

Türkiye’de Mala Karşı Suçların Sosyoekonomik Belirleyicileri Üzerine Bir Deneme: Sınır Testi Yaklaşımı (1970–2007)

Hayati AKSU
haksu@atauni.edu.tr

Yakup AKKUŞ
yakupak@istanbul.edu.tr

An Essay on Socio-economic Determinants of Property Crimes in Turkey: Bounds Testing Approach (1970–2007)

Abstract

In this article, the effects of the socio-economic factors on the property crimes in Turkey between 1970 and 2007 are analyzed. The econometric model employed for the analysis utilizes inflation rate, unemployment rate and real per capita income as economic variables and the schooling ratio of secondary education as a social variable. The crime model is estimated for Turkey by using Bounds Testing Approach unlike the preceding studies for the first time. The results designate a long term relation (cointegration) between socio-economic factors and property crimes. Short term and long term estimates are in line with each other. It is also found that property crimes in Turkey are affected positively by inflation, unemployment and schooling ratio of secondary education and negatively affected by real per capita income. The most important factor that affects the property crimes is found out as real per capita income in short term as well as long term. Hence, it is concluded that the policies implemented to increase the real per capita income (economic growth) are expected to decrease the property crimes.

Key Words : Economics of Crime, Property Crimes, Cointegration, Bounds Testing Approach.

JEL Classification Codes : A12, E24, E31, I29, K00, K14, K19.

Özet

Bu makalede 1970–2007 dönemi için, Türkiye’de işlenen mala karşı suçların sosyoekonomik unsurlardan etkilenme biçimi belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla oluşturulan ekonometrik modelde, ekonomik değişkenler olarak enflasyon oranı, işsizlik oranı ve reel kişi başına gelir; sosyal değişken olarak da orta öğretim okullaşma oranları kullanılmıştır. Suç modelinin tahmininde Türkiye üzerine yapılan önceki çalışmalardan farklı olarak ilk defa Sınır Testi Yaklaşımı uygulanmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, sosyoekonomik faktörlerle mala karşı suçlar arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Kısa ve uzun dönemli tahminler birbiriyle uyumludur. Buna göre Türkiye’de işlenen mala karşı suçlar; enflasyon, işsizlik ve okullaşma oranlarından pozitif yönlü, reel kişi başına gelirden negatif yönlü etkilenmektedir. Kısa ve uzun dönemde mala karşı suçları etkileyen en önemli unsurun reel kişi başına gelir olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla mala karşı suçların özellikle reel kişi başına gelirdeki (ekonomik gelişmedeki) artışlar yoluyla azaltılabileceği sonucuna varılmıştır.

Anahtar Sözcükler : Suç Ekonomisi, Mala Karşı Suçlar, Eşbütünlüşme, Sınır Testi Yaklaşımı.

1. Giriş

Toplumlara yüklediği zararlar dolayısıyla sosyal bilimcilerin araştırmalarına konu olan suç olgusu, son yıllarda ekonomistlerin de uğraşı alanına girmiştir. 1960’lardan sonra, Suç Ekonomisi literatüründe suçları etkileyen ekonomik faktörleri ve suçun ekonomik anlamda kamuya verdiği zararları belirlemeyi amaçlayan çok sayıda çalışma yapılmıştır. Suç ekonomisine modelleme yoluyla yaklaşımın öncüsü ise Gary Becker’dir (1968). Becker’i takiben suça sebep olan unsurlar ile kamuya en az maliyete mal olacak optimal cezalandırma yöntemleri, çeşitli modellerle belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçlara ulaşmak için oluşturulan ekonomik modeller, suçu sosyoekonomik değişkenlerle tanımlamakta ve suçun zararlarını en aza indirmek üzere çeşitli çıkarımlar sunmaktadırlar.¹

Son yıllarda Türkiye’de yaşanan suç oranlarındaki artışların ekonomik yaklaşımla analiz edilmesi henüz 2000’li yıllarda başlamıştır ve oldukça sınırlıdır. Bu çalışma Türkiye’de işlenen suçlar içerisinde önemli bir ağırlığa sahip olan ve son yıllarda giderek artan mala karşı suçlar üzerine odaklanmıştır. Mala karşı suçların sosyoekonomik belirleyicileri 1970–2007 dönemi için Sınır Testi (Bounds Testing) Yöntemi yoluyla ilk defa bu çalışmada analiz edilmeye çalışılacaktır. Bu yöntem değişkenler arasındaki ilişkiler ve belirlenecek politikalar için kısa ve uzun dönemli çıkarımlarda bulunmaya imkân tanımaktadır. Suç ekonomisi teorisi gözetilerek oluşturulan ekonometrik modelde, mala karşı suçları etkileyebileceği düşünülen makro ekonomik değişkenler olarak enflasyon, işsizlik ve reel kişi başına gelir; sosyal bir gösterge olarak da orta öğretim okullaşma oranı kullanılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, Türkiye üzerine yapılan diğer çalışmalarda temel dayanaklarına yeterince yer verilmeyen Suç Ekonomisi teorisine kısaca değinilecek, ardından suç ekonomisi üzerine yapılmış olan uygulamalı çalışmalar tanıtılacaktır. Üçüncü bölümde, çalışmada benimsenen ekonometrik yöntem olan Sınır Testi Yaklaşımı açıklanacak ve son olarak uzun ve kısa dönem tahminlerinden elde edilen bulgular tartışılacaktır.

2. Suç Ekonomisi Teorisi

Suç ekonomisi teorisinde temel varsayım, suçlunun rasyonel davranış sergilediğidir. Bu varsayım, 18. yüzyıl fayda felsefesinin ürünü olan Rasyonel Tercih Teorisi’ne dayanmaktadır. Teoride, yasadışı davranışların yasal davranışlar gibi rasyonellik içerdiği ve suçlunun faydasını maksimum yapmaya çalışan diğer bireylerden farklı olmadığı kabul edilmektedir. Bu yolla suç ekonomisi kavramını, “piyasa yapısı

¹ Bu çalışmanın amacını aştığı için, teorik suç modellerinin ayrıntısına yer verilmemiştir. Ayrıntı için bkz: Becker (1968); Dursun (1997).

inde ve dışında insan davranışı ve kaynak tahsisi seçimini açıklamak amacıyla kullanılan ekonomik analiz yaklaşımı” (Ekren, 2000) olarak tanımlayabiliriz. Dolayısıyla suç ekonomisi teorisi temelde Fayda Maliyet Analizi ve Dışsallık Analizine dayanacaktır.

2.1. Fayda – Maliyet Analizi

Suç ekonomisi teorisinde, mikroekonomik yaklaşım yoluyla suçlunun karşılaşılabileceği fayda ve maliyetler sıralanarak suç eyleminin analizi yapılmaktadır. Buna göre rasyonel davranan suçlunun, suçtan beklediği faydalar karşılayacağı maliyetleri ve riskleri aşarsa yasadışı faaliyetlere yöneleceği varsayılmaktadır. Bu analize göre suçlu, faydalar maliyetlerden fazla olursa suç işleyecek ve suçun marjinal faydası marjinal maliyetine eşit olana kadar bu faaliyete devam edecektir (Becker, 1968: 177–78; Scorzafave ve Soares, 2009: 40).

Suçun en büyük faydası elde edilen gelir ve örneğin çalınan eşyanın değeridir. Karşılaşılan en önemli maliyetler de suçlunun yasal işte çalışmasıyla elde edebileceği gelir, yakalanma ihtimali, suç öncesi ve ceza sonrası yapılacak masraflardır. Suçluların yasal işte çalışmaktan vazgeçtikleri zamanın değeri, yasal gelirle ölçülmektedir. Bu durum suçlu için önemli bir fırsat maliyetidir. Ayrıca, hâpiste geçirilen süre boyunca yasadışı gelirden mahrum kalma durumu da suçlu için bir fırsat maliyeti olarak görülebilir (Eide, 1999: 351).

2.2. Dışsallık Analizi

Ekonomistler suçun zararlarını -dışsallık analizini kullanarak- topluma ve devlete yansıyan maliyetleri açısından incelemektedirler. Çünkü suçlular, eylemlerinin bütün sonuçlarını ödemedikleri (cezalandırılmadıkları) için negatif dışsallık ortaya çıkmakta ve bu durum marjinal sosyal maliyetin marjinal özel maliyeti aşmasına sebep olmaktadır (Stiglitz, 1996: 396). Ayrıca, suç oranlarının artması polis, mahkeme, hâpishane vb. harcamaları da beraberinde getirmektedir. Devlet, suçu önlemek üzere birçok maliyetle karşılaşmakta, bunun yanında özel kişiler de suça karşı önlem almak üzere koruma, kapıcı, alarm, sigorta gibi maliyetlere katlanmaktadır. Suç, bu olumsuz etkilerinden dolayı önemli oranda kaynak israfına sebep olup aynı zamanda kaynakların optimal şekilde dağılımını da zora sokmaktadır.

Becker (1968: 179–180), suç analizinin aslında ekonomistlerin yaptığı dışsal zarar analizinin genelleştirmesi olduğunu, suçun dışsallık yaratan diğer eylemlerden analitik olarak çok farklı olmadığını belirtmiştir. Dolayısıyla, suç eylemlerine karşı uygulanan politikalar, optimal kaynak dağılımını sağlamaya yönelik çabaların bir parçasıdır.

Becker, sosyal refah fonksiyonunu suçlardan kaynaklanan reel gelirdeki (L) kayıp olarak tanımlamıştır;

$$L = D(O) + C(p,O) + bpfO$$

Burada; D(O): suçlardan kaynaklanan net sosyal maliyet veya zarardır. p: yakalanma ihtimali, O: suç sayısı, C: suçları önlemek üzere yapılan harcamalardır. bf: cezalandırılan suç başına kayıp ve pO: cezalandırılan suç sayısı olduğu için bpfO terimi, cezalardan kaynaklanan toplam sosyal kaybı göstermektedir. Sosyal refah fonksiyonunda yer alan tüm bağımsız değişken değerlerindeki artışlar, toplumun elde ettiği reel gelirde (L) azalışa sebep olacaktır (Becker, 1968: 180).

2.3. Ekonomik Faktörler ve Suç

Suçta ekonomik yaklaşım, kriminoloji, sosyoloji ve psikoloji gibi bilimlerden farklı olarak; suç fiilini diğer ekonomik faaliyetler gibi değerlendirmektedir. Dolayısıyla suçta ekonomik yaklaşımda analizi yapılan en önemli faktörler ekonomik dürtüler ve uygulamalardır (Scorzafave ve Soares, 2009: 40).

Genel kabule göre, gelir düzeyinin düşüklüğü bireyleri suç eylemlerine iten en önemli dürtülerden biridir. Bu görüşe göre, fakir bireylerin yasal ekonomik faaliyet alanlarında daha az fırsatlara sahip olması ve yasal kazançlarının düşük olması (düşük fırsat maliyeti) onları suç faaliyetlerine yönlendirecektir. Yasal gelirlerdeki artış veya eğitim yoluyla kurallara uyulması durumunda ise suç miktarı azalacaktır (Becker, 1968: 177).² Yoksul kesim, hayat şartları iyi olmayan ve genelde suç işleme eğilimi yüksek olan bölgelerde yaşamaktadır. Bu durum, sunduğu yasadışı fırsatlar dolayısıyla suçluluğun önemli bir belirleyici faktörüdür.

Ekonominin durgunluk dönemlerinde işsizliğin artması sonucu genelde mala karşı suçlar artmaktadır. Genç işsizlerin suç işlemeye daha eğilimli oldukları gözlenmiştir. Fakat işsizlikle suç arasında doğrudan bir ilişkinin saptanmadığı çalışmalar da yapılmıştır (Richardson, 1989: 5). Ekonomik gelişme ise yasal faaliyet alanı için yeni iş imkânları doğurmaktadır, fakat toplumun diğer üyelerinin zenginliği artacağı için suçtan beklenen potansiyel gelir de artacaktır (Fajnzylber, 2002: 1328). Ekonomik gelişmenin suç istatistikleri üzerine etkisi de tartışılmalıdır. Gelişmiş ekonomiler üzerine yapılan

² *Bununla birlikte, suç istatistikleri tam bilgi vermekten uzaktır. Örneğin zengin sınıfın işlediği suçlar (beyaz yaka suçları), genellikle istatistiklerde yer almamaktadır. Yüksek gelir sahibi suçlular, yakalanma veya mahkûm olma olasılıklarını azaltmak üzere suçlarını planlamaya, iyi avukat tutmaya ve rüşvete daha fazla para harcama eğilimindedirler. Çünkü katlandıkları bu maliyetler, hapis cezası aldıkları zaman karşılaştıkları maliyete oranla daha azdır. Düşük gelirli suçlular ise bu imkânlarla sahip olmadıkları ve para cezası ödeyemedikleri için hapis cezasına katlanırlar; onların hapisanede geçirecekleri zamanın maliyeti para cezasının maliyetine göre daha düşüktür (Becker, 1968: 195; Dönmezer, 1994: 293).*

çalışmalarda, ekonomik kalkınma ile suç oranları arasında pozitif ilişki bulunabilir. Ancak gerçekte bu durumun önemli sebeplerinden biri gelişmiş ülkelerde rapor edilmeyen suçlara nazaran “rapor edilen suç sayısının” fazlalığı ve düzenliliğidir (Soares, 2004: 178). Bununla beraber ekonomik gelişme sonucu teknolojinin yaygınlaşması ve teknik gelişmelerin sunduğu fırsatlar -güvenlik tedbirlerinin artması yanında- daha kolay suç işlenmesine, suç türlerinde çeşitlenmeye ve suç oranlarında artışa sebep olabilmektedir. Ayrıca enflasyon, uzun dönemde toplum içerisinde bölüşüm ve kaynak dağılımı sorunlarına sebep olduğu için suç işleme eğilimini artırabilmektedir.

Ekonomik kaygılarla işlenen ve esas olarak şiddet amaçlı işlenmeyen mala karşı suçlar, özellikle yukarıda bahsedilen ekonomik güdüler tarafından belirlenmektedir (Loureiro vd., 2009: 207).

2.4. Literatür İncelemesi

Suç ekonomisi literatürü 1960’lardan sonra özellikle ABD ve Avrupa’da oldukça gelişmiş ve derinleşmiştir. 1980’lerden sonra suçluların tekrar suç işleme eğilimini (recidivism) belirlemek üzere bireysel (mikro) veri kullanan analizler yapılmaya başlanmıştır; genel caydırmanın suçu önleme gücüne ek olarak spesifik caydırma konusu da ele alınmıştır. Bu konuda öncü çalışmalar yapan Myers’e (1983: 157–166) göre, mülkiyet suçlarını önlemede, genel caydırma yöntemlerine -ceza şiddeti ve ceza ihtimaline- nazaran yüksek ücret uygulamaları daha etkilidir. Witte (1983: 167–176) ise, Myers’in aksine ceza ihtimali ve ceza şiddetini suçu önlemede daha baskın bulmuştur. Cornwell ve Trumbull (1994: 360–366), hem yasal fırsatların hem de cezalandırma stratejilerinin suçu caydırmada etkin olduğu fakat -Myers gibi- ceza uygulamalarının caydırma etkisinin daha az olduğu sonucuna varmışlardır.³

Toplulaştırılmış (makro) veri kullanan çalışmalardan; Koskela ve Viren (1997: 655–660) yakalama ve mahkûmiyet ihtimalinin (ceza ihtimali) suç üzerine caydırıcı etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Levitt (1998: 353–372) yakalama oranındaki artışla, cinayet ve hırsızlık suçlarının; Tulder ve Torre (1999: 471–486) ise özellikle saldırganlık ve basit hırsızlık suçlarının azaldığını vurgulamışlardır. Cherry’e göre (1999: 753–57), yakalama ihtimali tüm suç tipleri boyunca anlamlı caydırma etkisine sahipken, ceza uzunluğu (ceza şiddeti) önemli bir etkiye sahip değildir. Buna karşılık, Chiu ve Madden (2007: 543–555), mala karşı suçların uzun dönem hapis cezasıyla (ceza şiddetiyle) engellenmesi sonucu azaldığını ortaya koymuşlardır. Funk ve Kugler (2000: 1–18) ise, mahkûmiyet kararı ve

³ *Sık biçimde gerçekleşen mahkûmiyetler ve uzun süreli hapis cezaları, suçu sırasıyla caydırma etkisi (deterrence effect) ve etkisiz hale getirme etkisi (incapacitation effect) kanallarıyla azaltmaktadır. Caydırma etkisi, suç modellerinde yakalama veya mahkûmiyet oranlarıyla (ceza ihtimali değişkeniyle), etkisiz hale getirme etkisi ise hapis cezası uzunluğuyla (ceza şiddeti değişkeniyle) temsil edilmektedir (Funk ve Kugler, 2000). Türkiye’de suç istatistikleri suç ekonomisi teorisine uygun biçimde ayrıntılı olarak oluşturulmadığından, bu etkiler incelenen dönem ve mala karşı suçlar için hesaplanamamış dolayısıyla ekonometrik modele eklenememiştir.*

hapsedilme arasında gerçekleşen gecikmeler sebebiyle, hırsızlık ve soygunculuk suçlarının kısa sürede azalamayacağını öne sürmüşlerdir.

Trumbull (1989: 423–439), eğitilmiş suçluların tekrar suç işleme eğilimlerinin diğer suçlulara oranla daha az olduğunu bulmuştur. Witte ve Tauchen’e (1994: 155–167) göre de, yasal işte uzun süre çalışma ve uzun süre eğitime devam etme suç işleme ihtimalini azaltmaktadır. Soares (2004: 155–184), eğitimin hırsızlık suçunu negatif yönlü etkilediğini tespit etmiştir. Daha spesifik bir çalışmada; Carneiro vd. (2005: 311–318), yüksek eğitilmiş bireylerin cinayet suçu işleme ihtimallerinin daha az olduğunu ortaya koymuştur. Buonanno ve Leonida (2009: 11–17) eğitimle mala karşı suçları negatif ilişkili bulmuşlardır. Bununla beraber, Levitt (1998) kişi başına eğitim harcamalarındaki artışın suç oranını artırdığı sonucuna ulaşmıştır. Choe (2008: 31–33) da, eğitimle mala karşı suçlar arasında pozitif ilişki bulmuştur. Buonanno ve Montolio (2008: 89–97) lise ve üniversite mezunlarının nüfusa oranı biçiminde hesapladıkları eğitim değişkenini mala karşı suçlarla; panel data analizinde (pooled data-OLS) pozitif, dinamik panel analizinde (GMM-system) negatif ilişkili bulmuştur.

Mui ve Ali (1997: 261–265), işsizlik oranının özellikle mala karşı suçları artırdığını tespit etmişlerdir. Demombynes ve Özler’e (2005: 265–292) göre, işsizlik oranındaki artış soygunculuk ve cinayet suçlarını artırmaktadır. Calvó-Armengol vd. (2007: 203–233), düşük ücretli ve suç eylemlerine oranla düşük karlı yasal iş fırsatlarının, bireyleri fırsatların daha bol olduğu suç sektörüne yönlendireceğini öne sürmüşlerdir. Engelhardt vd. (2008: 1876–91), işsizlerin suç işleme eğilimlerini çalışanlara oranla daha yüksek bulmuşlardır. Ayrıca geniş kapsamlı işsizlik sigortası sisteminin ve küçük çaplı ücret yardımlarının suç oranını azaltacağı sonucuna varmışlardır. Scorzafave ve Soares de (2009: 40–42), işsizlikle mala karşı suçlar arasında pozitif ilişki bulmuşlardır. Tang ve Lean (2009: 112–115), Sınır Testi Yöntemi ve Granger Nedensellik Testi’ni kullandıkları çalışmalarında, işsizlik ve enflasyon oranlarının toplamını gösteren Sefalet Endeksi (misery index) mala karşı suçlarla pozitif ilişkili bulmuşlardır.

Fajnzylber vd. (2002: 1323–1357), soygunculuk suçunu kişi başına gelirle (KBG) pozitif ilişkili; Phillips (2006: 948–974) ise cinayet suçunu KBG ile negatif ilişkili bulmuştur. Soares (2004: 155–184), KBG ile hırsızlık suçu arasında anlamlı ilişki bulamamıştır. Buonanno ve Montolio’ya (2008: 89–97) göre, mala karşı suçlar KBG ile pozitif, büyüme oranıyla negatif ilişkilidir. Gelir dağılımındaki bozukluğun suç üzerine etkisini araştıran Mehanna (2004: 217–228), suç oranı ve gelir eşitsizliği arasında anlamlı bir ilişki bulamamıştır. Soares (2004: 155–184) ile Demombynes ve Özler (2005), gelir eşitsizliğinin özellikle hırsızlık suçunu artırdığını öne sürmüşlerdir. Brush (2007: 264–268), yatay kesit analizinde suç oranı ile gelir eşitsizliği arasında pozitif ilişki, zaman serisi analizinde ise negatif ilişki elde etmiştir. Choe’ye (2008: 31–33) göre, gelir eşitsizliği hırsızlık ve soygunculuk suçlarını artırmaktadır. Scorzafave ve Soares (2009: 40–42), gelir eşitsizliği ile mala karşı suçlar ve uyuşturucu ticareti suçları arasında pozitif ilişki bulmuşlardır.

Sadece Türkiye üzerine yapılan çalışmalar incelendiğinde; Kutlar'a (2003: 287–305) göre, mala karşı suçlar yoğun olarak işsizler tarafından işlenmektedir. Kutlar, tüm suçlarla KBG arasında anlamlı bir ilişki elde edememiştir. Yamak ve Yamak (2003: 1–10), KBG arttıkça özellikle mala karşı suçların azaldığını, enflasyon oranlarındaki artışın ise bu suçları artırdığını bulmuşlardır. Ancak, kişiye karşı suçlarla KBG arasında anlamlı bir ilişki elde edememişlerdir. Pazarlıoğlu ve Turgutlu (2007: 63–70), işsizlik oranındaki artışın devlete karşı işlenen suçları artıracığı tahmininde bulunmuşlardır. Buna karşın, kamu güvenliğine karşı ve genel ahlaka karşı işlenen suçlar ile işsizlik oranı arasında negatif ilişki tespit etmişlerdir. Aynı yazarlar, tüm suç serileri ile reel KBG arasında pozitif bir ilişki saptamışlardır. Cömertler ve Kar (2007: 1–17), işsizlik oranının, KBG'nin, şehirleşme oranının ve demografik unsurların suç oranını pozitif yönde etkilediği sonucuna varmışlardır.

Görüldüğü üzere, Suç Ekonomisi literatüründe sosyoekonomik değişkenlerin suç oranları üzerindeki etkileri konusunda görüş birliği sağlanamamıştır. Farklı suç tiplerinin çeşitli sosyoekonomik faktörlere karşı tepkileri; analizi yapılan bölgeye, analiz dönemine ve belirlenen ekonometrik yönteme göre farklılık göstermektedir.

3. Türkiye Üzerine Bir Deneme

Türkiye'de işlenen mala karşı suçların sosyoekonomik nedenlerini araştıran çalışmanın bu bölümünde, ilk olarak analizde kullanılacak model ve veriler tanımlanacaktır. Ardından modelin tahmin aşamasında kullanılacak olan Sınır Testi Yöntemi kısaca açıklanacak ve Türkiye için oluşturulan modelin uzun ve kısa dönem tahminleri bu yöntem doğrultusunda yapılacaktır.

3.1. Model ve Veri Seti

Bu çalışma için oluşturulan model aşağıdaki gibidir;

$$TMS_t = b_0 + b_1 OKU_t + b_2 ENF_t + b_3 İŞZ_t + b_4 RKBG_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Analiz dönemi olarak 1970–2007 yılları arası belirlenmiştir. Bağımlı değişken olan Toplam Mala Karşı Suç oranı (TMS); her biri mala karşı işlenen hırsızlık, gasp ve dolandırıcılık suçlarının toplam değeridir. TMS'yi etkileyen sosyoekonomik unsurları temsilen temel makro ekonomik değişkenlerden olan enflasyon (ENF), işsizlik (İŞZ) ve reel kişi başına gelir (RKBG); sosyal unsur temsilen ortaöğretim (lise) okullaşma oranı (OKU) alınmıştır. Tahmin sonucunda suç ekonomisi teorisine uygun biçimde; ENF ve İŞZ değişkenlerinin mala karşı suçları pozitif yönlü, OKU ve RKBG değişkenlerinin ise aynı suçları negatif yönlü etkilemeleri beklenmektedir.

TMS; TÜİK’in yayınladığı Cezaevi İstatistikleri kullanılarak, mala karşı suç işleyip cezaevine giren toplam suçlu sayısı (100.000 kişi başına) biçiminde hesaplanmıştır. Tüketici fiyat enflasyonu (ENF) ve reel kişi başına gelir (RKBG) verileri, TÜİK; orta öğretim (lise) okullaşma oranları (OKU), Milli Eğitim Bakanlığı, DPT ve TÜİK; işsizlik oranları (İŞZ) ise OECD istatistik göstergelerinden alınmıştır. RKBG verisi, TÜİK göstergelerinden alınan Nominal Kişi Başına GSMH (TL) değerlerinin TÜFE (1987=100) değerleriyle reelleştirilmesi yoluyla elde edilmiştir.

3.2. Yöntem

Oluşturulacak modelde kullanılan değişken serilerinin aynı düzeyde durağan olmamaları yerleşik eşbütünleşme tekniklerinin kullanılmasını imkansız hale getirmektedir. Çünkü bu teknikler (Engle ve Granger (1987); Johansen (1988); Johansen ve Juselius (1990)), ele alınan tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmelerini gerektirmektedir. Pesaran vd.’nin (2001) geliştirdiği Sınır Testi Yaklaşımı ise, değişkenlerin aynı düzeyde durağan olmamalarına rağmen model tahmininin yapılmasına imkân tanımaktadır. Bu yöntem kullanılarak, değişkelerin düzey değerleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir. Sınır Testi yaklaşımında, değişkenlerin tümünün $I(0)$ veya $I(1)$ ya da bir kısmının $I(0)$, kalanının $I(1)$ dereceden durağan olması yeterli olmaktadır. (Pesaran, 2001: 289–291). Sınır Testi Yöntemi bu avantajları yanında, model tahmininde hem kısa ve uzun dönemli analiz yapmaya imkân tanınması hem de küçük örneklerde güçlü ve etkin sonuçlar vermesiyle diğer eşbütünleşme tekniklerine nazaran bir üstünlük sağlamaktadır (Narayan ve Peng, 2007: 264). Dolayısıyla, bu çalışmada mala karşı suçlarla bu suçları etkileyen sosyoekonomik unsurlar arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin tahmininde Sınır Testi Yöntemi kullanılacaktır.

Bu amaçla, öncelikle serilerin durağanlık derecelerini belirlemek üzere Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanmıştır. ADF test sonuçlarına göre değişkenlerin tümünün fark durağan ($I(1)$) oldukları gözlenmiştir. ADF birim kök testi sonuçları Tablo 1’de, test aşamasında dikkate alınan kritik değerler ise Tablo 1 EK’de gösterilmiştir.

Tablo: 1
ADF Birim Kök Testleri

DEĞ.	SEVİYE I(0)		I.FARK I(1)	
	Sabit	Sa.ve tr.	Sabit	Sa. ve tr.
TMS	-1,176482	-3,123124	-5,777086***	-6,041672***
OKU	0,381559	-1,277562	-3,903930***	-3,910751**
ENF	-2,003714	-0,814216	-4,233153***	-5,164590***
KBG	-0,074602	-2,583033	-6,262949***	-6,270375***
İŞ	-1,897657	-1,931324	-4,465861***	-4.404749***

Notlar:

- 1) ***, ** ve * işaretleri 0.01, 0.05 ve 0.10 önem düzeyinde durağanlığı gösterir.
- 2) Birim kök test eşitliği gecikme uzunlukları SIC ile seçilmiştir.
- 3) ADF birim kök kritik değerleri Tablo 1 EK'de verilmiştir.

Tablo: 1 EK
ADF Birim Kök Testi Kritik Değerleri

Önem Düzeyi	SEVİYE I(0)		I.FARK I(1)	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
1%	-3,661661	-4,284580	-3,670170	-4,296729
5%	-2,960411	-3,562882	-2,963972	-3,568379
10%	-2,619160	-3,215267	-2,621007	-3,218382

Kaynak: MacKinnon (1996: 601–618).

Sınır testi temelde, kısıtlanmamış hata düzeltme modeline (Unrestricted Error Correction Model; UECM) dayanmaktadır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığı Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen aşağıdaki ARDL (Autoregressive Distributed Lag) formu kullanılarak tahmin edilecektir:

$$\begin{aligned}
 \Delta TMS_t = & b_0 + b_1 TMS_{t-1} + b_2 OKU_{t-1} + b_3 ENF_{t-1} + b_4 İŞZ_{t-1} + b_5 RKBG_{t-1} + \\
 & b_6 TREND + \sum_{i=1}^m b_{7i} \Delta TMS_{t-i} + \sum_{i=0}^m b_{8i} \Delta OKU_{t-i} + \sum_{i=0}^m b_{9i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^m b_{10i} \Delta İŞZ_{t-i} + \\
 & \sum_{i=0}^m b_{11i} \Delta RKBG_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (2)$$

Bu aşamada eşbütünlüşme ilişkisini araştırmak üzere, ilk önce (2) no'lu eşitlik trendli ve trendsiz olarak En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi ile iki defa tahmin edilir. Tahmin aşamasında eşitlikte yer alan değişkenler için maksimum gecikme uzunluğu belirlenir. Ardından, bağımlı değişkenin gecikme derecesi 1'den; bağımsız değişkenlerin gecikme dereceleri ise 0'dan başlamak üzere belirlenecek maksimum gecikme uzunluğuna kadar, (2) nolu eşitlik tek tek tahmin edilir. Sınır Testi uygulanacak eşitlik seçilirken,

gecikme uzunluğu en küçük değerlere sahip olan Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SC) ile Breusch-Godfrey (B-G) LM test istatistiklerine bakılarak tespit edilecektir.

Eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasında ikinci olarak trendli ve trendsiz modeller tahmin edilirken aşağıdaki hipotezler test edilir;

Trendli model için kurulan hipotezler;

$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = 0$ $H_1 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq b_6 \neq 0$ (Hesaplanan test istatistiği: F_{IV})

$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = 0$ $H_1 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq 0$ (Hesaplanan test istatistiği: F_V)

$H_0 : b_1 =$ $H_1 : b_1 \neq 0$, (Hesaplanan test istatistiği: t_V)

Trendsiz model için kurulan hipotezler;

$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = 0$ $H_1 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq 0$ (Hesaplanan test istatistiği: F_{III})

$H_0 : b_1 = 0$ $H_1 : b_1 \neq 0$ (Hesaplanan test istatistiği: t_{III})

Bu aşamada eşbütünleşmeyi tespit etmek amacıyla, Wald testiyle hesaplanan F istatistikleri ve bağımlı değişkenin bir gecikmeli seviye değerinin t istatistiği, Pesaran vd.’nin (2001) çalışmasında tablolar halinde verilen -çeşitli önem düzeylerindeki- alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Tablolarda, değişkenlerin tamamının ilk durumda $I(0)$, ikinci durumda ise $I(1)$ olması söz konusudur. Hesaplanan F ve t istatistikleri, alt ve üst sınır değerlerinin üzerinde ise seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğuna, alt sınır değerinin altında ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığına karar verilir. F ve t değerleri alt ve üst sınır değerlerinin içerisinde yer aldığına ise eşbütünleşmenin varlığı hakkında yorum yapılamamaktadır.

Toplam mala karşı suçları konu edinen bu çalışmada, (2) no’lu eşitlik için - verilerin yıllık olmasından dolayı- maksimum gecikme uzunluğu 3 olarak alınmıştır. Her bir gecikme derecesindeki trendli ve trendsiz tahminlere ait AIC ve SC değerleri ile 1. dereceden otokorelasyon testi için kullanılan Breusch-Godfrey (B-G) Lagrange Multiplier (LM(1)) test istatistikleri Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo: 2
Eşbütünlüşme Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

TRENDLİ				TRENDSİZ		
GEC.	AIC	SC	LM(1)	AIC	SC	LM(1)
1	-1,757	-1,017	0,49(0,48)	-1,820	-1,126	0,32(0,57)
2	-1,575	-0,594	0,41(0,52)	-1,634	-0,699	0,15(0,69)
3	-2,226	-1,001	18,07(0,01)	-2,127	-0,948	19,46(0,01)

Tablo 2’den görüldüğü üzere, 3 gecikmeli trendli ve trendsiz eşitliklerde otokorelasyon sorunu doğarken 1 ve 2 gecikmeli trendli ve trendsiz eşitliklerde bu soruna rastlanmamıştır. Otokorelasyonun gözlenmediği bu eşitlikleri karşılaştırdığımızda, 1 gecikmeli trendli ve trendsiz eşitlikler -2 gecikmeli eşitliklere nazaran- en küçük AIC ve SC değerlerine sahiptir. O halde Sınır Testi uygulanırken gecikme uzunluğu olarak 1 alınacaktır.

Bir sonraki aşamada, 1 gecikmeli eşitliklerde yer alan değişkenler arasında eşbütünlüşme olup olmadığı yukarıda bahsedilen F ve t istatistikleri yoluyla araştırılacaktır. Söz konusu istatistikler Tablo 3’te, kritik sınır değerleri ise Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo: 3
Eşbütünlüşme Testi İçin Seçilen 1 Gecikmeli Eşitlikten Hesaplanan F ve t İstatistikleri

TRENDLİ		TRENDSİZ	
t_v	-2,649	t_{III}	-3,332 ⁷
F_{IV}	12,93 ^(0,01)	F_{III}	16,53 ^(0,01)
F_V	13,61 ^(0,01)		

Tablo: 4
Eşbütünlüşme Testi Tablo Değerleri

TRENDLİ				TRENDSİZ			
	%10	%5	%1		%10	%5	%1
t_v	-3,13 - -4,04	-3,41- -4,36	-3,96- -4,96	t_{III}	-2,57- -3,66	-2,86- -3,99	-3,43- -4,60
F_{IV}	2,68-3,53	3,05-3,97	3,81-4,93	F_{III}	2,45-3,52	2,86-4,01	3,74-5,06
F_V	3,03-4,06	3,47-4,57	4,40-5,72				

Kaynak: Pesaran vd. (2001: 301–303).

Tablo 3’teki F ve t istatistiklerinin mutlak değerlerini Pesaran vd.’nin (2001) çalışmasından elde ettiğimiz Tablo 4’te yer alan kritik sınır değerlerinin mutlak değerleri ile karşılaştırdığımızda; Tablo 3’te trendli eşitlik için hesaplanan t_v değeri, Tablo 4’e göre her üç önem düzeyinde alt kritik değerlerden küçük olduğu için istatistik olarak

anlamsızdır. Tablo 3’te trendsiz eşitlik için hesaplanan t_{III} değeri (-3.332), Tablo 4’teki %10 ve %5 önem düzeyleri için gösterilen kritik değerlerin arasında yer aldığı için değişken serileri arasında eşbütünleşmenin varlığı hakkında kesin bir yorum yapamayız. Bununla birlikte, trendli durumda her üç önem düzeyi için hesaplanan F_{IV} ve F_V değerleri ile trendsiz durumda F_{III} değeri Tablo 4’te verilen kritik değerlerin üst sınırını aştığı için değişken serileri arasında eşbütünleşmenin olduğu kabul edilmiştir.

3.2.1. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin (eşbütünleşmenin) olduğuna karar verildikten sonra, ARDL yaklaşımıyla değişkenlerin seviye değerlerinin yer aldığı aşağıdaki (3) no’lu eşitlik EKK yöntemiyle gecikme uzunluklarının seçiminde AIC kriteri kullanılarak tahmin edilmiştir.

$$TMS_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} TMS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} OKU_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} İŞZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} RKBG_{t-i} + v_t \quad (3)$$

Tablo: 5

Uzun Dönem Tahmin Sonuçları - ARDL (3, 3, 2, 0, 1) Bağımlı Değişken: TMS

Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t- istatistik	Olasılık
C	8,373334	2,329686	3,594190	0,0027
TMS(-1)	0,265522	0,180662	1,469718	0,1623
TMS(-2)	0,073065	0,149546	0,488576	0,6322
TMS(-3)	0,087804	0,14659	0,598972	0,5581
OKU	-0,677934	0,426825	-1,588319	0,1331
OKU(-1)	0,424451	0,56077	0,756907	0,4608
OKU(-2)	0,996945	0,556711	1,790775	0,0935
OKU(-3)	0,680016	0,525112	1,294993	0,2149
RKBG	0,778715	0,381592	2,040702	0,0593
RKBG(-1)	-1,344603	0,426158	-3,155174	0,0065
RKBG(-2)	-1,426367	0,45727	-3,119310	0,0070
IS	0,917912	0,205152	4,474310	0,0004
ENF	0,105253	0,05834	1,804,123	0,0913
ENF(-1)	0,06522	0,051848	1,257914	0,2277
$R^2 = 0.96, \bar{R}^2 = 0.93, F = 30.21077, Pr ob.F = 0.000, DW = 1.830$				

Tablo 5’de yer alan test istatistik sonuçlarına göre, bağımsız değişkenlerin açıklama gücü (R2) ve uzun dönemli modelin anlamlılık düzeyi (F) oldukça yüksektir. Tahmin edilen ARDL (3, 3, 2, 0, 1) eşitliği kullanılarak hesaplanan, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiye ait eşitlik aşağıdaki gibidir;

$$TMS_t = 14,59 + 2,48 OKU_t + 0,297 ENF_t + 1,601 İŞZ_t - 3,473 RKBG_t + vt$$

$$(9,87) (1,233) (0,251) (1,055) (2,356) \quad (4)$$

Parantez içerisindeki değerler her bir değişkenin standart hatalarını göstermektedir. Burada bağımsız değişkenlerin katsayıları; Tablo 5’te yer alan kendi tüm katsayı değerlerinin toplamının, bağımlı değişkenin tüm gecikmeli katsayı değerlerinin toplamının 1’den farkına bölünmesiyle elde edilmiştir.⁴

(4) nolu eşitliğe göre, genelde bağımsız değişkenlerin istatistik olarak anlamlılık düzeyleri yüksek olmasa bile, değişkenlerin işaretleri OKU değişkeni hariç, suç ekonomisi teorisiyle uyumludur. Orta öğretim okullaşma oranı (OKU) ile mala karşı suçlar arasındaki beklenmeyen pozitif ilişki, son yıllarda okullaşma oranındaki artışlardan ve zorunlu eğitim yılının artırılmasından kaynaklanabilir. Dolayısıyla bu durum, okullaşma oranıyla mala karşı suç oranları arasında orta öğretim (lise) düzeyinde bile negatif bir ilişki beklentisini engellemektedir. Bu sonuç, mevcut eğitim sisteminin bireyleri suç piyasasından alıkoyamadığını göstermektedir. Uygulamalı suç ekonomisi literatüründe eğitimin mala karşı suç oranlarını düşüreceği hakkında görüş birliği yoktur. Nitekim elde ettiğimiz bu sonuç, Levitt(1998), Choe(2008) ve Buonanno ve Montolio’nun (2008) (pooled-OLS) bulgularını desteklemektedir. Buna karşılık, Soares (2004) ile Buonanno ve Leonida’nın (2009) sonuçlarıyla uyumlu değildir.

(4) nolu eşitlikten görüldüğü gibi, mala karşı suçların en önemli belirleyicisi RKBG değişkenidir. Buna göre, RKBG’deki 1 birimlik artış mala karşı suçları 3.473 birim azaltmaktadır. Bu durum, dinamik süreçte kişi başına gelirdeki (ekonomik gelişmedeki) artışın bireylerin suç piyasasına yönelimini engelleyebildiğini göstermektedir. Elde ettiğimiz bu bulgu, Yamak ve Yamak’ın (2003) Türkiye’deki mala karşı suçlar üzerine elde ettiği sonucu desteklemektedir. Bununla beraber, Fajnzylber vd. (2002) ile Buonanno ve Montolio’nun (2008) çıkarımlarıyla uyumlu değildir. İşsizlik ve modelde en az etkiye sahip olan enflasyon oranlarındaki artışlar yine teorik beklentiye uygun biçimde mala karşı suç oranında artışa sebep olmaktadır. Bu sonuçlar, Türkiye’de işlenen mala karşı suçlar için Kutlar’ın (2003) işsizlikle, Yamak ve Yamak’ın (2003) ise enflasyonla ilgili yaptıkları çıkarımları doğrulamaktadır. Ayrıca işsizlikle ilgili sonuçlar, Mui ve Ali (1997),

⁴ Örneğin enflasyon değişkeninin (ENF), (4) nolu eşitlikteki uzun dönemli katsayı değeri, Tablo 5’teki ENF ve TMS katsayı değerleri kullanılarak; $[(0,105253 + 0,065220) / 1 - (0,265522 + 0,073065 + 0,087804)] = 0,297$ biçiminde hesaplanmıştır.

Demombynes ve Özler (2005) ile Scorzafave ve Soares’in (2009) bulgularıyla; hem işsizlik hem de enflasyonla ilgili sonuçlar da Tang ve Lean’in (2009) bulgularıyla uyumludur.

3.2.2. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise, uzun dönemli modelden elde edilen hata düzeltme terimleri (ECT) eklenerek ve değişkenlerin farkları kullanılarak aşağıdaki eşitlik yoluyla tahmin edilebilir:

$$\Delta TMS_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1t} \Delta TMS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2t} \Delta OKU_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3t} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4t} \Delta İŞZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{5t} \Delta RKBG_{t-i} + \delta_6 ECT_{t-1} \quad (5)$$

Bu eşitlikteki hata düzeltme terimi (ECT_{t-1}), yukarıda tahmin edilen uzun dönemli ARDL (3,3,2,0,1) modelinin hata terimleri serisinin 1 dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayı değeri, kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini (dengeye geleceğini) gösterir. Model tahmini sonucunda bu katsayının işareti negatif olmalıdır. Katsayı değerinin negatif ve anlamlı olması incelenen dönemde dengeden herhangi bir sapmanın gelecek dönemde düzeltilmekte olduğu anlamına gelecektir.

Kısa dönemli model, uzun dönemli modelde olduğu gibi ARDL (3,3,2,0,1) formunda ve değişkenlerin birinci farkları alınarak tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6’daki tanısal test istatistik değerlerine göre, kısa dönemli HDM tahmini sonucunda; değişen varyans ($X^2_{ARCH(1)}$) sorunu ve model kurulumunda hata (χ^2_{RESET}) gözlenmemiştir. Hata terimleri normal dağılmaktadır (χ^2_{JB}). Modelde otokorelasyon sorunu gözlenmemiştir (χ^2_{BG}). Bağımsız değişkenlerin açıklama gücü (R²) ve modelin anlamlılık düzeyi (F) yüksektir. Hata düzeltme teriminin (ECT(-1)) katsayı değerinin (-0.80) işareti beklenildiği gibi negatiftir ve %5 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durum, kısa dönemdeki dengesizliğin %80’ninin uzun dönemde düzeltilebileceğini ifade eder.

Tablo: 6
Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli (HDM) Tahmini. ARDL (3,3,2,0,1)

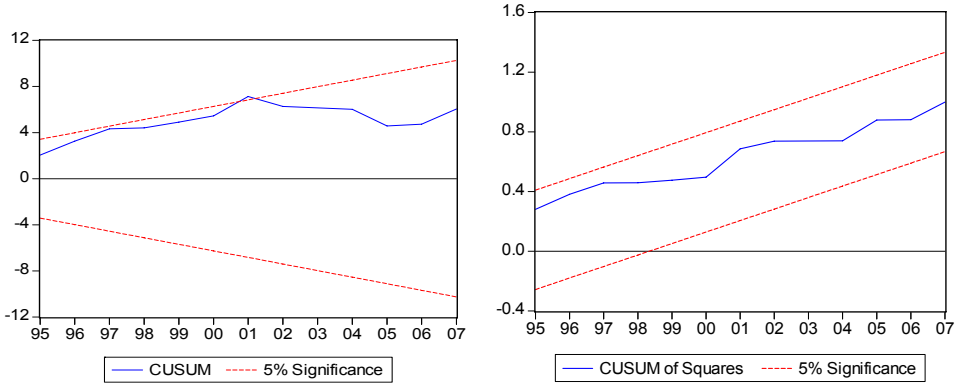
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	-0,004026	0,028133	-0,143100	0,8884
Δ TMS(-1)	0,173397	0,168914	1,026539	0,3234
Δ TMS(-2)	-0,036076	0,170052	-0,212149	0,8353
Δ TMS(-3)	-0,021603	0,153700	-0,140554	0,8904
Δ OKU	-0,863921	0,433979	-1,990695	0,068
Δ OKU(-1)	0,551262	0,374719	1,471132	0,165
Δ OKU(-2)	0,845893	0,383377	2,206426	0,046
Δ OKU(-3)	1,170077	0,507384	2,306096	0,0382
Δ RKBG	0,756031	0,344780	2,192792	0,0471
Δ RKBG(-1)	-1,167867	0,386375	-3,022623	0,0098
Δ RKBG(-2)	-1,390466	0,365571	-3,803545	0,0022
Δ IS	0,922441	0,219027	4,211549	0,0010
Δ ENF	0,075461	0,056125	1,344524	0,2018
Δ ENF(-1)	0,052752	0,045546	1,158206	0,2676
ECT (-1)	-0,800506	0,315535	-2,536978	0,0248

$R^2 = 0.854$, $\bar{R}^2 = 0.696$, F-istatistik= 5.418 (0.002), Tah.St.Hata.= 0.076, AIC = -2.015 SC = -1.301, $\chi^2_{BG(1)}$ (Breusch-Godfrey) = 0.398 (0.53), $X^2_{ARCH(1)}$ (Koşullu Değişen Varyans) = 0.029 (0.86), χ^2_{JB} (Jarque-Bera) = 2.026 (0.36), $\chi^2_{RESET(1)}$ (RAMSEY Regresyonda Model Kurma Hatası) = 0.0012 (0.97)

ECT(-1) katsayısı değerinin 0.80 gibi büyük bir değere sahip olması, mala karşı suçları belirleyen faktörlerin kısa ve uzun dönem etkilerinin çok az farkla benzer yönde ve büyüklükte olduğu anlamına gelmektedir. Kısa Dönem HDM sonuçları uzun dönem tahmin sonuçlarıyla karşılaştırıldığında, bu yorumu destekleyen verilere ulaşılmaktadır. Buna göre, OKU değişkeninin tüm gecikmeli değerleri uzun dönem analizinde olduğu gibi yine pozitif işaretlidir. OKU değişkeninin HDM'deki negatif işaretli ve anlamlı olan cari değeri, uzun dönem tahmininde bu değişken için yaptığımız yorumu destekler niteliktedir. RKBG değişkeninin katsayı değeri ve yönü uzun dönem tahmininin sonuçlarıyla benzerdir. İşsizlik (İŞZ) ve enflasyon (ENF) oranlarının suçlarla ilişkisi yine pozitifdir ancak, ENF değişkeninin katsayı değeri HDM tahmininde anlamsız bulunmuştur.

Çalışmada ayrıca Brown vd.'nin (1975: 149), zaman serisi analizleri için regresyon ilişkilerindeki istikrarı araştıran çalışmalarında önerdikleri CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmıştır. CUSUM ve CUSUMQ testlerinin istatistiklerinden elde edilen eğriler, %5 anlamlılığı gösteren kritik sınır arasındaysa, tahmin edilen katsayıların uzun dönemde istikrarlı olduğu söylenebilmektedir (Brown vd., 1975: 157-161; Narayan ve Peng, 2007: 275-76). Bu çalışmada, Tablo 6'daki kısa dönem HDM'ye uygulanan CUSUM ve CUSUM-Q testlerinin grafikleri, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişki ile hata terimleri varyansının uzun dönemde istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Grafik: 1
CUSUM Test Grafikleri:



3.2.3. Genişletilmiş Hata Düzeltme Modeli

Çalışmada ayrıca Genelden Özele Modelleme Yaklaşımı kullanılarak Genişletilmiş Hata Düzeltme Modeliyle (GHDM) kısa dönem tahmini yapılmıştır. Genelden Özele Modelleme Yaklaşımı sayesinde model en geniş şekliyle tekrar oluşturulup tahmin edilmektedir. Bu yöntemle göre, ilk aşamada genel bir model kurulur. Bu model teorik modelin tüm değişkenlerini kapsar ve sürecin dinamiğini (zaman gecikmesini), mümkün olan en azda sınırlar. Sadeleştirilen model yeniden parametrelendirilir ve veri seti ile tutarlı en küçük kısa dönem modeli bulunur. Son aşamada, bu yaklaşım sonucu oluşturulan model çeşitli kriterler yardımıyla rakip modellerle karşılaştırılır (Devlet Planlama Teşkilatı, 1995: 13–14).

Genelden özele yaklaşımına uygun biçimde modelin sadeleştirilmesi ve değişken serileriyle tutarlı en küçük kısa dönem tahmininin yapılması amacıyla, TMS ve ENF değişkenlerinin anlamsız olan gecikmeli değerleri modelden dışlanarak yeniden ARDL tahmini yapılmış, tahmin sonuçları Tablo 7’de gösterilmiştir.

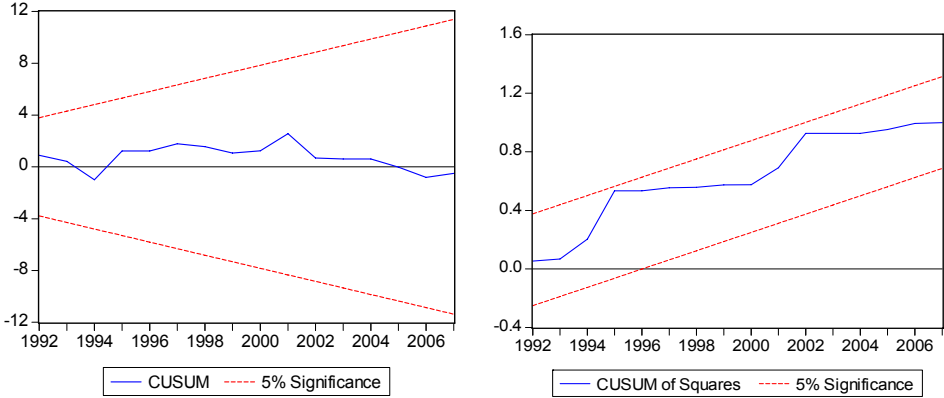
Tablo: 7
Geniştirilmiş Hata Düzeltme Modeli ile Kısa Dönem Tahmini. ARDL (1,3,2,0,0)

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
C	-0,002414	0,026418	-0,091375	0,9283
Δ TMS(-1)	0,217603	0,142608	1,525885	0,1466
Δ O KU	-0,866495	0,362843	-2,388072	0,0296
Δ O KU(-1)	0,549218	0,358703	1,531124	0,1453
Δ O KU(-2)	0,808451	0,372867	2,168201	0,0456
Δ O KU(-3)	1,201792	0,458047	2,623731	0,0184
Δ RK BG	0,632077	0,322974	1,957052	0,0680
Δ RK BG(-1)	-1,364698	0,327441	-4,167764	0,0007
Δ RK BG(-2)	-1,349600	0,340321	-3,965670	0,0011
Δ IS	0,909363	0,182868	4,972789	0,0001
Δ ENF	0,089549	0,039814	2,249185	0,0389
ECT(-1)	-0,83171	0,302729	-2,747371	0,0143

$R^2 = 0.829$, $\bar{R}^2 = 0.711$, F-istatistik= 7.044 (0.000), Tah.St.Hata.= 0.074,
AIC = -2.072, SC = -1.501, $\chi^2_{BG(1)}$ (Breusch-Godfrey) = 0.646 (0.42),
 $\chi^2_{ARCH(1)}$ (Koşullu Değişen Varyans) = 0.241 (0.62), χ^2_{JB} (Jargue-Bera) = 0.446 (0.80),
 $\chi^2_{RESET(1)}$ (RAMSEY Regresvonda Model Kurma Hatası) = 0.0259 (0.87)

Regresyon katsayıları ile hata terimleri varyansının uzun dönemde istikrarlı olduğunu gösteren CUSUM ve CUCUMQ grafikleri aşağıdaki gibidir.

Grafik: 2
CUSUM ve CUSUMQ Test Grafikleri



Tablo 7'de yer alan tahmin sonuçlarını Tablo 6 sonuçları ile karşılaştırdığımızda, genelden özele yaklaşımı kullanıldığında bazı değişkenlerin

anlamlılığında artışlar olduğu gözlenmektedir. Örneğin, HDM tahmininde anlamsız olan ENF değişkeni (bkz; Tablo 6), GHDM tahmininde teorik olarak beklenen pozitif işarete sahip ve istatistik olarak anlamlıdır (bkz; Tablo 7). GHDM model tahmini sonucunda, OKU değişkeninin cari ve 3 gecikmeli katsayı değerlerinin anlamlılık düzeyi artmıştır. RKBG değişkeni yine mala karşı suçları etkileyen en önemli ekonomik unsurdur. ECT(-1)’nin katsayı değerinde (-0.83) ve anlamlılık düzeyinde artış olduğu görülmektedir. Buna göre, kısa dönemdeki dengesizliğin %83’nün uzun dönemde düzeltileceğini söyleyebiliriz. Bu yüksek oran –HDM tahminine nazaran- GHDM tahminini uzun dönemli tahmine katsayı işareti ve katsayı değeri açısından daha çok yaklaştırmaktadır. Model tahmininde otokorelasyon sorunu gözlenmemiştir ($\chi^2_{BG}(1) = 0.646 (0.42)$). HDM’de olduğu gibi GHDM analizinde de model kurma hatası yoktur ($\chi^2_{RESET} (1)$) ve değişkenler normal dağılmaktadır (χ^2_{JB}). Ayrıca Düzeltilmiş R^2 ile F değerlerinin GHDM tahmini sonuçları için daha yüksek olması, değişkenlerin açıklama gücünün ve modelin anlamlılık düzeyinin arttığını göstermektedir.

Çalışmada ayrıca her iki kısa dönem analizinin kestirim gücü karşılaştırılarak hangi analizin daha başarılı olduğu tespit edilmeye çalışılmıştır. Kestirim performansları, modellerin Ortalama Hata Karelerinin Karekökü (RMSE), Ortalama Mutlak Hata (MAE) ve Theil Eşitsizlik Katsayısı (TIC) istatistikleri yardımıyla ölçülmüştür. İstatistik sonuçları her iki modelin de birbirine yakın kestirim gücüne sahip olduklarını göstermektedir. Yine de, her üç kritere göre, kısa dönem hata düzeltme modeli (HDM) –daha küçük istatistik değerlere sahip olduğu için, Genişletilmiş Hata Düzeltme Modeline (GHDM) nazaran kestirim gücü açısından üstündür (Tablo 8).

Tablo: 8
HDM ve GHDM’nin Kestirim Başarılarının Karşılaştırılması

	HDM	GHDM
RMSE	0.053078	0.057683
MAE	0.040665	0.046322
TIC	0.190689	0.207037

4. Sonuç ve Öneriler

Türkiye’de sosyoekonomik faktörlerin mala karşı suçlar üzerine etkileri ilk defa bu çalışmada Sınır Testi Yaklaşımı kullanılarak analiz edilmeye çalışılmıştır. 1970–2007 dönemi için yapılan tahminler, mala karşı suçları belirleyen faktörlerin kısa ve uzun dönem etkilerinin benzer yönde ve büyüklükte olduğunu göstermektedir. Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7’de gösterilen tahmin sonuçlarına göre katsayıların kısa (HDM ve GHDM) ve uzun

dönemde anlamlılık ve etki düzeylerindeki değişimleri karşılaştırdığımızda; uzun dönemde OKU değişkeninin anlamlılığında ve mala karşı suçları etkileme gücünde azalma görülmektedir. RKBG'nin anlamlılığının uzun dönemde fazlaca değişmemesiyle birlikte, katsayı değerinde ya da etkileme gücünde önemli artış gözlenmiştir. Enflasyon oranının pozitif etkisi kısa dönemde anlamsızdır (HDM). Uzun dönemde ise –HDM tahminine nazaran- enflasyonun anlamlılığı ve etkisinde artış gözlenmiştir. Yine de, kısa ve uzun dönemde mala karşı suçları en az etkileyen unsur enflasyon oranıdır. İşsizlik oranının pozitif etkisinde ve anlamlılık düzeyinde uzun dönemde önemli bir değişiklik olmamıştır. Bununla birlikte uzun dönemli ilişkiler için hesaplanan (4) nolu eşitlik dikkate alındığında uzun dönemde tüm değişkenlerin etkilerinde artışlar olduğu gözlenmiştir. Özetle, Türkiye’de mala karşı suçları etkileyen sosyoekonomik unsurların kısa ve uzun dönemli etkilerinin aynı doğrultuda olduğunu söyleyebiliriz.

Sonuç olarak, analizin uzun ve kısa dönemli tahmin bulgularına göre mala karşı suçları kısa ve uzun dönemde belirleyen en önemli faktörün reel kişi başına gelir (RKBG) olduğu tespit edilmiştir. RKBG’deki artışın bir ekonominin gelişmişlik düzeyini gösterdiği kabul edilirse bu bulgu, Türkiye’de uzun dönemde ekonomik gelişme düzeyi arttıkça mala karşı işlenen suçların da azaltılabileceğini göstermektedir. Çünkü mala karşı suçlar zaten doğası gereği ekonomik kaygılarla işlenmektedir. Lise eğitimi alanların da mala karşı suçlara yönelmesi, Türkiye’deki mevcut eğitim sisteminin bireyleri bilinçlendiremediğini ve suç eylemlerinden uzak tutamadığını göstermektedir. İşsizlik ve enflasyon gibi en önemli makro ekonomik sorunlar aynı zamanda sosyal sorunları da beraberinde getirmektedir. Bölüşüm ve kaynak dağılımı sorunlarını ortaya çıkarması yanında toplumsal yapıda kırılmalık yaratan enflasyon ve bunun yanında işsizlik sorunlarının artması bireyleri suç sektörüne yönlendirmektedir. Dolayısıyla uygun iktisat politikalarının seçilmesiyle, RKBG’nin artırılması ve işsizlik ile enflasyon sorunlarının azaltılması mala karşı suç oranlarında da iyileşme yaratabilecektir. Bu politikalar, uzun dönemde enflasyon ve işsizlik arasında değiş-tokuş (Phillips Eğrisi) ilişkisi olmadığından uzun dönem için daha anlamlı sonuçlar verebilecektir. Tahmin edilen modelde İŞZ ile RKBG değişkenleri -RKBG’deki artışın reel büyüme oranlarındaki artışın bir sonucu olması sebebiyle- Okun Yasası’na uygun biçimde zıt işaretlere sahiptir. Dolayısıyla Türkiye’de reel büyüme oranlarında gerçekleştirilecek artışlar yoluyla, uzun dönemde işsizlik oranlarında ve beraberinde mala karşı suç oranlarında azalma sağlanabilecektir.

Kaynakça

- Becker, G. (1968), “Crime and Punishment: An Economic Approach”, *Journal of Political Economy*, 76(2), 169–217.
- Brown, R. L., J. Durbin ve J. M. Evans (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationship Over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 37, No. 2, 149–192.

- Brush, J. (2007), “Does Income Inequality Lead to More Crime? A Comparison of Cross-Sectional and Time-Series Analyses of United States Counties”, *Economics Letters*, (96), 264–268.
- Buonanno, P. ve D. Montolio (2008), “Identifying the Socio-economic and Demographic Determinants of Crime Across Spanish Provinces”, *International Review of Law and Economics*, 28, 89–97.
- Buonanno, P. ve L. Leonida (2009), Non-Market Effects of Education on Crime: Evidence From Italian Regions, *Economics of Education Review*, 28, 11–17.
- Calvó-Armengol, A., T. Verdier ve Y. Zenou (2007), “Strong and Weak Ties in Employment and Crime”, *Journal of Public Economics*, (91), 203-233.
- Carneiro, F. G., P.R.A. Loureiro ve A. Sachsida (2005), “Crime and Social Interactions: A Developing Country Case Study”, *The Journal of Socio-Economics*, (34), 311-318.
- Cherry, T.L. (1999), “Unobserved Heterogeneity Bias When Estimating the Economic Model of Crime”, *Applied Economic Letters*, 753–57.
- Chiu, W.H. ve P. Madden (2007), “Crime, Punishment and Background Risks”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, (62), 543–555.
- Choe, J. (2008), “Income Inequality and Crime in the United States”, *Economics Letters*, 101, 31–33.
- Cornwell, C. ve W. N. Trumbull (1994), “Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data”, *The Review of Economics and Statistics*, 76(2), 360–66.
- Cömertler, N. ve M. Kar (2007), “Türkiye’de Suç Oranının Sosyo-Ekonomik Belirleyicileri: Yatay Kesit Analizi”, *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, Cilt:62, Sayı:2, Nisan-Haziran, 1–17.
- Demombynes, G. ve B. Özler (2005), “Crime and Local Inequality In South Africa”, *Journal of Development Economics* (76), 265–292.
- Dönmezer, S. (1994), *Kriminoloji*, Beta Yay., İstanbul, 8. bas.
- Devlet Planlama Teşkilatı (1995), *DPT Makro Ekonometrik Modeli (DPTMAKRO)*, Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, Ankara. <<http://ekutup.dpt.gov.tr/ekonomi/makro/dptmakro.pdf>>, 20.07.2009.
- Dursun, H. (1997), *Suçun Ekonomik Modelleri*, DPT Yay., Ankara.
- Eide, E. (1999), “Economics of Criminal Behavior”, University of Oslo, *Working Paper*: 8100.
- Ekren, N. (2000), “Ekonomik Suç–Ekonomik Ceza”, *Activeline*, No:9 <http://www.activefinans.com/activeline/sayi9/suc_ceza.html>, 19.07.2009.
- Engelhardt, B. et al. (2008), “Crime and the Labor Market: A Search Model with Optimal Contracts”, *Journal of Public Economics*, 92, 1876–1891.

- Engle, R.F. ve C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 251–276.
- Fajnzylber, P. et al. (2002), "What Causes Violent Crime?", *European Economic Review*, (46), 1323–1357.
- Funk, P. ve P. Kugler (2000), "Identifying Efficient Crime Combating Policies by VAR-Estimations: The Example of Switzerland", *University of Basel Working Paper*, 1–18.
- Johansen, S. ve K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231–54.
- Koskela, E. ve M. Viren (1997), "An Occupational Choice Model of Crime Switching", *Applied Economics*, 655–660.
- Kutlar, A. (2003), "Türkiye’de Sosyoekonomik ve Demografik Faktörlerle Suç İlişkisi Üzerine Bir Ekonometrik Çalışma", *EKEV Akademi Dergisi*, 7(14), 287–305.
- Levitt, S. (1998), "Why Do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation or Measurement Errors?", *Economic Inquiry*, Vol. XXXVI, 353–372.
- Loureiro, P. R.A. et al. (2009), "Crime, Economic Conditions, Social Interactions and Family Heritage", *International Review of Law and Economics*, 29, 202–209.
- Mackinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–618.
- Mehanna, R.-A. (2004), "Poverty and Economic Development: Not As Direct As It May Seem", *The Journal of Socio-Economics*, (33), 217–228.
- Mui, H.W. ve M.A. Mukhtar (1997), "Economic Analysis of Crime and Punishment: An Asian Case", *Applied Economics Letters*, 261–265.
- Myers, S. (1983), "Estimating The Economic Model of Crime: Employment versus Punishment Effects", *Quarterly Journal of Economics*, XCVIII, 157–166.
- Narayan, P.K. ve X. Peng (2007), "Japan’s Fertility Transition: Empirical Evidence from the Bounds Testing Approach to Cointegration", *Japan and the World Economy*, 19, 263–278.
- Pazarlıoğlu, M.V. ve T. Turgutlu (2007), "Gelir, İşsizlik ve Suç: Türkiye Üzerine Bir İnceleme", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 44(513), 63–70.
- Pesaran, M.H., Y. Shin ve R.J. Smith (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289- 326.
- Phillips, J.A. (2006), "Explaining Discrepant Findings in Cross-Sectional and Longitudinal Analyses: An Application to U.S. Homicide Rates", *Social Science Research*, 35, 948–974.

- Richardson, P. (1989), *Unemployment Crime and Offenders*, NACRO, NY.
- Scorzafave, L. G. ve M. K. Soares (2009), “Income Inequality and Pecuniary Crimes”, *Economics Letters*, 104, 40–42.
- Soares, R.R. (2004), “Development, Crime and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates”, *Journal of Development Economics*, 73, 155–184.
- Stiglitz, J.E. (1996), *Kamu Ekonomisi*, Çev: Ö. Faruk Batirel, Marmara Üniv. Yay. No:59, İİBF Yay..
- Tang, C.F. ve H.H. Lean (2009), “New Evidence from the Misery Index in the Crime Function”, *Economics Letters* 102, 112–115.
- Trumbull, W.N. (1989), “Estimations of the Economic Model of Crime Using Aggregate and Individual Level Data”, *Southern-Economic Journal*, Sep., 423-439.
- Van Tulder, F. ve A. Van Der Torre; (1999), “Modelling Crime and The Law Enforcement System”, *International Review of Law and Economics*, 19(4), 471–486.
- Witte, A.D. ve H. Tauchen (1994), “Work and Crime: Exploration Using Panel Data”, *NBER Working Paper*, No: 4794, 155–167.
- Witte, A.D. (1983), “Estimating the Economic Model of Crime: Reply”, *Quarterly Journal of Economics*, XCVIII, 167–176.
- Yamak, N. ve R. Yamak (2003), “Sosyoekonomik Şartların Suç Unsurlarının Oluşumları Üzerindeki Etkilerinin Belirlenmesi: Makro Veri Analizi, 1964–2000”, VI. *Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, Gazi Üniversitesi, İİBF, 29–30 Mayıs, 1–10.

