, kendi şokları kendi tahmin hatası varyansını tüm dönemlerde büyük ölçüde açıklayıcı güce sahip olmalıdır. Kamu borçlarında meydana gelen bir birimlik şokun 3 dönem sonunda ve % 50 güvenlik sınırı içinde % 70.09'u kendi şokları tarafından açıklanmakta ancak daha ilkerki dönemlerde bu % 31.79, % 23.54, % 19.15 ve % 16.33'e düşmektedir. Bu nedenle, kamu borçları değişkenini egzojen olarak değerlendirmemek gerekmektedir.

Kamu borçlarına yapılan bir birimlik şokun sistemdeki diğer değişkenleri zaman içinde nasıl etkilediğini Şekil 5-10'daki IRF'lerden izleyebiliriz. Şekil 5'te görüldüğü gibi kamu borçlarında meydana gelen bir birimlik pozitif şok karşısındaki fiyatlardaki artış daha birinci aydan itibaren kendini göstermektedir. Şekilden de izlenebileceği gibi fiyatlardaki artış, özellikle ilk sekiz ayda, bir standart sapmalık güvenlik sınırı içinde istatistiksel olarak önemli bir artış göstermekte, sekizinci aydan onbirinci ayın ortalarına kadar bu artış devam etmekle birlikte istatistiksel olarak önemsiz kalmakta, ancak onbirinci ayın ortasından onyedinci ayın ortasına kadar istatistiksel olarak önemli bir

artış göstermeye devam etmekte ve bu tarihten sonra (istatistiksel olarak) önemsiz hale gelmektedir. IRF'den elde edilen bu sonuç geleneksel makro tahlillerle de bir uyum göstermektedir. Buna göre kamu borçlarında artış öncelikle toplam talepte bir artışa ve dolayısıyla fiyatların yükselmesine neden olmakta, ücretlerdeki artış belirli bir gecikme ile fiyatları izlemekte ve bu da toplam arzda bir düşmeye, dolayısıyla fiyatların yeniden yükselmesine neden olmaktadır. Şekil 5'in incelenmesinden çıkan bir başka sonuç da kamu borçlarına yapılacak negatif bir şokun fiyat hareketlerini kontrol altına almakta son derece etkili olacaktır.

Kamu borçlarına yapılan bir birimlik pozitif şok karşısında GSMH'nın nasıl bir tepki gösterdiği Şekil 6'dan izlenebilir. Kamu borçlarındaki artış karşısında GSMH birinci ayın ortalarından dördüncü ayın sonuna dek (istatistiksel olarak) önemli bir artış göstermekte ancak beşinci ayın sonlarından onuncu ayın ortasına dek (istatistiksel olarak) önemli bir düşüş kaydedilmektedir. Görüldüğü gibi kamu borçlarının ekonomi üzerinde sağladığı genişleyici etki geçici olmakta ve bunu hemen bir daralma izlemektedir.

Kamu borçlarına yapılan bir birimlik şokun para arzı üzerindeki etkisi ise Şekil 7'de görüldüğü gibi birinci aydan yedinci ayın ortalarına kadar (istatistiksel olarak) önemli ölçüde daraltıcı, onuncu ve onbeşinci aylar arasında da önemli ölçüde genişletici olmaktadır.

Beklenen reel faizlerin kamu borçlarına yapılan bir birimlik şok karşısında nasıl bir tepki gösterdiği ise Şekil 8'de görülmektedir. Sadece istatistiksel olarak önemli olan tepkileri gözönüne alacak olursak, beklenen reel faiz kamu borçlarındaki şoka karşı özellikle birinci ayın başı ile ortası, ikinci ayın ortası ile üçüncü ayın ortası ve dördüncü ayın ortası ile yedinci ayın ortası arasında negatif tepki göstermektedir. Bunun nedeni şöyle izah edilebilir. Kamu borçlarındaki artış karşısında ilk tepki mal piyasalarından gelmekte ve fiyatlarda bir artış görülmekte ancak para piyasalarında nominal faiz hadleri fiyat artışlarına gecikmeli olarak ayarlandığından beklenen reel faizde bir düşme ortaya çıkmaktadır.

Reel efektif döviz kuru ve ihracat ithalat oranının kamu harcamalarındaki artışa nasıl tepki gösterdiği Şekil 9 ve 10'da görülmektedir. Yine, sadece istatistiksel olarak önemli tepkileri gözönüne aldığımızda reel efektif döviz kurları önce negatif, sonra pozitif ve daha sonra negatif bir tepki göstermektedir. Buna karşılık ihracat-ithalat oranı ise birinci ay ile beşinci ayın ortasında pozitif, altıncı ayın ortası ile sekizinci ay arasında negatif bir tepki göstermektedir. İhracat-ithalat oranının tepkisi GSMH'nın tepkisine son derece benzemektedir. Kamu borçlarındaki artış üretimi bu da ihracatı arttırmakta ancak bir süre sonra üretimdeki daralmayla birlikte ihracatta gerilemektedir.

İncelediğimiz VAR modelinden çıkan sonuçları özetleyecek olursak;

1. Kamu borçlarındaki değişmelerin makroekonomi üzerinde küçümsenmeyecek etkileri bulunmaktadır.

2. Kamu borçlarında meydana gelen bir artış öncelikle fiyatlara yansımakta ve fiyatlar genel seviyesinin hemen yükselmesine neden olmaktadır.

3. Kamu borçlarının milli gelir üzerinde yarattığı genişleyici etki çok kısa süreli olup, genişlemeyi zorunlu bir daralma izlemektedir.

4. Nominal faizlerdeki değişme fiyatlara göre daha gecikmeli olduğundan kamu borçlarında bir artış beklenen reel faizlerde düşmeye yol açmaktadır.

#### IV. KAMU AÇIKLARININ PARASALLAŞMASI

Bu bölümde, kamu kasımı açıklarının ekonomide parasallaşmaya neden olup olmadığı araştırıldı. Burada parasallaşmayı ekonomide nominal bir talep yaratmakla ilişkilendirmek gerekir. Bu talep, hükümetin harcamalarını para yaratarak finanse etmesinden kaynaklanmaktadır. Hükümet tarafından para yaratılması genelde rezerv paranın artması anlamındadır. Bu nedenle, parasallaşmada rezerv parayı meydana getiren iki önemli öğede artış gözlenir; bunlar emisyon ve bankaların zorunlu karşılıklarıdır. Ancak, kullanılan terminoloji, Merkez Bankası net yükümlülüklerinde meydana gelen artış ile ilgilidir. Bu bağlamda Merkez Bankası'ndaki fon hesapları, ithalat teminatları ve döviz mevduatı parasallaşmayla ilgili olabilecek diğer kalemleri içermektedir.

Literatürde Cagan(1956) yirminci yüzyılın yedi önemli hiper enflasyonun parasal karakteristiğini araştırdığı çalışmasında şu hipotezi test eder: "reel para balanslarındaki değişme (variations) fiyatlar genel düzeyindeki beklenen değişmeyle (enflasyon) ilgilidir." Cagan, basit bir modelde bu hipotezi doğrular. Bu modelin ana ögesi, hükümetin çoğu harcamalarının finansmanı için para basmasıdır.

Cagan, fiyatlardaki büyük oranlardaki artışı para arzındaki hızlı artışlarla ilişkilendirir. Para arzındaki bu büyük artışların nedeni ise kamu harcamalarının finansman ihtiyacı nedeniyle, bu kesim açıklarının parasallaştırılmasıdır. Böylelikle oluşan enflasyon, reel para balansları üzerinde bir vergi olmaktadır (Cagan,1956). Enflasyon vergisinin (seignorage) sıfır olduğu dönemlerde bile kamu kesimi açığının gelecekte parasallaşacağı beklentisi nedeniyle enflasyonun hızlanacağı bekleniyorsa, ekonominin yüksek enflasyon yaratması mümkündür (Sargent ve Wallace, 1981). Bu olgunun nedeni, kamu otoritelerinin ve Merkez Bankasının kredibilitésinin düşük olmasıdır.

Kamu kesimi açıklarının gelecekte ortadan kaldırılacağı beklentisinin olduğu bir ortamda bile, pozitif ve sabit bir parasallaşma döneminde enflasyonun yine olacağı literatürde ileri sürülmektedir (Bental ve Eckstein, 1988). Hatta, enflasyonla mücadele için döviz kurlarının dondurulması halinde bunun genel bir makro istikrarsızlık (unstability) yol açacağı Wijnbergen (1988) tarafından ileri sürülmüştür. Bu sonuçlar Cagan'ın bulgularını doğrulamaktadır.



O halde enflasyonla mücadelede sağlanması gerekli iki önemli koşul şunlar olacaktır: Bir, politikaların ve bunları uygulayacakların kredibilitésinin yüksek olması. İki, bütçe dengesinin sağlanması. Bu koşullardan birinin yerine getirilmemiş olması, enflasyonun yaratılması veya mevcut enflasyonun hızlandırılması anlamındadır. Eğer, ekonomide, bu her iki koşulun veya birinin sağlanamayacağı yolunda bir bekleyiş varsa, bu bekleyişlerle reel nakit dengeleri arasında bir korelasyon olması, gerek Cagan ve gerekse Sargent'ca kamu kesimi açıklarının parasallaştığı ya da enflasyon vergisinin bir politika aracı olarak benimsendiği anlamına gelir.

Bu çalışmada, biz, şu hipotezi test etmek istiyoruz: ekonominin reel nakit dengeleri beklenen enflasyon oranındaki değişimle ilişkilidir (Cagan,1956). Eğer, beklenen enflasyondan paraya bir geribesleme (feedback) gözleniyorsa, bu önerme genişletilerek, hükümetin reel harcamalarının kabaca sabit bir bölümünü parasallaştırarak finanse ettiğini ileri sürülebilir (Sargent ve Wallace,1973).

Bu hipotezi test etmek için, Cagan'ın para talebi fonksiyonunundan yola çıkabiliriz.

$$M(t)/P(t) = f[\pi(t), z_t] \quad \text{ve } f_{\pi} < 0 \text{ ve } f_z = 0 \quad (2)$$

Burada  $\pi(t)$  herhangi bir dönemdeki enflasyon beklentisini,  $z_t$  ekonomideki reel değişkenleri simgelemektedir. Anacak, Cagan önermesinden yola çıkarak, biz de, yüksek enflasyon dönemlerinde, kısa dönemli reel etkilerin reel para dengeleri üzerine anlamlı bir etkisi olamayacağını varsaydık. Bu nedenle, Cagan'cu modeli tahmin ederken, bu etkileri sabit terimle simgeledik. Bu varsayımımız doğruysa, sabit terimin parametresi sıfırdan farklı bir anlamlılığı olmamalı.

Bu bölümde, enflasyon bekleyişlerini türetmek için toptan eşya fiyatları endeksi kullanıldı. Ekonomideki fiyat bekleyişleri, Cagan'dan farklı olarak

$$X_t = \frac{1}{\phi(L)} \epsilon_t \quad (3)$$

şeklinde ifade edilen otoregresiv şemaya uygun olarak türetildi. Bu model, ARMA(1,0) procesi tahmin edildi.<sup>(2)</sup> Bu şemadan elde edilen beklenen enflasyon değerleri, yukarıda verilen modele ilişkin parametrelerin tahmin edilmesinde kullanıldı. Tahmin edilen parametreler Tablo 2 de sunulmuştur.

Bu modelle türetilen bekleyişleri kullanarak Cagan modelini gelecek iki aya ilişkin enflasyon beklentisiyle tahmin ettiğimizde elde ettiğimiz sonuç Tablo 3 de verilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde iki husus göze çarpmakta. Önce, reel para balanslarına olan talep ile beklenen enflasyon arasında anlamlı bir ilişki vardır. Bu ilişkide göze çarpan önemli bir diğer husus, ilk dönem beklentisinin reel balansların azalacağı, ikinci dönem beklentisinin ise reel balansların artacağı şeklinde bir etkileşime yol açması. Bu Cagan'da yüksek enflasyon dönemlerinde gözlenebilen

(2) Eğer bekleyiş modelindeki gecikme çok kısa ise, enflasyonun kendi kendini yaratan bir yapıya dönüştüğünü söyleyebiliriz. (Bkz. Cagan,1956:73)

dalgalanmaları hatırlatmaktadır. Bu bağlamda reel balanslardaki azalmanın, Merkez Bankasının pasif rolü nedeniyle kalıcı olmayacağı beklenmektedir.

Bu tür bir para talebi Cargent ve Wallace'ın önerdiği şekle göre zamanın sürekli bir fonksiyonu olarak aşağıdaki şekliyle ifade edilebilir:

$$M(t)/P(t) = f[\pi(t)] \quad \text{ve } f' < 0 \quad (4)$$

Bazı varsayımlar altında (bkz Sargent ve Wallace, 1973) bu modelin doğrusal ve kesitli zaman yakınlaştırılması aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$m_t = E_t X_{t+1} + e_t \quad (5)$$

Burada  $m_t = M_t/M_{t-1}$  ve  $X_{t+1} = P_{t+1}/P_t$  olarak belirtilmiştir.

Bu model, enflasyon beklentisinden nominal para arzına bir etki olduğunun test edilmesine imkan vermektedir. Eğer, elde edilen parametreler istatistiksel anlamlılığa sahip ise, kamunun harcamalarının kabaca sabit bir oranını parasallaştırarak finanse ettiği hipotezi kabul edilebilir.

Bu yöntemle oluşturduğumuz enflasyonist bekleyişleri kullanarak, önerilen geribesleme modelini tahmin ettik. Elde edilen sonuç Tablo 4 de sunulmuştur. Bu tahminde, biz, iki ayrı gözlem dönemi kullandık. Birincisi, 1980-1988 yıllarını içermektedir. İkincisi, ise, stabilizasyon dönemi olan ilk üç yılı dışlamaktadır. Her iki gözlem dönemi, enflasyon beklentisinden para arzına anlamlı bir geribesleme olduğunu göstermektedir. Ancak, stabilizasyon dönemi dışlandığında bu geribeslemenin daha da güçlendiği gözlenmektedir. Bu bulgular bize, hükümetin borçlarını kabaca sabit bir oranda parasallaştırma eğiliminde olduğunu göstermektedir.

Cagan yönteminden hareketle, literatürde Webb (1985) Alman hiperenflasyonunu inceler. Burada, kamu kesimi açıklarının parasallaşmasının enflasyonun hiperenflasyona dönüştüğünü gözler. Alman Merkez Bankası'nın rolünün pasif olmasının bu parasallaşmaya sınırsız bir imkan getirdiğini söyler. Bu yargıya iki ayrı modeli test ederek ulaşır. Bu çalışmada kullanılan model yapısal bir model değildir. Ancak, Webb, yukarıda özetlediğimiz, Sargent ve Wallace (1973) modeli ve Frenkel (1977) çalışmalarında esinlenerek heteroskadasitesi için düzeltilmiş şu modeli de test etmektedir.

$$(M_t - M_{t-1})/P_{t-1} = \alpha + \beta(D_t - D_{t-1})/P_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Bu model para arzının cari ve gecikmeli kamu kesimi açıklarıyla ilişkili olduğunu varsayar. Eğer, bu model doğru bir tahmin ediciyse, kamu kesiminin portföy hacmiyle ilgili kararlarının para arzı üzerinde etkisi olmasını gerektirir ki, bu parasallaşma, ekonomide enflasyonist bir baskı oluşturur.

Biz, bu çalışmada önce, borç stokundaki değişmeyi, para stokundaki değişmeye karşı regrese ettik. Bu tahmine ilişkin değerler Tablo 5de verilmiştir. Bu regresyon Webb'de olduğu gibi, heteroskadasiteden yakınmaktadır. Bunun üzerine,

heteroskadasite düzeltmesini modeli bağımsız değişkene bölerek yaptık. Elde ettiğimiz sonuç bu kez otokorelasyondan yakındı. Otokorelasyon düzeltmesiyle bu etkiden modeli arıttık. Sonuç, bize, istatistiksel anlamlılığa sahip bir model tahmini verdi (Tablo 6). Bu model, Sargent ve Wallace genellemesinde elde ettiğimiz sonucu doğrulamaktadır. Yani, kamu kesimi finansman gereği, para stokundaki değişimle ilişkilidir. O halde, "kamu kesimi finansmanı ekonomide parasallaşmaya neden oluyor" hipotezini her iki modelden hareketle kabul edebiliriz.

Bilindiği gibi paranın dönüşüm hızı, sıkı para politikasının uygulandığı dönemlerde artar. Çünkü, sıkı para politikası genelde faizlerin yükselmesiyle sonuçlanır. Zaten, teorik olarak da, para talebinin düşürülmesi için, diğer değişkenler aynı kalmak koşuluyla, faizlerin yükselmesi şarttır.

Öte yandan, kamu kesiminin ekonomideki stok borç yükümlülüğü ve ekonomide satın alma gücü yaratan taban para (Merkez Bankası rezerv parası) arasında bir bağlantı vardır. Bankanın bu rezervindeki yükümlülüklerin artması parasallaşmadır. Şimdi, RM i bu stok borç yüküne bölersek, ekonominin hangi oranda rezerv para (satın alma gücü) ve hangi oranda kamu borcunu portföyünde bulundurma eğiliminde olduğunu görebiliriz. Bu oranın yükselmesi, ekonomide, mevcut borç stokuna karşı daha yüksek oranda rezerv para talep edildiği anlamına gelecektir ki kamu borcunun parasallaştığı dönemlerde bu artışı gözlememiz gerekiyor.

Merkez Bankasının ve Borç otoritelerinin aktif müdahaleleri, yani parasal denetimin arttırılması, ekonomide reel faizleri yükseltecektir. Bu durumda ise reel faiz ile rezerv para borç oranı arasında ters yönde bir ilişki gözlenmelidir. Yani reel faizlerin arttığı dönemde, para talebindeki düşme nedeniyle RM/borç oranı küçülecektir. Bu ise, kamu kesimi açıklarının parasallaşması eğiliminin, sıkı para politikası sonucu yükselen reel faiz etkisiyle değişebileceğini gösterir.

O halde, istatistiksel olarak, faizle rezerv para borç oranında anlamlı ve negatif bir ilişki gözleyebilmeliyiz. Bu durumda, kamu kesimi açıklarının Merkez Bankasının aktif rolü nedeniyle parasallaşmadığı görüşü ileri sürülebilir. Bu konuyu test etmek için Tablo 7da sonuçlarını sunduğumuz

$$RM/Borç = F(r) + e \quad (7)$$

modeli tahmin edildi. Ne var ki, bu modelde de faize ilişkin parametrenin istatistiksel anlamlılığı yok. Ayrıca, kamu kesimi finansal açıklarının rezerv paradaki değişimle arasındaki sıkı ilişkinin varlığı Merkez Bankasının kamu kesimi açıklarının parasallaşmasında pasif bir rol üstlendiğini göstermektedir (Tablo 8).

Merkez Bankasınca yapılan Hazine bonoları ihaleli satışlarının, varılan bu sonuca anlamlı bir etki getirip getirmediğini de bu çalışma içinde test ettik. Bunun için ihaleli satışların başladığı dönemden sonrası için tahmin ettiğimiz modellere bir kukla (dummy) değişken ekledik (Bkz Tablo 9 ve Tablo 10). Bu değişken;

i. Sargent modelinde istatistiksel olarak anlamlı bir fark getirdi. Bu farkın parametresinin pozitif olması, yöntemin parasallaşma sürecini hızlandırdığı anlamında ele alınabilir.

ii. Kamu kesimi finansmanı RM ilişkisini tahmin ettiğimiz modelde bu değişken istatistiksel olarak anlamlı bir sıçrama meydana getirmedi.

iii. Üçüncü modelimizde, yani reel faizlerin rezerv para borç oranına etkisine baktığımız modelde, bu ihale yöntemi istatistiksel olarak anlamlı bir etki getirmemektedir.

Bu gözlemlerle, Türkiye'de ihaleli satış yönteminin, kamu açığının parasallaşması olgusuna yeni bir boyut getirmediği yolunda bir hipotezi, veri paketimiz içinde kabul edebiliriz. Bu sonuca ulaşmanın nedeni, hükümetin bu yöntemin getirdiği finansman yükünü kendi bütçe kararlarında etkin bir kısıt olarak görmemiş olmasıdır denebilir.<sup>(3)</sup>

Çalışmanın bu bölümünde elde ettiğimiz sonuçları şöyle özetleyebiliriz:

i. Enflasyon beklentisi, para arzı artışlarını pozitif yönde etkilemektedir. Bu etki, Sargent ve Wallace genellemesiyle, kamu kesimi açıklarının kabaca sabit bir oranda parasallaştığı anlamındadır. Nitekim, kamu kesimi borç stokundaki değişimle, para stokundaki değişim arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki vardır. Yani, kamu kesimi finansman açığı para arzındaki değişimle ilişkilidir.

ii. Merkez Bankası, kamu kesimi açıklarının parasallaşmasını önlemek için aktif bir rol üstlenememiştir. Bu bağlamda, ihaleli satış olarak sunulan yeni borçlanma yöntemi de sisteme ve dolayısıyla Merkez Bankasına aktif bir rol üstlenme olanağı vermemiştir.

<sup>(3)</sup>Bu çalışmanın ilk sunuluşunda kamu kesimi borç araçlarının hangilerinin parasallaşmaya elverişli olduğunun saptanması gerektiği yönünde eleştiri oldu. Bu noktayı test etmek bu çalışmanın amacı dışında. Bu mikro bir analizi gerektiriyor. Ancak, biz, bu araçlardaki değişimle, para arzındaki değişim arasındaki kovaryans matrisine baktık. Buna göre, para arzındaki değişimle ilgili korelasyon oranları sırasıyla şöyle: Bono yüzde 29, Tahvil yüzde 34, Merkez Bankası (toplam) yüzde 28, emanet hesapları yüzde -02. Emanet hesaplarındaki negatif korelasyon beklenen yönde. Bu aracın parasallaşmadığı ileri sürülebilir. Zaten, bu hesap, tanımı gereği üretilmiş bir mal yada hizmet için kullanılan aynı bir kredidir.

## KAYNAKÇA:

Bental, B. ve Eckstein Z.(1988) "Inflation, Deficit, and Seignorage with Expected Stabilization." Economic Effects of the Government Budget, Ed E. Helpman, A. Razin, E. Sadka. Cambridge: The MIT Press.

Cagan, Phillip.(1956) "The Monetary Dynamics of Hyperinflation." Studies in the Quantity Theory of Money, Ed Milton Friedman. Chicago:Universiry of Chicago Press.

Frenkel, Jacob A. (1977) "The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German-Hyperinflation." American Economic Review 67, 653-70.

Granger, C.W.J.(1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods." Econometrica 37, 424-38.

Sargent, T. ve Wallace, N. (1973) "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation." International Economic Review V 14 No 2.

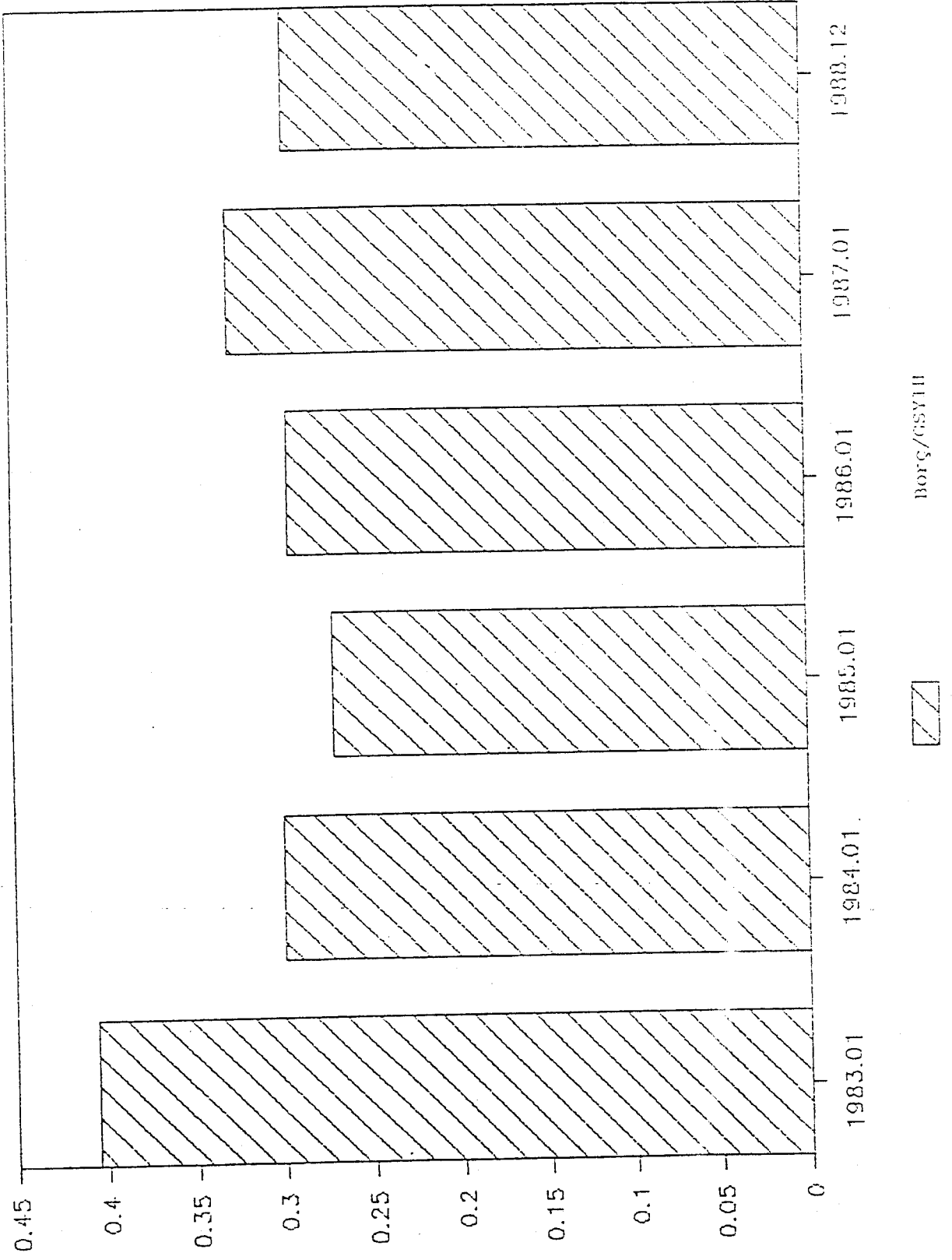
----- (1981) "Some Unpleasant Monetarist Arithmetics." Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Rewiev.

Sims, C. A. (1971) "Discrete Approximation to Continuous-Time Distributed Lags in Econometrics." Econometrica 39 (5):546-63.

Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality." Econometrica 48 (1), 1-47.

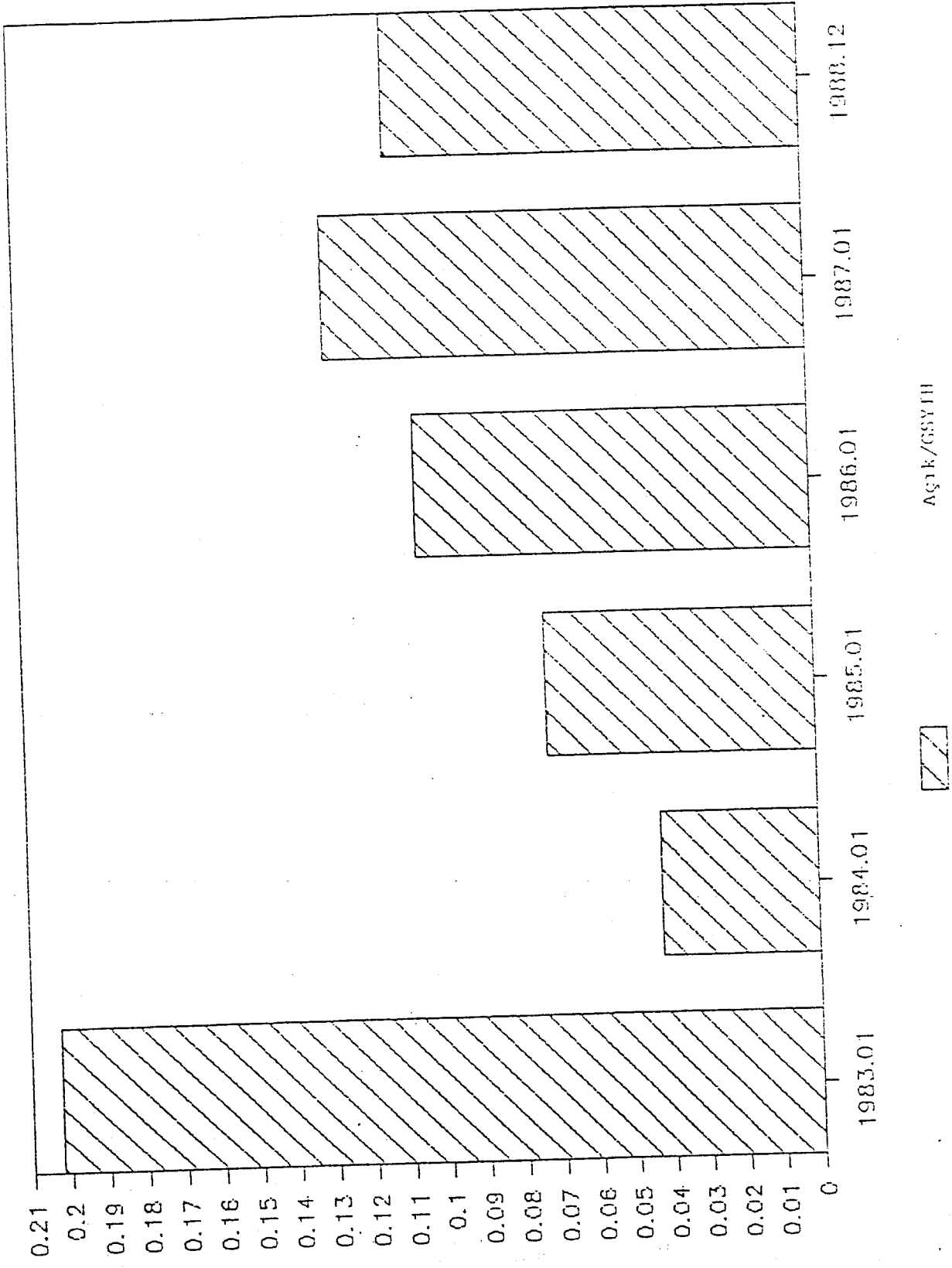
Webb, Steven B. (1985) "Government Debt and Inflationary Expectations as Determinants of the Money Supply in Germany." JMCB V 17 No 4 (11), 479-492.

# KAMU KESİMİ BORÇ YÜKÜ

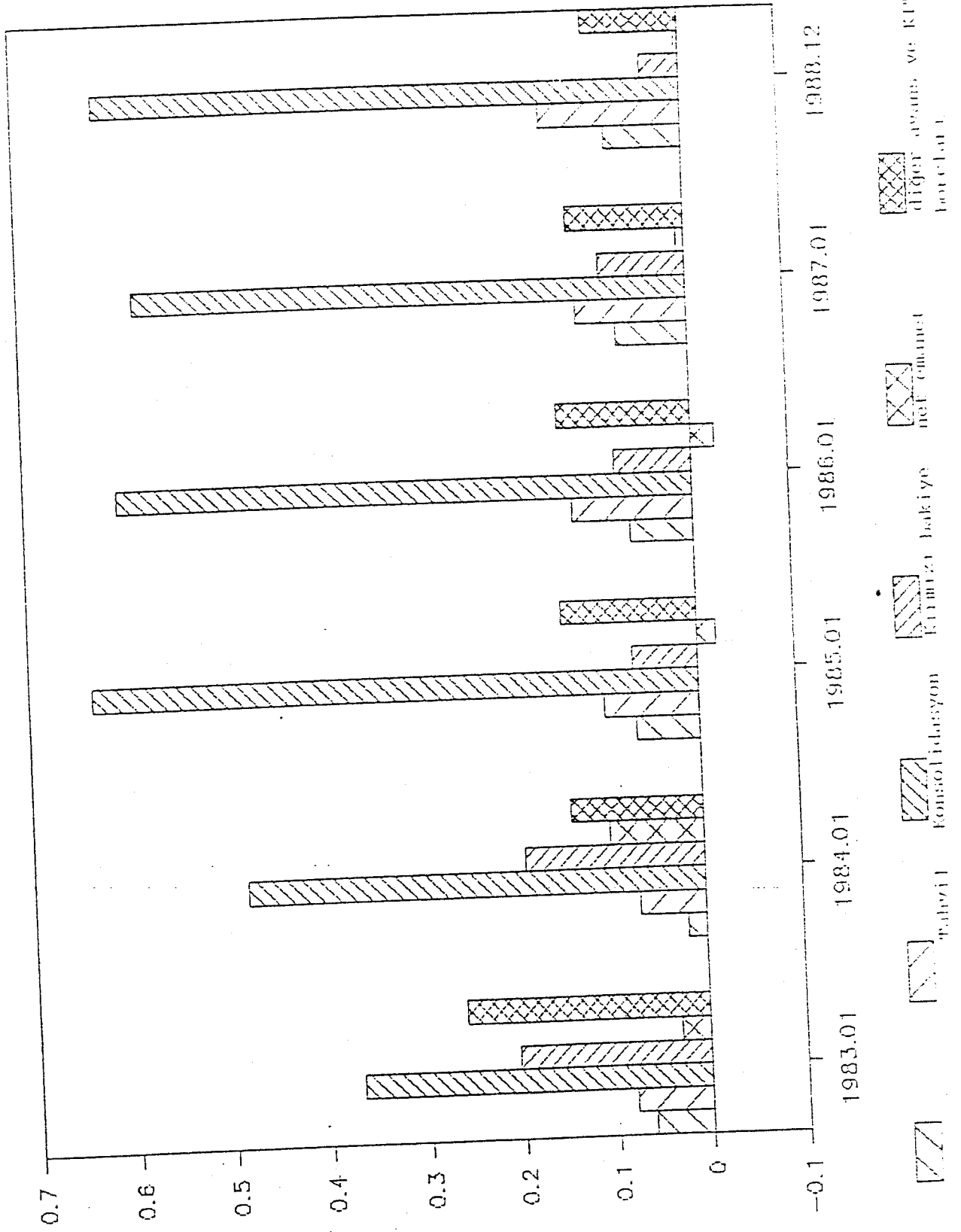


ŞEKİL 2

# KAMU KESİMİ ACIGININ YUKU

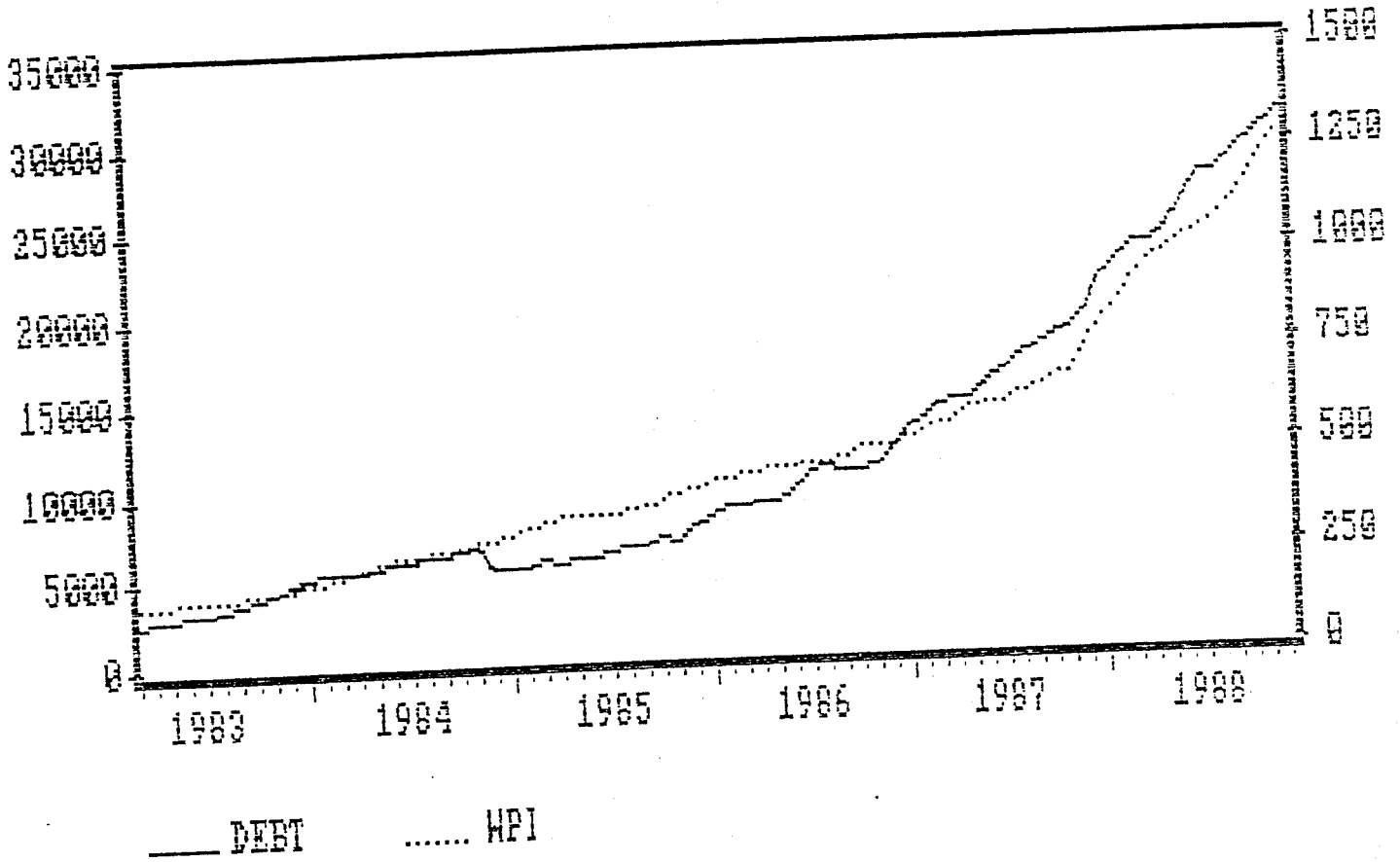


# BORC ARAÇLARININ PAYLARI

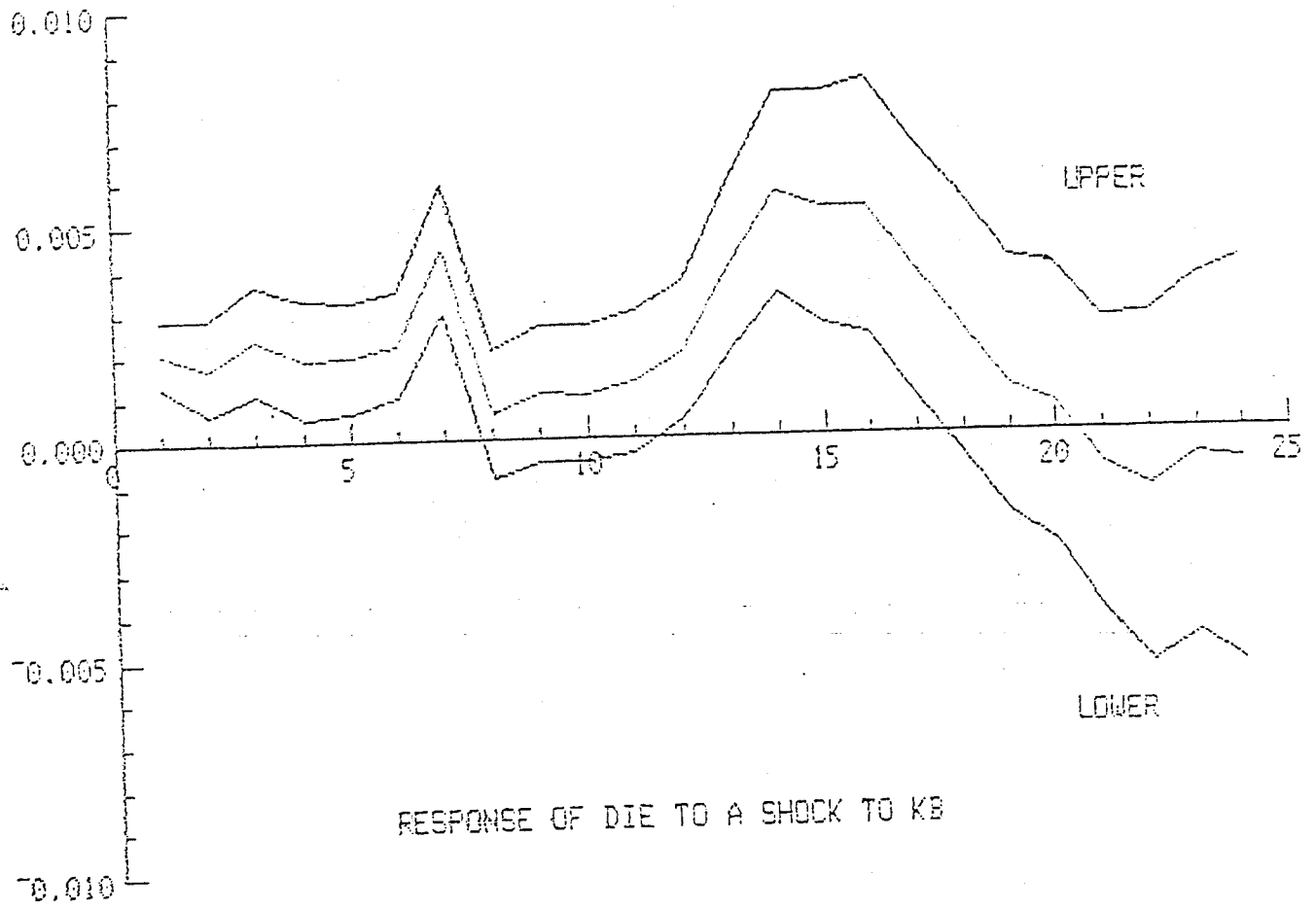




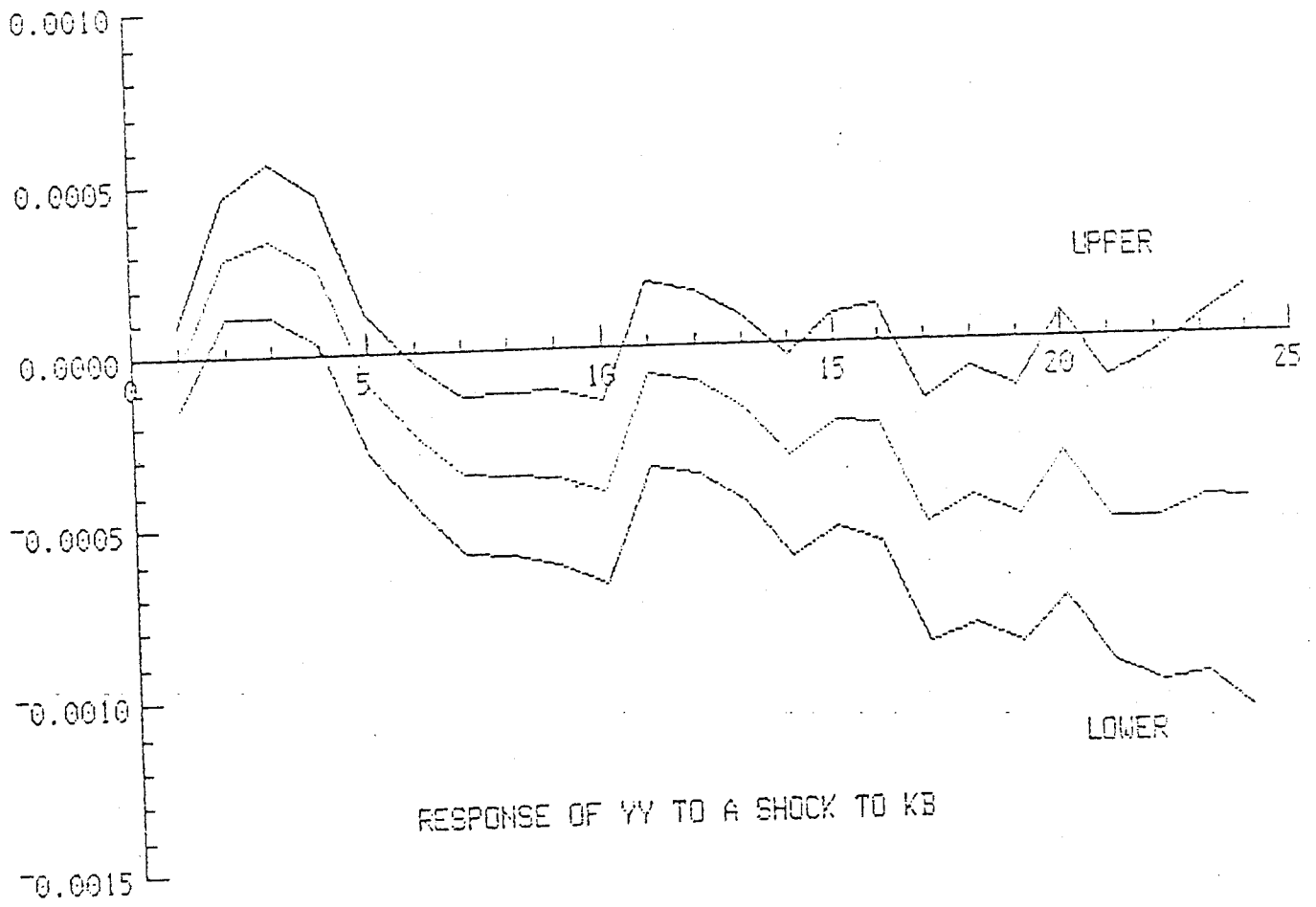
SEKIL 4



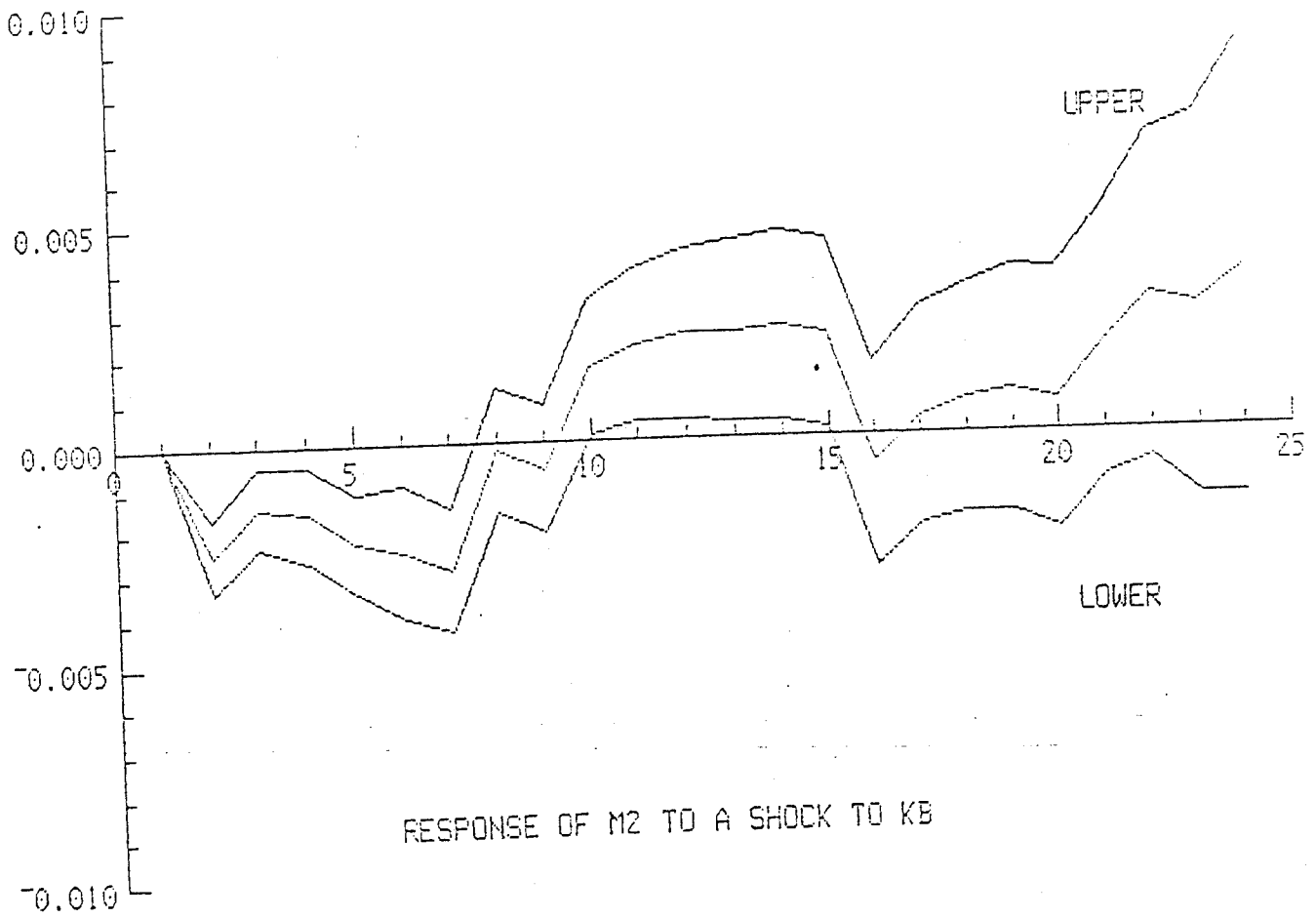
ŞEKİL 5



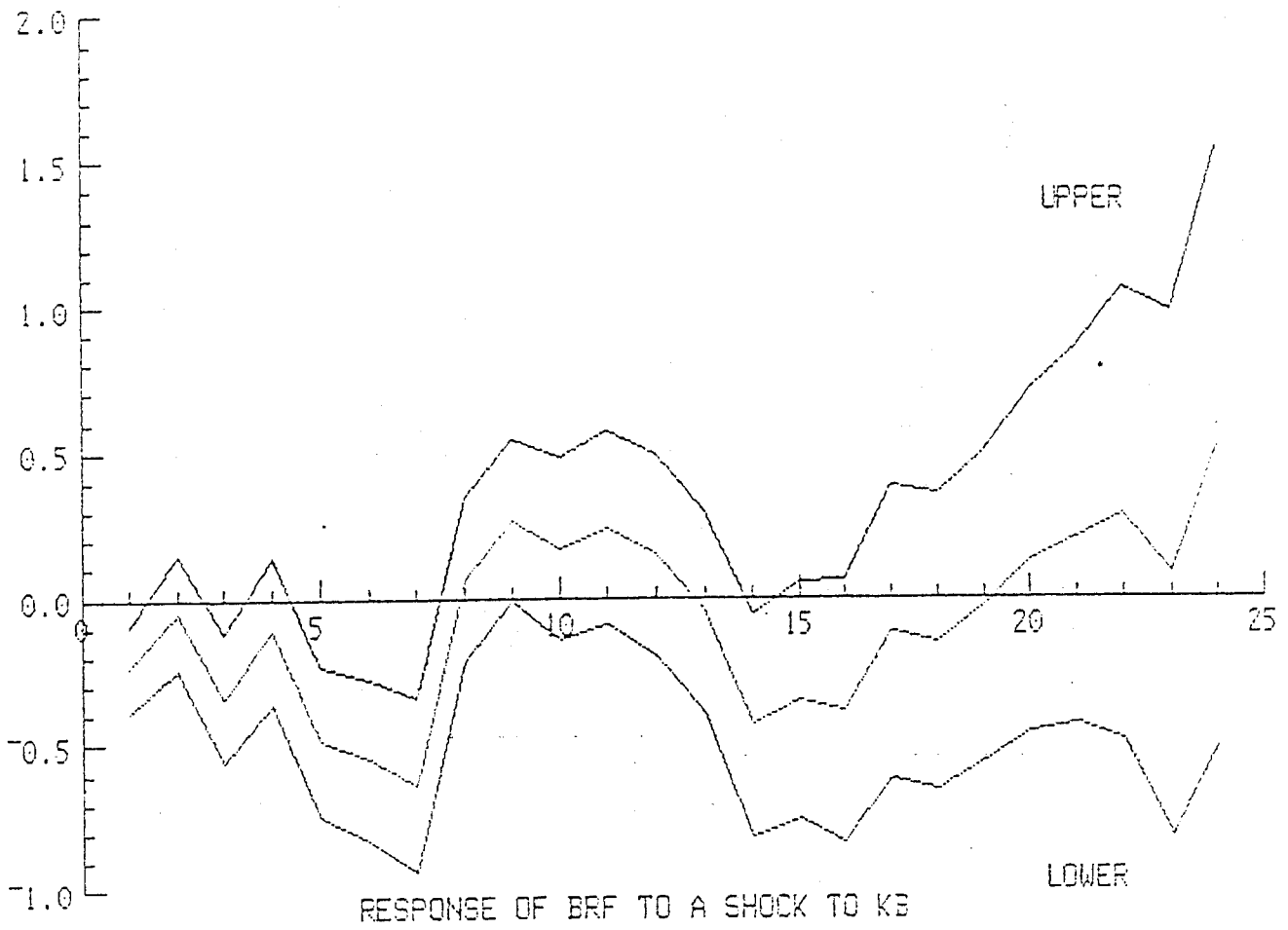
ŞEKİL 6



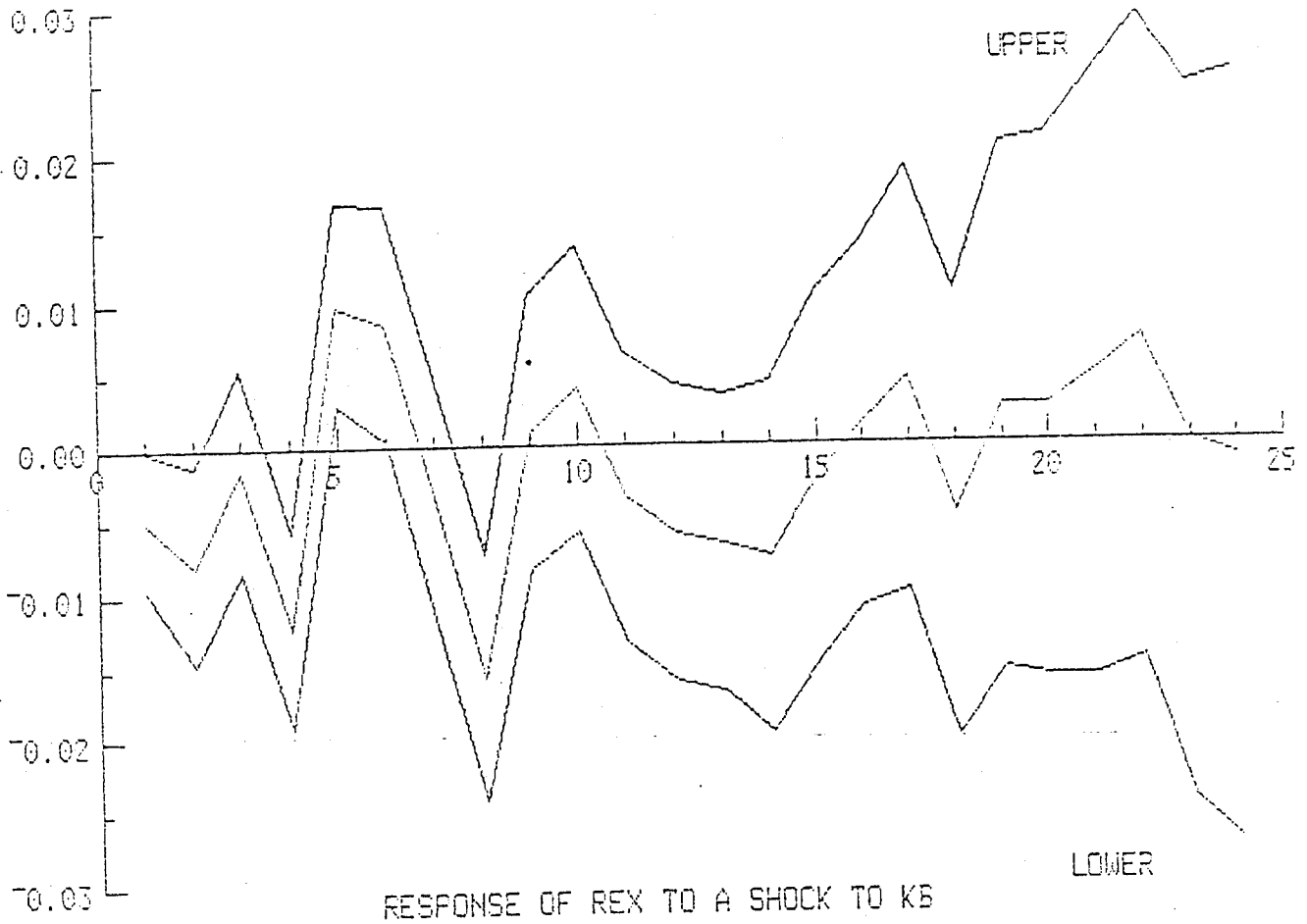
ŞEKİL 7



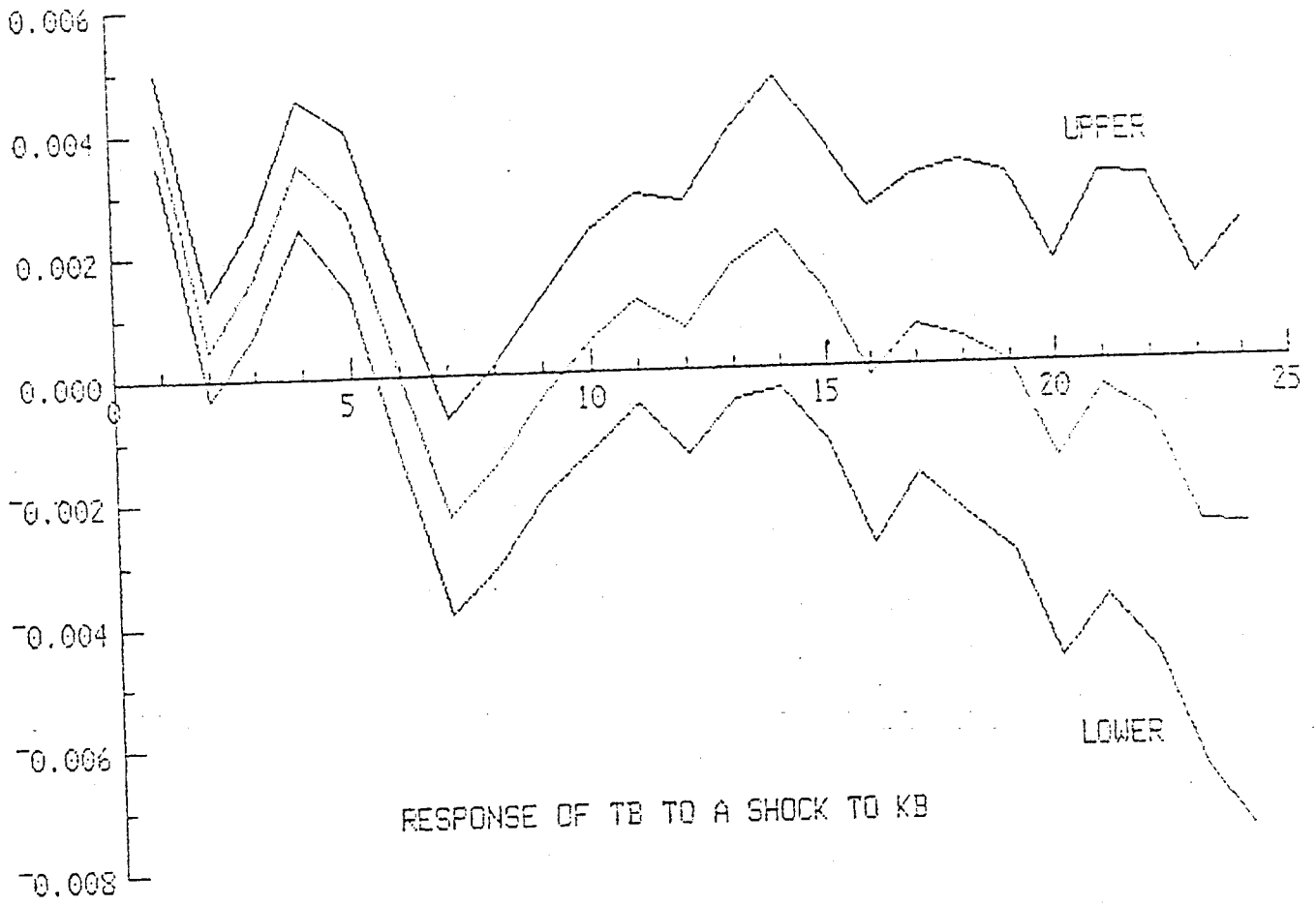
SEKID 8



ŞEKİL 9



ŞEKİL 10



TABLO 1

TABLE 1 VARIANCE DECOMPOSITIONS

		-----horizon-----														
		3			12			24			36			48		
Ind.																
Var.																
		25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
Dependent Variable:M																
M		27.05	32.29	37.95	12.08	15.58	19.75	10.95	14.56	19.13	9.40	13.52	19.30	5.46	12.63	19.16
D		7.39	12.39	17.36	9.35	13.44	18.09	10.90	14.62	19.62	8.95	12.95	19.41	8.36	13.56	19.96
R		1.23	2.66	5.31	6.39	9.73	11.55	7.91	10.94	14.63	6.52	9.96	13.35	6.91	10.66	15.70
E		30.79	36.24	43.47	24.36	30.35	36.66	19.96	23.50	29.86	19.10	22.94	30.15	15.59	21.40	29.36
P		2.95	4.52	6.56	5.97	8.21	11.42	7.69	10.12	13.38	7.35	10.55	15.36	6.27	10.65	15.09
Y		4.55	6.33	8.52	12.90	16.15	20.53	12.74	15.69	19.91	13.55	17.32	22.61	6.27	10.65	15.09
T		0.49	0.98	1.59	1.80	2.56	3.60	3.17	4.55	6.53	2.94	4.56	7.13	3.47	5.62	8.83
Dependent Variable:D																
M		10.73	15.18	19.71	10.25	13.21	17.45	10.99	13.89	18.59	9.84	13.90	19.15	9.18	13.87	19.28
D		65.05	70.09	75.29	27.05	31.79	37.11	19.43	23.54	29.23	13.22	19.15	25.55	10.33	16.33	23.93
R		0.87	1.93	4.06	6.51	8.75	11.54	6.60	9.14	12.05	6.18	9.13	12.97	5.38	9.12	13.43
E		0.75	1.88	3.90	11.15	14.65	20.19	13.38	17.78	23.44	14.03	19.09	25.10	14.20	20.25	26.51
P		0.36	0.90	1.68	6.06	8.16	10.47	5.93	8.27	11.06	5.45	8.23	11.92	4.71	7.91	11.95
Y		1.39	2.45	3.93	8.55	11.02	14.62	10.66	13.76	18.23	11.17	15.05	20.22	11.41	16.02	22.37
T		2.41	3.92	5.81	4.81	6.34	9.16	4.91	7.10	9.50	4.65	7.33	10.18	4.50	7.01	10.74
Dependent Variable:R																
M		3.61	6.94	12.05	8.65	11.08	14.72	9.93	13.02	17.47	9.47	13.31	19.04	8.41	13.21	19.46
D		3.32	6.14	10.20	10.35	13.33	18.59	9.81	13.48	17.24	9.34	13.57	18.83	9.15	12.76	18.06
R		40.20	45.24	51.10	16.63	20.19	24.50	11.92	16.04	19.77	9.15	12.96	17.35	7.65	11.99	16.48
E		7.52	12.01	16.76	13.41	18.09	22.65	16.66	22.22	27.12	15.86	21.13	26.94	15.56	21.22	27.64
P		4.92	7.47	10.05	5.55	8.23	10.95	6.16	8.23	11.14	6.34	9.65	13.64	5.90	9.71	14.46
Y		7.52	11.12	14.65	15.79	19.49	24.50	13.97	17.31	21.35	13.15	17.11	22.62	13.31	17.64	23.52
T		4.31	5.74	7.65	3.01	3.95	5.36	3.37	4.77	6.78	3.32	4.99	7.47	3.24	5.45	8.63
Dependent Variable:E																
M		2.25	4.44	7.60	7.05	9.93	12.61	8.07	10.89	14.78	8.37	11.90	16.64	8.60	12.71	17.35
D		2.22	4.22	7.59	10.35	14.02	19.34	10.12	14.02	19.13	9.39	13.23	17.56	7.91	12.25	17.60
R		5.27	7.59	10.90	8.14	10.15	13.46	5.42	10.67	13.77	7.70	10.62	14.55	6.81	10.05	14.79
E		36.09	40.58	45.44	25.55	29.90	34.91	21.73	26.39	31.33	19.63	24.96	30.27	19.34	23.91	30.69
P		30.62	35.67	40.47	16.51	19.46	23.10	12.20	15.69	19.61	8.96	12.97	16.60	7.05	10.75	15.34
Y		1.25	2.27	3.72	5.50	7.88	10.27	8.62	11.74	15.47	10.77	14.56	19.25	11.47	16.04	20.59
T		0.25	0.59	1.15	3.35	4.57	6.43	3.95	5.52	7.25	3.89	5.52	8.39	3.71	5.99	9.20
Dependent Variable:P																
M		1.67	3.05	4.87	6.93	9.65	12.51	6.97	9.96	13.64	6.52	9.59	13.91	6.40	10.29	15.19
D		7.11	11.52	17.99	9.17	13.82	19.59	10.72	15.07	20.70	10.52	15.32	20.50	9.02	14.65	20.91
R		24.52	31.39	39.76	14.02	19.17	25.22	9.76	13.73	18.05	9.92	14.37	20.40	8.53	12.93	18.24
E		1.13	2.61	5.21	6.28	9.35	13.19	15.65	20.57	25.31	12.94	18.39	24.09	14.19	20.02	25.90
P		33.52	39.39	45.47	18.61	23.17	29.02	10.53	14.69	18.81	9.63	14.00	19.39	8.02	12.51	17.29
Y		0.97	1.81	2.98	7.45	10.43	14.65	12.47	15.70	19.82	11.80	15.34	19.69	12.74	17.10	22.25
T		3.21	4.95	6.70	6.17	8.33	10.55	3.58	4.83	6.49	4.17	6.03	8.60	3.37	5.45	7.77
Dependent Variable:Y																
M		4.09	5.96	10.12	5.57	7.96	10.75	5.54	8.48	12.15	6.21	9.60	14.22	6.01	9.62	15.47
D		3.31	6.53	11.36	7.27	10.89	15.24	11.42	16.50	21.68	8.93	12.76	17.71	9.32	14.55	20.40
R		1.24	2.99	6.21	7.76	11.21	15.22	9.88	13.94	18.34	7.83	11.90	16.27	8.30	13.08	19.07
E		36.07	43.10	50.19	16.99	22.07	27.38	14.54	19.73	24.58	15.31	20.57	26.11	13.30	19.33	25.67
P		0.47	0.90	1.75	12.09	16.74	22.59	8.41	12.28	16.54	8.41	12.91	17.71	7.01	11.19	16.95
Y		23.79	34.09	39.77	17.21	21.19	25.56	14.39	17.70	21.94	15.44	19.19	24.51	12.99	17.00	21.60
T		0.43	0.81	1.41	3.33	4.76	6.41	4.13	5.76	7.86	4.18	6.12	8.31	4.21	6.59	9.17



TABLE 1 (Cont.)

Dependent Variable:T															
M	2.09	4.03	7.21	10.38	13.79	18.14	8.90	11.93	15.86	9.98	13.29	17.58	5.98	13.64	18.02
D	25.63	30.25	35.53	12.92	15.69	19.31	8.76	11.78	15.90	8.36	12.37	16.59	7.10	11.47	15.24
R	0.90	1.84	3.04	4.46	6.35	8.61	5.15	7.46	10.27	5.47	8.26	11.52	5.32	8.65	12.19
E	15.53	19.61	24.72	19.81	23.42	29.79	22.13	27.34	33.94	19.93	25.67	33.16	19.12	25.12	32.47
P	12.37	15.31	19.76	8.71	10.72	13.65	6.71	9.20	12.32	6.25	8.90	12.23	5.43	8.71	13.91
Y	4.19	6.09	8.60	14.79	18.14	22.49	17.09	20.93	25.41	15.45	20.19	25.35	15.00	20.12	25.66
T	15.95	19.33	21.25	5.43	6.95	8.72	3.55	4.89	6.74	3.26	5.10	7.51	3.00	5.11	8.09

TABLO 2

LS // Dependent Variable is DLWFI  
 Date: 8-07-1989 / Time: 17:56  
 SMPL range: 1980.04 - 1989.06  
 Number of observations: 111  
 Convergence achieved after 1 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0294480	0.0029514	9.9778187	0.000
AR(1)	0.3917505	0.0890523	4.3991041	0.000
R-squared	0.150774	Mean of dependent var	0.025347	
Adjusted R-squared	0.142953	S.D. of dependent var	0.020430	
S.E. of regression	0.012913	Sum of squared resid	0.038991	
Durbin-Watson stat	1.982409	F-statistic	19.35212	
Log likelihood	253.9424			

TABLO 3

LS // Dependant Variable is M1FINX  
 Date: 10-26-1989 / Time: 15:03  
 SMPL range: 1981.03 - 1988.12  
 Number of observations: 94  
 Convergence achieved after 4 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.6697918	0.7743010	0.8650277	0.390
EPI( 1)	-0.8191300	0.4359554	-1.8789305	0.064
EPI( 2)	1.0312249	0.4363381	2.3634992	0.021
AR(1)	1.1329984	0.1052902	10.780717	0.000
AR(2)	-0.2127270	0.1047846	-2.0301359	0.042
R-squared	0.892408	Mean of dependent var	0.897600	
Adjusted R-squared	0.877123	S.D. of dependent var	0.100829	
S.E. of regression	0.035344	Sum of squared resid	0.111178	
Durbin-Watson stat	2.043519	F-statistic	166.9640	
Log likelihood	183.3957			

TABLE 4

LS // Dependent Variable is DLM1  
 Date: 8-10-1989 / Time: 10:10  
 SMPL range: 1983.01 - 1988.12  
 Number of observations: 72

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0571055	0.0159435	3.5817434	0.001
EDLWPI( 1)	-0.9604052	0.5117843	-1.8765860	0.065
R-squared	0.047299	Mean of dependent var	0.028219	
Adjusted R-squared	0.034297	S.D. of dependent var	0.035856	
S.E. of regression	0.035236	Sum of squared resid	0.066911	
Durbin-Watson stat	2.126474	F-statistic	3.521881	
Log likelihood	137.7398			

LS // Dependent Variable is DLM1  
 Date: 8-10-1989 / Time: 10:11  
 SMPL range: 1980.03 - 1988.12  
 Number of observations: 106

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0485530	0.0125126	3.8784730	0.000
EDLWPI( 1)	-0.6952858	0.4162241	-1.6714206	0.098
R-squared	0.026159	Mean of dependent var	0.028349	
Adjusted R-squared	0.016795	S.D. of dependent var	0.033794	
S.E. of regression	0.033507	Sum of squared resid	0.116774	
Durbin-Watson stat	2.029935	F-statistic	2.793647	
Log likelihood	210.5730			

TABLO 5

LS // Dependent Variable is DM1  
 Date: 8-07-1989 / Time: 17:26  
 SMPL range: 1983.02 - 1988.12  
 Number of observations: 71

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	40.265734	28.467794	1.4144311	0.162
DDEBT	0.1832178	0.0460995	3.9743953	0.000
R-squared	0.186281	Mean of dependent var		113.6211
Adjusted R-squared	0.174488	S.D. of dependent var		201.0032
S.E. of regression	182.6269	Sum of squared resid		2301323.
Durbin-Watson stat	1.994735	F-statistic		13.79881
Log likelihood	-469.4589			

TABLO 6

LS // Dependent Variable is HDM1  
 Date: 8-07-1989 / Time: 17:27  
 SMPL range: 1983.02 - 1988.12  
 Number of observations: 71

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.4377611	0.1360740	3.2170816	0.002
HDDEBT	16.573996	3.5588506	4.6571205	0.000
R-squared	0.239156	Mean of dependent var		0.447904
Adjusted R-squared	0.228129	S.D. of dependent var		1.304897
S.E. of regression	1.146433	Sum of squared resid		90.68728
Durbin-Watson stat	2.048949	F-statistic		21.68877
Log likelihood	-109.4328			

TABLO 7

LS // Dependent Variable is RMDEBT  
 Date: 10-26-1989 / Time: 15:06  
 SMPL range: 1983.03 - 1988.12  
 Number of observations: 70  
 Convergence achieved after 5 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.2995392	0.0256596	11.665794	0.000
REALR	0.0002900	0.0007002	0.4140777	0.680
AR(1)	1.2309419	0.1172950	10.494415	0.000
AR(2)	-0.3058840	0.1151170	-2.6571576	0.010
R-squared	0.920115	Mean of dependent var	0.318124	
Adjusted R-squared	0.916484	S.D. of dependent var	0.052936	
S.E. of regression	0.015298	Sum of squared resid	0.015446	
Durbin-Watson stat	1.959507	F-statistic	283.3974	
Log likelihood	195.3356			

TABLO 8

LS // Dependent Variable is DRM  
 Date: 10-26-1989 / Time: 15:08  
 SMPL range: 1983.03 - 1988.1  
 Number of observations: 70  
 Convergence achieved after 1 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	56.905355	24.002996	2.3707605	0.021
DDEBT	0.1406530	0.0341581	4.1177026	0.000
AR(1)	0.2361110	0.1199319	1.9687083	0.053
R-squared	0.293542	Mean of dependent var	112.8600	
Adjusted R-squared	0.272453	S.D. of dependent var	146.3537	
S.E. of regression	124.8343	Sum of squared resid	1044102.	
Durbin-Watson stat	1.967072	F-statistic	13.91964	
Log likelihood	-435.6817			

TABLO 9

LS // Dependent Variable is DLM1  
 Date: 10-26-1989 / Time: 15:45  
 SMPL range: 1980.03 - 1988.12  
 Number of observations: 106

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0518622	0.0122501	4.2336193	0.000
EDLWPI	-0.9363612	0.4053695	-2.3098958	0.023
DUMMY1	0.0110782	0.0067879	1.6320575	0.106
R-squared	0.066830	Mean of dependent var		0.028349
Adjusted R-squared	0.048710	S.D. of dependent var		0.033794
S.E. of regression	0.032960	Sum of squared resid		0.111897
Durbin-Watson stat	2.214340	F-statistic		3.689235
Log likelihood	212.8340			

LS // Dependent Variable is DLM1  
 Date: 10-26-1989 / Time: 15:47  
 SMPL range: 1983.01 - 1988.12  
 Number of observations: 72

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0465117	0.0161273	2.8840334	0.005
EDLWPI	-0.8361302	0.5067506	-1.6499835	0.104
DUMMY1	0.0134085	0.0082706	1.6212315	0.110
R-squared	0.070090	Mean of dependent var		0.028219
Adjusted R-squared	0.043136	S.D. of dependent var		0.035856
S.E. of regression	0.035075	Sum of squared resid		0.084885
Durbin-Watson stat	2.290328	F-statistic		2.600347
Log likelihood	140.5882			