

TÜRKİYE'DE HARCAMALAR YÖNTEMİYLE MİLLİ GELİR TAHMİNİ: EŞANLI DENKLEM MODELLERİ VE GENELLEŞTİRİLMİŞ MOMENTLER YÖNTEMİ İLE TAHMİN

The Estimation Of National Income In Turkey: Estimation Through Simultaneous Equation Models And Generalized Moments Methods

Fatih KAPLAN¹, Yunus BULUT²

ÖZET

Bu çalışmada, karşılıklı bağımlı olayların aralarındaki ilişkiyi ifade eden eşanlı denklem sistemleri, bu sistemlerin tek denklemden ve birden fazla denklemden oluşması hallerinde kullanılabilecek tahmin yöntemleri ele alınmıştır. Ayrıca, sonuçlarının etkin olabilmesi için hata teriminin sabit varyanslı ve otokorelasyonsuz olması gibi ön şartların olması gerekmeyen Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi ile Türkiye için 2001:1-2010:2 dönemine ait GSMH (gdp), Kamu Harcamaları (gov), Tüketim Harcamaları (cns), Yatırım Harcamaları (ins) ve Net İhracat (nx, ihracat-ithalat) üçer aylık makroekonomik değişkenleri için test edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Eşanlı Denklem Sistemleri, Araç Değişken Yöntemi, Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi

ABSTRACT

In this survey, simultaneous equations systems which define the relationship between correlational dependent variables, estimations that are used in the case of forming from single-equations and multi-equations of these systems. Furthermore, Generalized Method of Moments which is unrestricted like homoskedasticity and uncorrelated of error term for the effectiveness of results, analysis for GDP (gdp), Government Expenditure (gov), Consumption Expenditure (cns), Investment Expenditure (ins) and Net Exports (nx) that are concerning to 2001:1-2010:2 period for Turkey for quarterly macroeconomics variables.

Keywords: Simultaneous Equations, Instrumental Variables Estimation, Generalized Method of Moments

¹ Bingöl Üniversitesi, İktisat Bölümü, fth_kaplan@yahoo.com

² Bingöl Üniversitesi, F.E.F., Matematik Bölümü, ybulut79@gmail.com

1. Giriş

Tinbergen³ (1969) Nobel Ödül töreninde ekonometricilerin model kurma aşamasında çoğu zaman zımnen kullandıkları bazı ilişkileri ayırt etmeden “iktisat” teorilerini tamamlamaya zorlandıklarını vurgulamıştır⁴. Gerçekten de, ilişkilerin ayırt edilmeden tek regresyonlu denklemlerle ifade edilmesi iktisatçılarca sıkça yapılan bir hatadır. Kullanılan değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu bunları tek bir regresyon denkleminde göstermek mümkün değildir. Bu nedenle çift yönlü ilişkiyi göstermek için birden fazla denkleme ihtiyaç duyulmaktadır. Değişkenlerin birbirleriyle ilişkili olduğunu gösteren bu denklemler eşanlı denklem sistemi ya da eşanlı denklem modelleri olarak adlandırılmaktadır.

Henry L. Moore (1914), ham çelik için bir talep denklemi tahmin etmiş ve fiyat ile talep edilen miktar arasında aynı yönlü bir ilişki bulmuştur. Bu ilişkiyi, artı eğimli yeni bir talep ilişkisi olarak açıklasa da “talep değil arz denklemi” tahmin ettiği yönünde eleştirilmiştir. Yapılan tartışmalar, daha önce yapılan talep tahminlerini de kapsayacak biçimde tahmin edilenlerin, talep denklemi mi, arz denklemi mi, yoksa ikisinin bir karması mı olduğu sorunu ortaya çıkarmıştır. Böylece Moore, farkında olmadan, eşanlılık (simultaneity) ve belirleme (identification) konularının gündeme gelmesine neden olmuştur⁵. Tinbergen (1930), Moore’u eleştirmiş, arz denklemini talep denkleminde ayırt edip katsayısını bulabilmek için, talep denklemine yalnızca talebi etkileyen bir değişken daha eklenmesiyle bunların birlikte bir model içinde tahmin edilmesi gerektiğini açıklamıştır. Böylece, Tinbergen hem belirleme hem de eşanlı tahmin konularında çözüm önerileri getirmiştir. Ancak, eşanlı denklem modellerinin tahmin edilmesi ve söz konusu değişkenlerin belirlenmesi, yani bugünkü anlamda açıklanması Cowles Komisyonları’nın 1940’larda ki çalışmalarıyla mümkün olmuştur⁶.

Bu çalışmanın temel amacı, birbirini etkileyen değişkenler arasındaki ilişkiyi göstermede kullanılan eşanlı denklem modellerinin tahmin yöntemlerini incelemektir. Bu amaç doğrultusunda öncelikle eşanlı denklem modellerinin genel formülasyonu verilmiş, model belirleme sorununa değinilerek tahmin yöntemleri ele alınmıştır. Son

³ Ragnar Frisch ile birlikte ekonometrinin kurucularındandır ve aynı zamanda ilk Nobel ekonomi ödülünü paylaşmışlardır.

⁴ http://nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/1969/tinbergen-lecture.html

Erişim tarihi 21.11.2010

⁵ Uygur, E. “Ekonometrinin Gelişimi: İktisadın “Bilim” Olma Çabası”, Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni, Mayıs, 2006 sf 11.

⁶ Uygur, a.g.e. sf 12-13.

bölümde ise tahmin yöntemlerinden Genelleştirilmiş Momentler Metodu, Türkiye için 2001q1-2010q2 dönemine ait GSMH (gdp), Kamu Harcamaları (gov), Tüketim Harcamaları (cns), Yatırım Harcamaları (ins) ve Net İhracat (nx, ihracat-ithalat) üçer aylık makroekonomik verileri için test edilmiştir.

2. Eşanlı Denklem Modelinin Genel Formülü

M tane içsel değişken içeren t zamanlı M genel denklemlilik model aşağıdaki gibi yazılabilir⁷;

$$Y_{1t} = \beta_{11}Y_{1t} + \beta_{12}Y_{2t} + \dots + \beta_{1M}Y_{Mt} + \gamma_{11}X_{1t} + \gamma_{12}X_{2t} + \dots + \gamma_{1k}X_{Kt} + u_{1t}$$

$$Y_{2t} = \beta_{21}Y_{1t} + \beta_{22}Y_{2t} + \dots + \beta_{2M}Y_{Mt} + \gamma_{21}X_{1t} + \gamma_{22}X_{2t} + \dots + \gamma_{2k}X_{Kt} + u_{2t} \quad (1)$$

$$Y_{3t} = \beta_{31}Y_{1t} + \beta_{32}Y_{2t} + \dots + \beta_{3M}Y_{Mt} + \gamma_{31}X_{1t} + \gamma_{32}X_{2t} + \dots + \gamma_{3k}X_{Kt} + u_{3t}$$

$$Y_{Mt} = \beta_{M1}Y_{1t} + \beta_{M2}Y_{2t} + \dots + \beta_{MM}Y_{Mt} + \gamma_{M1}X_{1t} + \gamma_{M2}X_{2t} + \dots + \gamma_{Mk}X_{Kt} + u_{Mt}$$

Bu denklemin i. denklemini $1 \leq i \leq M$ olmak üzere

$$Y_{it} = \sum_{a=1}^M \beta_{ia}Y_{at} + \sum_{b=1}^K \gamma_{ib}X_{bt} + u_{it} \quad (2)$$

şeklinde de ifade edilir. Burada Y_1, Y_2, \dots, Y_M ile M tane içsel değişken X_1, X_2, \dots, X_K ile K tane dışsal değişken ve u_1, u_2, \dots, u_M ile M tane hata terimi ifade edilmektedir. Yukarıdaki denklemlerde görüldüğü gibi eşanlı denklem modellerinde; değişkenler, içsel ve dışsal olarak sınıflandırılmaktadır. Geleneksel tanımlamayla,⁸ değeri model içerisinde belirlenen değişkene içsel değişken, değeri model dışında belirlenenlere ise dışsal değişken denilmektedir. Diğer taraftan, içsel değişken, ortak bağımlı değişken olarak tanımlanabildiği gibi dışsal değişken de değeri önceden belirlenmiş değişken olarak da tanımlanabilir⁹. Önceden belirlenmiş değişkenler gecikmeli dışsal (ya da dışsal değişkenler) ve

⁷ Gujarati, D.N. "Temel Ekonometri", (Çev. Şenesen, Ü.; Şenesen, G.G.), Literatür Yayınları, İstanbul, 2009, sf 645.

⁸ Maddala, G.S. "Introduction to Econometrics", Macmillan, 2nd Edition, New York, 1992, sf 357.

⁹ Maddala a.g.e. sf 357.

gecikmeli içsel değişkenler olmak üzere ikiye ayrılır¹⁰. Bir modelde, t-1 gibi bir dönemde dışsal, gecikmeli dışsal ve gecikmeli içsel değişkenlerin değerlerinin önceden belirlendikleri varsayılır. Çünkü hata terimlerinin ardışık bağımsız oldukları varsayımı geçersizse, gecikmeli içsel değişken ile hata terimi arasında bir ilişki olacaktır. Bu nedenle gecikmeli içsel değişken önceden belirlenmiş olarak işlem göremeyecektir.

Değişkenlerin içsel-dışsal ayrımı yapıldıktan sonra modelin parametrelerinin tahmin değerlerinin herhangi bir yolla elde edilemeyeceği araştırılır. Bu duruma Belirlenme Sorunu denilmektedir. Aynı değişkenlere birden fazla tahmin modeli uygulanabiliyorsa, bu tahmin modelleri gözlemsel olarak eşittir denir ve bu modelleri ayırmanın herhangi bir yolu yoktur. Bu durumda yapı belirlenmemiştir denir¹¹. Eğer yapı belirlenebiliyorsa, ya tam (kesin) ya da aşırı belirlenmiştir. Denklem modeli içerisinde yer alan katsayılar bir tek modelle belirlenebiliyorsa denklem tam belirlenmiş, birden fazla modelle belirlenebiliyorsa aşırı belirlenmiş olarak tanımlanır¹². Bir eşanlı denklem modelinin belirlenmesinde sayma ve mertebe koşullarının sağlanması gerekmektedir. M (modeldeki içsel değişken sayısı), m (belli bir denklemdeki içsel değişken sayısı), K (modeldeki dışsal değişken sayısı), k (belli bir denklemdeki dışsal değişken sayısı) olmak üzere Sayma Koşulu’na göre modelin belirlenebilmesi için ; $K - k \geq m - 1$ eşitsizliğinin sağlanması gerekir. Eğer, $K - k = m - 1$ ise denklem tam belirlenmiş, $K - k > m - 1$ ise aşırı belirlenmiştir. Mertebe Koşulunda ise, M denklemlerle bir modelde bir denklemin belirlenebilmesi için gerek ve yeter şart modelin diğer denklemlerinde yer alan ama bu denklemden dışlanmış (hem içsel, hem önceden belirlenmiş) değişkenlerin katsayılarından oluşan ve determinantı sıfırdan farklı (M-1)(M-1) boyutlu bir matrisin olmasıdır^{13,14}.

3. Eşanlı Denklem Modellerinin Tahmin Yöntemleri

Eşanlı denklem modellerinin tahmin yöntemleri, Tek Denklem Tahmin Yöntemleri ve Sistem Tahmin Yöntemleri olmak üzere ikiye

¹⁰ Gujarati a.g.e sf 654.

¹¹ Greene, W. H. “Econometric Analysis”, 5th Edition, New Jersey, Prentice Hall, 2003, sf 385.

¹² Gujarati, a.g.e. sf 656.

¹³ Sayma koşulu denklemin belirlenme çeşidini, mertebe koşulu ise denklemin belirlenip belirlenemeyeceğini gösterir.

¹⁴ Mertebe koşulu, belirlenme için gerek ve yeter şart olduğundan mertebe koşulu sağlandığında sayma koşulu da sağlanmış olur. Fakat durum sayma koşulu için geçerli değildir.

ayrılırlar. Sistem tahmin yöntemleri, tek denklemlilik tahmin yöntemlerine göre parametreler için daha küçük tahminler vermektedir. Bu nedenle tek denklemlilik yöntemlere göre daha üstün görülmektedir. Ancak, model spesifikasyonunda hatalar varsa, tek denklemlilik tahmin yöntemleri daha avantajlıdır¹⁵.

3.1. Tek Denklem Tahmin Yöntemleri

En çok kullanılan tek denklem tahmin yöntemleri, En Küçük Kareler Yöntemi (EKK), Araç Değişken Yöntemi (AD), Dolaylı En Küçük Kareler Yöntemi (DEKK), İki Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi (2AEKK) ve Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM)'dir. Bu yöntemler içerisinde EKK en çok kullanılan yöntem olmasına rağmen eşanlı denklemlilikte değişkenler arasında iki yönlü bir ilişki bulunduğundan EKK tahmin yöntemini kullanmak hem sapmalı hem de tutarsız tahminlere neden olur¹⁶. Bundan dolayı değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkileri dikkate alan tahmin yöntemlerini kullanmak gerekmektedir.

3.1.1. Dolaylı En Küçük Kareler Yöntemi (DEKK)

Bu yöntem, tam belirlenmiş denklemlilik tahminlerinde kullanılmaktadır. Bu yöntemde dolaylı denilmesinin nedeni ana denklem parametrelerinin indirgenmiş biçim denklemlilik parametrelerinden tahmin edilmesidir¹⁷. Yöntemin işleyişi üç aşamadan oluşmaktadır. Öncelikle ana denklemlilik indirgenmiş biçimi bulunur, indirgenmiş biçimin parametreleri tahmin edilir. İndirgenmiş biçim parametrelerinden dolaylı olarak ana denklemlilik parametreleri tahmin edilir.

3.1.2. İki Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi (2AEKK)

2AEKK yöntemi aşırı belirlenmiş modellerin tahmini için geliştirilmiş bir yöntem olmakla beraber tam belirlenmiş modeller için de uygulanmaktadır¹⁸. Bu yöntemde bağımsız değişken yerine kullanılabilir ve hata terimi ile ilişkisi olmayan yeni bir değişken tahmin edilir. Tahmin edilen bu değişken Araç Değişken (AD) olarak tanımlanır ve tahmininde iki defa EKK yöntemi (ya da 2AEKK) kullanılır¹⁹. 2AEKK yöntemi eşanlı denklem modellerini tahmin etmede en çok kullanılan yöntemlerden birisidir. Bu yöntem, denklem

¹⁵ Tari, R. "Ekonometri", 6. Basım, Umuttepe Yayınevi, Mayıs, 2010, sf 327.

¹⁶ EKK tahmin yöntemi ile ilgili literatürde sayısız çalışma olduğundan tekrardan değinilmemiştir.

¹⁷ Tari, a.g.e. sf 317.

¹⁸ Tari, a.g.e. sf 323.

¹⁹ İki defa EKK kullanıldığından 2AEKK yöntemi olarak adlandırılır.

modelindeki tüm X 'ler üzerinden Y 'lerin bir regresyonunda Y değerlerini tahmin etmek için kullanılan yöntemler bütünüdür. 2AEKK yönteminde aşağıdaki süreç takip edilir²⁰;

1.Aşama : Y_m gibi bir değişken ile hata terimi arasında bir ilişki varsa, modeldeki bütün X 'ler üzerinden Y_m 'nin regresyonundan \hat{Y}_m tahmin edilir.

2.Aşama: İlk denklemde Y_m yerine, \hat{Y}_m değişkeni AD'de kullanılarak, X üzerinden model tahmin edilir. Değişkenlerde otokorelasyon ve değişen varyansın olmadığı durumda 2AEKK'nın etkin ve tutarlı olması beklenir.

3.1.3. Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM)

2AEKK yönteminin sonuçlarının etkin olabilmesi için hata teriminin sabit varyanslı ve otokorelasyonsuz olması gerekmektedir. GMM'de ise böyle bir ön koşul bulunmamaktadır. Standart AD yöntemi, GMM'nin özel bir durumudur. Baum ve diğerleri bu durumu şu şekilde açıklamışlardır²¹: $y_i = X_i\beta + u_i$ kolonlarına sahip $y = X\beta + u$ doğrusal denkleminin tahmininde, dışsal olarak kabul edilen Z araç değişkeni ile hata terimi arasında $E(Z_i u_i) = 0$ eşitliği sağlanır. Burada, X ve Z , sırasıyla, $n \times K$ ve $n \times L$ tipinde birer tahmin matrisidir. Ayrıca ;

$$g_i(\hat{\beta}) = Z_i' \hat{u}_i = Z_i'(y_i - X_i \hat{\beta}) \quad (3)$$

denkleminde g_i , $L \times 1$ boyutlu olmak üzere, L araç değişkenleri L tane momentin veri setini oluşturur. Z 'nin dışsal olması için, L tane moment koşulunun (veya diklik koşulunun) sağlandığı durumda, β 'nin gerçek değeri için $E(g_i(\beta)) = 0$ eşitliği sağlanmalıdır.

Her bir L örnek moment denklemi için aşağıdaki eşitlik kullanılabilir;

$$\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i'(y_i - X_i \hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z_i' \hat{u}_i. \quad (4)$$

Sonuç olarak, GMM ile $\bar{g}(\hat{\beta}) = 0$ denklemini çözmeye kullanılacak olan β tahmin edicisi seçilir. Eğer tahmin edilecek model tam belirlenmiş ise, yani $L = K$ ise, aynı sayıda $\hat{\beta}$ 'daki K tane bilinmeyen katsayıya karşılık aynı sayıda L moment şartlarını sağlayan

²⁰ Greene, a.g.e. sf 399.

²¹ Baum, C., M. Schaffer. and S. Stillman. "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing," Stata Journal, 3:1, 2003, sf 5-6.

eşitlik vardır. Burada $\bar{g}(\beta) = 0$ eşitliğinden bir $\hat{\beta}$ değeri bulunabilir ve bu durumda GMM tahmin edicisi, IV tahmin edicisidir. Eğer model aşırı belirlenmişse, yani $L > K$ ise, bilinmeyenlerden daha fazla denklem mevcuttur. Dolayısıyla, bütün L örnek moment şartlarını ve denklemleri sağlayan bir $\hat{\beta}$ bulmak mümkün değildir. Bu durumda, moment şartlarında bir kuadratik yapı oluşturacak $L \times L$ tipinde bir W ağırlıklı matrisi alınır. Bu ağırlık matrisi,

$$J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})'W\bar{g}(\hat{\beta}) \quad (5)$$

şeklindeki GMM hedef fonksiyonunu verir. β için tahmin edilen $\hat{\beta}$ GMM tahmin edicisi, $J(\hat{\beta})$ 'yi minimize eder. $J(\hat{\beta})$ 'yi, $\hat{\beta}$ cinsinden kısmi türevi alıp sifıra eşitlenir ve K sıra koşul şartı ile çözümlerse; GMM tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1}X'ZWZ'y \quad (6)$$

şeklinde elde edilir. Minimizasyon, dolayısıyla GMM tahmincisi, oransal sabitten farklı olan W ağırlık matrisi ile eş değerdir. Ayrıca, W ağırlık matrisinin seçimine bağlı olarak birden fazla GMM tahmincisi elde edilir. Burada en uygun ağırlık matrisinin seçilmesi gerekmektedir. En uygun ağırlık matrisi, dolayısıyla en etkin GMM tahmincisi, tahmincinin asimptotik varyansını minimum yapan W ağırlık matrisidir.

3.2. Sistem Tahmin Yöntemleri

En çok kullanılan sistem tahmin yöntemleri; Üç Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi (3AEKK), Tam Bilgili En Çok Benzerlik Yöntemi (TBEÇBY) ve GMM'dir. GMM, hem tek denklemler tahmin yöntemleri hem de sistem tahmin yöntemlerinde yer almaktadır. Sistem tahmin yöntemlerinde kullanılan GMM, (3.1.3)'de belirtilen GMM ile benzer olmakla birlikte burada X ve Z matrisleri birden fazla olacağından GMM eşanlı denklem modelindeki tüm denklemler için toplamsal olarak incelenir²².

3.2. 1. Üç Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi (3AEKK)

2AEKK yönteminin bir benzeri olan bu yöntemde de EKK yöntemi ardışık olarak üç aşamada tekrarlanır. Bu yöntemde²³,

²² Ayrıntılı bilgi için Greene, a.g.e. sf 409-410.

²³ Greene, a.g.e. sf 406.

1. Adım: Modelde yer alan her bir içsel değişken için indirgenmiş biçim denklemleri tahmin edilir. Elde edilen parametrelerden \hat{Y} değerleri bulunur.

2. Adım: Ana denklemde, içsel değişkenler yerine daha önce tahmin ettiğimiz \hat{Y} değerleri konular ve EKK yöntemi uygulanır. Daha sonra tahmin edilen ana denklemin varyans-kovaryans değerleri tahmin edilir.

3. Adım: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi uygulanarak ana denklemin parametreleri tahmin edilir.

3.2.2. Tam Bilgili En Çok Benzerlik Yöntemi (TBEÇBY)

Bu yöntem, eşanlı denklem modelindeki tüm eşitlikleri ve parametreleri kullanmaktadır. TBEÇBY, normal dağılım varsayımı altında, diğer tahmin edicilere göre daha küçük varyanslı tahminler verir. Uygun Logaritmik-Benzerlik fonksiyonunu formüle etmek için²⁴, $Y = X\Pi + V$ eşitliği ile tanımlanan indirgenmiş biçim göz önüne alınır. Burada, V 'nin her bir satırı, $E[v_t|X] = 0$ şartı ile çok değişkenli normal dağılımlıdır ve $E[v_t v_t'|X] = \Omega$ şartı ile kovaryans matrisine sahiptir. Bazı matematiksel işlemlerden sonra $s_{ij} = \frac{1}{T} (Y\Gamma_i + X\mathbf{B}_i)'(Y\Gamma_j + X\mathbf{B}_j)$, $\Pi = -B\Gamma^{-1}$ ve $\Omega = (\Gamma^{-1})'\Sigma\Gamma^{-1}$ olmak üzere, logaritmik benzerlik fonksiyonu;

$$\ln L = -\frac{T}{2} [M \ln(2\pi) - 2 \ln|\Gamma| + \text{tr}(\Sigma^{-1}S) + \ln|\Sigma|] \quad (7)$$

şeklinde elde edilir. TBEÇBY tahmincisinin elde edilmesi için, bulunan $\ln L$ Logaritmik-Benzerlik fonksiyonu, tüm yapısal kısıtlamalar altında maksimize edilmesi gerekir. TBEÇBY, En Çok Benzerlik Yöntemi'nin sahip olduğu tüm asimptotik özelliklere sahiptir. Dolayısıyla TBEÇBY, eşanlı denklem modelinin tahmincileri arasında asimptotik olarak en etkin tahmin edicisidir. TBEÇBY için elde edilen asimptotik kovaryans matris 3AEKK tahmincisi için elde edilen asimptotik kovaryans matris ile aynıdır. Uygulamada ise 3AEKK tahmin edicisi TBEÇBY'den daha kolay hesaplanabildiğinden kullanımı daha yaygındır.

4. Literatür Araştırması

Hansen ve West (2002)²⁵, GMM'nin ampirik çalışmalarındaki ağırlığını anlamak üzere 1990 ve 2000 yıllarına ait yedi süreli yayında²⁶

²⁴ Greene, a.g.e. sf 407-409.

²⁵ Hansen, Bruce, E. and Kenneth D. West. "Generalized Method of Moments and Macroeconomics," Journal of Business and Economic Statistics, (2002), 20, 460-469.

yayınlanan makaleler içerisindeki GMM'yi kullanan makalelerin ağırlıklarını karşılaştırmışlardır. Yazarlara göre, 1990 yılında yayınlanan 84 makalenin 14'ü GMM'yi kullanırken, 2000 yılında yayınlanan 103 makaleden 18'i GMM'yi kullanmaya devam etmiştir. Kıymalıoğlu ve Ayoğlu (2006) Türk İmalat Sanayindeki Yığılma Ekonomileri çalışmalarında GMM'yi kullanarak Türkiye İmalat Sanayi alt sektörleri bazında yığılma özelliklerinin araştırmışlardır. Araştırmalarının sonucunda, Türk imalat sanayi alt sektörlerinde çeşitliliğin yığılmayı destekleyen bir özelliği bulunmamıştır²⁷. Sadraoui ve Zina (2009)²⁸ ise 23 ülkeyi kapsayan çalışmalarında GMM ile AR-GE ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye bakmışlardır. Tüm ülkelerde her iki değişken arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Merkez bankasının faiz kararlarının hisse senedi piyasaları üzerine etkisi, Duran, Özlü ve Ünalmiş (2010)²⁹ tarafından GMM ile incelenmiştir. İnceleme sonucunda Türkiye'de para politikasından sermaye piyasalarına bir aktarım olduğu konusunda oldukça güçlü bulgular bulunmuştur.

5. Uygulama

Çalışmanın uygulama kısmında Türkiye için 2001q1-2010q2 dönemine ait üçer aylık GSMH (gdp), Kamu Harcamaları (gov), Tüketim Harcamaları (cns), Yatırım Harcamaları (ins) ve Net İhracat (nx, ihracat-ithalat) makroekonomik verileri kullanılarak GSMH'yı GMM ile tahmin etmektir.

5.1. Veri Seti

Türkiye için 2001q1-2010q2 dönemine ait GSMH (gdp), Kamu Harcamaları (gov), Tüketim (cns), Yatırım (ins) ve Net İhracat (nx, ihracat-ithalat) üçer aylık makroekonomik değişkenler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi³⁰ ile Türkiye İstatistik Kurumu³¹ veri tabanlarından elde edilmiştir.

²⁶ American Economic Review, Econometrica, Journal of Political Economy, Journal of Monetary Economics, Journal of Money, Credit and Banking, Quarterly Journal of Economics, Review of Economics and Statistics.

²⁷ Kıymalıoğlu Ü. ve Ayoğlu D. "Türk İmalat Sanayinde Yığılma Ekonomileri", Doğuş Üniversitesi Dergisi,7(2), 2006, 198-209.

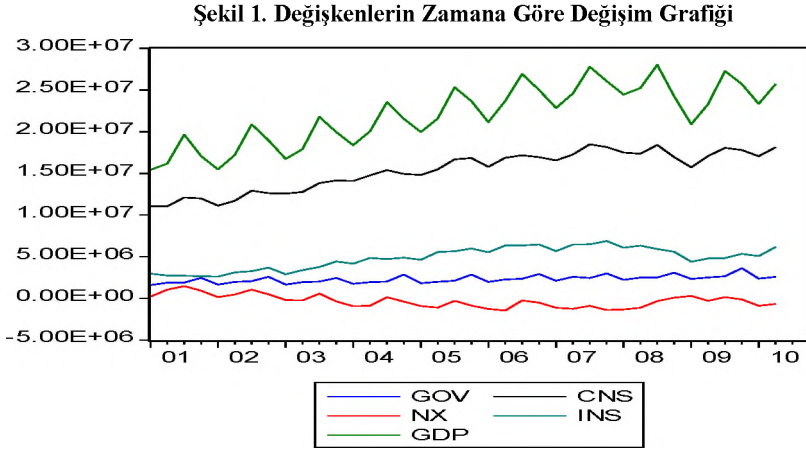
²⁸ Sadraoui, T. ve Zina, N. B. "A Dynamic Panel Data Analysis for R&D Cooperation and Economic Growth", International Journal of Foresight and Innovation Policy, 5 (4), 2009, 218- 233.

²⁹ Duran M., Özlü P. ve Ünalmiş D. "TCMB Faiz Kararlarının Hisse Senedi Piyasaları Üzerine Etkisi", Central Bank Review Vol. 10, July, 2010, sf. 23-32.

³⁰ <http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html> , Erişim tarihi 21.10.2010.

³¹ <http://www.tuik.gov.tr/jsp/duyuru/upload/vt/vt.htm> Erişim tarihi 21.10.2010.

Uygulamada kullanılan değişkenler zaman serileri olduklarından öncelikle değişkenlerin zaman serileri analizi yapılmıştır.



Şekil 1.’den görülebileceği gibi, bazı seriler zaman içinde sürekli artan ve azalan konumdadır. Serilerin uzun dönem bilgisini yakalayabilmek ve ileriye dönük tahminlerde bulunabilmek için serilerin mevsimsel etkilerden arındırılması gerekmektedir³². Seriler Holt Winters üstel düzgülendirme tekniği kullanılarak düzgülendirilmiştir. Bu yöntem, uzun dönem trendde meydana gelen ortalama değişmelerini de göz önünde bulundurmaktadır³³.

5.2. Birim Kök Testi

Zaman serisi analizlerinde, verilerin durağan olması gerekmektedir³⁴. Kullanılan değişkenlerin korelogramları incelendiğinde otokorelasyonlu oldukları gözlemlenmiş bu nedenle durağanlık analizleri Phillips-Perron (PP) birim kök testi ile yapılmıştır³⁵.

Tablo 1. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Değişken Adı	Seviye Değerleri		1. Fark Değerleri	
	Sabitli	Sabitli/Trendli	Sabitli	Sabitli/Trendli
cns	-1.9536	-2.5279	-6.4244*	-7.5963*
gdp	-2.5025	-4.2958	-8.8229*	-9.1531*
gov	-5.4135*	-14.2322*	-23.1631*	-22.4837*

³² Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler M. “Ekonometrik Zaman Serileri Analizi”, 2. Baskı, Nobel Yayınevi, Ekim, 2007, sf. 44.

³³ Bozkurt H. “Zaman Serileri Analizi”, 1.Basım, Ekin Kitabevi, Ekim, 2007, sf. 21.

³⁴ Gujarati, a.g.e. sf. 713, 726.

³⁵ Enders, W. “Applied Econometric Time Series”, U.S.A: John Wiley&Sons Inc. 1995, sf. 239.

ins		-1.8926	-1.7142	-8.1693*	-8.2512*
nx		-2.2690	-2.8838	-9.3596*	-9.1451*
Kritik Değerler	* =%1	-3.6210	-4.2268	-3.6267	-4.2349
	** =%5	-2.9443	-3.5366	-2.9458	-3.5403
	***=%10	-2.6102	-3.2003	-2.6115	-3.2024

2001q1-2010q2 dönemi için çalışmada kullanılan değişkenlerden sadece gov değişkeni düzey değerinde durağandır. Diğer değişkenler düzeyleri itibariyle birim kök içermektedirler ve bu nedenle durağan değillerdir. Bununla birlikte Tablo 1.'de, tüm değişkenlerin % 1 önem düzeyinde birinci farkları [I(1)] ile durağan hale geldikleri veya birim kök içermedikleri gözlenmektedir.

5.3. Eşanlı Denklem Modeli

Yukarıda zaman serileri analizleri yapılmış değişkenlerden oluşturulan bir eşanlı denklem modeli şu şekilde kurulmuştur;

$$gdp_t = c(1) * cns_t + c(2) * ins_t + c(3) * gov_t + c(4) * nx_t \quad (8)$$

$$cns_t = c(5) + c(6) * gdp_t + c(7) * cns_{t-1} \quad (9)$$

$$ins_t = c(8) + c(9) * gdp_t + c(10) * ins_{t-1} \quad (10)$$

İçsel Değişkenler: gdp_t, cns_t, ins_t .

Dışsal Değişkenler : $gov_t, nx_t, cns_{t-1}, ins_{t-1}$.

Sayma ve mertebeye koşulları göre sistemde yer alan denklemler

Tablo 2. ve Tablo 3.'de gösterilmiştir.

Tablo 2. Sayma Koşulu

Denklem No	K-k	m-l	Belirlenme
1	4-2	3-1	Tam Belirlenme
2	4-1	2-1	Aşırı Belirlenme
3	4-1	2-1	Aşırı Belirlenme

$K - k \geq m - 1$ sayma koşulu bütün denklemler için sağlanmıştır.

Tablo 3. Mertebeye Koşulu

Denklem no	cns_t	gdp_t	ins_t	c	gov_t	cns_{t-1}	ins_{t-1}	nx_t
1	$c(2)$	1	$c(3)$	0	$c(4)$	0	0	$c(4)$
2	1	$c(6)$	0	$c(5)$	1	$c(7)$	0	0
3	0	$c(9)$	1	$c(8)$	0	0	$c(10)$	0

ins_t , ins_{t-1} , gov_t ve nx_t değişkenlerini dışlayan birinci denklemin belirlenebilmesi için, öbür denklemlerde olup da bu denklemde olmayan değişkenlerin katsayılarından, 2x2 tipinde³⁶, determinantı sıfırdan farklı en az bir matris bulunduğundan mertebe koşulu sağlanmıştır. Tablo 3.’de $\begin{bmatrix} c(7) & 0 \\ 0 & c(10) \end{bmatrix}$ matrisinin determinantı sıfırdan farklıdır.

5.3.2. Modelin Testi

Modelde yer alan denklemlerin belirlenme şartları araştırıldığında, bütün denklemlerin belirlenmiş olduğu sonucuna varılmıştır. Kullanılan değişkenler otokorelasyonludur, dolayısıyla 2SLS yöntemi, tutarlı sonuçlar vermeyeceğinden denklemlerin parametre tahminleri için GMM kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 4.’de gösterilmiştir. Tablo incelendiğinde bazı katsayıların anlamsız oldukları gözlemlenmiş, bu katsayıların anlamsız olmasının nedeninin tüketim değişkeni olduğu düşünülmektedir.

Tablo 4. GMM Sonuçları

	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
C(1)	0.385260	0.619626	0.621763	0.5355
C(2)	-2.485867	0.901435	-2.757678	0.0069
C(3)	4.354220	1.564401	2.783314	0.0065
C(4)	3.669600	0.644070	5.697522	0.0000
C(5)	134168.7	41565.15	3.227914	0.0017
C(6)	0.204551	0.014638	13.97434	0.0000
C(7)	0.003032	0.052627	0.057609	0.9542
C(8)	128881.8	62824.18	2.051468	0.0429
C(9)	0.037317	0.031072	1.200995	0.2326
C(10)	-0.472561	0.124078	-3.808586	0.0002

$$\text{Eşitlik: } \text{GDP} = \text{C}(1) * \text{CNS} + \text{C}(2) * \text{GOV} + \text{C}(3) * \text{INS} + \text{C}(4) * \text{NX}$$

R ²	0.832138	Bağımlı değişken ort.	219716.6
Uy. R ²	0.816401	Bağımlı değişken S.S.	2511591.
Regresyon S.H.	1076178	Artık toplam karesi	3.71E+13

$$\text{Eşitlik: } \text{CNS} = \text{C}(5) + \text{C}(6) * \text{GDP} + \text{C}(7) * \text{CNS}(-1)$$

³⁶ (M-1)(M-1) koşulu nedeniyle.

R ²	0.791890	Bağımlı değişken ort.	168162.5
Uy. R ²	0.779278	Bağımlı değişken S.S.	723795.4
Regresyon S.H.	340047.1	Artık toplam karesi	3.82E+12

Eşitlik: $INS=C(8)+C(9)*GDP+C(10)*INS(-1)$

R ²	0.198576	Bağımlı değişken ort.	58687.53
Uy. R ²	0.150005	Bağımlı değişken S.S.	485549.4
Regresyon S.H.	447653	Artık toplam karesi	6.61E+12

6. Sonuç

Tek denklemler regresyon modellerinde bir bağımlı değişken, bir veya birden fazla bağımsız değişkenin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edilirken, bağımlı değişken ile bağımsız değişken(ler) arasında tek yönlü ($X \rightarrow Y$) bir ilişki zımni olarak varsayılır. Ancak iktisadi değişkenlerin çoğu birbirinden etkilenir. Bu nedenle, kullanılan değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi varsa, bunları tek bir regresyon denkleminde göstermek mümkün olmadığından çift yönlü ilişkiyi göstermek için birden fazla denkleme ihtiyaç duyulmaktadır. Değişkenlerin birbirleriyle ilişkili olduğunu gösteren bu denklemler eşanlı denklem sistemi ya da eşanlı denklem modelleri olarak adlandırılır.

Eşanlı denklem sistemlerinin tahmin yöntemleri, Tek Denklem Tahmin Yöntemleri ve Sistem Yöntemleri olmak üzere ikiye ayrılırlar. GMM, hem tek denklem hem de sistem denklemlerinin tahmininde kullanılabilir. Bu yüzden çalışmanın uygulama kısmında, Keynesgel gelir belirleme modeli GMM ile ele alınmıştır. Yapılan tahmin sonucundan her ne kadar bazı katsayılar anlamsız bulunsa da kuramsal beklentilere uygun tahminler sağladığı görülmektedir. İncelenen dönem içerisinde Türkiye için GSMH'daki artış, toplam kamu harcamaları, toplam yatırımlar ve toplam net ihracattan kaynaklanmaktadır.

KAYNAKÇA

BAUM, C., Mark S. and Steven S. "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing," *Stata Journal*, 3: 1, 2003.

BOZKURT, H. "Zaman Serileri Analizi", 1. Basım, Ekin Kitabevi, Ekim, 2007.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, U.S.A: John Wiley&Sons Inc. 1995.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*, 5. Edition, New Jersey, Prentice Hall, 2003.

GUJARATİ, D.N. *Temel Ekonometri*, (Çev. Şenesen, Ü.; Şenesen, G.G.), Literatür Yayınları, İstanbul. 2009.

HANSEN, Bruce, E. and Kenneth D. West. “Generalized Method of Moments and Macroeconomics,” *Journal of Business and Economic Statistics*, (2002), 20, 460-469.

KIYMALIOĞLU Ü. ve AYOĞLU D. “Türk İmalat Sanayinde Yığılma Ekonomileri”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 2006, 198-209.

Maddala, G.S. *Introduction to Econometrics*, Macmillan, 2. Edition, New York, 1992.

DURAN, M., Özlü P. ve Ünalımuş D. ,“TCMB Faiz Kararlarının Hisse Senedi Piyasaları Üzerine Etkisi”, *Central Bank Review*, Vol., 10 July 2010, pp. 23-32.

SADRAOUİ, T. ve Zina, N. B. “A Dynamic Panel Data Analysis for R&D Cooperation and Economic Growth”, *International Journal of Foresight and Innovation Policy*, 5 (4), 2009, 218-233.

SEVÜKTEKİN, M. ve Nargeleçekenler M. *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, 2. Baskı, Nobel Yayınevi, Ekim, 2007.

TARI, R. *Ekonometri*, 6. Basım, Umuttepe Yayınevi, Mayıs, 2010.

UYGUR, E. *Ekonometrinin Gelişimi: İktisadın “Bilim” Olma Çabası*, Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni, Mayıs, 2006.

http://nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/1969/tinbergen-lecture.html