

Türkiye’de Katastrofik Sağlık Harcamalarını Etkileyen Faktörler

Ahmet Burçin YERELİ
aby@hacettepe.edu.tr

Altuğ Murat KÖKTAŞ
altugmuratkoktas@nigde.edu.tr

Işıl Şirin SELÇUK
isselcuk@ankara.edu.tr

Factors Affecting Catastrophic Health Expenditure in Turkey

Abstract

To end the chronic problems of the Turkish Health System, in 2003 Health Transformation Programme was established. The aim of the programme is to provide equality to access health care services and including all population into social security system. In addition to this, a co-payment was assessed with the increase in health expenditures. This study investigates catastrophic health expenditures caused by co-payments as a tool of demand side cost containment and focuses on the factors of catastrophic health expenditure. Study uses the data of Household Budget Expenditure Survey by Turkstat within the years of 2003-2011. Those factors were determined by logistic regression. As a main result of the study it is observed that after the 2003 health reform, financial catastrophe was increased.

Keywords : Health Reform, Out of Pocket Expenditure, Catastrophic Health Expenditure.

JEL Classification Codes : I10, I11, I12.

Özet

Türk sağlık sisteminin kronik sorunlarını gidermek amacıyla 2003 yılında *Sağlıkta Dönüşüm Programı* ismiyle başlatılan sağlık reformu, temel olarak sağlık hizmetine erişimde hakkaniyeti sağlamayı, nüfusun tamamını sosyal güvenlik kapsamına almayı ve haneleri sağlık hizmetlerinin finansal yükünden korumayı amaçlamıştır. Bununla birlikte artan sağlık harcamaları nedeniyle, sağlık sisteminde katılım payı uygulamasına geçilmiştir. Bu çalışma, bir talep yanlı maliyet paylaşım sistemi olan katılım payı uygulaması sonucu cepten yapılan sağlık harcamalarının neden olduğu finansal katastrofiyi ele almakta ve finansal katastrofiyi etkileyen faktörlerle odaklanmaktadır. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)’nin 2003-2011 yılları *Hanehalkı Bütçe Anketi* verileri kullanılarak, katastrofik sağlık harcamalarını etkileyen faktörler lojistik regresyon yardımıyla incelenmiştir. Sonuç olarak, Türkiye’de sağlık reformu ile birlikte sağlık harcamalarının neden olduğu finansal katastrofinin arttığı tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler : Sağlık Reformu, Cepten Sağlık Harcaması, Katastrofik Sağlık Harcaması.

1. Giriş

Son yirmi yıldır gündemde olan Neo-Liberal politikaların bir uzantısı olarak, piyasa yanlı reform önerileri sağlık piyasalarında da uygulanmaya çalışılmaktadır. Kaynak kullanımını etkinsizliği, hizmet sunumunda hakkaniyetsizlik, yoksul kesimin korunması ve finansmanın sürdürülebilirliği gibi sorunlar nedeniyle çoğu ülkede sağlık reformu ismiyle köklü değişikliklere gidilmektedir. Sağlık reformunun olmazsa olmazı olan sosyal güvenlik reformu da dâhil edildiğinde, reform çalışmaları devasa bir boyuta ulaşmakta ve ülkelerin mali yapısını derinden etkilemektedir.

Türkiye’de 2002 yılında gerçekleşen hükümet değişikliği ile birlikte acil eylem planında kendisine yer bulan sağlık reformu, *Sağlıkta Dönüşüm Programı* (SDP) ismiyle 2003 sonunda uygulamaya konulmuştur. Sağlık sistemindeki parçalı yapı, farklı finansman kaynakları ve teminat paketleri, farklı hizmet sunucuları, OECD ülkelerinin gerisinde kalan sağlık göstergeleri, sürdürülemez mali yapı ve nüfusun büyük bir kesiminin sosyal güvenlik şemsiyesi dışında yer alması, SDP’nin temel politika gerekçeleridir. SDP kapsamında sosyal güvenlik sandıkları birleştirilerek, toplumun tamamı için teminat paketleri tek bir sandık olan Sosyal Güvenlik Kurumu (SGK) altında toplanmış; nüfusun tamamı sosyal güvenlik kapsamına alınmış; yoksul kesimin sağlık hizmetlerine kolay erişimi sağlanmış; acil servis hizmetleri geliştirilmiş; aile hekimliğine geçilerek bir üst hizmet sunucusundaki yığılma önlenmiş ve bütün bunların sonucu olarak sağlık göstergelerinde OECD ülkelerine yaklaşılmıştır. Bununla birlikte kamu sağlık harcamaları olağanüstü boyutlarda artmış ve SGK’nın verdiği bütçe açıkları sistemi mali sürdürülebilirliğini tehdit eder hale gelmiştir. Bu kapsamda sağlık hizmetlerinin finansmanında özel kesimin daha fazla katkı sağlaması için 2009 yılında katılım payı uygulamasına geçilmiş ve hemen her hizmet için belirli düzeylerde cepten ödeme esası getirilmiştir. Sonuç olarak sağlık hizmetleri nedeniyle cepten yapılan sağlık harcamaları artmış ve hanehalkı finansal katastrofiye maruz bırakılmıştır.

2. Literatürde Katastrofik Sağlık Harcamaları

Literatürde katastrofik sağlık harcamaları üzerinde araştırmacılar tarafından yoğun çalışmalar yapılmaktadır. Bu çalışmalardan bazıları Arjantin, Şili, Kolombiya, Ekvator, Honduras ve Meksika gibi altı Latin Amerika ülkesi (Baeza ve Packard, 2005); Batı ve Doğu Asya ülkeleri (Lindelov ve Wagstaff, 2005); Tayland (Limwattananon vd., 2007); Vietnam (Wagstaff ve Van Doorslaer, 2003); Bangladeş, Nepal, Sri Lanka, Malezya, ve Kırgızistan (Van Doorslaer vd., 2007); Gürcistan (Gotsadze vd., 2009); Çin ve diğer 10 Asya ülkesi (Van Doorslaer vd., 2007); Uganda (Xu vd., 2006); Arnavutluk, Bosna Hersek, Karadağ, Sırbistan ve Kosova (Bredenkamp vd., 2010); Arnavutluk (Tomini ve Packard, 2011); Brezilya (Barros vd., 2011); Türkiye (Yardım vd., 2010; Özgen vd., 2010, Sülkü, 2011; Başar vd., 2012; Aran ve Hentschel, 2012; Yardım vd., 2013) ve Çin (Li vd., 2012) ile büyük ölçekli çoklu ülke analizleridir (Xu vd., 2003; Xu vd., 2007; Kruk vd., 2010).

Wyszewianski (1986) çalışmasında, hanehalkı katastrofik sağlık harcamalarının karakteristik özelliklerini incelemiştir. 1977 ABD Ulusal Sağlık Harcamaları Araştırmasına ilişkin veriler kullanılmış ve hane gelirlerinin %5, %10 ve %20 eşik değerleri katastrofik sağlık harcamalarının tespiti için referans alınmıştır. Analize göre hanelerin yaklaşık %80'i gelirlerinin %5'inden daha az harcama yaparken %9,6'sı gelirlerinin %10'undan ve %4,2'si ise %20'sinden fazla sağlık harcaması yapmaktadır. Gelirlerine kıyasla daha fazla sağlık harcaması yapan hanelerin nispeten düşük gelir dilimlerinde yer alan haneler olduğu vurgulanmaktadır. Berki (1986) ise katastrofik sağlık harcamaları ile yoksulluk arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yıllık hane gelirinin %5, %10 ve %20'lik eşik değerlerinin dikkate alındığı çalışmada, 1977 ABD Ulusal Sağlık Harcamaları Araştırmasına ait veriler kullanılmıştır. Buna göre 16 milyon ABD'li (%19) hane ya da bir diğer deyişle her beş haneden biri gelirlerinin %5'inden fazlasını sağlık hizmetlerine ayırmaktadır.

Xu ve diğerleri (2003) tarafından yapılan deneysel bir çalışmada, 59 ülke kapsamında katastrofik sağlık harcamaları konu edinilmiştir. Araştırma konusu ülkelere ait hanehalkı tüketim harcamaları veri seti kullanılmış ve regresyon analizinde, ödeme kapasitesinin %40 eşik değeri referans alınmıştır. Buna göre katastrofik sağlık harcamaları, ülkelerde yaygın bir biçimde görülmekle birlikte özellikle Azerbaycan, Ukrayna, Vietnam ve Kamboçya gibi geçiş ekonomileri ile Arjantin, Brezilya, Kolombiya, Paraguay ve Peru gibi bazı Latin Amerika ülkelerinde yüksek oranlarda katastrofik harcama tespit edilmiştir. Katastrofin nedenleri ise, sağlık hizmetlerine erişimin cepten ödemeye tabi olması, düşük ödeme kapasitesi ve ön ödeme ya da sağlık sigorta mekanizmalarının yetersizliği olarak gösterilmektedir.

Wagstaff ve Van Doorslaer (2003) tarafından Vietnam'da 1993 ve 1998 yılları için katastrofik sağlık harcamaları ile söz konusu harcamaların yoksulluğa etkisi incelenmiştir. Analizde ödeme kapasitesi yöntemi kullanılmış ve gıda dışı harcamalarda, sağlık harcamalarının payı referans alınmıştır. Sağlık harcamalarının 1998 yılında %80'inin haneler tarafından yapıldığı dikkate alındığında, inceleme konusu dönemde harcamaların beklendiği gibi katastrofik olduğu tespit edilmiştir. Xu ve diğerleri (2006) tarafından yapılan bir diğer deneysel analizde ise Uganda'da sağlık hizmetleri sunumunda katkı payı uygulamasının hizmet kullanımı ve finansal katastrofi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada 1997, 2000 ve 2003 yıllarına ilişkin hanehalkı verileri kullanılmış, sağlık hizmetlerinden yararlanma lojistik regresyon, katastrofik sağlık harcamaları ise multinominal lojistik regresyon yardımıyla analiz edilmiştir. Söz konusu çalışmaya göre katkı payının Mart 2001'de kaldırılması sonucu, yoksul kesimin sağlık hizmetleri kullanım oranında artış görülmekle birlikte katastrofik sağlık harcamalarında düşüş gerçekleşmemiştir. Bunun nedeni olarak ise ilaç kullanımının katkı payına bağlanması ve sektörde görülen yaygın kayıt dışı ödemeler gösterilmektedir.

Xu ve diğerleri (2007) ise cepten sağlık harcamalarının finansal sonuçları olan katastrofi ve yoksullaşma ilişkisini analiz etmişlerdir. Çalışmada 1990-2003 yılları arasında 89 ülkeye ait 116 hanehalkı tüketim veri seti kullanılmış ve ödeme kapasitesi

yöntemiyle sağlık harcamalarının gıda dışı hane harcamaları içindeki payının %40 eşik değeri dikkate alınmıştır. Buna göre finansal katastrofi, Çek Cumhuriyeti, Slovakya ve İngiltere’de neredeyse %0 iken, Brezilya ve Vietnam’da %10’un üzerindedir. İnceleme konusu ülkelerin yarısından fazlasında katastrofik sağlık harcaması %2’nin altındayken, 18 ülkede ise %4’ten fazladır. Bununla birlikte ülkelerin gelir düzeyleri analiz üzerinde etkili olmayıp, her gelir düzeyinde finansal katastrofi görülmektedir. Bu bağlamda her yıl 150 milyon kişi sağlık hizmetleri kullanımında ödeme yapmaya maruz kalmaları nedeniyle finansal katastrofi yaşamaktadır.

Van Doorslaer ve diğerleri (2007) tarafından yapılan bir diğer deneye dayalı çalışmada ise Asya kıtasında, sağlık hizmetleri finansmanında görülen cepten ödemeler ve bunların katastrofik boyutu incelenmiştir. Çin dâhil 14 ülkeyi kapsayan söz konusu çalışma, Asya nüfusunun %81’ini temsil etmektedir. Çalışmaya göre Bangladeş (%15.57), Çin (%12.61), Hindistan (%10.84), Nepal (%5.90) ve Vietnam’da (%15.11) yüksek oranda cepten ödeme ve buna bağlı olarak katastrofik sağlık harcaması tespit edilmiştir. Gotsadze ve diğerleri (2009) ise Gürcistan’da katastrofik sağlık harcamalarını incelemişlerdir. 2007 yılında uygulamaya konulan sağlık reformunun, hanehalkı üzerindeki etkisi, sağlık hizmetleri kullanımı ve sağlık harcamaları araştırma verileri, lojistik regresyon modeli ve ödeme kapasitesi yöntemiyle analiz edilmiştir. Buna göre 2000-2007 yılları arasında, özellikle yoksul kesimin sağlık hizmeti kullanımı artmış, bununla birlikte katastrofik harcamalar 1999’da %2,8 iken 2007’de %11,7’ye yükselmiştir. Bunun en önemli nedeni ise kronik hastalıklar ve yoksulluktur. Nitekim en yoksul dilimde görülen katastrofi %17,7 iken, en zengin dilimde bu oran %10,3 olarak bulunmuştur. Zengin dilimde yer alan hanelerin yoksullara göre hasta olduklarında sağlık hizmetlerini daha yoğun kullanmaları da katastrofiyle ilişkilendirilmektedir.

Barros ve diğerleri (2011) Brezilya’da farklı tanım ve değişkenler kullanarak, katastrofik sağlık harcamalarını incelemişlerdir. 2002-2003 hanehalkı bütçe anketi verileri kapsamında kent nüfusunun gelir, tüketim ve sağlık harcamaları verileriyle yapılan analizde, katastrofik harcama eşiği %10, %20 ve %40 olarak referans alınmıştır. Buna göre, hanelerin %15,5’i ve %3,8’i sırasıyla %10 ve %20 eşik değerleri aşarak katastrofiye maruz kalmaktadır. Öte yandan ödeme kapasitesinin %40’ı referans alındığında ise hanelerin sosyoekonomik durumlarıyla katastrofik ödemeler arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. En yoksul kesimde bu oran %4,4 iken, en zengin dilimde yalnızca %0,6’dır. Bu bağlamda katastrofinin yoksul kesimde daha yoğun görüldüğü ileri sürülmektedir.

Krutilová ve Yaya (2012) Çek Cumhuriyeti’nde 2008’de uygulamaya konulan sağlık reformu ile birlikte artan kullanıcı payı ödemeleri kapsamında, cepten sağlık harcamalarının etkilerini analiz etmişlerdir. Çalışmada 2007, 2008 ve 2009 hanehalkı tüketim verileri kullanılmış ve regresyon analizi yapılmıştır. Buna göre 2007 yılında haneler, gelirlerinin ortalama %2,15’ini sağlığa ayırırken bu oran 2008’de %2,63 ve 2009’da %2,55 olarak gerçekleşmiş ve sağlık hizmetlerine daha fazla ihtiyaç duyan yaşlıların diğer hanelere göre daha fazla harcama yaptığı tespit edilmiştir. Sağlık

harcamalarındaki söz konusu düşüş, 2009 yılında katkı paylarının indirilmesiyle ilişkilendirilmektedir. Hane gelirinin %5 eşik değerinin referans alındığı katastrofik sağlık harcaması değeri ise katkı payının olmadığı 2007 yılında %8.13 iken 2008’de %13 ve 2009’da %11.89 olarak bulunmuştur. Bu bağlamda yoksul kesimin daha fazla harcama yaptığı ve reform sonrası cepten sağlık harcamalarının regresif karakterde olduğu vurgulanmıştır. Katastrofiye neden olan faktörler ise, yaşlı fert varlığı, çocuksuz olma ya da tek fert ile hane halkı reisinin bayan olması ve düşük gelir düzeyidir.

Türkiye’de yürütülmekte olan sağlık reformunun, hanehalkı refahı üzerindeki etkileri, son yıllarda deneye dayalı çalışmalara konu olmaktadır. Sağlık hizmetlerinin finansmanında cepten yapılan harcamalar ile bunların hizmet kullanımı ve yoksulluğa etkisi söz konusu çalışmaların odak noktasını oluşturmaktadır. Yardım ve diğerleri (2010) tarafından yapılan deneysel analizde, Türkiye’de katastrofik sağlık harcamaları ile yoksulluk arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada 2006 Hanehalkı Tüketim Harcamaları verileri kullanılmış ve Xu ve diğerleri (2003) tarafından uygulanan gıda dışı tüketim harcamalarının %40 eşik değeri, katastrofi olarak tanımlanmıştır. Buna göre ödeme kapasitesinin %40’ından fazlasını sağlık harcamasına ayıran hanelerin oranı %0,6’dır. Gelir grupları dikkate alındığında ise en yoksul dilimde katastrofik harcamaya maruz kalan haneler %0,5 iken, diğer dilimler sırasıyla %0,9, %0,6, %0,5, ve %0,5’tir. Harcama sonrası yoksullaşarak yoksulluk sınırının altına düşenlerin oranı ise %0,4’tür. Söz konusu yoksullaşma oranı %1,7 ve %0,1 ile en yoksul iki dilimde görülmektedir. Toplam hanelerin %3,3’ünün yoksul olduğu ve %16,3’ünün birinci gelir diliminde yer aldığı dikkate alındığında, katastrofinin yoksulluğu derinleştirdiği tespit edilmiştir. Diğer yandan aynı yöntem ile 2002 ve 2003 yılı mikro verileri kullanılarak yapılan analizde katastrofik sağlık harcamalarının oranı %7,6 olarak bulunmuştur. Eğitim, sağlık sigortası sahipliği ve çalışma durumu gibi hanehalkı reisinin karakteristik özellikleri, katastrofi üzerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bununla birlikte okul öncesi yaş düzeyinde çocuk sahipliğinin katastrofiyi önlediği, kırsal yerleşimin ise artırdığı bulunmuştur.

Aran ve Hentschel (2012), Türkiye’de yeşil kart uygulamasının 2003 ve 2008 yılları gibi konjonktürel dalgalanmaların farklı dönemlerinde, sağlık hizmetlerinde eşitlik ve finansal koruma üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Çalışmada Hanehalkı Bütçe Anketi ile Refah İzleme Araştırması verileri kullanılmıştır. Buna göre cepten yapılan sağlık harcamalarının yoksulluğa düşürdüğü hanelerin oranı 2003 yılında %0,8 ve 2009 yılında %0,3 olup istatistiksel olarak anlamlı değildir. Diğer yandan tüketim harcamalarının %10 eşik değerinin üzerinde harcama yapan hanelerin oranı 2003 yılında %4,89 iken 2008 yılında %3,99’a gerilemiştir. Ödeme kapasitesi dikkate alındığında ise 2003 yılında hanelerin %0,86’sı %40 eşik değerinin üzerinde sağlık harcaması yaparken bu oran 2008’de %0,41 olarak gerçekleşmiştir. Bu bağlamda yeşil kart uygulamasının 2003-2008 yılları arasında progresif sonuçlar gösterdiği ve haneleri sağlık harcamalarının finansal yükünden koruduğu tespit edilmiştir.

Yardım ve diğerleri (2013), 2003 yılında uygulamaya konulan sağlık reformunun, hanelerin sağlık harcamaları nedeniyle maruz kaldığı finansal baskıdan

korunma üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Çalışmada 2003, 2006 ve 2009 yılları Hane Halkı Bütçe Anketi verileri, lojistik regresyon ve en küçük kareler yöntemi kullanılarak, katastrofik sağlık harcamaları ve yoksulluk ilişkisi analiz edilmiştir. Ödeme kapasitesinin %40 eşik değeri katastrofik harcama olarak tanımlanmış ve eşitsizlik Kakwani endeksiyle ölçülmüştür. Buna göre sağlık hizmeti nedeniyle cebinden harcama yapan hane oranı 2003 yılında %41,9 iken bu oran 2009 yılında %59,8’e yükselmiştir. Bununla birlikte yoksul gelir diliminde yer alan hanelerin söz konusu dönemde sağlık harcamalarının ödeme kapasiteleri içindeki payı sürekli artarken, zengin dilimde azalmıştır. 2003 yılında en yoksul dilimde bu oran %29,5 iken, 2006’da %39,5 ve 2009’da %49,6 olarak gerçekleşmiştir. 2003 yılında bu oran, zengin dilimde %53,5, 2006’da %65,6 ve 2009’da %64,7’dir. Katastrofik harcamaya maruz kalan yoksul oranı 2003’te %0,6, 2006’da %0,5 ve 2009’da %0,6 iken, bu oran zengin dilimde ise yıllar itibarıyla sırasıyla %1,2, %0,6 ve %0,6 olarak bulunmuştur. Dolayısıyla katastrofi nedeniyle yoksul kesimde yoksulluk 2003’te %1,3, 2006’da %1,7 ve 2009’da %1 artarak derinleşmiştir. 2003 yılında en fazla cepten harcama özel sigortaya sahip haneler tarafından yapılırken 2009 yılında yeşil kartlılar ile sigortasızların yoğun olarak cepten harcama yaptığı tespit edilmiştir. Diğer yandan hanelerin cepten yaptığı sağlık harcamaları ile eşitsizlik arasındaki ilişki Kakwani endeksiyle ölçülmüştür. Buna göre 2003 yılında 0.079 olan endeks, 2006 yılında 0.009 ve 2009 yılında -0.028 olarak bulunmuştur. Dolayısıyla sağlık sisteminin 2003 yılında progresif, 2006 ve 2009’da ise regresif olduğu bulunmuştur.

3. Materyal ve Yöntem

3.1. Veri Kaynağı

Çalışmanın verileri, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından yapılan “Hanehalkı Bütçe Anketi” verilerinden elde edilmiştir. Söz konusu anketler, hanelerin sosyoekonomik yapıları, yaşam düzeyleri ve tüketim kalıpları hakkında bilgi vermekte ve uygulanan sosyoekonomik politikaların geçerliliğinin test edilmesi amacıyla kullanılmaktadır. Anketlerde bireylerin ve hanehalklarının tüketim yapıları, gelir düzeyleri, sosyoekonomik gruplar ile kırsal-kent bölge dağılımı kapsamında tüketim harcaması türleri, hanelerin sosyoekonomik özellikleri, hanehalkı reisi ve fertlerinin çalışma durumları, hanehalkı toplam geliri ve diğer konular hakkında bilgiler yer almaktadır. Bu bağlamda 1994 yılında yapılan Hanehalkı Gelir ve Tüketim Harcamaları Anketi, 2002 yılından itibaren her yıl düzenli olarak yapılmaktadır (TÜİK, 2011).

Anketin kapsamı, Türkiye Cumhuriyeti sınırları içinde bulunan hanelerde yaşayan fertlerdir. Buna göre kurumsal nüfus¹ kapsamında bulunanlar ile göçer nüfus,

¹ *Günlük yaşam gereksinimleri, yasal bir düzenlemeye dayalı olarak kurulan özel ya da tüzel kurum/kuruluşlarda kısmen ya da tamamen karşılanan, bireysel karar ve davranışlarında yetkili otoritenin kurallarına kısmen ya da tamamen bağımlı olarak hareket eden, ancak bireysel harcamalarına karar verebilen kişilerin yaşamlarını sürdürdükleri alanlarda yaşayan nüfusa kurumsal nüfus denir. Bu tanıma*

anketlerin kapsamı dışındadır. Anketin uygulama dönemi ise 1 Ocak-31 Aralık tarihleri arasında bir yıl süre ile kırsal ve kentsel bölgelerden aylık olarak toplanan verilerden oluşmaktadır. Tüketim harcaması kapsamında hanehalklarının anket ayı içinde yaptığı satın alımlar, kendi üretiminden tüketimi, kendi üretiminden stokladığı ürünlerden anket ayındaki tüketimi, çalışan fertlerin işyerinden elde ettikleri mal ve hizmetler ile hanehalkının hediye ve yardım etmek amacıyla satın aldıkları ile anket ayı ve son on iki ayda elde edilen kullanılabilir gelir bilgileri yer almaktadır. Diğer yandan, hanehalkı örneklem sayıları yıllar itibariyle farklılık gösterebilmektedir. Bu bağlamda ilgili yıllara ait anket uygulanan hane sayısı aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo: 1
Yıllar İtibariyle Anket Uygulanan Hanehalkı Sayıları

Yıl	Anket Uygulanan Hanehalkı Sayısı	Ağırlıklı Hanehalkı Sayısı
2003	25.920	16.744.495
2004	8.640	17.096.537
2005	8.640	17.549.020
2006	8.640	17.689.552
2007	8.640	17.337.894
2008	8.640	17.794.238
2009	12.600	18.427.322
2010	13.248	18.808.172
2011	13.248	19.311.637

Kaynak: Hanehalkı Bütçe Anketi Kılavuzu.

Anketten temel olarak üç ana grup değişken elde edilmektedir. Bunlar, oturlan konutun tipi, mülkiyet durumu, ısıtma sistemi, konut kolaylıkları, sahip olunan eşyalar ve ulaştırma araçları gibi hanehalkı sosyoekonomik durum değişkenleri, alt harcama grubu ve yapılan tüketim harcaması değerinden oluşan tüketim harcaması değişkenleri ve yaş grubu, cinsiyet, öğrenim durumu, medeni durum, istihdam durumu (meslek, iktisadi faaliyet, işteki durum) değişkenleri ile anket ayı ve son 12 ay olmak üzere faaliyet ve faaliyet dışı kullanılabilir gelirlerden oluşan fertlere ilişkin değişkenlerdir (TÜİK, 2011).

Hanehalkının anket ayı içinde yaptığı tüm mal ve hizmet harcamalarının sınıflandırılmasında kullanılan sınıflama sistemi ise COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose) olarak isimlendirilmektedir. COICOP sınıflaması, Satın Alma Gücü (PPP), Tüketici Fiyat İndeksi (CPI) ve Hanehalkı Bütçe Anketi (HBS)'nde kullanılmak üzere üç farklı versiyonu bulunmaktadır. COICOP Sınıflaması, 12 harcama grubu bazında toplanmaktadır. Bunlar;

1. Gıda ve alkolsüz içecekler
2. Alkollü içecekler, sigara ve tütün

göre; üniversite yurtları, misafirhane, çocuk yuvası, yetiştirme yurdu, huzurevi, özel nitelikteki hastane, hapisanede, kışla ve ordu evlerinde yaşayanlar kurumsal nüfusa dâhildir.

3. Giyim ve ayakkabı
4. Konut, su, elektrik, gaz ve diğer yakıtlar
5. Mobilya, ev aletleri ve ev bakım hizmetleri
6. Sağlık
7. Ulaştırma
8. Haberleşme
9. Eğlence ve kültür
10. Eğitim hizmetleri
11. Lokanta, yemek hizmetleri ve oteller
12. Çeşitli mal ve hizmetlerden oluşmaktadır.

Çalışmanın odaklandığı tüketim türü altıncı sırada kodlanan sağlık harcamalarıdır. Söz konusu harcamalar ise ilaçlar, sağlık ürünleri, tedavi edici alet ve malzemeler (gözlük, lens, boyunluk, işitme cihazı, yürüteç vb.), sağlıkla ilgili aletler (tansiyon aleti, şeker ölçme aleti vb.), hastane ve hastane dışı tıbbi hizmetler (doktor muayene ücreti, dişçilik hizmetleri, röntgen, ultrason, tomografi ve tahlil ile hastane), yatak, ameliyat, doğum, fizik tedavi ve ambulans ile ilgili harcamalardan meydana gelmektedir.

3.2. Yöntem

Literatürde sağlık reformunun hanehalkı refahı üzerindeki etkisi genellikle yoksullaşma ve katastrofik harcamaların düzeyi ile ölçülmektedir. Katastrofi ise hanehalkı sağlık harcamalarının toplam tüketim veya gelire oranıyla değerlendirilmektedir. Bu bağlamda söz konusu oranın, belirli eşik değerleri aşması, katastrofi olarak nitelendirilmektedir. Diğer yandan söz konusu eşik düzeyi ile ilgili kabul görmüş bir yaklaşım bulunmamaktadır. Bu bağlamda bazı çalışmalarda %5, %10 ve %20, bazılarında ise ödeme kapasitesinin %40’ı eşik değer olarak kabul edilmektedir. Katastrofinin gelir yerine tüketim ile ölçülmesi ise tüketimin gelire göre nispeten daha dengeli olması, gelirin ise konjonktürel şoklara daha duyarlı olması ile açıklanmaktadır (Xu vd., 2007: 973; Xu vd., 2003: 112).

Çalışma katastrofik sağlık harcaması için haneler tarafından yapılan sağlık harcamalarının toplam hane tüketimi içindeki çeşitli eşik değerler arasındaki dağılımına odaklanmaktadır. Buna göre çalışmada iki farklı eşik değer kullanılmaktadır. Bunlardan birincisi, yapılan sağlık harcamalarının toplam hane tüketimi içindeki oranı %5, %10 ve %20 eşik değerlerini aşan sağlık harcamaları katastrofik olarak tanımlanmaktadır. İkinci yöntem ise Xu ve diğerleri tarafından (2003, 2007) tanımlanan ödeme kapasitesi yaklaşımıdır. Bu bağlamda hane ödeme kapasitesi hanelerin zorunlu ihtiyaçları için yaptığı harcamaların (*subsistence expenditure*) toplam tüketim harcamalarından çıkarılması ile bulunmaktadır. Söz konusu zorunlu ihtiyaçlar ise hanelerin gıda harcamaları olarak

tanımlanmaktadır. Hanehalkı tüketim harcaması içinde gıda harcamasının medyan değeri, zorunlu tüketim harcaması olarak toplam tüketim harcamasından çıkarılmaktadır. Diğer yandan hane gelirinin artmasıyla birlikte üst gelir dilimindeki hanelerin gıda harcamalarının tamamının zorunlu olmayacağı ve bu nedenle ödeme kapasitelerinin düşük çıkması nedeniyle hanelerin zorunlu gıda harcaması, toplam tüketim harcaması içindeki gıda harcamasının payı %45'inci ve %55'inci yüzdeler arasındaki hanelerin, eşdeğer fert başına gıda harcamasının ortalaması olarak alınmaktadır. Hanehalkı eşdeğer fert başına gıda harcaması ile hanehalkı büyüklüğünün çarpılması sonucu hane başına ortalama gıda harcaması değerine ulaşılmıştır.

Katastrofik sağlık harcamalarının belirleyicileri ve katastrofik sağlık harcama yapma riski ile ilgili faktörler ise literatürde yaygın olarak kullanılan bir regresyon tekniği olan lojistik regresyon analizi ile incelenmektedir (Xu vd., 2003; Xu vd., 2007; Gotsadze vd., 2009; Yardim vd., 2010; Yardım vd., 2013). Bu bağlamda regresyon analizinde, 2003-2011 yıllarına ilişkin hanehalkı verileri birlikte (pooled) kullanılmaktadır. Diğer yandan inceleme konusu yıllar, kukla değişken (dummy variable) kullanılarak analize dâhil edilmiş ve böylece sağlık reformu öncesi ve sonrası farklılıkların tanımlanması amaçlanmıştır. Çalışmada kullanılan %5, %10 ve %20 katastrofik harcama eşik değerleri ile birlikte ödeme kapasitesinin %40'ı için ayrı ayrı lojistik regresyon analizi yapılmış ve böylece hangi eşik değerlerin katastrofik sağlık harcaması üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmeye çalışılmıştır.

Bağımlı değişkenin iki değerli olduğu bir diğer deyişle bağımlı değişkenin evet ya da hayır cevaplarını alması, iki uçlu değişkenleri içeren modellerin kestirimi için doğrusal olasılık, logit, probit ve tobit gibi modellerin kullanımını yaygınlaştırmıştır. Lojistik regresyon analizi, bağımlı değişkenin iki kategorili kesikli değişken olması halinde kullanılan ve değişkenlerin doğrusal regresyon analizindeki varsayımlara² uymasını gerektirmeyen bir yöntem olması nedeniyle literatürde daha fazla tercih edilmektedir. (Sharma, 1996; Cramer, 2003). Lojistik regresyonun matematiksel gösterimi ise aşağıdaki gibidir.

$$P_i = E(Y = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_1 + \beta_i X_i)}}$$

gösterimde kolaylık sağlamak için yukarıdaki denklem şu şekilde yeniden yazılabilir:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

² Bağımlı ve bağımsız değişkenler ile hata terimleri varyansının normal dağılım göstermesi gerekmektedir.

Burada $Z = \beta_1 + \beta_2 X_i$ ’yi ifade etmektedir. Söz konusu matematiksel gösterim, lojistik dağılım fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır (Gujarati, 1999: 554). Modelde P_i , inceleme konusu olayın meydana gelme olasılığını, β_1 sabit katsayıyı, β_2 değişken katsayıları, X_i , bağımsız değişkenleri ve e ise doğal logaritma değerini (2,718) ifade etmektedir.

Diğer yandan inceleme konusu olayın gerçekleşme olasılığının P_i olması durumunda, olayın gerçekleşmeme olasılığı ise $(1-P_i)$ olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$1 - P_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

$$\frac{P_i}{1 - P_i} = \frac{1 + e^{Z_i}}{1 + e^{-Z_i}} = e^{Z_i}$$

Dolayısıyla $\frac{P_i}{1 - P_i}$ oranı, incelemeye konu olayın bahis oranını (odds) göstermektedir. Söz konusu iki oranın birbirine oranı ise göreceli olasılık oranını (odds ratio) vermektedir.

$\frac{P_i}{1 - P_i} = \frac{1 + e^{Z_i}}{1 + e^{-Z_i}} = e^{Z_i}$ denkleminin doğal logaritmasının alınması sonucu aşağıdaki ifadeye ulaşılmaktadır.

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = Z_i$$

Buna göre, bahis oranının logaritması olan L , yalnızca X ’e göre değil, anakütle katsayılarına göre de doğrusaldır.

Çalışma, katastrofik sağlık harcaması yapan haneleri incelemektedir. Bu bağlamda bağımlı değişken (kat), hanelerin katastrofik harcama yapıp yapmadığına göre iki uçlu değer almaktadır. Buna göre katastrofik sağlık harcaması yapan haneler için bağımlı değişken 1, yapmayanlar için ise 0 olarak tanımlanmaktadır. Hanelerin katastrofik sağlık harcaması ile karşı karşıya kalma olasılığı ise,

$Pr(\text{kat} = 1 | X)$; göreceli olasılık oranı (odds ratio, OR);

$$OR = \frac{\Pr(kat = 1 | X)}{\Pr(kat = 0 | X)} = \frac{\Pr(kat = 1 | X)}{1 - \Pr(kat = 1 | X)} \text{ biçiminde ifade edilebilir.}$$

Logit dönüşümü sonrası lineer model aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\ln = \frac{\Pr(kat = 1 | X)}{1 - \Pr(kat = 1 | X)} = X\beta$$

Eşitlikte yer alan β , değişken katsayılarını ifade etmektedir.

Göreceli olasılık oranı (OR), bir hanenin katastrofik sağlık harcaması yapmama olasılığına göre yapma olasılığını göstermektedir. Bu bağlamda söz konusu oranın herhangi bir X değişkeni için 1'den küçük çıkması, değişkenin haneyi sağlık harcamasının olası katastrofik etkilerinden koruduğunu, 1'den büyük çıkması ise tersi sonuçlar verdiğini belirtmektedir. Böylece her bir bağımsız değişkenin, finansal katastrofinin meydana gelme olasılığına etkisi belirlenmektedir.

4. Katastrofik Sağlık Harcamalarının Gelişimi

Literatürde temel olarak sağlık sisteminin kalitesi, haneleri sağlık hizmetlerinin finansal riskinden korunmasıyla ölçülmektedir. SDP'nin hedeflerinden biri olan hanelerin finansal katastrofiden korunması düşüncesi, sağlık reformunun en önemli amaçlarından biri olarak değerlendirilmektedir. Literatürde hangi eşik değer referans alınacağına yönelik kabul gören bir yaklaşım bulunmamakla birlikte çalışmalarda genellikle %10 eşik değeri kullanılmaktadır. Söz konusu oranın kullanılmasındaki temel neden ise bu oranın üzerinde yapılacak harcamaların haneleri borçlanmaya ve varlık satışına yöneltebilmesidir. Diğer yandan, tek bir referans değer dikkate alınması hatalı bir yargıya ulaşmaya neden olabilirken, eşik değer yüksek olarak belirlenmesi de katastrofinin doğru olarak tespitini engelleyebilecektir. Bununla birlikte söz konusu analizi olumsuz yönde etkileyecek bir diğer unsur ise hanelerin sağlık hizmetleri taleplerini erteleme veya mali gücünün söz konusu hizmetleri karşılamaya elverişli olmamasıdır. Bu durumda tüketim harcamaları içinde sağlık harcamalarının raporlanmaması, sağlık hizmetleri talebinin ertelenmesi veya veri kaybı gibi nedenlerle katastrofik sağlık harcaması oranının olduğundan düşük çıkmasına neden olabilmektedir³. Tüketim harcamaları içindeki sağlık harcamaları payının %5, %10, %20 ve ödeme kapasitesinin %40'ı gibi farklı eşik değerleri dikkate alınarak, Türkiye'de yıllar itibarıyla finansal katastrofiye maruz kalan hanelerin gelişimi aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

³ Örneğin Basar ve diğerleri (2012: 13) tarafından Türkiye'de katastrofik sağlık harcamalarının konu edinildiği çalışmaya göre, 2004 yılı sonrasında yoksul kesimin %64'ünün sağlık harcaması raporlamaması nedeniyle, Türk Sağlık Sisteminin yoksul kesimi daha fazla koruduğu yargısına ulaşılmıştır.

Tablo: 2
Katastrofik Sağlık Harcaması Yapan Hanelerin Yıllar İtibariyle Gelişimi (%)

Yıllar	≥%5	≥%10	≥%20	Ödeme Kapasitesi	Sağlık Harcaması Yapan Haneler
2003	9.8	4.7	1.5	0.6	%31
2004	10.8	5.4	1.9	0.8	%46
2005	10.8	5.4	1.7	0.6	%51
2006	10.9	5.3	1.6	0.6	%53
2007	10.5	5	1.7	0.5	%51
2008	8.7	4	1.2	0.5	%54
2009	9.8	4	1.4	0.6	%59
2010	11.6	4.2	1.2	0.4	%64
2011	10.3	3.5	1	0.3	%64

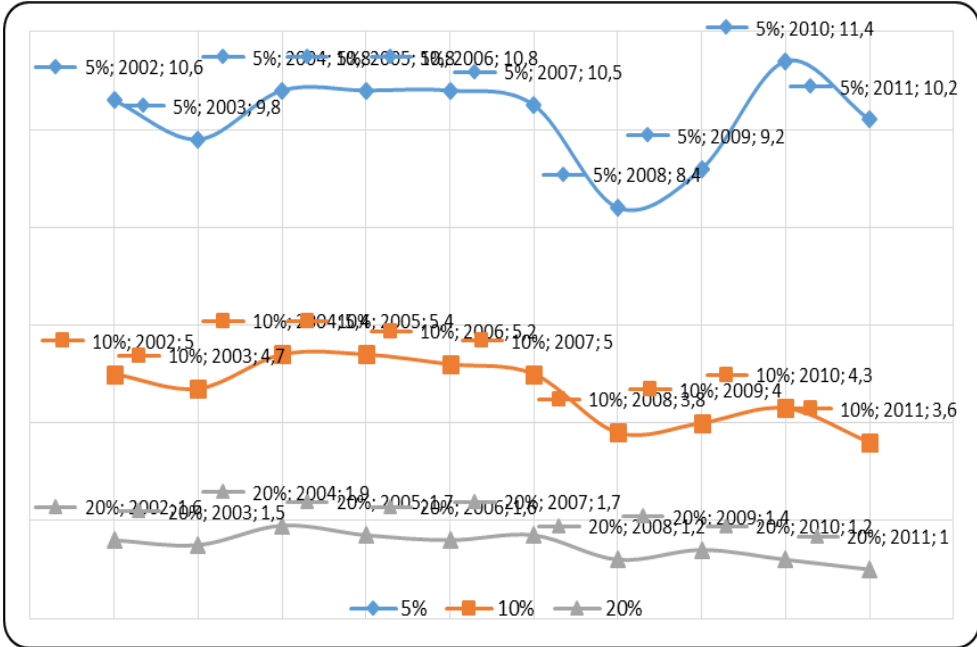
Kaynak: Hanehalkı Bütçe Anketi Verileri 2003-2011.

2003 yılı sonunda ilan edilen SDP’nin uygulanmasıyla birlikte, sağlık hizmetlerinin hakkaniyete uygun sunumu yanında hizmet sunucularına erişimde adaletin sağlanması ve sağlık hizmetleri nedeniyle cepten yapılan sağlık harcamalarının neden olduğu finansal katastrofinin azaltılması hedeflenmiştir. Bu bağlamda 2003 yılı itibariyle toplam tüketim harcamaları içinde %5 ve daha fazlasını sağlık harcamalarına ayıran hanelerin oranı %9,8’dir. Reform programıyla birlikte bu oran 2004 ve 2005 yıllarında %10,8, 2006 yılında %10,9 ve 2007 yılında %10,5 olarak gerçekleşmiştir. 2007 yılı itibariyle %5 ve üzeri katastrofik sağlık harcaması oranı düşmeye başlamış ve 2008 yılında %8,7’ye gerileyerek en düşük seviyeye inmiştir. Söz konusu orandaki azalış ise esas itibariyle 19.01.2005 tarihli 5283 Sayılı “Bazı Kamu Kurum ve Kuruluşlarına Ait Sağlık Birimlerinin Sağlık Bakanlığı’na Devredilmesine Dair Kanun” ile kamu hastanelerinin tek çatı altında toplanması ve SSK kapsamındaki sigortalıların, kamu hastanelerinden hizmet almaya başlaması ve üniversite hastanelerine sevk zorunluluğunun kaldırılmasıyla ilişkilendirilebilir. Diğer yandan 16.05.2006 tarihli ve 5502 Sayılı “Sosyal Güvenlik Kurumu Kanunu” ile birlikte SSK, Bağ-Kur ve Emekli Sandığı Sosyal Güvenlik Kuruluşlarının tek bir çatı altında toplanması da, hizmete erişimi kolaylaştırması nedeniyle, cepten yapılan harcamaların azalmasında etkilidir. Bununla birlikte yaşanan küresel ekonomik kriz sonucu hanelerin krizle başa çıkma mekanizmaları arasında yer alan koruyucu sağlık hizmetleri için doktora daha az gitme (%26) ve sağlık hizmetlerinden daha az yararlanma⁴ (%21) davranışlarının da, sağlık harcamalarının azalması üzerinde etkili olduğu düşünülmektedir. Sağlık harcamalarının azalmasına neden olan bir diğer unsur ise katılım payı uygulamasına maruz kalmamak için, katılım payının uygulanmadığı Acil Servis Hizmet Sunucularının kullanımınıdır. Buna göre 2004 yılında 653 olan acil yardım

⁴ Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Merkezi’nin UNICEF ve Dünya Bankası ile ortaklaşa yaptığı Refah İzleme Anketi verilerine göre Türkiye’de beş büyük şehirde (Adana, Ankara, İstanbul, İzmir ve Kocaeli) yaşayan hanelerin dörte üçünün Ekim 2008 ile Haziran 2009 tarihleri arasında gelirlerinde azalış gerçekleşmiştir. Bununla birlikte söz konusu etki yoksul hanelerde daha şiddetlidir. Nitekim sağlık hizmetlerinden yararlanmayı azaltanların %29’u en yoksul birinci dilimde yer alırken, %14’ü ise en zengin beşinci dilimde yer almaktadır.

istasyonu başına düşen vaka sayısı, 2005 yılında 793, 2006 yılında 855, 2007 yılında 886, 2008 yılında 1.088 ve 2009 yılında ise 1.305 olarak gerçekleşmiştir (Sağlık Bakanlığı, 2011: 110). Katılım payı nedeniyle acil servis istasyonları poliklinik gibi kullanılmaya başlanmış ve başvuru sayısı artmıştır. Bu durumun önlenmesi için 21.01.2012 tarihinde Yeşil Alan Uygulaması getirilmiştir. Bu bağlamda acil nitelikli olmayan hizmet başvurularına da, katılım payı getirilmiştir.

Şekil: 1
Yıllar İtibariyle Katastrofik Sağlık Harcamalarının Gelişimi (%)



5510 Sayılı Kanununun 3. maddesinde tanımlanan katılım payı uygulaması, SGK tarafından 29.10.2008 tarih ve 27012 (Mükerrer) sayılı Resmi Gazete’de 2008 Yılı Sosyal Güvenlik Kurumu Sağlık Uygulama Tebliği ve Maliye Bakanlığı’nın 31.12.2008 tarih ve 27097 sayılı Resmi Gazete’de “Tedavi Katılım Payının Uygulanması Hakkında Tebliği” kapsamında i) Sağlık Bakanlığı tarafından sözleşme imzalanmış, görevlendirilmiş ve yetkilendirilmiş aile hekimleri hariç olmak üzere ayakta tedavide hekim ve diş hekimi muayenesi, ii) Ayakta tedavide sağlanan ilaçlar, iii) Vücut dışı protez ve ortezler ile iv) Yardımcı üreme yöntemi tedavilerinde, katılım payı uygulaması başlamıştır. Bu bağlamda 2008 yılı itibariyle sağlık hizmetleri kullanımı, cepten yapılan sağlık harcamalarını artırmış, sonuç olarak bu durum finansal katastrofinin artmasına neden olmuş, 2009 yılında %9,2 olan katastrofik sağlık harcamaları artmaya devam ederek 2010 yılında % 11,4 olarak gerçekleşmiştir. 2010 yılı itibariyle tüketim harcamaları içinde sağlık harcamalarının payı

%5 ve üzeri olan hanelerin oranı, sağlık reformunun başladığı 2003 yılı öncesine oranla artmıştır. 2010 yılında ise katastrofiye uğrayan hanelerin oranında bir miktar azalış görülmüş ve 2011 yılında %10,3 olarak gerçekleşmiştir.

Tüketim harcamaları içinde sağlık harcamaları oranının %10 ve %20 eşik değerleri dikkate alındığında ise %5 eşik değere paralel sonuçlar elde edilmektedir. Buna göre toplam tüketim harcamaları içinde sağlık harcamalarının %10 ve üzerinde gerçekleştiği hanelerin oranı 2003 yılında %4,7 iken 2004 ve 2005 yıllarında %5,4 ve 2007 yılında %5’tir. 2008 yılında sağlık harcamaları sonucu oluşan finansal katastrofi azalışa geçerek %4’e gerilemiştir. 2010 yılında %4,2’ye yükselen katastrofik sağlık harcamaları 2011 yılında %3,5 olarak gerçekleşmiştir. Sağlık harcamalarının %20 eşik değeri dikkate alındığında ise 2003 yılında %1,5 olan finansal katastrofi, yıllar itibariyle bu düzeye yakın bir seyir izlemiş ve nihayet 2011 yılında %1’e gerilemiştir.

5. Katastrofik Sağlık Harcamalarını Etkileyen Faktörler

Katastrofik sağlık harcamaları üzerinde etkili olan faktörlerin belirlenmesinde logit model tercih edilmektedir. Bunun nedeni ise katastrofik sağlık harcaması yapılıp yapılmama durumunun iki sonuçlu değer alması (evet/hayır) ve verilerin modele daha uygun olmasıdır. Çalışmada kullanılan veriler, Tablo 3’de gösterilmektedir. Bağımsız değişkenler yardımıyla tahmin edilmek istenen logit fonksiyon aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln [p/(1-p)] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 \dots \beta_i X_i$$

Modelde yer alan p, bağımlı değişkenin 1 veya 0 olması halinde tahmin edilen olasılık durumunu göstermektedir. Bu bağlamda lojistik regresyon analiziyle elde edilen sonuç, modelin doğrusal olmayan bir fonksiyondur. Regresyon katsayılarının doğal logaritmalarının hesaplanmasıyla elde edilen olasılık oranlarının (OR) 1’den büyük olması, söz konusu bağımsız değişkenin katastrofik sağlık harcamasını artırdığı, 1’den küçük olması ise bağımsız değişkenin, hane halkını katastrofik sağlık harcamasına karşı koruduğunu ifade etmektedir.

Lojistik regresyonda model seçimi için olabilirlik oran istatistiği (likelihood ratio statistics) kullanılmaktadır. Buna göre söz konusu model, bağımsız değişkenlerin dışarıda bırakıldığı model ile karşılaştırılmakta ve anlamlı bir farka neden olması durumunda, bağımsız değişken modelde tutulmaktadır. Dolayısıyla bağımsız değişkenin modele eklenmesi, model uyumunu iyileştirmektedir. Model seçiminde kullanılan bir diğer yöntem ise Wald testidir. Her bir bağımsız değişkenin, lojistik regresyon katsayılarının anlamlılığını inceleyen Wald istatistiği, herhangi bir logit katsayısının sıfıra eşit olduğu biçimindeki boş (null) hipotezi test etmektedir. Lojistik katsayının, kendi standart hatasına oranının karesi olarak hesaplanan Wald istatistiği, lojistik regresyonda β katsayısının anlamlılık testini göstermektedir. Bu bağlamda Wald istatistiği yardımıyla istatistiksel olarak anlamsız bulunan değişkenler modelden çıkarılmaktadır (Kleinbaum ve Klein, 2010).

Tablo: 3
Tanımlayıcı İstatistikler

Bağımlı Değişkenler		
Katastrofik Sağlık Harcaması (%5)	Hanehalkı aylık tüketim harcamasının, hanehalkı aylık tüketim harcaması içindeki payının %5'ten fazla olması	1= Evet / 0 = Hayır
Katastrofik Sağlık Harcaması (%10)	Hanehalkı aylık tüketim harcamasının, hanehalkı aylık tüketim harcaması içindeki payının %10'dan fazla olması	1= Evet / 0 = Hayır
Katastrofik Sağlık Harcaması (%20)	Hanehalkı aylık tüketim harcamasının, hanehalkı aylık tüketim harcaması içindeki payının %20'dan fazla olması	1= Evet / 0 = Hayır
Katastrofik Sağlık Harcaması (Ödeme Kapasitesi %40)	Hanehalkı aylık tüketim harcamasının, hanehalkı aylık ödeme kapasitesi içindeki payının %40'dan fazla olması	1= Evet / 0 = Hayır
Bağımsız Değişkenler		
Cinsiyet	Hanehalkı reisinin cinsiyeti	1= Erkek / 2 = Kadın
0-5 Yaş Çocuk	Hanede 5 yaş altı çocuk varlığı	1= Evet / 0 = Hayır
65 Yaşından Büyük Fert	Hanede 65 yaş üzeri yaşlı fert varlığı	1= Evet / 0 = Hayır
Yeşil Kart	Hanehalkı reisinin yeşil kart sahipliği	1= Evet / 0 = Hayır
Sağlık Sigortası Sahipliği	Hanehalkı reisinin sağlık sigortası sahipliği	1= Hayır / 0 = Evet
Hasta Fert	Hanede hasta veya özürü fert varlığı	1= Evet / 0 = Hayır
Medeni Durum	Hanehalkı reisinin medeni durumu	1= Evli / 0 = Hayır
Yerleşim Yeri	Hanehalkının yerleşim yeri	1= Kırsal / 0= Kent
İstihdam Durumu	Hanehalkı reisinin çalışma durumu	1= Çalışmıyor / 0 = Çalışıyor
Eğitim Düzeyi	Hanehalkı reisinin eğitim düzeyi	1= İlköğretim ve altı / 0= Ortaöğretim ve üzeri
Yıl	Katkı payının sağlık reformu kapsamında uygulamaya konulması	1 = 2009 yılı sonrası / 0 = 2009 yılı öncesi
Gelir Dağılımı	Hanehalkı gelirinin %20'lik dilimler itibariyle dağılımı	1.Dilim (Referans), 2.Dilim, 3.Dilim, 4.Dilim, 5.Dilim
Hanehalkı Büyüklüğü	Hanede yer alan birey sayısı	1= 6 ve üzeri, 0= 5 ve altı

Tablo: 4
Lojistik Regresyonda Kullanılan Bağımsız Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler (%)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Cinsiyet (Erkek)	48.83	48.38	48.56	48.40	48.08	48.21	48.73	48.80	48.64
5 Yaşından Küçük Çocuk	10.37	10.19	8.55	10.11	9.78	9.66	9.64	9.51	9.61
65 Yaşından Büyük Fert	6.12	5	5.3	5.96	6.16	6.86	7.25	7.33	6.79
Yeşil Kart Sahipliği	4.17	7.22	13.44	14.67	17.02	15.30	16.15	17.18	16
Sağlık Sigortası Sahipliği	64.18	69.33	73.89	80.88	84.74	87.8	85.87	87.52	90.42
İstihdam Durumu (Çalışıyor)	40.54	40.18	31.97	41.64	41.06	32.37	48.31	46.53	48.07
Hasta Fert	2.26	2.17	2.05	2.60	2.78	2.56	3.94	3.97	3.97
Eğitim									
İlköğretim ve altı	74.86	74.04	68.5	74.48	74.57	68.6	73.98	73.54	72.39
Ortaöğretim ve üzeri	20.42	20.08	17.16	20.24	20.02	19.41	19.14	19.2	19.3
Medeni Durum (Evli)	62.36	61.83	47.98	63.12	62.42	50.24	68.17	67.89	68.05
Hanehalkı Büyüklüğü									
0-5 Kişi	80.85	82.13	81.08	82.71	83.29	84.98	85.41	85.87	86.84
6 ve üzeri	17.81	16.43	17.63	16.35	15.38	14.26	13.71	12.67	25.31
Yerleşim Yeri (Kent)	70.94	70.05	69.93	69.29	68.94	69.70	67.80	68.56	69.30

Kaynak: 2003-2011 Hane Halkı Bütçe Anketi Araştırma Veriler.

Lojistik regresyon analizinde öncelikli olarak $-2LL^5$ istatistiği elde edilmektedir. En çok olabilirlik yönteminin kullanıldığı $-2LL$ 'nin alabileceği en küçük değer 0'dır ve modelin en iyi uyuma sahip olduğunu göstermektedir. Bu durumda $-2LL$ 'nin 0 olması ile birlikte olabilirlik 1'e eşittir. Birinci durumda sabit terimin yer aldığı modelin $-2LL$ değeri ile bağımsız değişkenlerin modele eklenmesi sonucu ulaşılan $-2LL$ değerinin karşılaştırılması yoluyla modelde meydana gelen değişimler ölçülmektedir. Buna göre daha küçük $-2LL$ değeri, daha iyi bir modeli ifade etmektedir.

Logit modelin uyumunun incelenmesinde ise Cox ve Snell R^2 ile Nagelkerke R^2 değerleri kullanılmaktadır. Söz konusu değerler ile model tarafından bağımlı değişkende açıklanan varyans iki farklı yoldan kestirilmektedir. Bu bağlamda her iki değer de lojistik model tarafından açıklanan varyans miktarını göstermektedir. Söz konusu değerlerin 1 olması durumu mükemmel model uyumunu göstermekte ve daha büyük değer daha iyi model uyumunu ifade etmektedir. Lojistik regresyon modelinin bir bütün halinde uyumu ise Hosmer-Lemeshow Testi ile ölçülmektedir. Buna göre modelin anlamsız olduğunu ileri süren H_0 hipotezi, Hosmer-Lemeshow Testi ile değerlendirilmektedir. Sonucun anlamlı çıkmaması ($p>0.05$) ise model ve veri uyumunun yeterli düzeyde olduğunu göstermektedir (Hosmer vd., 2010). Bir diğer deyişle sonucun anlamlı çıkmaması, modelin kabul edilebilir düzeyde uyuma sahip olduğunu ifade etmektedir. Bu bağlamda, gözlenen ve model tarafından kestirilen değerler arasında anlamlı bir fark bulunmamaktadır. Model uyumunun bir diğer göstergesi ise verilerin doğru sınıflandırma yüzdesidir. Elde edilen kestirimler ile verilerin gerçek durumlarının karşılaştırılması yoluyla elde edilen sınıflandırma oranı, model uyumunun iyiliğini ifade etmektedir.

Tablo: 5
Bağımsız Değişkenler Arası Çoklu Bağlantı Probleminin VIF, Tolerans ve R^2 Değerleriyle İncelenmesi

Bağımsız Değişkenler	VIF	Tolerans	R^2	Wald	p
Cinsiyet	1.21	0.8258	0.1742	0.39	0.5300
0-5 Yaş Çocuk	1.29	0.7740	0.2260	28.93	0.0000*
65 Yaşından Büyük Fert	1.42	0.7066	0.2934	51.21	0.0000*
Yeşil Kart Sahipliği	1.14	0.8771	0.1229	154.36	0.0000*
Sağlık Sigortası Sahipliği	1.09	0.9172	0.0828	171.42	0.0000*
Hasta Fert	1.03	0.9723	0.0298	399.43	0.0000*
Medeni Durum	1.36	0.7337	0.2663	57.39	0.0000*
Yerleşim Yeri	1.08	0.9270	0.0730	158.81	0.0000*
İstihdam Durumu	1.15	0.8711	0.1289	11.82	0.0006*
Eğitim Düzeyi	1.16	0.8635	0.1365	12.11	0.0005*
Yıl	1.34	0.7483	0.2517	13.25	0.0003*
Gelir Dağılımı	1.23	0.8144	0.1856	89.36	0.0000*
Hane Büyüklüğü	1.11	0.9002	0.0998	13.27	0.0003*
Ortalama VIF	1.20				

* $p<0.001$

⁵ $-2LL$ (log likelihood), en çok olabilirlik kestiriminin ne kadar iyi uyuma işaret ettiğini göstermektedir. Bir diğer deyişle çoklu regresyondaki kareler toplamına benzeyen olabilirlik değeridir (Çokluk, 2010: 1380).

Çoklu bağlantı (multicollinearity) sorunu tolerans, varyans artış faktörleri (varyans inflation factor-VIF) ve R^2 değerlerinin incelenmesi yoluyla tespit edilmektedir. Tolerans değeri ise $1/VIF$ değeriyle bulunmaktadır. Buna göre, VIF değerlerinin 10’dan büyük olması çoklu bağlantı sorununu ifade etmektedir. Diğer yandan tolerans değerinin 0,1’den küçük olması çok ciddi çoklu bağlantı sorununu, 0,2’den küçük olması ise çoklu bağlantı potansiyelini ifade etmektedir. Ortalama VIF değerinin 1’e yakın olması ise çoklu bağlantı sorunun oluşmadığını göstermektedir (Hosmer vd., 2013). Bu bağlamda tabloda görüldüğü üzere düşük VIF değerlerinin yanı sıra yüksek tolerans değerlerinin varlığı ve Ortalama VIF değerinin 1’e yakın bir değer alması, çalışmaya konu veriler arasında çoklu bağlantı sorununun bulunmadığını göstermektedir.

Katastrofik sağlık harcamalarının belirleyici değişkenlerinin analizinde ise cinsiyet dışındaki tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bağlamda hanede bebek, hasta ve yaşlı fert bulunması, herhangi bir sağlık sigortasının bulunmaması, kırdaki ikamet edilmesi, hanehalkı reisinin çalışmaması ve evli olması ile birlikte düşük eğitim seviyesine sahip olması, yıl, gelir dağılımı ve hane büyüklüğünün katastrofik sağlık harcamaları üzerinde etkili olduğu belirlenmiştir. Cinsiyet değişkeninin Wald testinde anlamsız çıkması, değişkenin modelden çıkarılabileceğini işaret etmektedir (Hosmer vd., 2013). Bu bağlamda değişkenin modelden çıkarılması durumunda modelin anlamlılığında meydana gelen değişim, -2LL değeri ile incelenmiştir.

Tablo: 6
Cinsiyet Bağımsız Değişkeninin Çıkarılması Durumunda Modelin Anlamlılığı

Değişken	-2 LL Değişimi	LR Chi-Square	P
Cinsiyet	0.218	(1) 0.32	0.5716

Tablo 6’da cinsiyet bağımsız değişkeninin modelden çıkarılması durumunda, modelin anlamlılığında meydana gelen değişim gösterilmektedir. Analiz sonucunun anlamlı çıkması, söz konusu değişkenin modelden elenmesinin modeli olumsuz yönde etkileyeceğini göstermektedir. Dolayısıyla tabloda görüldüğü üzere -2LL değerindeki değişim anlamsız çıkmaktadır. Bu bağlamda cinsiyet değişkeninin modele eklenmesi istatistiksel olarak anlamlı olmadığından modelden çıkarılmıştır. Katastrofik sağlık harcamasına yönelik lojistik regresyon sonuçları aşağıda gösterilmektedir.

Tablo: 7
Hanehalkı Cepten Sağlık Harcamasının Ödeme Kapasitesi İçindeki Payının %40 ve Üzerinde Olması Halinde
Katastrofik Sağlık Harcamasına İlişkin Lojistik Regresyon Analiz Sonuçları

Bağımsız Değişkenler	Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	OR	p	%95 Güven Aralığı	
0-5 Yaş Çocuk	0.532211	0.114776	1.702693	0.000*	0.307254	0.757168
65 Yaşından Büyük Fert	0.758605	0.076834	2.135295	0.000*	0.608013	0.909197
Yeşil Kart Sahipliği	0.302834	0.088239	1.35369	0.001*	0.129888	0.47578
Sağlık Sigortası Sahipliği	0.2416	0.085116	1.273284	0.005*	0.074775	0.408424
Hasta Fert	0.920893	0.098579	2.511532	0.000*	0.727682	1.114104
Medeni Durum	0.223703	0.066962	1.250699	0.001*	0.092459	0.354946
Yerleşim Yeri	0.481688	0.061632	1.618805	0.000*	0.360893	0.602484
İstihdam Durumu	0.371541	0.063697	1.449968	0.000*	0.246697	0.496385
Eğitim Düzeyi	0.197559	0.081341	1.218425	0.015**	0.038133	0.356985
Yıl	-0.96906	0.096386	0.379441	0.000*	-1.15797	-0.78014
Hanehalkı Büyüklüğü	-0.38116	0.075307	0.683065	0.000*	-0.52876	-0.23357
Gelir Dağılımı						
2. Dilim	-0.74068	0.086337	0.47679	0.000*	-0.9099	-0.57146
3. Dilim	-1.0142	0.096869	0.362691	0.000*	-1.20406	-0.82434
4. Dilim	-1.01861	0.100832	0.361096	0.000*	-1.21624	-0.82098
5. Dilim	-0.74249	0.09834	0.475928	0.000*	-0.93523	-0.54975
Sabit	-5.13528	0.118311	0.005885	0.000*	-5.36716	-4.90339

* $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.05$

Log Likelihood: -17624.198. N: 239.013, LR Chi-Square (15): 772.32. p: 0.0000.

McFadden Adj R²: 0.019. Nagelkerke R²: 0.021. Wald Chi-Square (15): 723.78. p: 0.0000

Pseudo R²: 0.0195. Hosmer-Lemeshow (8): 20.62. p: 0.3185, Doğru Sınıflandırma Yüzdesi: %98.56

Katastrofik sağlık harcaması üzerinde etkili olan sosyo-demografik faktörler, cepten yapılan sağlık harcamalarının ödeme kapasitesinin %40’ı katastrofik sağlık harcaması olarak tanımlanmış ve bu düzeyde harcamaya neden olan faktörler lojistik regresyon yardımıyla incelenmiştir. Hanehalkı cepten sağlık harcamasının ödeme kapasitesi içindeki payının %40 ve üzerinde olması halinde katastrofik sağlık harcamasına ilişkin lojistik regresyon analiz sonuçları ise Tablo: 7’de gösterilmektedir. Lojistik regresyonda yer alan değişkenlerin tamamının, ödeme kapasitesinin %40 eşik değeri itibariyle istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte katatropfi üzerinde etkili olan değişkenlerden hane büyüklüğü ile 2009 ve sonrası dönem ve gelir dilimlerinin tamamı, katatropfi üzerinde negatif yönlü etkiye sahiptir. Değişkenlere ilişkin Odds oranları incelendiğinde ise katatropfi riskinin yükseldiği görülmektedir. Buna göre hasta fert bulunan hanelerin sağlık harcamaları nedeniyle finansal katatropfiye uğrama olasılığının, hasta fert bulunmayan hanelere oranla 2,5 kat, altmış beş yaş üzeri fert bulunan hanelerde, olmayanlara göre 2,1 kat ve kırdaki ikamet eden hanelerin etmeyenlere göre 1,6 kat fazla olduğu bulunmuştur.

6. Sonuç

2003 yılında sağlık sistemindeki aksaklıklar nedeniyle uygulamaya konulan SDP çerçevesinde cepten yapılan sağlık harcamalarının, hanehalkı refahı üzerinde neden olduğu finansal katatropfi, farklı katatropfi tanımları çerçevesinde incelenmiştir. Bununla birlikte söz konusu katatropfiyi etkileyen faktörler lojistik regresyon yardımıyla analiz edilmiştir. Buna göre hanelerin farklı dönemlerde ve farklı oranlarda cepten yapılan sağlık harcamaları nedeniyle finansal katatropfiye uğradığı tespit edilmiştir. 2008 yılında nispeten azalışa geçen katastrofik sağlık harcamaları, sağlık hizmetlerinin kullanımında getirilen katılım payı uygulamasıyla anılan yıl itibariyle yükselişe geçmiştir. Lojistik regresyon sonucunda ise modelde kullanılan tüm değişkenlerin finansal katatropfi üzerinde etkili olduğu, hasta fert bulunan hanelerin sağlık harcamaları nedeniyle finansal katatropfiye uğrama olasılığının, hasta fert bulunmayan hanelere oranla 2,5 kat, altmış beş yaş üzeri fert bulunan hanelerde, olmayanlara göre 2,1 kat ve kırdaki ikamet eden hanelerin etmeyenlere göre 1,6 kat fazla olduğu tespit edilmiştir.

Kaynakça

- Aran, M. & J. Hentschel (2012), *Protection in Good and Bad Times? The Turkish Green Card Health Program*, The World Bank Europe and Central Asia Region Human Development Department.
- Baeza, C. & T. Packard (2005), *Beyond Survival: Protecting Households from the Impoverishing Effects of Health Shocks in Latin America*, Washington, DC: World Bank.
- Barros, A. & J. Bastos & A. Dâmaso (2011), “Catastrophic Spending on Health Care in Brazil: Private Health Insurance Does not Seem to be the Solution”, *Cad. Saúde Pública*, 254-262.

- Basar, D. & S. Brown & A. Hole (2012), *Out-of-Pocket Health Care Expenditure in Turkey: Analysis of the Household Budget*, University of Sheffield, Sheffield.
- Bredenkamp, C. & M. Mendola & M. Gragnolati (2010), "Catastrophic and Impoverishing Effects of Health Expenditure: New Evidence from the Western Balkans", *Health Policy and Planning*, 1-8.
- Cramer, J. (2003), *Logit Models From Economics and Other Fields*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Çokluk, Ö. (2010), "Lojistik Regresyon Analizi: Kavram ve Uygulama", *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 1357-1407.
- Gotsadze, G. & A. Zoidze & N. Rukhadze (2009), "Household Catastrophic Health Expenditure: Evidence from Georgia and its Policy Implications", *BMC Health Services Research*, 9(69), 1-9.
- Gujarati, D. (1999), *Temel Ekonometri*, (Ü. Şenesen, & G. Şenesen, Çev.) İstanbul: Literatür.
- Hosmer, D. & S. Lemeshow & R. Sturdivant (2013), *Applied Logistic Regression*, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Ke Xu, E.A. (2007), "Protecting Households from Catastrophic Health Spending", *Health Affairs*, 972-983.
- Kleinbaum, D. & M. Klein (2010), *Logistic Regression*, London: Springer.
- Kruk, M. & E. Goldmann & S. Galea (2009), "Borrowing And Selling To Pay For Health Care In Low- And Middle-Income Countries", *Health Affairs*, 28(4), 1056-1066.
- Krutilová, V. & S. Yaya (2012), "Unexpected impact of changes in out-of-pocket payments for health care on Czech household budgets", *Health Policy*, 107, 276-288.
- Li, Y. & Q. Wu & L. Xu & D. Legge & Y. Hao & L. Gao & G. Wan (2012), "Factors Affecting Catastrophic Health Expenditure and Impoverishment from Medical Expenses in China: Policy Implications of Universal Health Insurance", *Bull World Health Organ*, 90, 664-671.
- Limwattananon, S. & V. Tangcharoensathien & P. Prakongsai (2007), "Catastrophic and Poverty Impacts of Health Payments: Results from National Household Surveys in Thailand", *Bull World Health Organ*, 85(8), 600-606.
- Lindelow, M. & A. Wagstaff (2005), *Health Shocks in China: Are the Poor and Uninsured Less Protected ?*, The World Bank.
- Özgen, H. & İ. Şahin & P. Yalçın (2010), *Türkiye'de Cepten Sağlık Harcamalarının Katastrofik Harcamalara ve Yoksullaşmaya Etkisinin Değerlendirilmesi*, Ankara: TÜBİTAK.
- Sharma, S. (1996), *Applied Multivariate Techniques*, New York: John Wiley & Sons.
- Sülkü, S.N. (2011), *Türkiye'de Sağlıkta Dönüşüm Programı Öncesi ve Sonrasında Sağlık Hizmetlerinin Sunumu, Finansmanı ve Sağlık Harcamaları*, Ankara: T.C. Maliye Bakanlığı, Strateji Geliştirme Başkanlığı.
- T.C. Sağlık Bakanlığı (2011), *Türkiye Sağlıkta Dönüşüm Programı Değerlendirme Raporu (2003-2011)*, Ankara: T.C. Sağlık Bakanlığı.

- Tomini, S. & T. Packard (2011), *Are Health Care Payments in Albania Catastrophic? Evidence from ALSMS 2002, 2005 and 2008*, Maastricht University. Maastricht: UNU-Merit.
- TÜİK (2011), *Hanehalkı Bütçe Anketi Mikro Veri Seti, 2003-2011*, Ankara: TÜİK.
- TÜİK (2011), *Hanehalkı Bütçe Anketi Klavuzu*, Ankara: TÜİK.
- Van Doorslaer, E. & O. O’Donnell & R. Rannan-Eliya & A. Somanathan (2007), “Catastrophic Payments for Health Care in Asia”, *Health Economics*, 16, 1159–1184.
- Wagstaff, A. & E. Van Doorslaer (2003), “Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998”, *Health Econ*, 921-934.
- Wyszewianski, L. (1986), “Families with Catastrophic Health Care Expenditures”, *Health Services Research*, 21(5), 617-634.
- Xu, K. & D.B. Evans & P. Kadama & J. Nabyonga & P.O. Ogwal & P. Nabukhonzo & A.M. Aguilar (2006), “Understanding the Impact of Eliminating User Fees: Utilization and Catastrophic Health Expenditures in Uganda”, *Social Science & Medicine*, 62, 866–876.
- Xu, K. & D. Evans & K. Kawabata & R. Zeramdini & J. Klavus & C. Murray (2003), “Household Catastrophic Health Expenditure: A Multicountry Analysis”, *The Lancet*, 362, 111-117.
- Yardim, M. & N. Cilingiroglu & N. Yardim (2013), *Financial Protection in Health in Turkey: The Effects of the Health Transformation Programme*, *Health Policy and Planning*, 1-16.
- Yardımlı, M. & N. Çilingiroğlu & N. Yardım (2010), “Catastrophic Health Expenditure and Impoverishment in Turkey”, *Health Policy*, 26-33.

