

BOOTSTRAP VAR MODELLER VE TÜRKİYE'DE TANZI ETKİSİ*

Dr. Mustafa Kemal BEŞER
Eskişehir Osmangazi Üniversitesi
İİBF, İktisat Bölümü
mkbesser@ogu.edu.tr

ÖZET

Bu çalışma enflasyonun en önemli gelir eritici etkilerinden birisi olan Tanzi etkisinin Türkiye'de geçerli olup olmadığını vergi taksitlerinin reel vergi gelirleri üzerindeki etkilerini ele alarak araştırmaktadır. Vergi toplamadaki ortalama gecikmelerin hesaplanabilmesi için yeterli yıllık veri olmadığı için bu alanda Türkiye üzerine ampirik çalışmalar çok fazla değildir. Bu problemin üstesinden küçük örneklem sapması düzeltilmiş bootstrap VAR tahmincileri kullanılarak gelinmiştir. Türkiye örneği için Tanzi (1977) ve Choudhry (1991) tarafından geliştirilen teorik yapıya odaklanılmaktadır. Bunun yanında tepki katsayıları için analitik yolla ve bootstrap metotları uygulanarak elde edilen güven aralıklarının performansları değerlendirilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Bootstrap, Vektör otoregresyon, Vergi Geliri, Tanzi Etkisi

BOOTSTRAP VAR MODELS AND EVIDENCE OF TANZI EFFECT IN TURKEY

ABSTRACT

This paper examines whether the Tanzi effect, one of the major revenue-eroding effects of inflation, is valid for Turkish example or not by taking into account the effects of tax installments on real tax revenue. Empirical evidence and studies in this area are limited for Turkey because of the lack of annual data for average tax collection lags. We try to eliminate this problem by using small sample bias corrected bootstrap VAR estimators and we focus on the theoretical frame developed by Tanzi (1977) and Choudhry (1991) for the Turkish case. In addition to this, we compare the performances of confidence intervals for response coefficients obtained analytically and bootstrap methods.

Keywords: Bootstrap, Vector autoregression, Tax Revenue, Tanzi Effect

* Bu çalışma yazarın M.Ü. S.B.E. Ekonometri Bilim Dalı'nda tamamlanmış doktora tezinin bir parçasıdır.

1. GİRİŞ

İstatistikte yapılan çalışmaların birçoğunun temel amacı, anakütle parametresi θ hakkında bilgi elde etmektir. Bu bilgiye, ilgilenilen anakütleden X rassal örneği çekilerek ulaşılmakta ve böylelikle θ değerinin $\hat{\theta}(X)$ tahmini bu örnekten oluşturulmaktadır. İstatistiksel çıkarsamalar için veri-temelli bir simülasyon metodu olarak anılan bootstrap metodunun temel prensibi, θ ve rassal değişken $\hat{\theta}(X)$ arasındaki ilişki hakkında bilgi elde etmektir. Bu bilgi, x örneğinden tekrarlı olarak çekilmiş bir alt örnek olan X^* 'i kullanarak $\hat{\theta}(x)$ ve $\hat{\theta}(X^*)$ arasındaki ilişkiden elde edilmektedir. Bootstrap güven aralıkları klasik yaklaşımlara özgü varsayımların sağlanmasını şart koşmamakla beraber kapsama hatasını yeniden örnekleme yardımıyla azaltmaya çalışmaktadır. Bu yöntem küçük örneklerde uygulanabilir olduğu kadar büyük örneklerde ve karmaşık modellerde de sıkça kullanılmaktadır. Dolayısıyla bootstrap güven aralıkları en azından klasik güven aralıkları için gereken koşulları sağlamakla beraber bunun yanında çeşitli avantajlar da sağlamaktadır. Bu avantajlardan en önemlisi bu yöntemin küçük örneklerde tahmin güvenilirliğini arttırmasıdır. (Beşer, 2006: 19)

Ülkemizde Tanzi etkisinin varlığına yönelik yapılmış çalışmalarda yıllık veri ile çalışılması sebebiyle karşılan en önemli problemlerden birisi tahminlerin küçük örneklem problemlerini taşımasıdır. Oto regresif tahminlerdeki sapma bu problemlerden birisidir. Bu çalışmada vektör oto regresif (VAR) modeller ile tahminleme yapıldığı için bootstrap metodu küçük örneklem problemini ortadan kaldıran bir yöntem olarak tercih edilmektedir. Böylelikle vergi gelirlerinin reel değerlerinin enflasyonist süreçte gerçekten düşüp düşmediğini ortaya koyan Tanzi etkisi teorik olarak ele alınmış, enflasyonla vergi gelirleri arasındaki ilişki, başka bir deyişle enflasyonist finansmanda senyora yolu ile elde edilen enflasyon vergisi hakkında bilgi verilmiştir. Daha sonra, bu iki ilişkinin Türkiye’de geçerliliğini ortaya koymak üzere bootstrap VAR modeli oluşturulmuş ve Türkiye verilerine dayanarak oluşturulan bu model üzerinde bootstrap VAR temelli etki tepkiler elde edilerek Tanzi etkisinin geçerliliği araştırılmış, bunun yanında tepki katsayılarının ortalama genişlikleri performans ölçütü olarak karşılaştırılmıştır.

Vektör oto regresif modelinin katsayılarının asimptotik dağılımı normal olsa da, küçük örneklerde oto regresif (AR) eğim katsayılarının sapmalı ve ayrıca örnekleme dağılımlarının çarpık olması sebebiyle, bu katsayıların istatistiksel performanslarının oldukça düşük olduğu belirtilmektedir (Kilian, 1998: 219). Bootstrap metotları, VAR modelleri için eğim parametrelerinin tahmin edilmesi, örnekleme dağılımlarının ortaya konulması ve tahmin edilen eğim katsayıları ile IR katsayılarının güven aralıklarının tespit edilmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Metot çarpıklık problemini çözmekte fakat bir katsayı için oluşturulan güven aralığının örnek hacmi arttıkça gerçek parametreyi içermeye olasılığının doğruluğunu ifade eden “kapsama doğruluğu-hatası-hatasızlığı” açısından sapmanın varlığından kaynaklanan bir performans düşüklüğü sergilemektedir. Bu durumda metodun performansı, öncelikle sapması düzeltilmiş AR tahminleri ile arttırılabilmektedir.

Eşanlı denklem modellerinin indirgenmiş şeklinin özel bir hali olarak kabul edilen VAR modellerinin aynı zamanda AR modellerin birden fazla içsel değişken

için genelleştirilmiş hali olduğu ifade edilmektedir. Gecikme uzunluğu VAR modelinin mertebesini belirler ve p .inci mertebeden olan N değişkenli bir VAR(p) modelinin gösterimi

$$\Phi_0 y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + B \varepsilon_t \quad (1)$$

olarak yapılır. Bu modelin companion (kılavuz) formunda

$$Y = A_1 Y_{-1} + A_2 Y_{-2} + \dots + A_p Y_{-p} + V \quad (2)$$

olarak ya da daha sade bir ifade ile $Y = \Pi X + V$ şeklinde gösterilebilir. Burada,

$$Y = \begin{bmatrix} y_p, y_{p+1}, \dots, y_T \end{bmatrix}_{(N \times T-p+1)}, \quad Y_{-i} = \begin{bmatrix} y_{p-i}, y_{p+1-i}, \dots, y_{T-i} \end{bmatrix}_{(N \times T-p+1)},$$

$$V = \begin{bmatrix} u_p, u_{p+1}, \dots, u_T \end{bmatrix}_{(N \times T-p+1)}, \quad \Pi = \begin{bmatrix} A_1, A_2, \dots, A_p \end{bmatrix}_{(N \times Np)},$$

$$X = \begin{bmatrix} Y'_{-1}, Y'_{-2}, \dots, Y'_{-p} \end{bmatrix}'_{(Np \times T-p+1)} \text{ 'dir. (2) modelinin companion formu}$$

$$Z = AZ_{-1} + W \quad (3)$$

olacaktır. (3) eşitliğinde Z , ikinciden $(T-p+1)$ 'inci sütuna kadar, Z_{-1} ise birinciden $(T-p)$ 'inci sütuna kadar F 'i içerecek şekilde bir F matrisi tanımlanmakta ve $J = [I, 0, \dots, 0]$ olmak üzere $Y = JZ$ tanımlaması yapılmaktadır (Hamilton, 1994: 259). Bu sebeple (3) modelinin ilk N satırı (2)'nin orijinal modelini verecektir. Diğer satırlar sadece özdeşliklerdir.

Bir VAR(p) modelinin companion formuna dönüştürülmesinin bazı avantajları vardır ve bunlar şu şekilde sıralanabilir:

- VAR(p) modelinin daha sade bir model olarak ifade edilmesine olanak sağlar. Çünkü bu formda ifade söz konusu olduğunda VAR modelinin gecikme uzunluğu her zaman bir olmaktadır.

- VMA gösterimi, $Y = \sum_{i=0}^{\infty} J A^i J' u_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C^i u_{t-i}$ olarak yapılan bir modelin formüle

edilmesinde A matrisi kullanılmaktadır. $(I - AL)^{-1}$, geometrik bir seridir ve bu seri $I + AL + A^2 L^2 + \dots$ toplamını ifade etmektedir. Bu modeldeki hareketli ortalama katsayılarının tahmin edilebilmesi için companion matrisi olan A matrisinin tahmin edilmesi yeterli olacaktır.

Tepki katsayısı $p_{kl,i}$ 'nin l değişkeninde bir yapısal şok meydana geldiğinde k değişkeninin i dönem önceki tepkisi olduğu varsayımı altında π için A_1, A_2, \dots, A_p vektörlerinden oluştuğunu ima eden $vec(A_1, A_2, \dots, A_p)$ tanımlaması yapılmaktadır.

Kilian (1998: 221), belirlenen bir anlamlılık düzeyi için gerçek IR değerlerini içeren ampirik bir çalışma yapmıştır. Anılan yazar, çalışmasında ekonomik verilerin yorumlanmasında kullanılan güven aralıklarının değişik yollardan hesaplayan farklı metotlara değinmiştir. Öncelikle AR katsayılarıdaki sapma düzeltilerek ardından

vektör hareketli ortalama (VMA) katsayıları hesaplanmıştır. Bu çalışma güven aralıklarının hesaplanmasında güncel gelişmelerin bir özetini vermektedir.

Küçük örneklerde etki-tepki katsayı tahminlerinin dağılımlarının aşırı derecede sapmalı ve çarpık olduğu, ayrıca, yüksek periyotlarda sapma ve çarpıklığın daha da artacağı, dolayısıyla normal dağılım varsayımı yapmanın güçlü olmayan bir yaklaşım haline geleceği ifade edilmektedir (Kilian, 1998: 219).

Kilian (1998: 219), tepki katsayıları olan $p_{kl,i}$ 'deki sapmanın ya eğim katsayılarındaki küçük örnek sapmasından ya da $p_{kl,i}$ 'nin doğrusal olmayışından kaynaklanıyor olabileceği üzerinde durmaktadır. Yazar, özellikle otoregresif katsayı tahminleri olan $\hat{\pi}$ 'nin sapmasının ortadan kaldırılması gerektiğini belirtmekte ve bu sapmayı ortadan kaldırmak amacı ile izlenecek yollarından birisinin AR katsayıların tersinin alınmasından önce $\hat{\pi}$ yerine sapması düzeltilmiş tahminler olan $\tilde{\pi}$ 'nin kullanılması olduğunu söylemektedir. Bu durumda $p_{kl,i}(\hat{\pi})$ yerine $p_{kl,i}(\tilde{\pi})$ kullanılması gerektiğini ifade etmekte ve bu bağlamda güven aralıklarının bootstrap yöntemi ile elde edilmesini önermektedir.

2. RUNKLE METODU

Tek değişkenli modeller için geliştirmiş olan bootstrap algoritmaları, VAR modellerine ilk olarak Runkle (1987: 1) tarafından uyarlanmıştır. Kalıntı temelli bootstrap algoritmasının uygulanabilmesi için (3) VAR modelini vektör formunda tekrar ele almak gerektiği belirtilmektedir. $\hat{\pi}$ ve $\hat{\Sigma}$, sırası ile π ve Σ 'nin EKK tahminleri ve modelin kalıntıları \hat{v}_t olmak üzere bootstrap algoritmasının işleyişi şöyledir;

1. VAR modeli tahmin edilerek, katsayılar matrisi olan $\hat{\pi}$ ve kalıntılar $(\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_T)$ elde edilir,
2. Elde edilen $(\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_T)$ kalıntılarının rassal olarak sıraları değiştirilerek u_i^1 kalıntı vektörü oluşturulur,
3. u_i^1 vektörü ve $\hat{\pi}$ matrisi kullanılarak bağımlı değişken için yeni değerler hesaplanır ve $y_i^{(1)}$ oluşturulur,
4. EKK tahmin süreci yeni değişken olan $y_i^{(1)}$ 'e uygulanır ve katsayıların yeni tahminleri elde edilerek $\hat{\pi}^{(1)}$ matrisi elde edilir
5. Bu işlemler B kere tekrar edilerek $j=1, \dots, B$ olmak üzere $\hat{p}_i(\hat{\pi}^j)$ hesaplanabilir.

Yukarıdaki adımların işletilmesi ile ampirik dağılım ve gerekli güven aralıkları da hesaplanabilecektir. Bu metodun avantajının $\hat{\pi}$ 'nin küçük örnek dağılımının,

kalıntılar için herhangi bir dağılım varsayımı yapılmadan tahmin edilebilmesi olduğu ifade edilmektedir. Küçük örneklerde, bootstrap metodunun VAR modellerine uygulanmasında en önemli problem olarak, eğim katsayıları EKK tahminlerinin anakütle parametre değerinden sistematik sapmalı olması gösterilmektedir. Kilian (1998), Runkle (1987) tarafından önerilmiş olan standart bootstrap algoritmasının küçük örneklerde yanıltıcı olacağını belirtmiş, bu sebepten dolayı EKK tahminlerindeki sapmanın düzeltilmesinden sonra bootstrap metodunun uygulandığı “*bootstrap after bootstrap*” (BaB, double bootstrap) algoritmasını geliştirmiştir. (Kilian, 1998: 219).

3. KILIAN METODU

Asimptotik IR tahmincisi olan $p_{kl,i}$ 'lerin normal dağıldıkları, fakat küçük örneklerde aşırı derece sapmalı ve çarpık olduğu belirtilmektedir. Dolayısıyla IR katsayılarının dağılımlarındaki yüksek sapmanın ve aşırı çarpıklığın, küçük örneklerde geleneksel metotların yakınsama hızını yavaşlattığı ifade edilmektedir (Phillips, 1998: 35, 51). Yüzelik metodunun kullanılabilmesi için $\hat{p}_{kl,i}(\hat{\pi})$ istatistiklerinin sapmasız ve ölçüğe göre sabit olması gerektiği, aksi takdirde metodun geçerli olmamaktadır. Dolayısıyla IR katsayılarının ölçekten bağımsız olmamaları sebebi ile tahminlerindeki sapma düzeltilmesinin yeterli olmayacağı belirtilebilecektir. BC_α algoritmasının ölçek etkilerini de tahmin etmeye yönelik bir algoritma olduğu üzerinde durulmakla birlikte $\hat{p}_{kl,i}(\hat{\pi})$ istatistiklerinin elde edilmesini sağlayacak başka bir yöntemin de olmadığı ifade edilmektedir. Yüzelik- t aralığında ölçüğün güvenilir tahminlerinin elde edilmesi gerektirdiği, bununla birlikte $\hat{p}_{kl,i}(\hat{\pi})$ 'lerin bulunmasında varyansa bağımlılık söz konusu olduğunda, küçük örneklerde kararsız bir performans göstereceği vurgulanmaktadır.

Sapmanın düzeltilmesindeki zorluktan dolayı Kilian (1998) tarafından parametrik (kalıntıları yeniden sıralayan) bir bootstrap algoritması geliştirilmiştir. Bu algoritma küçük örneklerde uygulanabilmektedir. Anılan algoritmada VMA katsayıları, AR katsayıların tahminlerindeki sapma hesaba katılarak elde edilmekte, bununla birlikte AR katsayıların tahminleri düzeltilmekte ve $\hat{p}_{kl,i}(\hat{\pi})$ 'lerdeki sapma, bootstrap uygulanmadan önce dolaylı olarak arındırılmaktadır. (Kilian, 1998: 219).

Kilian'ın geliştirdiği anılan algoritmanın işleyişi şöyledir;

1. Serileri durağan hale getirmek için farkları alınır,
2. VAR modeli companion formuna dönüştürülür,
3. Companion formunun katsayıları olan \hat{A} matrisi EKK metodu ile tahmin edilir. Modelin kalıntı tahminleri olan $\hat{W} = Z - \hat{A}Z_{-1}$ elde edilir ve bu kalıntılar $\Sigma = \hat{W}\hat{W}' / (T-p-N-1)$ olarak formülize edilen Z 'nin varyans kovaryans matrisinin tahmin edilmesinde kullanılır,

4. Kilian AR katsayı tahminlerindeki sapmanın düzelmesinden sonra VMA katsayıların tahminine olanak veren yeni bir yaklaşım geliştirmiştir. Yazar $\hat{p}_{kl,i}$ 'lerdeki sapmanın sebebinin ya $p_{kl,i}$ 'lerin doğrusal olmamasından ya da AR katsayı tahminlerindeki küçük örnek sapmasından kaynaklanacağı üzerinde durmaktadır. Önceki kısımlarda bahsedildiği üzere IR katsayıları olan $p_{kl,i}(\pi)$ 'ler, π 'nin doğrusal olmayan fonksiyonlarıdır. Sapmanın düzeltilebilmesi için öncelikle \hat{A} matrisinin özdeğerlerinin hesaplanması gerekmektedir. Modüller içinde bir'den büyük özdeğerlerin bulunması durumunda tahminin sapmalı olacağı ve bu durumda sapma düzeltmesi uygulanması gerektiği belirtilmektedir. Durağan olan IR tahminleri böyle bir sapmanın varlığı durumunda durağan olmayan bir hal alabilecektir. Asimptotik olarak bu uyarılmanın olumsuz bir etkisinin olmayacağı, bununla birlikte π 'nin EKK tahmini üzerinde herhangi bir arttırıcı etkisinin olmayacağı, etkinin sadece sapma tahmini üzerinde ortaya çıkacağı yazar tarafından belirtilmektedir. Kilian algoritmasındaki sapmayı düzelten kısmın teorik alt yapısını Pope (1990: 249)'dan almıştır.

5. Bu adımda sapması düzeltilmiş tahminler olan $\tilde{\pi}$ ele alınır. Sapmalı tahminler olan π ile sapması düzeltilmiş tahminler olan $\tilde{\pi}$ yer değiştirilerek $p_{kl,i}$ 'lerdeki sapma azaltılmaya çalışılmaktadır. Dolayısıyla bootstrap metodu $\hat{p}_{kl,i}(\hat{\pi})$ yerine $\hat{p}_{kl,i}(\tilde{\pi})$ 'e uygulanmaktadır (Kilian, 1998: 219). Uygulanan bu yaklaşımın $\hat{p}_{kl,i}$ 'in doğrusal olmamasından dolayı IR sapmasını yok edemediği fakat yüzdelik güven aralığı yaklaşımının bu noktada daha iyi bir yaklaşım olduğu üzerinde durulmaktadır. Algoritmadaki bootstrap metodunun işleyişi ise şu şekildedir: Öncelikle $(N \times p, T - p)$ boyutlu ve tüm elemanları sıfır olan $U_r = 0$ matrisi ile yine tüm elemanları sıfır olan $(N \times p, T - p + 1)$ boyutlu $Z_{r0} = 0$ matrisi tanımlanır. Tanımlanan bu iki matris ile birlikte bootstrap yinelemelerine $[1, T - p + 1]$ aralığında olan ve R olarak adlandırılan rassal bir tamsayının seçilmesiyle başlanır. Örneğin $R(1,1)$ $[0,1]$ aralığında rassal bir sayı olmak üzere ve "[]" sayının tam sayı kısmının alındığını belirtmek üzere $R = [rassal(1,1) \times (T - p + 1)] + 1$ olabilir. Z_{r0} 'ın ilk sütunu yerine Z 'nin R.inci sütunu yerleştirilir. $[1, T - p]$ aralığında rassal tamsayılarından oluşan bir satır vektörü oluşturulur. Örneğin $rassal(1, T - p)$ elemanlarının hepsi rassal tamsayılarından oluşan ve tüm elemanları $[0,1]$ aralığında olan bir satır vektörü olmak üzere $index = [rassal(1, T - p) \times (T - p)] + 1$ olabilir.

Vektör indeksi numaralarına bağlı olarak ikinci sütundan $(T - p + 1)$ 'inci sütuna kadar olan U_r 'nin sütunlarının U 'nun sütunları ile yeri değiştirilir. Örneğin indeks=(2,4,1,6) ise, U_r 'nin sütunları, U 'nun ikinci, dördüncü, birinci ve altıncı

sütunları ile yer değiştirirken Z_{r0} 'ın sonraki sütunları $Z_{r1}^i = A \times Z_{r1}^{i-1} + U_r^i$ $i = 2 \dots T - p + 1$ ile yer değiştirilecektir. Z_{r0} 'ın sütunlarının Z_{r1}^i ($i = 2 \dots T - p + 1$) ile yer değiştirilerek elde edilen matris Z_{r1} olarak isimlendirilmektedir. Bu işlemler B kere tekrar edilerek Z_{ri} ($i = 1 \dots B$) elde edilecektir. Bu noktada, companion formunda B adet VAR modeli tahmin edilecek ve Z_{ri} ile ilgili companion matrisleri A_{ri} ($i = 1 \dots B$) elde edilecektir. Her bir A_{ri} için dördüncü adımdaki sapma düzeltmesi uygulanacaktır.

6. A_{ri} ($i = 1 \dots B$) ile ilgili etki-tepki fonksiyonları hesaplanır.

7. Her bir IR için elde edilen ampirik dağılımının %5 ve %95 yüzdeleri dilimine denk gelen değerler hesaplanır.

Modelin birim kök içeren bir değişkene sahip olması durumunda eğim parametrelerinin özellikleri ele alındığında birim kökün ve deterministik trendin söz konusu olduğu durumlarda, eğim parametrelerinin EKK tahminlerinin tutarlı olduğu belirtilmektedir (Sims, vd. 1990: 123). Fakat gerçek modelin bir rassal yürüyüş modeli olması durumunda, eğim katsayılarının tahmin edilebilmesi için uygulanacak standart bootstrap algoritmasının geçersiz olacağı vurgulanmaktadır (Basava, vd., 1991: 1099). Gerçek modelin, AR(1) yerine AR(p) modeli olması durumunda; bootstrap metodunun özelliklerinin değiştirilmesi gerekmektedir. ADF gösteriminde birim kökü olmayan değişkenlerin parametreleri normal dağılıma yakınsarken, birim kök parametresi ve deterministik açıklayıcı değişkenlerin rassal bir dağılıma yakınsadığı belirtilmektedir (Inoue ve Kilian, 2002: 382).

4. TÜRKİYE'DE TANZİ-ETKİSİ

Fiyatlar genel düzeyinde uzun dönemli ve devamlı artışlar olarak tanımlanan enflasyonun, özellikle gelişmekte olan ülkelerde önemli bir iktisadi sorun olmasının yanı sıra önemli maliyetleri de söz konusudur. Enflasyon, genelde parasal genişleme ile açıklanmakta ve ekonomi üzerinde dört önemli maliyetinin olduğu ifade edilmektedir (Rogers ve Wang, 1993: 44). Maliyetlerden ilki, yüksek enflasyonun para tutmanın maliyetini artırması ve mübadele faaliyetlerini teşvik edecek olması nedeni ile işlem maliyetlerini yükseltmesidir. İkincisi, satıcıların maliyetleri ile ilgili istihdam, yatırım, reklâm gibi kararlarını etkilemesidir. Üçüncüsü, gelecekle ilgili belirsizliği artırdığından risk primlerinin yükselmesine neden olmasıdır. Sonuncusu ise, enflasyonla ortaya çıkan farklı fırsat maliyetleri ve bunlara ilişkin alınan kararların, üretim, girdi, çıktı ve zamanla ilgili tahsislerin etkinliğini bozacak olmasıdır (Carey, 1989: 18). Enflasyonun kamu kesiminin finansmanı ile de yakından ilgili olduğu bilinmektedir. Bu bağlamda, bir yandan kamu bütçesini finanse etmek için kullanılan borçlanma ve para basma (monetizasyon) gibi yöntemler enflasyonist sonuçlar doğururken (Günaydın, 2004: 158) diğer yandan parasallaşma ile bağlantılı olarak, enflasyonist süreçte senyoraj ve enflasyon vergisi geliri elde etmektedir. Ancak enflasyonla bütçe finansmanı arasındaki ilişkilerden

bahsedilirken, enflasyonist dönemlerde vergi gelirlerinin belirli bir gecikme ile tahsil edilmesiyle ilişkili olarak vergi gelirlerinin reel değerinin azalmasına değinilmektedir. Anılan bu ilişki, Tanzi etkisi olarak anılmaktadır.

Enflasyon, vergi yükümlülüklerini özellikle üç yolla etkilemektedir (Aaron, 1966: 193). İlk olarak enflasyon, bireylerin bütçe ve yatırım tercihlerini etkileyerek reel faktör gelirlerini değiştirmektedir. İkinci olarak, vergilenebilir gelirin ölçümünde çeşitli sorunlar doğurmaktadır. Bunun nedeni, vergilenebilir gelirin çoğu zaman hesaplanmanın yapıldığı piyasa değerine değil tarihsel değerlere dayanmasıdır. Sözgelimi emlak vergisinde, veraset ve intikal vergisinde ve kısmen gelir vergisinde, verginin tarh zamanında esas alınan değerler –vergi daha önceki yıl gelirleri üzerinden alındığından- daha önceki dönemlere aittir. Bu da yükümlülüğün nominal değerlerle ifade edilen indirim, istisna, taban, tavan, dilim değerleri ve diğer tutarların reel değerini değiştirmektedir. Enflasyonun vergi gelirleri üzerindeki en önemli etkisi, Tanzi tarafından dikkat çekilen ve vergiyi doğuran olayın ortaya çıkışı ile verginin tahsil süresi arasında ortaya çıkan farklılık nedeni ile vergilerin reel değerini değiştirmesidir (Tanzi, 1977: 154). Bu bağlamda, birçok vergide bu tip gecikme süreleri söz konusudur ve özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde bu gecikmeler fiili vergi oranlarını etkilemektedir. Bu etki aslında yukarıda anılan mali sürüklenme etkisine ters yönde çalışmakta; yüksek gecikme sürelerinin olduğu vergi sistemlerinde (genelde gelişmekte olan ülke vergi sistemleri) vergi gelirlerinin reel değerinin düşeceği varsayılmaktadır.

Vergiyi doğuran olayın ortaya çıkışı ve verginin tahsili arasındaki zaman farkını ifade eden gecikme süresi, iki sebebe bağlı olarak ortaya çıkabilir. Bunlardan ilki, ödemenin yasal düzenlemeler dolayısıyla ertelenmiş olmasıdır. Buna örnek olarak gelir vergisinde ödemenin, gelirin kazanılmasından sonraki bir tarihte ödenmesinin yasalar tarafından öngörülmesi verilebilir. Yine çeşitli satış vergilerinde de verginin ortaya çıkması ile vergi idaresine ödenmesi arasında belirli bir zaman söz konusu olmaktadır. İkincisi ise, mükellefin yasaların öngördüğü tarihten sonra belirli bir cezaya razı olarak ödemeyi geciktirmesinin söz konusu olmasıdır. Bu durum, vergi yasalarında suç ya da kabahat olarak kabul etmekte olup genelde belirli oranlarda yasal faizle cezalandırılırlar. Belli bir ülkede enflasyonun, vergilerin reel değeri üzerindeki etkisini belirleyebilmek için bütün bir vergi sistemine ait gecikme sürelerinin hesaplanması gerekmektedir. Her bir vergi için gecikme süresinin biliniyor olması durumunda, genel vergi sisteminin gecikme süresi, vergi türlerine göre hesaplanmış gecikmelerin ağırlıklı ortalamaları alınarak hesaplanabilir. Böyle bir hesaplamada, ağırlıklı ortalamaların, her bir verginin toplam vergi gelirleri içindeki önemine göre belirlenmesi gerekmektedir (Tanzi, 1977: 161-162).

Bu çalışmada, L^1 : Vergi sisteminin genel (ortalama) gecikme süresi; L_i : Her bir vergiye ilişkin yükümlülüğün ortaya çıkışı ile ödemenin yapılması arasındaki süre (ay cinsinden gecikme süresi); T_i : Her bir verginin toplam vergi gelirleri içindeki payı; i : Vergi türü (gelir, servet, satış vs.) olmak üzere bütün bir vergi sisteminin ortalama gecikme süresi

$$L' = \sum_{i=1}^n T_i L_i \quad (5)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. Farklı enflasyon oranlarında gecikme sürelerinin vergi gelirlerinin reel değeri üzerinde etkisi (6) numaralı formül ile hesaplanmaktadır (Tanzi, 1977: 157).

$$R = \frac{1}{(1+p)^n} \quad (6)$$

Formülde R , daha önceki bir dönemde tahakkuk etmiş 1 liralık verginin tahsil edildiği dönemdeki reel değerini; p aylık enflasyon oranını ve n ay cinsinden gecikme süresini göstermektedir. Vergi sisteminin esnekliğinin bire eşit olduğu varsayıldığında, enflasyonun vergi gelirlerinin reel değeri üzerindeki etkisi (7) formülünden hesaplanmaktadır (Tanzi, 1978: 426).

$$T^\pi = \frac{T_0}{(1+p)^n} = \frac{T_0}{(1+\pi)^{n/12}} \quad (7)$$

Formülde T^π : π yıllık enflasyonunda vergi gelirlerinin milli gelir oranını; T_0 : Enflasyon oranı sıfır iken (başlangıçta) vergi gelirlerinin milli gelir oranını; p : Aylık enflasyon oranı; π : Yıllık enflasyon oranını; n : Ay cinsinden gecikme süresini göstermektedir. Bir vergi olarak ele alındığında, enflasyon vergisinin matrahını parasal taban oluşturmaktadır.

Tablo 1: Türkiye'de 2005 Yılı için Vergi Sisteminin Ortalama Tahsil Süresi

VERGİ TÜRÜ	L_i	2005	T_i	$L_i \times T_i$
GELİR ÜZERİNDEN ALINAN				
- GELİR VERGİSİ				
- Beyana Day.Gelir Ver.	11,23	2.180.617	0,018286	0,205347
- Gelir Vergisi Tevkifatı	1,17	20.636.808	0,17305	0,202468
- KURUMLAR VERGİSİ				
- Beyana Day.Kurumlar Ver.	13	11.271.708	0,094519	1,228744
- Kurumlar Vergisi Tevkifatı	1,17	130.277	0,001092	0,001278
SERVET ÜZERİNDEN ALINAN				
- MOT. TASIT VERGİSİ	10	2.291.464	0,019215	0,19215
- VERASET VE İNT VERGİSİ	38	78.603	0,000659	0,025047
MAL VE HİZ. ÜZ. ALINAN				
- DAHİLDE ALINAN KDV	1,34	20.401.084	0,171073	0,229238
- EK VERGİ	1,34	-	0	
- TAŞIT ALIM VERGİSİ	0	-		
- ÖZEL TÜKETİM VERGİSİ				
- Petrol ve Doğalgaz ÖTV	1	19.552.763	0,163959	0,163959
- Motorlu Taşıtlara ÖTV	0	3.937.506		
- Gazoz, Alkollü İç. ve Tüt. ÖTV	1	8.627.742	0,072348	0,072348
- Dayanıklı Tüketim ÖTV	1	635.328	0,005328	0,005328

- AKARYAKIT TÜKETİM V	1	-	0	
- BANKA VE SİG. MUAMELE V.	0,83	1.769.147	0,014835	0,012313
- DAMGA VERGİSİ	0	2.187.151	0,01834	0
- HARÇLAR	0	2.928.755	0,024559	
- ÖZEL İLETİŞİM VERGİSİ	1	3.043.577	0,025522	0,025522
- ÖZEL İŞLEM VERGİSİ	0,73	-		
- ŞANS OYUNLARI VERGİSİ	1,17	234.244	0,001964	0,002298
ORTALAMA TAHSİL SÜRESİ				2,3660395

Tanzi tarafından önerilen denklemlerin çözümü için, vergi sisteminde bulunan vergilerin yasalarda öngörülen tahsil sürelerinin bilinmesi gerekmektedir. Bu nedenle ilk olarak tüm vergi sisteminin yıllık ortalama tahsil süreleri hesaplanmaktadır. Tablo-1'de Türkiye vergi sisteminde yer alan vergilerin T.C. Maliye Bakanlığınca esas alınan sınıflamaya göre yasalarında öngörülen tahsil süreleri ve buna dayalı olarak (5) formülünden hesaplanan ortalama tahsil süreleri görülmektedir. Tabloda 2005 yılı örnek olarak gösterilmiş olup diğer yıllar da benzer şekilde hesaplanmıştır.

Yapılacak analiz için gerekli olan, vergi sisteminin genel ortalama tahsil süresini hesaplamak için önce her vergi için yasalarda öngörülen tahsil süresinin bilinmesi gerekmektedir. Bununla ilgili olarak verilen Tablo-1'de, ilk sütunda vergi türleri ikinci sütunda bu vergilerde yükümlülüğün ortaya çıkışı ile ödenmesi arasında geçen süre görülmektedir. Bu sürelerin hesabında (Şen, 2003: 14) tarafından kullanılan yöntem esas alınmış; vergiyi doğuran olayın tespitinde gelir üzerinden alınan vergilerde verginin günlük olarak elde edildiği, harcama üzerinden alınan vergilerde ise vergiyi doğuran olayın günlük işlemler sonucu ortaya çıktığını varsayılmıştır. Öte yandan, tahsilât süresinin hesaplanmasında 1 ay, 30 gün; 1 yıl ise, 360 gün olarak öngörülmüştür. Vergiyi doğuran olayın dönemin ortasında gerçekleştiği; buna karşın vergilerin ödenmesinde mükelleflerin ve/veya vergi sorumlularının vergilerini yasal ödeme süresinin son gününde ödedikleri varsayılmıştır. Buna göre sözgelimi gelir vergisi tevkifatında (stopaj) vergiyi doğuran olayın dönemin ortasında gerçekleştiği varsayılırsa, ödeme takip eden ayın 20'sinde gerçekleşmektedir. Böylelikle bu vergi için tahsil süresi 1 ay ve 5 gün, yani 1,17 ay olmaktadır.

Tablo 2: Türkiye'de Tanzi Etkisinin Neden Olduğu Kayıp

Yıl	n	p	R	To	Tπ	To-Tπ
1987	3,87	0,0376	0,86	12,11	10,49	1,611961
1988	3,3	0,0495	0,85	11,01	9,387	1,622601
1989	2,56	0,0424	0,89	11,24	10,106	1,133559
1990	2,2	0,041	0,91	11,55	10,572	0,977191
1991	2,15	0,0459	0,9	12,48	11,332	1,147891
1992	2,08	0,0435	0,91	12,95	11,852	1,097623
1993	2,02	0,0459	0,91	13,35	12,193	1,156984
1994	2,3	0,0717	0,85	15,2	12,962	2,237906
1995	1,92	0,0484	0,91	13,97	12,758	1,211943
1996	1,82	0,0502	0,91	15,19	13,894	1,295507

1997	1,76	0,0591	0,9	16,46	14,877	1,58213
1998	1,83	0,0452	0,92	17,67	16,296	1,373226
1999	2,86	0,0447	0,88	19,12	16,872	2,247792
2000	2,13	0,0279	0,94	21,27	20,059	1,210868
2001	2,31	0,0447	0,9	22,27	20,13	2,139728
2002	2,33	0,022	0,95	21,48	20,418	1,061977
2003	2,45	0,0142	0,96	23,44	22,644	0,795915
2004	2,36	0,0075	0,98	23,47	23,059	0,410241
2005	2,37	0,0062	0,98	24,4	24,124	0,355985

Kaynak: Enflasyon oranları TUIK'ten alınmıştır.

Tanzi etkisinin hesaplanmasında (7) nolu formül esas alınmıştır. Tanzi'nin varsaydığı gibi, vergi sisteminin esnekliği bire eşit kabul edilerek hesaplamada dikkate alınmamıştır. Bu denklemde kullanılan değişkenlerden biri olan nominal vergi yükü, başka bir deyişle tahsil edilen toplam vergilerin GSMH'ye oranı ele alınmaktadır.

Türkiye'de Tanzi etkisinin hesaplanmasında izlenen yaklaşım, Tablo-2'de verilmiştir. Tablonun ilk sütununda vergi sisteminin yıllar itibariyle ortalama gecikme süreleri, ikinci sütun yıllık enflasyon oranları vermiştir. Üçüncü sütun değerleri ise (6) formülü esas alınarak hesaplanmıştır. Burada yer alan değerler, her 1 TL'lik verginin enflasyondan arındırılmış reel değerini göstermektedir. Buna göre, örneğin 1987 yılı için tahsil edilen 1 TL verginin reel değeri 0,87 TL'dir. Bu, enflasyon dolayısıyla 1 TL'lik vergi gelirinde 0,13 TL değer azalmasının olduğunu göstermektedir. 2005 yılında ise 1 TL'lik verginin reel değeri 0,98 TL'dir. Bu yılın düşük enflasyonu göz önüne alınacak olursa, tahsil değeri ile reel değeri arasındaki farkın önemsiz olduğu görülmektedir.

Tablo 2'nin oluşturulmasının amacı, vergi gelirlerinin reel değerinde Tanzi etkisinin neden olduğu kaybın hesaplanışında izlenen yaklaşımı göstermektedir. Bu değerler, tablonun son sütununda verilmiştir. Hesaplamaların yapılışı şöyledir; Önce nominal vergi yüküne dayanılarak (7)'e göre reel vergi yükü hesaplanmış, daha sonra nominal vergi yükü ile reel vergi yükü arasındaki fark alınarak Tanzi etkisi dolayısıyla ortaya çıkan vergi gelirlerinin değerindeki kayıp bulunmuştur. Buna göre, örneğin 1987 yılında Tanzi etkisinin boyutu, Türkiye için GSMH'ye oranla %1,6 olarak bulunmuştur. Tabloda, enflasyondaki son yıllardaki düşüşün etkisi de görülmektedir. Örneğin 2004'de bu oran %0,8 iken 2005 yılında kayıp GSMH'ye oranla %0,36 olmuştur. Bu da enflasyondaki düşüşe paralel olarak Tanzi etkisi aracılığıyla yaşanan gelir kaybının öneminin de azaldığını ortaya koymaktadır.

Çalışmada nominal vergi yükü ile reel vergi yükü arasındaki fark (Tanzi etkisinin neden olduğu kayıp) ($TT; T_0 - T\pi$), tüketici fiyat endeksi (CPI; Consumer Price Index) ve gayri safi milli hasıla (GNP) değişkenleri arasındaki ilişkiler, bootstrap VAR modelleri çerçevesinde araştırılmaktadır. IR analizleri bu modellerden türetilerek yapılmıştır. Model, logaritmik bir model olarak oluşturulmakta ve sadece Tanzi etkisinin geçerliliği araştırılmaktadır. Bu modelde GNP, CPI ve TT değişkenlerine yer verilmiştir. Bu değişkenlerin seçilme nedeni, enflasyonun Tanzi etkisinin vergi gelirlerinin reel değerleri üzerinde neden olduğu kaybı tetikleyip tetiklemediği araştırmak ve bu değişkenler arasındaki ilişkiler

birbirlerinde oluşan şoklara karşı verilen tepkiler bazında ortaya konmaya çalışılmaktadır. Diğer bir ifade ile bu modelde enflasyonun vergi gelirlerinin reel değerini azaltıcı etkisinin olup olmadığı ele alınarak alınmaktadır. TT değişkeni, Tablo-2'de $T_0-T\pi$ olarak gösterilen ve Tanzi etkisi hesaplandıktan sonra vergi gelirlerinin reel değerindeki kaybın bir göstergesi olarak ele modele katılmıştır. Böylelikle enflasyon ve büyümenin, bu kayıp üzerindeki etkisinin analiz edilmesi amaçlanmaktadır. Enflasyonun bu kaybı pozitif yönde etkilemesi durumunda, Türkiye için Tanzi etkisi'nin varlığının geçerli olduğu kabul edilecektir. Çalışmada 1987–2005 dönemi verileri kullanılmıştır. Kısaca, modelin amacı GNP ve CPI değişkenlerinin TT değişkeni üzerindeki etkilerini ortaya çıkarmak olduğu söylenebilir.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Test Düzeyi	Denk. Tipi	Test İst.	Büt. Mertebesi
TT	Düzyey	ADF(0)	$\tau_{ct}=-1,81$	I(1)
	Birinci Fark	ADF(0)	$\tau=-5,92$	
GNP	Düzyey	ADF(1)	$\tau_c=-2,21$	I(1)
	Birinci Fark	ADF(0)	$\tau=-3,95$	
CPI	Düzyey	ADF(2)	$\tau_c=1,65$	I(1)
	Birinci Fark	DF	$\tau=-4,40$	
MacKinnon(1996) tek taraflı kritik değerler: $\tau_{0,05}=-1,96$; $\tau_{c,0,05}=-3,05$; $\tau_{ct,0,05}=-3,69$				

Tablo-3, modelde yer verilecek olan değişkenlerin Dickey-Fuller test istatistiklerini ve hesaplanan bütünleme mertebelerini göstermektedir. Bu istatistikler değişkenlerin durağanlık koşullarını sağlayıp sağlamadıkları konusunda bilgi vermektedirler. Tabloda yer verilen GNP değişkeninin mertebesi, I(1) olarak elde edilmiştir. Aslında değişkenin orijinal düzey veri olarak mertebesi I(2)'dir. Bu değişkene Hodrick-Precott (HP) filtresi uygulanarak ulaşılmıştır. Bu yolun izlenmesinin sebebi ise, VAR modellerinde dışsal olarak trend değişkeninin yer alması durumunda, metodun performansının oldukça düştüğünün, Kilian tarafından anılan çalışmasında belirtilmiş olmasıdır. HP filtresi, serilerde gözlemlenen uzun dönem trend bileşenlerinin tahminlerini elde ederek, serilerin bu trend bileşenleri etrafındaki durağanlıklarının araştırılmasına izin vermektedir. Bir başka deyişle, bu bileşenlerin serilerden ayrıştırılması serileri durağanlığa yaklaştırmaktadır. Bu ayrıştırma HP filtresi için $\lambda=4$ alınarak yapılmıştır.*

* $\lambda=4$ yıllık veri için Ravan ve Uhlig (2002) tarafından kullanılması önerilen frekans güç kuralıdır.

Tablo 4: Kılavuz Form Eğim Katsayıları Matrisi

	GNP (-1)	CPI (-1)	TT (-1)	GNP (-2)	CPI (-2)	TT (-2)	C
GNP	0,9746	-0,111	0,3037	-0,1819	0,1045	-0,071	0,1098
CPI	3,7718	-0,6695	0,1644	-1,782	-0,7634	0,1837	-1,189
TT	2,818	-0,4818	-0,2938	-0,8799	-0,7164	0,2111	-1,218

Tablo-4’de Model için kılavuz form matrisi verilmiştir. Bu form (3) modelindeki açılımlardan elde edilmektedir. Burada yer verilen katsayılar, iki gecikmeli ve tüm değişkenler için ilk fark alınmış vektör AR eğim katsayılarını vermektedir. Ayrıca katsayıların tahminleri, EKK eğim katsayı tahminleri ile aynıdır. Bu formun oluşturulma sebebi ise, Kilian algoritmasında, küçük örnek sapması düzeltilmiş güven aralıklarının companion form kullanarak hesaplanmasıdır. Anılan algoritma, Matlab programına uygun olarak Kilian tarafından hazırlanmıştır. Tablo-4’deki C sütunu, sistemdeki sabit katsayıların değerini vermektedir. Bu sütunun değerleri, companion form kullanılarak tahmin edilmesi mümkün olmadığı için EKK kullanılarak tahmin edilmiştir.

Tablo-5’de VAR(2) modelinden elde edilen IR katsayılarının nokta tahminleri verilmiştir. Tahmin değerleri koyu olanlar, ilgili periyotlarda üç metoda göre; Analitik metot, Runkle metodu veya Kilian metodu, istatistiksel anlamlı olan tepki katsayılarını göstermektedir.

Tablo 5: Tepki Fonksiyonu Nokta Tahmini

Şok Tepki	GNP			CPI			TT		
	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT
h=0	0,072	0,152	0,148	0	0,363	0,381	0	0	0,083
h=1	0,098	0,195	0,087	0,075	-0,18	-0,28	0,025	0,013	-0,024
h=2	0,093	0,037	0,016	0,017	0,15	0,2	0,009	0,097	0,0893
h=3	0,088	0,019	0,03	0,049	-0,05	-0,08	0,024	-0,07	-0,082
h=4	0,078	0,132	0,124	0,027	0,1	0,109	0,008	0,052	0,069
h=5	0,083	0,062	0,036	0,04	-0,01	-0,02	0,017	0,007	-0,006

Tablo-5’de yer verilen katsayılar, hesaplanmış güven aralıkları bölgesinde sıfır değerini içermeyen ve istatistiksel olarak anlamlı ve iktisadi olarak yorumlanabilir katsayılardır. Bu tabloda ve bundan sonraki tablolarda “Şoklar” satırı 1 standart hata şok verilen değişkenleri, “Tepkiler” satırı ise tepki veren değişkeni, “h” ise tepki periyodunu (dönemini; yılını) göstermektedir. Bu tepki katsayılarının sıfır’a yakınsaması VAR modelinin kararlı bir model olduğunun başka bir göstergesi olarak da kabul edilebilecektir. Model için tepki fonksiyonlarının nokta tahminlerini veren Tablo-5’de görüldüğü üzere, enflasyonla Tanzi etkisinin neden olduğu kayıp arasında istatistiksel anlamlı bir ilişki söz konusudur. Enflasyondaki artışlarda, meydana gelen bir şokun Tanzi etkisinin sebep olduğu kayıptaki değişme üzerindeki etkisinin, cari dönemde pozitif (0,3634), bir yıl sonra ise negatif (-0,2871) olduğu görülmektedir. Cari dönemde ortaya çıkan pozitif tepki, ilişkinin iktisadi beklentiler yönünde olduğunu ortaya koymakta ve böylelikle enflasyonun Tanzi etkisinin sebep olduğu kayıp miktarı üzerindeki etkisini ortaya koymaktadır. Fakat h=1

dönemindeki negatif tepkinin varlığı (ve istatistiksel anlamlılığı) vergi gelirlerinin reel değerleri üzerinde arttırıcı yönde etkisi olan senyoraaj gelirlerinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 6: Analitik Güven Aralıkları

Şok Tepki	GNP			CPI			TT			
	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT	
h=0	alt	0,046	-0,037	-0,053	0	0,234	0,24	0	0	0,053
	üst	0,098	0,341	0,35	0	0,491	0,522	0	0	0,112
h=1	alt	0,028	-0,08	-0,216	0,021	-0,436	-0,569	-0,01	-0,21	-0,262
	üst	0,168	0,471	0,391	0,129	0,075	0	0,067	0,238	0,213
h=2	alt	-0,003	-0,268	-0,321	-0,063	-0,135	-0,12	-0,06	-0,133	-0,17
	üst	0,19	0,343	0,354	0,097	0,436	0,53	0,08	0,328	0,356
h=3	alt	-0,024	-0,247	-0,245	-0,021	-0,33	-0,42	-0,03	-0,248	-0,302
	üst	0,2	0,286	0,307	0,121	0,226	0,256	0,079	0,101	0,137
h=4	alt	-0,05	-0,125	-0,121	-0,044	-0,16	-0,222	-0,042	-0,073	-0,084
	üst	0,208	0,389	0,369	0,099	0,361	0,441	0,06	0,178	0,222
h=5	alt	-0,07	-0,161	-0,14	-0,036	-0,25	-0,324	-0,032	-0,13	-0,153
	üst	0,239	0,287	0,213	0,116	0,23	0,27	0,067	0,144	0,139

Tablo-6'da tepki katsayıları için %95 önem seviyesinde analitik güven aralıkları vermiştir. Her bir periyot için asimptotik yaklaşım kullanılarak bir alt ve bir üst sınır tahmin edilmiştir. Güven aralıklarının alt ve üst sınırlarını veren bu tahmin ve hesaplamalar Tablo: 6'de ve sonraki tablolarda ilk 5 periyot için verilmiştir. Tablo-6'da, bu ilişkilerin özellikle cari dönem ve sonraki dönem için istatistiksel anlamlı olduğu görülmektedir. Enflasyonda meydana gelen 1 standart sapmalı şoka karşılık Tanzi etkisinin cari dönemde 0,3812 birimlik pozitif tepki verdiği, sonraki dönemin ise bu tepkinin sifira yakınsamaya başladığı dönem olduğu (bkz. Tablo-5) ve ikinci dönemden itibaren ise tepkinin istatistiksel olarak sıfır olduğu (bkz. Tablo-6) görülmektedir. Burada TT değişkeninin, Tanzi etkisinin vergi gelirlerinin reel değerinde neden olduğu kaybı gösterdiği hatırlanmalıdır. Bu durum, Türkiye'de enflasyonun vergi gelirleri üzerinde anlamlı bir etki taşıdığına bir göstergesi olarak ele alınacak olursa, Tanzi etkisinin Türkiye vergi gelirlerindeki geçerliliğinin ortaya çıktığı söylenebilecektir. Yukarıda ortaya konulan ilişki ise, Türkiye vergi sisteminin yapısı dolayısıyla beklentileri doğrulamaktadır.

Güven aralıklarının elde edilmesi aşamasında asimptotik yaklaşım kullanılması dolayısıyla Tablo-6'daki alt ve üst sınırlar, normal dağılımdan türetilmiş tablolar kullanılarak oluşturulmuş güven aralıklarının %5 ve %95'lik dilimlerinin uç noktalarını vermektedir. Bir güven aralığının performansının, kapsama doğruluğunun yüksek olmasına ve ortalama genişliğin küçük olmasına bağlı olduğu bilinmektedir. Kapsama doğruluğu, güven aralığının seçilen anlam düzeyine göre anakütleyi temsil eden en doğru aralığı vermesidir. Ortalama genişlik ise alt sınır değerinin üst sınır değerinden çıkarılarak güven aralığının kapladığı alanın izdüşümüdür. Bu aralıkların kapsama özelliklerinin anakütlenin gerçek değerlerine yakınsamadığı, başka bir deyişle kapsama doğruluğunun yüksek olmadığı, böylelikle bu aralıklara tam olarak güvenilemeyeceği bilinmektedir. Fakat analitik

sonuçlar ile bootstrap metodu uygulanarak elde edilen sonuçların karşılaştırılması açısından bu sonuçlara da yer verilmiştir. Performans açısından önemli farklılıklar gözlemlenmesine rağmen nokta tahminleri anlamlılıkları açısından çok belirgin bir farklılık görülmemektedir.

Tablo 7: Runkle Metodu ile Hesaplanan Güven Aralıkları

Şok Tepki	GNP			CPI			TT			
	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT	
h=0	alt	0,032	-0,042	-0,056	0	0,162	0,163	0	0	0,028
	üst	0,071	0,27	0,28	0	0,334	0,357	0	0	0,078
h=1	alt	0,022	-0,047	-0,15	0,021	-0,265	-0,356	-0,002	-0,092	-0,125
	üst	0,11	0,303	0,251	0,083	-0,012	-0,069	0,036	0,098	0,073
h=2	alt	0,005	-0,174	-0,205	-0,032	-0,047	-0,028	-0,02	-0,033	-0,047
	üst	0,108	0,154	0,175	0,047	0,25	0,316	0,032	0,18	0,195
h=3	alt	0	-0,175	-0,169	-0,006	-0,192	-0,242	-0,009	-0,174	-0,2
	üst	0,101	0,129	0,166	0,067	0,089	0,1	0,039	0,013	0,025
h=4	alt	-0,02	-0,058	-0,065	-0,02	-0,07	-0,089	-0,022	-0,032	-0,028
	üst	0,091	0,21	0,224	0,046	0,2	0,235	0,02	0,122	0,159
h=5	alt	-0,01	-0,102	-0,118	-0,011	-0,158	-0,191	-0,009	-0,074	-0,099
	üst	0,097	0,127	0,108	0,053	0,09	0,104	0,028	0,067	0,065

Tablo-6'da verilen güven aralıkları ile karşılaştırılması amacı ile bootstrap metodu yardımıyla hesaplanmış güven aralıkları; Runkle ve Kilian'ın güven aralıkları sırasıyla Tablo-7 ve Tablo-8'de verilmiştir. Bootstrap yaklaşımı, normal dağılımdan türetilmiş olan tabloları kullanmaksızın, parametrenin örnekleme dağılımını yeniden örnekleme yaklaşımıyla oluşturan bilgisayar tabanlı bir yöntem olduğu için, özellikle küçük örneklerde kapsama özellikleri ve ortalama aralık genişlikleri açısından daha doğru sonuçlar verdiği vurgulanmaktadır. Bu iddianın geçerliliği, aşağıda verilen tablolar yardımı ile sınanmaktadır.

Güven aralıkları içerisinde ret bölgesinde kalan sıfır hipotezindeki sıfıra eşitlik savı ret edilen tepki katsayılarından sağlanan iktisadi yorumlar şöyle özetlenebilir. Tanzi etkisinin geçerliliğinin araştırılması amacı ile analize katılan CPI ve TT değişkenleri arasındaki ilişki, Analitik metoda göre enflasyon-TT arasında anlamlı etki-tepki ilişkisi bulunmuş iken, burada ilişki tek yönlü olup sadece enflasyondan TT değişkenine doğrudur. İlişki, sadece cari yıl ile ilk yılı ifade eden dönemlerde geçerlidir. İstatistiksel anlamlı olan bu iki dönem, Analitik metotla tahmin edilen güven aralığı için de geçerlidir. Bu noktada iktisadi yorum açısından metotlarda bir farklılık söz konusu olmamakta, farklılık istatistiksel performans açısından ortaya çıkmaktadır. Performansların geniş değerlendirmesini Şekil-1'den yapılabilir.

Runkle metodunda, VAR(2) modelini tahmin ettikten sonra kalıntı temelli bir bootstrap yaklaşım izlenmektedir. Tahmin aşamasında dikkat edilecek nokta, denklemlerdeki uyum iyiliği sağlandığı takdirde *i.i.d.* bootstrap yaklaşımı izlenebilecek olmasıdır. Böylelikle blokları yeniden örnekleme bir yaklaşıma herhangi bir gereksinim kalmayacaktır. Burada da VAR(2) modeli için kalıntı testleri yapılarak, kalıntıların *i.i.d.* dağıldığı ortaya konmuştur. Runkle metodu ile hesaplanan güven aralıkları da Tablo-7 de verilmiştir.

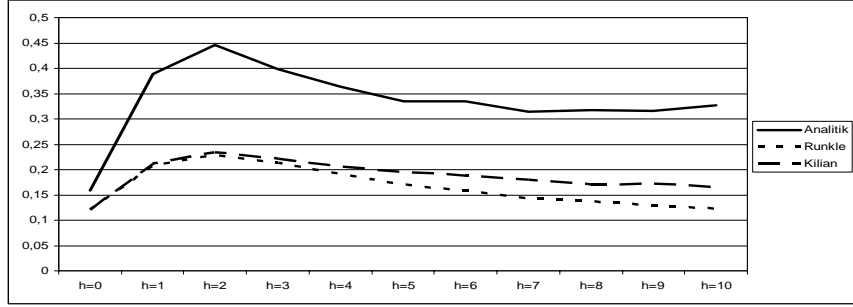
Tablo 8: Kilian Güven Aralıkları

Şoklar Tepkiler	GNP			CPI			TT		
	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT	GNP	CPI	TT
h= alt	0,033	-0,037	-0,051	0	0,159	0,159	0	0	0,028
0 üst	0,071	0,269	0,277	0	0,332	0,354	0	0	0,078
h= alt	0,021	-0,058	-0,165	0,02	-0,259	-0,352	-0,001	-0,088	-0,119
1 üst	0,11	0,3	0,244	0,082	0,002	-0,058	0,036	0,102	0,08
h= alt	0,005	-0,159	-0,188	-0,03	-0,041	-0,019	-0,022	-0,027	-0,041
2 üst	0,113	0,18	0,207	0,05	0,258	0,325	0,036	0,191	0,205
h= alt	-0,002	-0,163	-0,179	-0,005	-0,196	-0,251	-0,008	-0,16	-0,203
3 üst	0,114	0,151	0,183	0,073	0,088	0,093	0,046	0,023	0,031
h= alt	-0,014	-0,042	-0,058	-0,019	-0,049	-0,069	-0,02	-0,032	-0,026
4 üst	0,11	0,25	0,273	0,055	0,226	0,265	0,027	0,127	0,169
h= alt	-0,009	-0,108	-0,14	-0,006	-0,172	-0,221	-0,009	-0,087	-0,118
5 üst	0,119	0,162	0,144	0,067	0,1	0,106	0,035	0,076	0,073

Runkle metodu, Tablo-4’de verilen eğim katsayılarındaki küçük örnek sapmasını gideremediği için VMA formundan elde edilen tepki katsayılarının nokta tahminlerinde ve bunlardan elde edilecek güven aralıklarında küçük örnek sapmasına yol açmaktadır. Bu sebepten, bu metodun küçük örneklerde kullanımının uygun olmadığı ifade edilmektedir. Bu bağlamda Kilian güven aralıkları hesaplanarak daha güvenilir tahminler elde edilmiştir. Model tahminlerinde 19 yıllık gözlem kullanıldığı için Killian’ın sapma düzeltici algoritmasını kullanmanın daha doğru sonuçlar vereceği ortadadır. Model için elde edilen tahminler Tablo-8’de verilmiştir.

Hesaplamalar, ilgili metotlar kapsamında performans karşılaştırmaların daha rahat yapılabilmesi için periyotlar bazında yapılmıştır. Bunun için her bir metoda göre aynı periyotta hesaplanan her güven aralığı genişliğinin ortalaması alınmıştır. Şekil-1’de, metotların tepki katsayılarının istatistiksel önemlilikleri birbirlerinden çok az farklılık gösterdiği; ancak buna rağmen güven sınırlarının genişliklerinin oldukça farklılık gösterdiği görülmektedir. Düz çizgi analitik yaklaşım ile elde edilen, kısa kesikli çizgi Runkle metodu ile elde edilen ve uzun kesikli çizgi ise Kilian metodu ile elde edilen ortalama genişliklerin grafikleri vermektedir. Şekil-9’daki grafiklerde, sadece h=0 döneminde, en küçük aralığın elde edilebilmesini sağlayan Kilian’ın algoritmasının, sonraki dönemlerde Runkle’ın algoritmasına göre daha geniş aralıklar verdiği görülmektedir. Bunun sebebinin sapma düzeltmesinin işlemesi ve kapsama hatasının bu sayede sifıra yakınsaması olduğu söylenebilir. İlk periyotlarda Kilian metodunun diğer iki metoda göre daha iyi performans sağladığı, tüm periyotlar bir arada ele alındığında Runkle metodunun daha dar aralık sağladığı belirtilebilecektir.

Şekil 1: Ortalama Genişlikler



Bu model çerçevesinde ilgilenilen Tanzi etkisinin geçerliliğinin sınaması aşamasında, enflasyonda bir şok etkisi söz konusu olduğunda, Tanzi etkisi sebebiyle vergi gelirlerinin reel değerinde meydana gelen kaybı ifade eden TT değişkeni üzerinde her üç metoda göre de $h=0$ ve $h=1$ periyotlarında anlamlı katsayılar elde edilmiştir. %05 hata payı ile anlamlı olan bu katsayılar, istatistiksel IR ilişkisini ortaya koymakta, böylelikle Tanzi etkisinin varlığına işaret etmektedir. (Detaylar için Bkz. Beşer, 2006)

Türkiye çoğu gelişmekte olan ülke gibi, özellikle gelir üzerinden alınan vergilerde uzun gecikme sürelerine sahiptir. Son yıllarda enflasyonda önemli derecede düşüşe rağmen gecikme sürelerinin uzunluğu dolayısıyla Tanzi etkisi varlığını korumuştur. Sonuçlar, enflasyondaki şokların Tanzi etkisi üzerinde yarattığı tepkilerin öneminin cari dönemden itibaren azalmakta olduğunu göstermektedir. Bu da özellikle gelir vergilerinin yıllık olarak toplanması ile ilgili olarak değerlendirilebilir. Yine tablodan vergi gelirlerinin reel değeri ve enflasyon arasındaki ilişki özellikle cari dönem için önemli olduğu görülmektedir. Sonuç olarak da söz konusu yıl enflasyonunun, cari vergi tahsilâtı ile ilgili olduğu ve ilk olarak cari yıl vergi gelirlerinin reel değerini azalttığı söylenebilir.

Modeldeki diğer değişkenlerin de beklentiler doğrultusunda tepkiler verdikleri, GNP ve TT değişkenlerinin tepkileri daha çok kendi iç dinamikleri ile açıklanmakta oldukları ortaya çıkmıştır. Diğer yandan GNP'nin enflasyon şokuna tepkisinin özellikle ikinci dönemde pozitif yönlü olduğu da görülmektedir.

Tablo-2'de, 2003, 2004 ve 2005 yıllarında enflasyonist süreçte önemli bir yapısal düşüş söz konusu olduğu görülmektedir. Reel vergi gelirlerinde Tanzi etkisinin sebep olduğu kayıplar, son yıllarda da halen sürmektedir. Bunun sebebinin enflasyonist süreçten olduğunu söylemek mümkün olsa da, bu kaybın enflasyon vergisinin azalmasından kaynaklandığı da düşünülebilir. Tanzi etkisinin gelir azaltıcı etkisine karşı enflasyon vergisinin gelir arttırıcı etkisinin birlikte reel vergi gelirleri üzerindeki tesiri sonraki bir çalışmanın konusu olabilir. Böylelikle Tanzi etkisinin neden olduğu gelir kaybı ve enflasyon vergisinin reel vergi gelirlerine katkısını bir arada incelenebilecektir.

5. SONUÇ

Bu çalışmada oluşturulan modelde cari dönem için IR fonksiyonları enflasyondaki şoklarla Tanzi etkisi dolayısıyla yaşanan gelir kaybının tepkileri arasında anlamlı ilişki görülmektedir. Parasal tabandaki genişlemenin üç dönem sonra enflasyon üzerinde etkili olduğu dikkate alınacak olursa, Tanzi etkisi hem cari dönem için hem de parasal genişlemenin neden olduğu uzun dönem için vergi gelirlerinin reel değerini aşındırdığı görülmektedir.

Ampirik sonuçları Tanzi etkisinin Türkiye örneğinde istatistiksel olarak önemli olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum hem yüksek enflasyonla hem de vergi sisteminde uzun gecikme süreleriyle ilişkilidir. Türk vergi sisteminde, özellikle gelir üzerinden alınan vergilerde uzun gecikme süreleri söz konusudur. Tanzi etkisi'nin bazı yıllarda vergi taksitlerinin ve enflasyon oranlarının değişmesi sebebiyle önemini arttığı görülmektedir. Bu durum o yıllardaki Tanzi etkisinin toplam reel gelire katkısının negatif bulunması ile bağlantılı olarak ifade edilmektedir. Sonuçta karar alıcılar için vergi sisteminde tahsil sürelerini azaltacak ve enflasyona karşı vergi sisteminde para ile ifade edilen değerlerin enflasyona endekslenmesini sağlayacak bazı düzenlemelerin gereği ortaya çıkmaktadır. Bu şekilde vergi gelirlerinde yapılacak artış hükümetleri daha az merkez bankası kaynağı kullanmaya iteceğinden uzun dönemde hem vergi gelirlerinde hem de kamu açıklarının neden olduğu iktisadi sorunlarda istikrarı sağlayacaktır. Bunun yanında enflasyon beklentisinin de vergi mükellefleri için vergi ödemedeki ortalama gecikmeyi etkileyeceği açıktır.

Vergi gelirlerinin reel değeri üzerinde Tanzi etkisinin katkısına ters işleyen enflasyonist finansman etkisinin ortaya çıkartılması amacı ile bu çalışmaya ilave edilebilecek ikinci bir modelde bu iki ters yönlü etki birlikte değerlendirilebilir. Böylece Tanzi etkisinin sebep olduğu maliyeti senyorej gelirinin telafi edip etmediği ortaya çıkartılabilir. Çalışmada buna yer verilmemiştir fakat böyle bir analiz çalışmayı daha ileri bir aşamaya taşıyacaktır.

Ele alınan model için tahmin edilen ve Analitik, Runkle ve Kilian Metotlarına göre hesaplanan güven aralıklarının performansları değerlendirilmiş ve bootstrap metotları kullanılarak hesaplanan güven aralıklarının kapsama doğruluğunu arttırdığı ve ortalama genişlikleri düşürdüğü görülmüştür. Dolayısıyla başvuru bootstrap ve küçük örnek sapması düzeltilmiş double bootstrap metotlarından hesaplanan güven aralıklarının, analitik yöntem ile tahmin edilen güven aralıklarına göre hem istatistiksel hem de iktisadi yorum gücü açısından oldukça avantajlı olduğu görülmektedir. Sonuç olarak bootstrap metotlarının güven aralıklarının performanslarını arttırdığı ifade edilebilecektir. Bunun yanında uygulanan sapma düzeltmesinin bootstrap yönteminin performansını artırmasının yanı sıra klasik metotların performanslarında da artışa yol açacağı düşünülebilir. Örnek olarak da Monte Carlo Entegrasyon metodu da bu yöntemle daha da geliştirilebilecektir.

KAYNAKÇA

- Aklan, N.A., (2001), "Para İkamesi ve Türkiye Örneği", *Yönetim ve Ekonomi*, 7(1).
- Aron, H., (1966), "Inflation and Income Tax", *The American Economic Review*, 66 (2), s. 193-199.
- Basawa, I.V., Malik, A.K., McCormick, W.P., Reeves, J.H., Taylor, R.L. (1991), "Bootstrapping Unstable First Order Autoregressive Processes", *Annals of Statistics*, 19(2), s. 1098-1101.
- Beşer, M.K., (2006), "Zaman Serilerinde Bootstrap Çözümlenmeleri ve Türkiye'de Tanzi Etkisine Uygulaması", Marmara Üniversitesi SBE Doktora Tezi.
- Carey, D., (1989), "Inflation and the Tax System", *Reserve Bank Bulletin*, 52(1), s. 18-26.
- Choudhry, N.N., (1990), "Fiscal Revenue and Inflationary Finance", *IMF Working Paper*, WP/90/48.
- Choudhry, N.N., (1991), "Collection Lags, Fiscal Revenue and Inflationary Financing: Empirical Evidence and Analysis", *IMF Working Paper*, WP/91/4.
- Choudhry, N.N., (1992), "Fiscal Revenue, Inflationary Finance and Growth", *IMF Working Paper*, WP/92/23.
- Günaydın, İ., (2004), "Bütçe Açıkları Enflasyonist midir? Türkiye Üzerine Bir İnceleme", *Dokuz Eylül Üniversitesi SBE Dergisi*, 6 (1), s. 158-181.
- Hamilton, J.D., (1994), "Time Series Analysis" *Princeton University Press*.
- Inoue, A., Kilian, L., (2002), "Bootstrapping Autoregressive Processes with Possible Unit Roots", *Econometrica*, 70 (1), s. 377-391.
- Kilian, L., (1998), "Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions", *Review of Econ. and Stat.*, 80, s. 218-230.
- Phillips, P.C.B., (1998), "Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs", *Journal of Econometrics*, 83, s. 21-56.
- Pope, A.L., (1990), "Biases of Estimators in Multivariate Non-Gaussian Autoregressions", *Journal of Time Series Analysis*, 11 (3), s. 249-258.
- Rogers, J.H., Wang, P., (1993), "High Inflation: Causes and Consequences", *Economic Review*, 4, 1993, s. 37-51.
- Runkle, D.E., (1987), "Vector Autoregression and Reality", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, s. 437-447.
- Sims, C., Stock, J., Watson, M.W., (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58(1).
- Soylu, H., (1997), *Türkiye'de Senyoraaj Gelirleri ve Kamu Açıkları*, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No.81.

- Şen, H., (2003), “Olivera-Tanzi Etkisi: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, *Maliye Dergisi*, 143.
- Tanzi, V., (1977), “Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax Revenue”, *International Monetary Fund Staff P.*, 24 (1), s. 154–167.
- Tanzi, V., (1978), “Inflation, Real Tax Revenue, and the Case for Inflationary Finance: Theory with an Application to Argentina”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 25 (3), s. 417–451.
- Thuronyi, V., (1996), “Adjusting Taxes for Inflation, Tax Law Design and Drafting”, 1, *International Monetary Fund*.