

GAZİANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Journal homepage: <http://dergipark.org.tr/tr/pub/jss>



Araştırma Makalesi • Research Article

Türk Hanehalkı Tasarruf Davranışlarının Sentetik Panel Veri ile Tahmin Edilmesi¹

Estimating The Saving Behaviours of Turkish Households With Synthetic Panel Data

Merve GÜNGÖR PARLAKYİĞİT^{a*} Ömer ÖZÇİÇEK^b

^a Öğr. Gör. Dr., Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, Finans, Bankacılık Sigortacılık Bölümü, Gaziantep / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0002-6546-3415

^b Prof. Dr., Gaziantep Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Gaziantep / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0001-5617-2360

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 7 Ekim 2021

Kabul tarihi: 8 Aralık 2021

Anahtar Kelimeler:

Sentetik panel veri,

Kohort teknikleri,

Yaşam döngüsü hipotezi,

İhtiyati tasarruf hipotezi

ÖZ

Bu çalışmada 2002-2013 dönemi TÜİK Hanehalkı Bütçe Araştırması (HBA) mikro verileri kullanılarak Türk hanehalkının tüketim ve tasarruf davranış modeli analiz edilmiştir. Bu çalışmanın amacı Türk hanehalkının gelir dinamiğini, tüketim ve tasarruf davranışlarını anlamaya katkıda bulunmak ve Türkiye ekonomisinde Yaşam Döngüsü Hipotezi ve İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliğini sınamaktır. Çalışmada ekonometrik yöntem olarak Deaton (1985) u takiben sentetik panel veri/kohort teknikleri kullanılmış ve ayrıca tüketim için iki aşamalı Sistem-GMM tekniği ile log doğrusallaştırılmış Euler denklemi tahmin edilmiştir. Elde edilen tüm ampirik bulgular tüketimin gelire aşırı duyarlı olduğunu gösterirken, bu durum Türkiye için Yaşam Döngüsü Hipotezi'nin geçerliliğine yönelik bir kanıt elde edilemediğini göstermektedir. Son olarak Türkiye için log doğrusallaştırılmış Euler denklemi ile İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliği test edildiğinde, sonuçlar (gelecek dönem işgücü belirsizliği gibi) belirsizlik oluştuğunda hanehalkının yaşam boyu tüketimlerini sabit tutmak için cari tüketimlerini erteyeceklerini ve tasarruf düzeylerini arttıracaklarını göstermektedir. Bu nedenle ampirik analiz sonuçları 2002- 2013 dönemi TÜİK HBA verileri dikkate alındığında Türkiye için İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliğini destekler niteliktedir.

ARTICLE INFO

Article History:

Received October 7, 2021

Accepted December 08, 2021

Keywords:

Synthetic panel data,

Cohort techniques,

Life-cycle hypothesis,

Precautionary saving hypothesis

ABSTRACT

In this paper, we analyze the saving and consumption behavior model of Turkish households, using the TURKSTAT Household Budget Survey microdata between 2002 and 2013. The aim of this study is to contribute to the understanding of household income dynamics, consumption and saving behaviours in Turkish households and to investigate the validity of the Life Cycle Hypothesis and Precautionary Saving Hypothesis in the Turkish economy. In this study, cohort techniques are used as the econometric methods following Deaton (1985) and log linearized Euler equations are estimated by two-step system-GMM techniques as well. According to all estimation results, the predictions of the Life-Cycle Hypothesis do not hold for Turkey due to the excess sensitivity of consumption to income. Finally, when we tested the validity of the Precautionary Saving Hypothesis by estimating log linearized Euler equations for Turkey, the results show that households will postpone their current consumption and increase their saving level in order to keep their lifetime consumption constant when future (labour income) uncertainty occurs. Therefore the empirical analysis results support the validity of the Precautionary Saving Hypothesis for Turkey, using the TURKSTAT Household Budget Surveys data for the period 2002-2013.

¹ Bu çalışma yazar Merve Güngör Parlakyiğit'in (2020) "Hanehalkı Tasarruf Eğiliminin Belirleyicileri: Türkiye Üzerine Bir Uygulama" başlıklı doktora tez çalışmasından türetilmiştir.

Ayrıca yazar Merve Güngör Parlakyiğit tarafından Türkiye Ekonomi Kurumu, Uluslararası Ekonomi Konferansı'nda (UEK-TEK 2016 BODRUM, 20-22 EKİM 2016) "Türkiye'de Hanehalkı Tasarruf Davranışının Yaş ve Eğitim Düzeyi ile İlişkisi" başlığı ile tezin alt konusu bildiri olarak sunulmuştur.

* Sorumlu yazar/Corresponding author.

e-posta: gungormerve2013@gmail.com

EXTENDED ABSTRACT

Investments are crucial for economic growth and are financed only by increasing savings. In the absence of an efficient financial system, household savings are considered to have more influence on social welfare rather than corporate savings. As a key component of private savings, household savings provide financial support to households with its microeconomic dimension while they also contribute to economic growth by encouraging the production of capital goods with its macroeconomic dimension. Therefore, household savings have an important role in estimating future economic growth. Household savings are calculated by subtracting the household consumption expenditures from the household disposable income. Accordingly, in theory, the determinants of savings closely correlate with the determinants of consumption. So, in order to comprehend the household saving behaviors, it is required to know the consumption theories and their improvements. This study aims to evaluate the saving and consumption habits of Turkish households. Modigliani and Brumberg's (1954) Life-Cycle Hypothesis and Friedman's (1957) Permanent Income Hypothesis are the starting points of evaluating consumption and saving behaviors in modern microeconomics literature. Both theories basically emphasize that individuals aim at keeping constant the marginal utility of consumption by spreading their consumption among periods. Additionally, Hall's (1978) Life Cycle/Permanent Income Hypothesis makes a contribution to the theory within the scope of rational expectations. Hall's paper (1978) is the first study that implements the CEQ utility function on the Euler equation. In this regard, the certainty equivalent preferences utility function "CEQ" is widely used, in which the current consumption decision is equated to the consumption in the future period. The CEQ model's additional restrictive assumptions are the interperiod additive separable for the utility function and the absence of liquidity constraints. An alternative hypothesis is Deaton's (1991) Precautionary Saving Hypothesis. In the Precautionary Saving Hypothesis, consumption and saving decisions are determined under risk and uncertainty. When the individuals are prudent and avoid risk, there will be a significant negative impact on current consumption. So, uncertainty will cause additional savings named "precautionary". The accumulated savings, on the other hand, will be used to buffer the consumption level against the contingencies (uncertainties). While the future consumption is evaluated as if it is known in advance and the marginal utility of consumption is linear in the CEQ model, the marginal utility of consumption is convex in the Constant Relative Risk Aversion (CRRA) model considering the uncertainty. There is no clear consensus among empirical studies examining the above-mentioned hypotheses. In this study, it is aimed to test the validity of the hypotheses which are mentioned as modern consumption theories for Turkey using the data set of TURKSTAT Household Budget Surveys between 2002 and 2013. First of all, synthetic panel data cohort techniques were employed as the econometric methods following Deaton (1985). Synthetic panel data analyses are based on graphs and comments for them. While performing these analyzes, households were divided into cohorts according to their age ranges. According to the cohort estimation results, income age profiles and consumption age profiles exhibit hump shapes, but this shape is not as apparent as that of developed countries because of the Turkish household structure. The preferring of young and old individuals to live with their parents in the same house prevent a significant decrease in income and consumption at the two ends of the life cycle. As a result, using the cohort techniques, the estimations of the Life-Cycle Hypothesis are not valid for Turkey due to the excess sensitivity of consumption to income. In addition following the paper of Deaton (1997); cohort effect, age effect, and year effect were evaluated separately for income, consumption, and savings variables in the relevant period. While a strong and negative cohort effect stands out for median income and median consumption, a positive cohort effect is remarkable in median saving and median saving rate. A negative cohort effect implies that younger cohorts have more income and consumption than older cohorts, while a positive cohort effect indicates that younger cohorts have lower savings and savings rates than older cohorts. When evaluated in terms of age effect, there is a positive age effect for median income and median consumption, and a negative age effect for median savings and median savings rate. The fact that the age effect is positive indicates that income and consumption values are lower at early ages compared to older ages. Where the age effect is negative, younger households tend to save more than older households. Finally, we tested the validity of the modern consumption theories based on microeconomics by using the two-stage system-GMM in favor of the log linearized *Euler* equations for Turkey, employing the TURKSTAT Household Budget Surveys data for the period 2002-2013. The first result showed that consumption is sensitive to lagged changes in household disposable income and therefore the Life Cycle Hypothesis is not valid for Turkey. When we tested the Precautionary Saving Hypothesis, in order to take account of the uncertainty factor, a distinction was made between regular and non-regular working the head of household, as an alternative. The obtained two-stage system-GMM results support that the Turkish households behave in accordance with the Precautionary Saving Model.

Giriş

Klasik görüşte sermaye birikiminin kaynağı olması açısından tasarrufa önem verilirken, Neoklasik ve Keynesyen modellerde tasarrufun yatırımlar üzerinden ekonomik büyümeye katkı sağlamasına vurgu yapılmaktadır. Bu anlamda ekonomik büyüme ve sermaye birikimi için gereken yatırımların, ancak tasarrufların artırılmasıyla karşılanacağı yönünde ortak bir görüş söz konusudur. İç tasarruflar ve dış tasarruflar bir ülkenin yatırımlarını finanse etmektedir. Vergilerin artırılması ve iç borçlanma ile iç tasarrufları artırmak için bir alternatifken, etkin işleyen bir finansal sistem iç tasarruflara daha istikrarlı bir kaynak sunacaktır. Dış tasarruflar ise doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları ve dış borçlanmayı kapsamaktadır. Dış tasarruflarla finanse edilen yatırımlar hem cari açık riskini oluşturacak, hem de ülkeyi ekonomik ve siyasal dış şoklara açık hale getirecektir. Bu nedenle öncelik istikrarlı yatırımlar sağlamak adına iç tasarrufların teşvik edilmesidir. Türkiye gibi finansal piyasaların yeterince işlerlik kazanmadığı toplumlarda kurumsal tasarruflardan çok, hanehalkı tasarrufları ön plandadır ve bu anlamda ekonomik büyümenin en önemli itici güçlerinden biridir. Bu çalışmada Türk hanehalkı tüketim ve tasarruf davranışları 2002-2013 dönemi TÜİK HBA veri seti ile oluşturulan sentetik panel verileri yardımıyla incelenmekte ve mikroekonomi literatürüne katkı sağlamak hedeflenmektedir. Tüketim için *Euler* denklemlerinin Sentetik Panel Veri/Kohort Analizi ve İki Aşamalı Sistem GMM ile incelenmesi neticesinde elde edilen sonuçlardan ilki tüketimin beklenen gelire aşırı duyarlılık göstermesidir. Bu anlamda Yaşam Döngüsü Hipotezi (YDH) ve Yaşam Döngüsü Sürekli Gelir Hipotezi (YDSGH) Türk hanehalkı tasarruf davranışlarını açıklamada yetersiz kalmıştır. Ampirik bulgulardan bir diğeri ise İhtiyati Tasarruf Hipotezi (Tampon Stok Tasarruf Modeli) için *Euler* denkleminin tahmini neticesinde Türk hanehalkının İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin önermesine uygun şekilde tasarruf davranışı sergilediği yönündedir.

Çalışmanın bundan sonraki gelişimi ise şu şekildedir: Birinci bölümde modern tüketim teorileri açıklanmakta, ikinci bölümde konuyla ilgili ampirik literatüre yer verilmekte, üçüncü bölümde materyal ve yöntem yer almakta, dördüncü kısım bulgulardan oluşmakta ve çalışma sonuç kısmıyla tamamlanmaktadır.

Modern Tüketim Teorileri

F. Modigliani ve R. Brumberg (1954) “Yaşam Döngüsü Hipotezi-YDH” ve M. Friedman (1957) “Sürekli Gelir Hipotezi-SGH” ile modern tüketim teorilerinin başladığı kabul edilir. Her iki hipotezin temel varsayımı, mükemmel sermaye piyasası işlerliği ve mükemmel kesinlik iken; bireyler ikinci dereceden fayda fonksiyonuna sahiptir. İkinci dereceden fayda, marjinal faydanın iç bükey özelliğini kaybedip doğrusal olmasına yol açar ve marjinal faydanın beklenen değerinin, beklenen değer marjinal faydasına denk olduğunu gösterir. İlgili modellerde bireylerin amacı zaman içerisinde tüketimlerinin marjinal faydasını eşitlemeye yönelmeleri, yani tüketim düzleştirmesidir. Bu nedenle tüketim, gelecek dönem tüketimin cari tüketime eşit olduğu bir koşullu beklenen değer “martingale” dir (Deaton, 1992a, s. 26). YDH’de ve SGH’de cari tüketim kararının gelecek dönem tüketime denkleştirildiği kesinlik eşdeğeri tercihler fayda fonksiyonu “Certainty Equivalent-CEQ” yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu özellik beklenen tüketimin kesin olarak biliniyor gibi gözüktüğünü tanımlayan kesinlik eşdeğerliğini ifade etmekte ve tüketimin marjinal faydasının doğrusal olmasıyla ilişkilendirilmektedir. CEQ modeline göre tüketimin ömür boyu beklenen şekli, beklenen gelir şeklinden bağımsızdır (Browning ve Lusardi, 1996, s. 1799-1801).

Neoklasik kuramın bir önermesi niteliğinde olan Hall’ın (1978) “Yaşam Döngüsü Sürekli Gelir Hipotezi-YDSGH”nde; SGH’ ne rasyonel beklentiler dahil edilir. Hall (1978);

CEQ fayda fonksiyonunu *Euler* denklemine uygulayan ilk çalışmadır. Hall (1978) ın tüketim için elde ettiği *Euler* denklemi ise şu şekildedir (Hall, 1978, s. 972-974):

$$\mathbf{u}'(\mathbf{c}_t) = (1 + \delta)^{-1} \mathbf{E}_t[(1 + r)\mathbf{u}'(\mathbf{c}_{t+1})] \quad t=1,2,3,\dots,T. \quad (1)$$

Denklem 1’de $u(.)$ bir dönemlik içbükey (ikinci dereceden) fayda fonksiyonu, c : tüketim, δ : subjektif iskonto oranı, r : (her dönem için sabit) reel faiz oranı, E_t : t döneminde mevcut bilgiye dayalı beklenti operatörüdür. $\delta = r$ varsayımı ile denklem (1) yeniden düzenlenirse:

$$\mathbf{E}_t \mathbf{u}'(\mathbf{c}_{t+1}) = \mathbf{u}'(\mathbf{c}_t) \quad (2)$$

Marjinal fayda artık bir koşullu beklenen değer “martingale” olacağı için; gelecek dönemin marjinal faydası, bu dönemin marjinal faydasına eşit olacaktır. Bu durumda:

$$\mathbf{E}_t(\mathbf{c}_{t+1}) = (\mathbf{c}_t) \quad (3)$$

Denklem (3) e göre cari tüketim, gelecek dönem tüketimin en iyi tahmin edicisidir ve YDH ve SGH aksine geçmiş dönem bilgilerin ve gelirin beklenen değerinin tüketimi açıklayıcı gücü yoktur. Bu bilgiler ışığında, zaman içerisinde tüketimde meydana gelen değişimler öngörülemez nitelikteyse, tüketimin marjinal faydası doğrusal iken tüketimin olasılıklı özellikleri “rassal yürüyüş” izlemektedir (Hall, 1978, s. 971-972, Hall ve Mishkin, 1982, s. 466). Denklem (3) ü, denklem (4) gibi yazmak ta mümkündür:

$$\mathbf{c}_{t+1} = \mathbf{c}_t + \boldsymbol{\epsilon}_{t+1} \quad (4)$$

$\boldsymbol{\epsilon}_{t+1}$: Tüketicinin karşılaştığı belirsizlik kaynağıyla ilgili tüm yeni bilgilerin tüketime etkisidir. Modelde sürpriz bir politika uygulanmadığı sürece rasyonel beklentilere sahip olan ajanlar ortalama olarak sürekli gelirlerini doğru tahmin edecek, tüketim ve tasarruf düzeylerinde değişim meydana gelmeyecektir. Sürpriz (öngörülemeyen) bir politika uygulanması ise sürekli gelir tahminlerinde sapmaya yol açacak, tüketim ve tasarruf rassal bir biçimde değişecek, önceden tahmin edilemeyecektir (Hall, 1978, s. 976). Bu nedenle bu modelde sadece beklenmedik politika değişiklikleri tüketimi ve dolayısıyla tasarrufu etkilemektedir.

Ampirik literatürde tüketim için yaygın olarak kullanılan *Euler* denklemi (Attanasio, 1994, s. 18, Attanasio ve Weber, 2010, s. 1132):

$$\Delta \log(\mathbf{c}_{t+1}) = \text{constant} + \boldsymbol{\theta}' \mathbf{z}_{t+1} + \boldsymbol{\sigma} \log(1 + r_{t+1}) + \boldsymbol{\epsilon}_{t+1} \quad (5)$$

Denklem (5) izoelastik tercihlerle dönemlerarası toplamsal ayrılabilir bir optimizasyon probleminden log doğrusallaştırılarak birinci sıra koşulundan türetilir. Burada c : hanehalkı tüketimi, z : tüketimin marjinal faydasını yansıtan hanehalkı reisinin yaşı, hanehalkı büyüklüğü, eğitim düzeyi, çocuk sahipliği, kentte ve kırsalda yaşayan hanehalkının payı, kadınların işgücüne katılımı ve sosyal güvenlik kurumuna kayıt olmak gibi kukla değişkenleri içeren demografik faktörleri ve işgücü arzı değişkenleri, $\boldsymbol{\sigma}$: dönemlerarası ikame esnekliği, r : reel faiz oranı, $\boldsymbol{\epsilon}$: bireyler arasında ilişkilendirilen beklentisel hataları içeren hata terimidir.

Flavin (1981), Hall’ın (1978) modeline benzeyen otoregresif yapıya sahip bir model ile; mikro veriler kullanarak, geliri beklenen ve beklenmeyen bileşimlerine ayırmış, “ $\log(\mathbf{y}_t)$ ” tüketimdeki değişimin beklenen veya gecikmeli gelir artışına duyarlılık katsayısını denklem (5) e dahil etmiştir. Fayda fonksiyonunda tüketim ve boş zaman ayrılabilir kısıtı altında (Flavin, 1981, s. 1006-1007; Attanasio ve Weber, 1995, s. 1138; Attanasio ve Weber, 2010, s. 1132):

$$\Delta \log(\mathbf{c}_{t+1}) = \text{constant} + \boldsymbol{\theta}' \Delta \mathbf{z}_{t+1} + \boldsymbol{\sigma} \log(1 + r_{t+1}) + \gamma \Delta \log(\mathbf{y}_t) + \boldsymbol{\epsilon}_{t+1} \quad (6)$$

$\Delta \log(y_t)$: Gecikmeli gelirdeki beklenen değişim veya gecikme gelir düzeyini ifade etmekte ve genellikle toplam hanehalkı harcanabilir geliri veya işgücü geliri olarak ölçülmektedir.

Aşırı duyarlılık parametresi olan $\gamma=0$ iken tüketimdeki değişim, beklenen veya gecikmeli gelirdeki değişikliğe duyarsızdır. Dolayısıyla iç bükey fayda fonksiyonuna sahip olan tüketicilerin beklenen gelir dalgalanmalarını düzeltirmelerinden dolayı bu iki değişken arasında ilişki yoktur. Bu hipotezin kabul edilmesi YDSGH lehine bulgudur. Aşırı duyarlılık parametresi için alternatif hipotez $\gamma \neq 0$ ise katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğunu, bir diğer ifadeyle beklenen gelir değişikliklerinin tüketimdeki değişimleri öngördüğünü göstermektedir. Bu bulgu; YDSGH'nin reddi anlamına gelirken, Flavin'in (1981) aşırı duyarlılık testini haklı çıkarmaktadır.

Mükemmel öngörüü vurgulayan CEQ modelini içeren YDH, SGH ve YDSGH belirsizlik durumunu açıklayamamalarından ötürü eleştirilmektedir. Belirsizlikle karşılaşıldığında, dönemlerarası ikame ve riskten kaçınma güdüsü varsayımları ile esnek dönemlerarası tercihler; kesinlik eşdeğeri "CEQ" fayda fonksiyonunun geçerliliğini yitirmesine yol açmıştır. CEQ fayda fonksiyonunda gelecek dönem tüketim önceden kesin olarak biliniyor gibi değerlendirilirken, belirsizlik dikkate alındığında bu model geçersiz kalacaktır.

Belirsizlik ve risk faktörünü dikkate alan çalışmalara Leland (1968), Sandmo (1970) ve Zeldes (1989) öncülük etmiştir. Leland'ın *Euler* denkleminde uyarladığı tüketim denkleminde fayda fonksiyonunun üçüncü dereceden türevinin pozitif olması ($u'''(.) > 0$); marjinal faydanın dış bükey oluşunu belirsizlikle ilişkilendirdiği ihtiyati tasarruf güdüsünün varlığını göstermektedir (Leland, 1968, s. 465-466). Bu sonuç gelecek dönem gelir belirsizliğindeki artışın içinde bulunan dönemdeki tasarrufları artırdığını ispat etmektedir. Sandmo (1970), ücretli çalışanlar ve serbest meslek çalışanları için işgücü belirsizliğini dikkate aldığı çalışmasında her iki meslek grubu için tasarruf tutumlarının birbirinden farklı olduğu sonucu ile karşılaşmıştır (Sandmo, 1970, s. 355-358). Zeldes (1989), likidite kısıtı üzerinden İhtiyati Tasarruf Modeli'ni açıklamış ve SGH ile karşılaştırmıştır. Riskten kaçınan ajanlar krediye ulaşım imkanının kısıtlılığı nedeniyle beklenmedik ihtiyaçlar karşısında ihtiyat güdüsü ile tasarruf yapabileceği gibi konut, araba vb. gibi dayanıklı tüketim malı almayı da tercih edebilir. Dolayısıyla ihtiyatlı bireyler geçici gelire aşırı duyarlılık gösterip cari dönem tasarruflarını artırırken, likidite kısıtı olmasa bile SGH'nden daha fazla tüketim artışı bekleyebilirler (Zeldes, 1989, s. 295-296). Kimball (1990) ise çalışmasında riskten kaçınmayı; fayda fonksiyonunun iç bükey olmasıyla, riske tepki olarak ihtiyatlılığı ise; marjinal fayda fonksiyonunun dış bükey olması ile ilişkilendirmiştir (Kimball, 1990, s. 53-54). Bu durumda riskten kaçınma, fayda fonksiyonunun ikinci dereceden türeviyle $u''(.) < 0$ ve ihtiyatlılık ise üçüncü dereceden türeviyle $u'''(.) > 0$ ilgilidir. Deaton (1991, 1992a, 1992b, 1997), Carroll vd. (1992) ile Carroll (1994, 1996, 2001), Carroll ve Kimball (1996, 2001) çalışmalarında likidite kısıtı ve ihtiyati güdüler üzerinden "İhtiyati Tasarruf Hipotezi/Tampon Stok Tasarruf Modeli" ni geliştirmişlerdir. Likidite kısıtı geçerliyken tüketicilerin; gelir belirsizliği, işgücü geliri belirsizliği, sağlık belirsizliği, yaşam süresi belirsizliği gibi gelecek dönemdeki beklenmedik gelişmelere karşı tedbir olarak tampon oluşturacak bir servet hedefleyeceklerini ve bu hedefe ulaşmak için ihtiyati servet biriktireceklerini öne sürmüşlerdir. Bu nedenle modellerinde tüketiciler tasarrufları; gelir dalgalanmalarını tamponlamak için kullanırlar. Hedeflenen bir servet (sürekli gelir) düzeyinin olduğu varsayımı altında gerçekleşen servet düzeyi; optimal değer altında kaldığında tüketiciler ihtiyatlı davranıp tasarruflarını artırmaya çabalarırken, servet optimal değer üzerine ulaştığında tüketiciler bu kez sabırsız davranıp tüketimlerini artırmayı tercih edeceklerdir (Deaton, 1991, s. 1222-1223; Carroll vd., 1992, s. 61-62). Bu şekilde bireyler aslında daha önce biriktirdikleri birikimlerini kullanarak, mevcut (cari) gelir gerçekleştirmelerinin

oynaklığına kıyasla tüketimlerinin oynaklığını kontrol edebilmektedir. Aynı zamanda İhtiyati Tasarruf/ Tampon Stok Tasarruf Modeli; Flavin'in (1981) önermesini destekleyecek şekilde tüketimdeki değişimin öngörülebilir gelir artışı ile ilişkili olduğuna da açıklama getirmektedir. Carroll ve Summers (1991), Deaton (1991), Carroll vd. (1992), Carroll (1994, 2001) ve Gourinchas ve Parker (1999) da özellikle tüketim ve gelir artışı arasındaki yakın doğrusal ilişkiye açıklama getirmeleri bakımından modele katkı sağlamışlar; tüketicilerin ihtiyatlı olduğu ve borçlanmak için isteksiz davrandığı Tampon Stok Modeli ile tüketimin gelire olan duyarlılığını ilişkilendirmişlerdir. Tüketim özellikle geçici gelir şoklarına bire bir tepki vermez çünkü gelir böyle şoklara karşı tampon olarak kullanılır.

Belirsizlik kısıtını dikkate alan bu çalışmaların ortak noktası; CEQ modelinin geçersiz kaldığı durumda fayda fonksiyonunun genellikle Sabit Göreli Riskten Kaçınma "Constant Relative Risk Aversion-CRRA" içerdiğini ve tüketimin marjinal faydasının artık doğrusal değil de, dışbükey $u''(.) > 0$ olarak değerlendirildiğini öne sürmeleridir. Bu tür bir fayda fonksiyonu standart toplamsal model olarak türetilir ve belirsizlik faktörünü dikkate alan çalışmalarda standart dinamik optimizasyon çerçevesinde yaygınlıkla kullanılmaktadır. Karşılaştırma yapmak gerekirse CEQ fonksiyonunda belirsizlik faydayı değiştirmeyecek, marjinal fayda dönemler arasında sabit kalacaktır. Belirsizlik faktörünün dikkate alındığı ihtiyati tasarruf durumunda ise zamana ayrılabilir ihtiyati fayda fonksiyonundan ve izoelastik tercihlerden ötürü marjinal fayda artık doğrusal değil de, dışbükey $u''(.) > 0$ olur ve artan risk marjinal faydayı artırırken; (işgücü geliri) belirsizliğinden ötürü tüm gelir düzeylerinde CEQ modelinden daha az tüketimde bulunulur. Başka bir ifade ile ihtiyati tasarrufun varlığı; bireyin gelecekte yapacağı tüketimden elde edeceği marjinal faydayı; cari dönemde tüketimden elde edeceği marjinal faydadan büyük kılacağı için ajanlar cari tüketimlerini azaltırlar.

İhtiyati Tasarruf Hipotezi'ni (Tampon Stok Tasarruf Modeli'ni) test eden ampirik çalışmalarda yaygınlıkla CRRA türü fayda fonksiyonu kullanılır. Eşit esnek tercihler altında tahmin edilen log doğrusallaştırılmış *Euler* denklemi (Carroll vd.1992, s. 106; Carroll, 1996, s. 10):

$$\Delta \log c_{t+1} \approx \rho^{-1}(r - \delta) + 0.5\rho E_t \text{var}_t(\Delta \log c_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

Denklem (7) de c_{t+1} : bir sonraki dönem tüketim, ($\rho > 0$): göreli riskten kaçınma katsayısı, r : reel faiz oranı, δ : iskonto oranıdır. Denklemdeki $E_t \text{var}_t(\Delta \log c_{t+1})$: tüketim artışının beklenen varyansını gösterirken, varyans (risk) terimi ihtiyati tasarruf güdüsünü göstermektedir. Gelecek dönem tüketimin varyansında artış olduğunda (belirsizlikte artış); gelecek için ajanların bugün daha fazla tasarruf etmesi beklenmektedir, çünkü belirsizlikteki artış gelecekteki tüketimin değerini yükseltecektir (Carroll vd. 1992, s. 76).

Ampirik Literatür

Türkiye için hanehalkı tasarruf ve tüketim alışkanlıklarını inceleyen mikroekonomik çalışmalarda ulaşabildiğimiz kadarıyla yaygın olarak TÜİK HBA verileri kullanılmaktadır. İstisna olarak Ceritoğlu (2013) Tüketici Eğilim Anketini, Yılmaz (2010) ise 2008 Tüketici Finans Anketini kullanmıştır.

Türkiye için yapılan çalışmalardan Beyaz Sipahi (2021), 2018 yılı için GMM uyguladığı çalışmada kişi başına düşen gelir, kadın çalışan, konut sahipliği, bağımlılık oranı ve yaş faktörünün hanehalkı tasarruflarını pozitif etkilediği, ikinci konut ve otomobil sahipliğinin ise hanehalkı tasarruflarını negatif etkilediği sonucuyla karşılaşmıştır. Öksüz Narinç ve Küçükönder (2020), 2017 yılı için ardışık logit modelini kullandığı çalışmada konut ve otomobil sahipliğinin, yaş değişkeninin tasarrufları artırdığı bulgusuna ulaşmışlardır. Kızılgöl ve İpek (2019), 2002-2016 dönemi veri seti ile probit uygulayarak konut ve otomobil sahipliği,

hane büyüklüğü, yaş, eğitim, meslek durumu ve kadın çalışanların hanehalkı tasarruflarını etkileyen önemli değişkenler olduğunu ifade etmişlerdir. Pektaş ve Erdem (2017), 2003-2013 dönemi veri seti için iki aşamalı en küçük kareler metodu uygulamış ve hanehalkı tasarruflarını etkileyen en önemli faktörün gelir olduğu bulgusuyla karşılaşmış, ayrıca aynı gelir düzeyinde işsiz olan hanelerin daha fazla ihtiyati tasarruf eğiliminde olduğunu gözlemlemişlerdir. İpek ve Sekmen (2016), 2003-2012 dönemi için havuzlanmış en küçük kareler metodunu uyguladığı çalışmada eğitimin hanehalkı tasarruflarının en önemli belirleyicisi olduğu ve yaş, cinsiyet gibi ilave demografik faktörlerin hanehalkı tasarrufunu açıklamada önemli etkilere sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Şengür ve Taban (2016a), çoklu doğrusal regresyon modellerini 2002-2013 veri seti için uygulamış ve hanehalkının ücret, prim, faiz ve kira geliri gibi farklı gelir çeşitlerinin hanehalkı tasarruflarını önemli ölçüde etkilediği, gelir gruplarına göre tasarruf oranlarının da değiştiği bulgularıyla karşılaşmıştır. Şengür ve Taban (2016b) yine aynı dönem için bu kez lojistik regresyon modellerini kullanarak konut mülkiyeti, aylık gelir ve eğitim düzeyinin tasarrufları pozitif etkilediği; kırsal yaşam, otomobil sahipliği ve geçici istihdam faktörlerinin ise hanehalkı tasarruflarını negatif yönde etkilediğini ifade etmiştir. Aktaş vd. (2012) iki aşamalı ve havuzlanmış en küçük kareler yöntemleri ile 2003-2008 dönemi için tahminde bulunmuş, Türkiye’de ihtiyati tasarrufların geçerliliğine ilişkin güçlü kanıtlar elde etmiştir. Çolak ve Öztürkler (2012), 2010 yılı için en küçük kareler ve dilim regresyon metodu uyguladığı çalışmada yüksek gelir gruplarının, özellikle de kırsalda yaşayan hanelerin daha fazla tasarrufta buldukları sonucuna ulaşmışlardır. Rijckeghem (2010), 2004-2008 dönemi için araç değişken tahmincisi, iki aşamalı ve havuzlanmış en küçük kareler metodu ile İhtiyati Tasarruf Hipotezi’nin geçerliliği yönünde kanıtlar sunmuştur. Yılmaz (2010), 2008 yılı için probit ve tobit uygulamış; hanehalkı gelirinin, eğitimin, yaşın ve düzenli geliri olan meslek gruplarının tasarruflara pozitif katkısı olacağı sonucuna ulaşmıştır. Rijckeghem ve Üçer (2009), 2004-2005 dönemi veri seti ile probit ve araç değişken tahmincisi kullanarak gelir, faiz oranı ve belirsizlik faktörünün tasarruflara pozitif katkı sağladığı bulgusu elde etmişlerdir. Yükseler ve Türkan (2008), 2002-2006 veri setini yatay kesit analizi ile ele almış ve hanehalkı tasarruflarının gelir diliminin yükselmesiyle artacağı kanaatine varmışlardır. Bozkuş ve Üçdoğruk (2007) ise 2003 yılı veri setini çok terimli logit metodu ile ele almış, sonuçta yaş ve gelir düzeyinin hanehalkı tasarruf eğilimlerini önemli ölçüde etkilediği bulgusuyla karşılaşmıştır.

Literatürde Türk hanehalkı tasarrufları ile ilgili yapılan çalışmaların önemli bir kısmı Ceritoğlu’ nun sentetik panel veri analizinden yararlandığı çalışmalarından oluşmaktadır. Ceritoğlu (2020), 2003-2018 dönemi için kohort geliri ve kohort tüketimi arasında pozitif bir ilişki tespit etmiştir. Ceritoğlu’nun 2003-2014 dönemi veri setini kullanarak ele aldığı çalışmalarından Ceritoğlu (2017a); kohort tüketim artışının kohort gelir artışı ile ilişkili olduğunu, yaşlı kohortların ve kentsel alanda yaşayan hanelerin ise işgücü belirsizliğine daha duyarlı olduğunu ifade etmiştir. Ceritoğlu (2017b), yaşam döngüsü tasarruflarının Türkiye için geçerli olduğu yönünde kanıtlar elde etmiştir. Ceritoğlu (2017c) ise ev sahibi olanlar ve kiracılar için konut fiyatları değişiminin kohort tüketime etkilerini incelemiş ve bu etkinin konut sahiplerinde daha güçlü olduğu bulgusu ile karşılaşmıştır. Ceritoğlu (2013), 2004-2012 dönemi çeyreklik veri setinden istifade ettiği çalışmada tüketim artışı ile beklenen gelir değişimi arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit etmiştir. Ceritoğlu (2011), 2003-2009 dönemi için Türkiye’de İhtiyati Tasarruf Hipotezi’nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Yine Ceritoğlu (2009); 1994, 2002-2004 dönemi verilerini ele alarak İhtiyati Tasarruf Hipotezi’nin geçerliliği yönünde kanıtlar elde etmiştir.

Türk hanehalkı tasarruf ve tüketim alışkanlıkları ile ilgili çalışmaları ile dikkat çeken çalışmalardan bir kısmı da Cilasun ve Kırdar’a aittir. Cilasun (2009), sentetik panel veri

tekniklerini kullanarak 2002-2006 dönemi için elde ettiği bulgulara göre Türkiye’de hanehalkı tasarruf davranışlarının YDH ve İhtiyati Tasarruf Hipotezi ile uyuşmadığını ifade etmiştir. Cilasun ve Kırdar (2009), yatay kesit analizi ile 2002-2006 dönemi veri seti için Türkiye’de hanehalkı tasarruflarını açıklamada YDH’nin yetersiz olduğu sonucuyla karşılaşmışlardır. Cilasun ve Kırdar (2012) ise; sentetik panel veri analizi ile 2003 yılı veri setini dikkate aldığı çalışmada eğitime göre gelir profillerinin yaşam döngüsü boyunca yatay seyrettiği bulgularıyla karşılaşmıştır.

Türkiye dışında yapılan çalışmalara genel olarak bakıldığında Yao vd. (2011), 2007 yılı ABD ve 2008 yılı Çin verileri ile lojistik regresyon metodunu kullanarak tasarruf alışkanlıklarını karşılaştırmıştır. Çalışmalarında bulgular Çin hanehalkının Amerikan hanehalkından daha güçlü tasarruf güdüsüne sahip olduğunu ve bu farklılığın ihtiyat güdüsünden, eğitim güdüsünden ve emeklilik güdüsünden kaynaklandığını göstermektedir. Chamon ve Prasad (2010), 1989-2006 dönemi için sentetik panel veri tekniklerini kullandığı çalışmada, Çin’de YDH’nin geçerliliğine yakın bulgulara ulaşmışlardır. Browning ve Ejrnaes (2009), 1968-1999 dönemi için sentetik panel veri tekniklerini kullanmış ve bulgularında İngiltere’de tüketim yaşamın başlangıcında hızla artarken, yaşam döngüsünün sonlarında tekrar düşmüştür. Bu durum demografik faktörler, likidite kısıtı, ihtiyat güdüsü, tüketim ve işgücünün ayrılmazlığı ile açıklanmıştır. Bernheim vd. (2001), 1978-1990 dönemi için panel veri analizi uyguladığı çalışmalarında ABD’de İhtiyati Tasarruf Hipotezi’nin geçerliliği yönünde sonuçlar elde etmişlerdir. Blundell vd. (1994), 1970-1986 dönemi için sentetik panel veri analizi uyguladığı çalışmada İngiltere için demografik değişkenler ve işgücü piyasası değişkenlerini dikkate aldığı durumda gelirdeki beklenen değişikliklere tüketimin aşırı duyarlı olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. Hall ve Mishkin (1982), 1969-1975 dönemi için ABD’de maksimum olabilirlik metodunu kullanarak değerlendirme yapmış; elde ettiği bulgular tüketimin yaklaşık yüzde sekseninin gelirdeki değişikliklere duyarlı olduğunu göstermiştir.

Hanehalkı tüketim ve tasarruf alışkanlıklarını sentetik panel veri teknikleri kullanarak inceleyen çalışmalardan önemli bir kısmı da Attanasio’ya aittir. Attanasio ve Weber (2010), 1978-2007 dönemi için İngiltere’de tüketimin gelirdeki öngörülebilir değişikliklere oldukça duyarlı olduğunu ve YDSGH’nin geçerli olmadığını tespit etmiştir. Attanasio ve Szekely (2000), çalışmalarında Meksika için 1984, 1989, 1992, 1994, 1996 yılları; Peru için 1985, 1991, 1994, 1997 yılları; Tayland için 1975, 1981, 1986, 1988, 1990, 1992, 1994, 1996 yılları; Tayvan için 1976- 1996 dönemi veri setini kullanmışlardır. Sonuçlar Doğu Asya’daki genç nesilin, Latin Amerika’dakilere kıyasla daha fazla tasarrufta bulunduğunu, toplam hanehalkı tasarruf değerinin daha fazla olduğunu ve daha güçlü bir kohort etkisi olduğunu göstermiştir. Attanasio ve Szekly (1998), 1984-1996 dönemini dikkate aldığı çalışmada Meksika’da hanehalkı tasarrufunun eğitim ile yüksek derecede korelasyonlu olduğu; ayrıca yüksek eğitilmiş kesimin, düşük eğitilmiş kesimin tasarruf-yaş profilinden daha fazla YDH ile uyumlu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Attanasio ve Weber (1995), 1980-1990 dönemi için ABD’de hem gelirin hem de tüketimin kambur şekilli olduğu, ancak tüketimin gelire göre daha az değişken olduğu sonucuyla karşılaşmıştır. Attanasio’nun (1993), 1980-1990 döneminde ABD için elde ettiği tasarruf-yaş profili 60’lı yaşlarda zirve yaparak kambur şekil almıştır. Attanasio ve Browning’in (1993) çalışmada 1970-1986 dönemi için İngiltere’de gelir ve tüketim kambur eğim alırken, YDH’nin İngiltere için geçerli olmadığı sonucunu gözlemlemişlerdir. Ayrıca modellerine demografik değişkenler eklendiği takdirde tüketimin işgücü gelirine aşırı duyarlılığı kaybolmuştur.

Sentetik panel veri analizi yardımıyla hanehalkı tasarruf davranışlarını değerlendiren çalışmalardan önemli bir kısmı da Deaton ve Paxson’ a aittir. Deaton ve Paxson (2000a), 1976-1995 dönemi için Tayvan’da yaş tasarruf profilini kambur şekilli bulmuştur. Deaton ve Paxson

(2000b), Tayvan için 1976-1995; Tayland için 1976, 1981, 1986, 1988, 1990, 1992 yıllarını dikkate almış ve sonuçlar iki ülke için de YDH' nin desteklendiğini göstermiştir. Deaton ve Paxson (1998a), 1983-1994 dönemi için ABD'de yaş arttıkça emeklilik yaşına kadar gelirin ve sağlık koşullarının yükselmekte, daha sonra düzleşmekte olduğu bulgularına ulaşmıştır. Deaton ve Paxson (1998b), yine aynı dönem için ABD'de sağlık statüsünü kohort, yaş ve cinsiyet bakımından gelire pozitif ilişkili bulmuştur. Deaton ve Paxson (1998c); 1984, 1987, 1990, 1993 yılları için ABD, İngiltere, Tayland, Tayvan, Endonezya, Meksika ve Pakistan'ı incelemiştir. Sonuçlar tasarruf oranı yüksekken yaşam boyu kaynakların genç nesile doğru yeniden dağıldığını ve hanehalkı tasarruflarının da bu şekilde yeniden paylaşıldığını göstermiştir. Deaton (1997), Tayvan'da 1976-1990 dönemini dikkate aldığı çalışmasında genç kohortların yaşlılardan hem daha iyi kazanca sahip olduğu, hem de daha hızlı bir kazanç artışıyla karşılaştığı bulgusuna ulaşmışlardır. Deaton ve Paxson (1994a), ABD için 1980-1990, İngiltere için 1969-1990, Tayvan için 1976-1990 dönemini incelemiştir. Sonuçta kohort içi tüketim ve gelir eşitsizliği her üç ülkede de yaşla beraber artmıştır. Deaton ve Paxson (1994b) ise 1976-1990 dönemini dikkate aldığı çalışmasında Tayvan'da tüketimin gelire benzer şekilde değiştiğini, aynı zamanda Tayvan'da yaşanan yüksek tasarruf oranlarının önemli bir kısmının genç ve bilinçli hanehalkından kaynaklandığı sonucuna ulaşmıştır. Deaton (1992b), 1985-1987 dönemi için Afrika Fildişi Sahili'ndeki hanehalkı tasarruf davranışlarını incelemiştir. Sonuçlar hanehalkı tasarruf davranışının SGH ile tamamen tutarlı olmadığını, hanehalkının tüketimini düzleştirmek isterken gelecek işgücü geliri belirsizliği ve eksik sermaye piyasası düzenlemeleriyle karşılaştığını göstermektedir. Paxson (1995), ABD için 1980-1992, İngiltere için 1970-1992, Tayvan için 1976-1978, Tayland için 1976, 1981, 1986, 1988 ve 1992 yıllarını kapsayan çalışmasında bulgular tasarruf ve büyüme ilişkisinin YDH ile açıklanamayacağını, gelir ve tüketimin beraber hareket ettiğini doğrulamaktadır. Yaş-tüketim profiline bakıldığında ise; tüketim ileri yaşlarda İngiltere' de azalırken, ABD ve Tayland' da nispeten düzdür, Tayvan' da ise yaşla beraber artmaktadır. Paxson (1992); 1975, 1976, 1981, 1986 yılları için Tayland'da hanehalkı tasarruf davranışlarını incelemiştir. Sonuç olarak beklenen gelir değişiklikleri ve hanehalkı tasarrufu arasında güçlü ve pozitif bir ilişki vardır.

Carroll ise literatürde İhtiyati Tasarruf Hipotezi' ni test ettiği çalışmalarla dikkat çekmektedir. Carroll vd.'nin (2003); 1983, 1989, 1992 yılı verileri ile araç değişken tahmincisi ve logit kullandığı çalışmasında sonuçlar ABD' de işsizlik riskinin artması; görece düşük sürekli geliri olan hanehalkı tasarruflarını artırmazken, ılımlı bir düzeyde geliri olan hanehalkı için ihtiyati tasarruf etkisine yol açtığını göstermiştir. Carroll ve Samwick (1997), 1981-1987 dönemi için sentetik panel veri analizinden yararlanmışlar, sonuç olarak ABD'de çalışma çağının çoğunda ihtiyati tasarrufla uyumlu hareket edildiğini gözlemlemişlerdir. Carroll (1996); 1963, 1983 ve 1989 yılları için doğrusal regresyon modeli uyguladığı çalışmasında ABD'de YDSGH'nin geçerli olmadığı ve İhtiyati Tasarruf Modeli'nin geçerli olduğu yönünde kanıtlar sunmuştur. Carroll vd. (1992), 1968-1985 döneminde hareketli ortalama-MA(1) modeli kullandığı çalışmasında ABD'de yüksek derecede gelir belirsizliği ile karşılaşmış, ayrıca 1960-1985 dönemi çeşitli OECD ülkeleri için test edilmiş ancak sonuçlar İhtiyati Tasarruf Modeli'nin katı bir yorumlamasına uymamıştır. Carroll ve Summers (1991), 1960-1985 döneminde 15 OECD ülkesi için sentetik panel veri analizi yardımıyla hanehalkı tasarruf davranışlarını incelemiştir. Sonuçlar bazı ülkelerde geniş aile şeklinde yaşam nedeniyle tüketim sonuçlarının çarpık olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan gelir artışı ve tüketim artışı arasında yüksek bir korelasyon gözlemlenmiştir.

YDH ve İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliğini soruşturan çalışmalardan bir kısmı da Jappelli'ye aittir. Jappelli vd.'nin (2007), 2002 ve 2004 yılı için panel sabit etki modeline dayanarak ele aldığı çalışmasında sonuçlar İtalya'da İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliğini

desteklememektedir. Jappelli vd. (2006), 1993-1995 dönemi için probit uyguladığı çalışmalarında İtalya’da sağlık kalitesinin düşük olduğu bölgelerde daha fazla sağlık harcaması dağılımı ve daha çok ihtiyati tasarruf eğilimi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Jappelli ve Modigliani (2005), 1989-2000 dönemi için sentetik panel veri analizinden istifade ettiği çalışmasında İtalya’da tasarruf ve servetin yaşam döngüsü profilinin YDH’ne benzer şekilde kambur eğimli olduğu bulgusuyla karşılaşmışlardır. Jappelli (1999), 1984-1993 dönemi için sentetik panel veri analizinden yararlandığı çalışmasında kohort etkisi bakımından YDH’nin geçerliliğine yönelik sonuçlar elde etmesine rağmen, toplamda İtalya’da YDH’nden daha farklı bulgulara ulaşmıştır. Jappelli ve Modigliani (1998), 1984-1995 dönemi için sentetik panel veri tekniğinden istifade ettiği çalışmasında İtalya’da gelir yaş profilinin kambur şekilli olduğunu, tüketimin yaşam boyunca nispeten düz olduğunu, hem toplam tasarrufun hem de toplam servetin kambur şekilli eğilim sergilediğini göstermiştir.

Materyal ve Yöntem

Bu çalışmada analiz için TÜİK Hanehalkı Bütçe Anketi (HBA) 2002-2013 dönemi veri seti kullanılmıştır. Uç değerlerden doğan sapmayı engellemek amacıyla yıllık gelir düzeyi 100 TL’ den düşük olarak beyan edilen hanehalkı verileri analize dahil edilmemiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenler olan *Gelir*: hanehalkı kullanılabilir gelirini, *Tüketim*: hanehalkı tüketimini, *Tasarruf*: yıllık hanehalkı gelirinden yıllık hanehalkı tüketiminin çıkarılması sonucu ulaşılan hanehalkı tasarruf verilerini, *Tasarruf oranı*: hanehalkı tasarrufunun hanehalkı kullanılabilir gelirine oranını ifade etmektedir. *Reel faiz oranı*: TCMB’nin veri dağıtım sisteminden elde edilen banka kredi faiz oranından enflasyon oranı çıkarılarak oluşturulmuştur. *Yaş*: hanehalkı reisinin yaşını temsil etmekte, *Hanehalkı büyüklüğü*: hanede yaşayan kişi sayısını ifade etmektedir. YDH ve YDSGH testi için hanehalkının demografik özellikleri ile ilgili oluşturulan kukla değişkenler ise şunlardır: *Eğitim*: Hanehalkı reisi lise+üniversite+lisansüstü mezunu ise:1, diğer eğitim mezunları:0; *Çocuk Sahipliği*: Hanehalkında en az bir çocuk varsa:1, hiç çocuk yoksa:0; *Kent/Kır*: Hanehalkı kensel yerleşimde ise:1, kırsal yerleşimde ise:0; *Çalışan Kadın*: Hanede en az bir çalışan kadın varsa:1, hanede çalışan kadın yoksa:0. İhtiyati Tasarruf Hipotezi’ni test etmek için ise belirsizlik ölçütü olarak kullanılan kukla değişken *İstihdam şekli*: Hanehalkında en az bir fert sürekli bir işte çalışıyorsa:1, hanehalkında sürekli işte çalışan fert yoksa:0 değerini almıştır. Reel faiz oranı haricinde tüm değişkenler 2002-2013 TÜİK HBA veri setinden elde edilen verilerle hesaplanmıştır. Tüm analizlerde reel değerler kullanılmış ve düzeltme için TÜİK veritabanından elde edilen 1998=100 bazlı gayrisafi yurtiçi hasıla deflatöründen istifade edilmiştir.

Çalışmada sentetik panel veri analizinden yararlanabilmek için hanehalkı reisinin doğum yılı aralıklarına göre kohortlar oluşturulmuş ve yaşam döngüsünü dikkate almak kaydıyla 25-70 yaş aralığı analize dahil edilmiştir. Yaşam döngüsü çerçevesinde bu çalışmada oluşturulan kohortlar ise şu şekildedir: 2002’ de 25, 2003’ te 26, 2004’ te 27,... ,2013’te 36 yaşında olanlar en genç (1.) kohortu, 2002’ de 26, 2003’ te 27, 2004’ te 28... 2013’ te 37 yaşında olanlar (2.) kohortu,... ve 2002’de 59, 2003’ te 60...2013’ te 70 yaşında olan hanehalkı reisleri (35.) en yaşlı kohortu kapsamaktadır. Tüm kohortlar tüm dönemlerde gözlemlenmiştir. 2002-2013 döneminde her yıl için oluşturulan 25-70 yaş arası olan bu gruplar toplamda 35 kohort, 12 yıl için 420 kohort-yıl hücrelerini içermektedir. Gözlemler grupların ortalama değerini temsil etmekte ve böylece pseudo panel verileri oluşturulmaktadır.

Sentetik Panel Veri/Kohort Analizi

Mikroekonomik verilerde anket sorularına ölüm, göç, anketörü evde bulamama vb. gerekçelerle ardışık zaman dilimlerinde aynı kişilerden yanıt alınamama kısıtı vardır. TÜİK

HBA tekrarlı yatay kesit arařtırmalarında da aynı durum söz konusudur. Rassal örnekleme oluşturulan bu tür tekrarlı yatay kesit verilerini analiz etmede Deaton (1985); sabit etki modelini tahmin etmek için kohort tekniğinin kullanımını önermiştir. Bu yöntemde bireysel gözlemler yerine özellikle doğum yılı, eğitim gibi zamanla değişmeyen ortak özelliklere sahip olan bireylerin gruplandırılması sonucu elde edilen verilerin ortalamaları baz alınarak sentetik panel verileri oluşturulmakta ve ekonomik ilişkiler tahmin edilmektedir.

Deaton'ı (1985) ve Browning vd.'ni (1985) takiben her dönemde aynı sayıda bireyi içeren nüfusun kohort sayısı sabit iken, kohortlar içerisinde tüm bireyler " a_c " benzer sabit etkiye sahip ise:

$$\bar{y}_{ct} = \bar{a}_{ct} + \bar{x}'_{ct}\beta + \bar{u}_{ct} \quad c=1,2,\dots,C \quad t=1,2,\dots,T \quad i=1,2,\dots,N \quad (8)$$

Denklem (8) de \bar{y}_{ct} bağımlı değişkeni ve \bar{x}'_{ct} , açıklayıcı değişkeni: t zamanında kohort c 'deki gözlemlenen bütün y'_{it} ve x'_{it} 'nin ortalamalarıdır. Aynı şey diğer tüm değişkenler için de geçerlidir. Elde edilen veri seti, t zaman periyodunda c kohortları üzerinde tekrarlı gözlemler ile bir pseudo paneldir (Hsiao, 2003, s. 283-284). β :ilgilenilen parametre vektörü, a_c : kohort sabit etkisidir ve c kohortuna ait bütün üyelerde mevcuttur. Denklem (8) deki kohort ortalamaları, her kohort için içinde bulundurduğu örneklem sayısına bölünerek elde edilir. Kukla değişkenler ise ilgili kohort/yıl hücresi içerisindeki payı alınarak hesaplanır. Bu çalışmada da Deaton (1985,1997) u takiben log ortalama (medyan) değerler kullanılmıştır. Euler denklemlerinin tahmininde sentetik panel veri setinin tercih edilmesi, bireylerin ortalama değerlerinin kullanılmasından dolayı birime özgü hata terimi elimine edilmektedir. Böylece hata teriminin beklenen değeri sifıra eğilimlidir. Aynı zamanda Deaton (1985, 1997); Euler denklemi kullanılarak analiz edilen YDH testinde sapmaya yol açan verilerde ortalamanın logaritmasının alınmasının yerine, toplamsal verilerde olduğu gibi logaritmanın ortalamasını almayı önermektedir. Diğer taraftan veri setinde uç gözlemlerin "outliers" olması nedeniyle ortalama yerine medyan değerler kullanılabilir (Deaton, 1985, s. 113; Deaton, 1997, s. 121). Bu çalışmada da analizlerde Deaton'ı (1985) takiben medyan değerler kullanılmıştır.

Kohort analizi temel olarak üç ayrı bileşen içeren ayrışma temelli bir regresyon analizidir. Bu bileşenler kohort, yaş ve yıl etkileridir. Kohort etkisi; benzer yaş ve ekonomik şartlar altında, daha önce doğmuş olanların, daha geç doğanlara göre maruz kaldığı koşullardır (Jappelli, 1999, s. 57). Yaş etkisi; içinde bulunulan yıl ne olursa olsun, doğum yılları arasındaki farklılıklardan kaynaklanan farklı tecrübeleri ve yaşam süreçlerindeki farklı davranışları ifade eder (Deaton ve Paxson, 1994a, s. 452). Yıl etkisi (makroekonomik etki) ise; tüm kohortları aynı dönemde ve aynı tutumla etkileyen, yaş farklılığından bağımsız olan; piyasa durgunluğu veya hareketliliği, ekonomik kriz ortamı vb. gibi ekonomik döngünün yol açtığı işsizlik vb. gibi ekonomik seyri ifade etmektedir (Deaton ve Paxson, 1994b, s. 344).

Panel verilerde yaş, yıl ve kohortun (doğum yılı) etkilerini ayrı ayrı tanımlamanın mümkün olmadığı bilinmektedir. Deaton ve Paxson'u (1994a) takiben belirli kısıtlar altında ortalama tüketim harcaması yalnızca yaşa ve yalnızca kohorta bağlı olan iki bileşime ayrıştırılmıştır. Zaman etkisini ayrıştırmak için modele yıl kuklası eklenir ve doğrusal bir model için denklem şu şekilde tahmin edilir (Deaton, 1997, s. 124; Cilasun, 2009, s. 49):

$$y = \beta + A\alpha + Tt + Kc + u \quad (9)$$

Denklem (9)'da A yaş kuklası matrisi, T yıl kuklası matrisi, K kohort kuklası matrisi, β , a , t , c tahmin edilen parametreler, u : gözlemlenemeyen ölçüm hatasıdır. Ancak bu üç matris " A , T ve K " arasında ek bir doğrusal ilişki vardır. Kohortun zamanının ve doğum yılının bilinmesi, yaşının hesaplanmasına yardımcı olur. Doğrusal bir modelde ise bu etki ayrıştırılmaz. Bu yüzden tam çoklu bağlantı "perfect collinearity" problemi ortaya çıkar

(Rijckeghem, 2010, s. 65). Bu problemi aşmak için Deaton ve Paxson'un (1994a) önermesi ile yıl kukla değişkenine ortalamasının sıfır olması ve trende ortogonal olması kısıtı getirilmiştir (Deaton ve Paxson, 1994a, s. 348).

YDH ve YDSGH'nin tahmini için kullanılacak olan *Euler* denklemi, denklem (6) ya göre kohort ortalamaları alınarak sentetik panel veri analizi için yeniden düzenlenebilir:

$$\Delta \log(c_{c,t+1}) = \text{constant} + \theta' \Delta z_{c,t+1} + \sigma \log(1 + r_{c,t+1}) + \gamma \Delta \log(y_{c,t}) + \epsilon_{c,t+1} \quad (10)$$

Denklem (10)a göre γ parametresinin sıfırdan farklı sonuç vermesi gelirdeki beklenen değişikliklerin tüketimdeki değişimleri öngördüğünü; dolayısıyla YDH'nin ve YDSGH'nin reddedileceğini gösterirken, Flavin'in (1981) aşırı duyarlılık testini haklı çıkarmaktadır.

İhtiyati Tasarruf Hipotezi için tahmin edilecek olan *Euler* denklemi ise, denklem (7) ye göre kohort ortalamaları alınarak sentetik panel veri analizi için yeniden düzenlenebilir:

$$\Delta \log(c_{c,t+1}) \approx \rho^{-1}(r - \delta) + 0.5 \rho E_{c,t} \text{var}_{c,t}(\Delta \log c_{c,t+1}) + \epsilon_{c,t+1} \quad (11)$$

Bu çalışmada denklem (11) deki varyans/risk terimi için belirsizlik ölçütü olarak hanehalkı istihdam edilme şekli kuklası kullanılmıştır. İhtiyati Tasarruf Hipotezi'ne göre sürekli bir işte çalışan hanehalkının gelecek gelir beklentilerine karşı, geçici işte çalışan hanehalklarına göre kendilerini daha az korumaları ve daha çok tüketimde bulunmaları, daha az tasarruf etmeleri beklenmektedir. Bu nedenle elde edilecek istihdam şekli katsayısının işaretinin denklem (11) için pozitif olması beklenmektedir.

İki Aşamalı Sistem GMM

Denklem (10) ve denklem (11) de *log* doğrusallaştırılmış *Euler* denklemlerine $\Delta \log(y)$ parametresinin dahil edilmesi neticesinde bağımlı değişken olan tüketim artışı; gelir artışı ve diğer demografik/iş gücü arzı değişkenlerinin hata terimi ile ilişkili olmalarına, kısaca içsellik problemine yol açacaktır. Bilindiği gibi gelir tüketimi belirlerken, tüketim de geliri belirlemektedir. Bahsedilen içsellik problemini çözmek adına, ayrıca otokorelasyon ve değişen varyans problemlerini de dikkate alan Hansen (1982) tarafından ortaya atılan bir dinamik panel tahmin yöntemi olan Genelleştirilmiş Momentler Metodu'nu kullanmak bir alternatiftir.

Özellikle değişkenlerin hücre büyüklüğü küçükken düzey değerlerinde kohortların ortalama hücre büyüklüğünün alınmasının ölçüm hatasına yol açmasından dolayı, birinci farkta bir *MA(1)* yapısına dönüşür. *MA(1)* kalıntıların varlığı ise bir dönem gecikmeli araçları geçersiz yapar (Attanasio ve Browning, 1993, s. 13; Attanasio ve Weber, 1995, s. 1134; Attanasio vd., 1995, s. 8). Dolayısıyla bu çalışmada tutarlı tahminçiler elde etmek için kullanılan değişkenler iki dönem gecikmelidir.

Zaman boyutunun yatay kesite göre küçük kaldığı veri setlerinde (bu çalışmada $T:12$ ve $N:35$, $N > T$) fark alınarak gözlem sayısını azaltmak yerine, olası gelecek değerlerin ortalaması alınarak veri kaybı minimize edilmektedir. Ayrıca birimler arası korelasyon olmaması varsayımı altında değişen varyans ve otokorelasyon problemi varken; İki Aşamalı Sistem GMM, İki Aşamalı GMM'den tahmin için daha uygundur (Baltagi, 2008, s. 155-158, 160-162). Bu nedenle bu çalışmada da diğer GMM tahmin edicileri ile kıyaslandığında daha iyi bir tahmin edici olduğu ifade edilen İki Aşamalı Sistem GMM yaklaşımı kullanılmıştır.

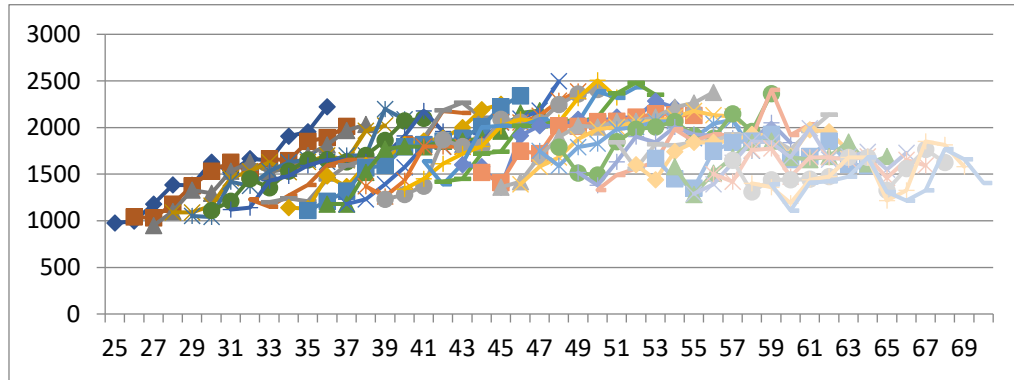
GMM yöntemlerinde gerçekleştirilen tahminler araç değişkenler yardımıyla sınındığı için bu değişkenlerin asıl değişkenleri tam olarak yansıtması beklenmektedir. Bu yüzden birinci fark denklemindeki hata terimlerinin ikinci ya da daha yüksek dereceden otokorelasyona sahip olmaması gerekmektedir. Sargan (1958) ve Hansen (1982) testleri bir GMM modelde aşırı belirlenme kısıtının geçerliliğini sınamaktadır. Eğer model doğru belirlendiyse katsayı tahmin

edilirken, modelin yanlış belirlenmesi otokorelasyonun olduğunu dolayısıyla araç değişkenlerin dışsal olmadığını ve hatta hata terimi ile ilişkili olduğunu göstermektedir (Arellano, 2003, s. 199-200). Modelin otokorelasyon ve değişen varyans yönünden şüpheli olması ve araç değişken sayısının sınırlı olması sebebiyle, Hansen J testi, Sargan testine göre modeller için daha uygun gözükmektedir.

Ayrıca GMM koşulları altında gerçekleştirilen dinamik panel veri tahmin modeli sonuçlarının Arellano ve Bond (1991) tarafından önerilen 1. ve 2. sıra otokorelasyon testleri ile de sınanması gerekmektedir. Elde edilecek sonuçlara göre, 2. sıra otokorelasyonun istatistiksel olarak önemsiz olması beklenmektedir (Arellano, 2003, s. 121).

Bulgular

Kohort Analizi Bulguları



Şekil 1: Hanehalkı reisinin yaşına karşı medyan kohort geliri, (1998=100 reel fiyatlarla, TL)

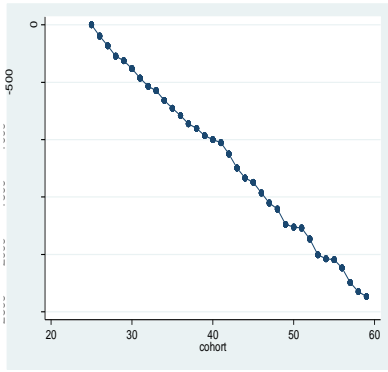
Şekil 1'de yatay ekseninde hanehalkı reisinin yaşına karşı dikey ekseninde hanehalkı medyan kohort geliri (TL) yer almaktadır. Oluşturulan sentetik panel verisiyle grafikleştirilen hanehalkı harcanabilir gelir profili kambur şekil izlemektedir, medyan gelir yaklaşık 48 yaşına kadar artmakta, 48-52 yaş arası nispeten düzleşmekte ve daha sonra yavaşça azalmakta, 60 yaşından sonra ise nispi olarak tekrar düzleşmektedir. Türkiye için benzer bulgulara Ceritoğlu (2017a, 2020), Rijckeghem (2010), Cilasun (2009) da ulaşmıştır. Ancak oluşan kambur şekil birçok gelişmiş ülkede olduğu kadar belirgin değildir. “Bknz. Attanasio ve Browning (1993), Attanasio (1994), Blundell vd. (1994), Jappelli ve Modigliani (1998, 2005), Attanasio ve Weber (2010)”.

Cilasun'un (2009) ve Güngör Parlakyiğit'in (2020) çalışmalarında Türk hanehalkının aile oluşumu ile ilgili oluşturduğu kohort grafikleri, Türkiye' de geniş aile şeklinde yaşama alışkanlığına dikkat çekmektedir. Özellikle en genç veya en yaşlı kohortların aynı hanede birleşmesi hanedeki tüm gelirin de birleşmesine ve yaşam döngüsünün iki ucunda gelirin olduğundan daha şişkin gözükmesine yol açabilir. Bu şekilde yaşanan hanehalkı birleşmeleri, yaşam döngüsünün iki ucunda gelirdeki düşüşü kısıtlayıp, daha az belirgin bir kambur şeklin ortaya çıkmasına ve gelir profilinin kısmen düzleşmesine neden olabilir. Genellikle gelişmekte olan ülkelerde rastlanıldığı gibi (Türkiye'de de 20'li yaşlardan sonra işgücü geliri elde etmeye başladıktan sonra bile) bireylerin bir kısmı evliliğe kadar, bir kısmı da evlilik sonrası da dahil olmak üzere ebeveynleriyle beraber yaşamaktadır. Ayrıca Türkiye'de yüksek eğitime katılımın yıllar itibarıyla artmasıyla evlilik yaşının gecikmesi de hanehalkı büyüklüğü ile ilgili dikkate alınmalı ve gelir profilini etkileyeceği unutulmamalıdır (Cilasun, 2009, s. 172; Cilasun ve Kırdar, 2009, s. 15; Güngör Parlakyiğit, 2020, s. 164-167).

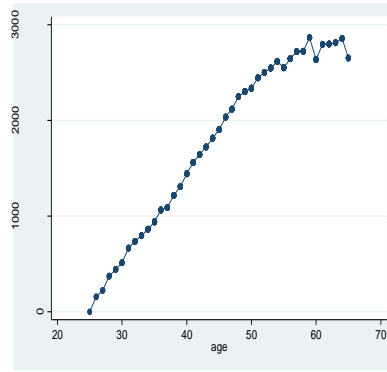
Türkiye' de 2008 yılına kadar prim ödemelerine göre emekli olunduğu için, emeklilik yaşı diğer birçok ülkeden farklı olarak 65 yaştan erken (kohort aralıkları dikkate alındığında

45-54 veya 55-64 yaş aralığında) gerçekleşmiştir. Bu durumda diğer ülkelere kıyasla birçok Türk hanehalkı reisi nispeten erken yaşlarda emekli olabilmiş ve emeklilik geliri elde etmeye başlamıştır. Sağlık sektöründe gerçekleştirilen iyileştirme reformları ile beraber ortalama yaşam süresinin de artması neticesinde 2008 yılında emeklilik için 60 yaş kısıtı getirilerek yeni bir düzenlemeye gidilmiştir. Düşük gelirli hanehalkı ise eğitim düzeyi yetersizliğinden ve kayıt dışı sektörde çalışıp emeklilik güvencesine sahip olamamasından dolayı genellikle 65 ve üzeri yaş grubunda hala çalışmaya devam etmektedir. Türkiye’de emeklilik döneminden sonra bile hanehalkı reisinin çalışmaya devam etmesi gerçeği yaşam döngüsünün sonlarına doğru gelirdeki azalmayı engellemiş olabilir.

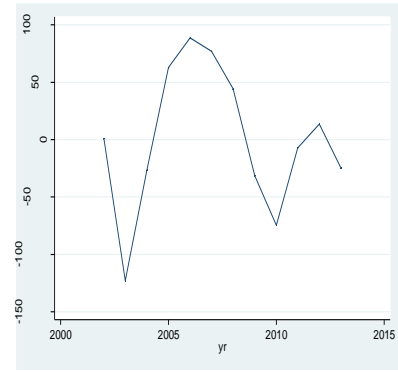
Şekil 1’deki yaş, kohort ve yıl etkisini ayırtırmak için Deaton ve Paxson’u (1994a) takiben kohort, yaş ve yıl kukla değişkenine ortalamasının sıfır olması ve zaman trendine ortogonal olması kısıtı getirilmiş ve denklem (9) tahmin edilmiştir.



Şekil 2: Medyan Gelirde Kohort Etkisi



Şekil 3: Medyan Gelirde Yaş Etkisi



Şekil 4: Medyan Gelirde Yıl Etkisi

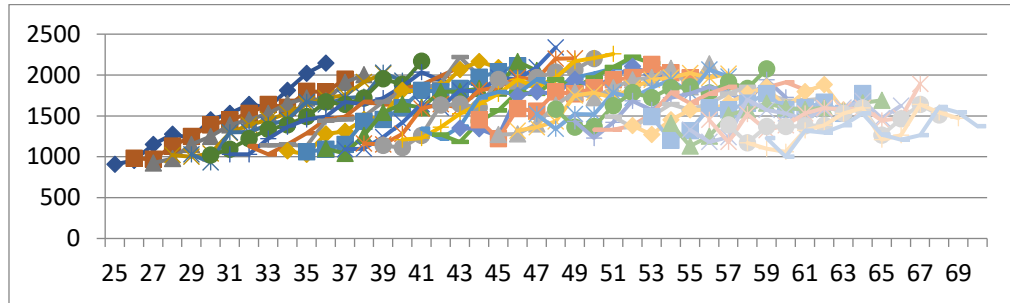
Şekil 2’de yatay eksen 2002 yılı için hanehalkı reisinin kohort yaşını göstermekte, dikey eksen kohort katsayısı yer almakta ve yaş aralığı 25-70 yaş arası sınırlandırılmaktadır. Şekil 2’de (aynı zamanda Şekil 6, 11 ve 14’te) yatay eksen bulgularının 59 yaşına kadar yer alma nedeni, en yaşlı kohortun 2002 yılında 59 yaşında olmasından kaynaklanmaktadır (2013 yılında 70 yaşında olan en yaşlı kohort). Bulgular kohort etkisinin yaşla beraber azaldığını, daha genç olan kohortların yaşam boyu gelir profilinin daha fazla olduğunu göstermektedir. Jappelli (1999), bu değişimi nesile özgü verimlilik artışı ile açıklamıştır. Ayrıca nesiller arası miras bırakma bu durumu açıklayan başka bir faktördür. Şekil 2’de gözlemlenen medyan gelirde azalan kohort etkisi, Deaton ve Paxson’un (2000a) ve Paxson’ un (1995) Tayvan için yaptığı çalışmayla ve Deaton’un (1997) Tayvan ve Çin için, Cilasun’un (2009) Türkiye için yaptığı analizle uyumludur.

Şekil 3’te tahmin edilen yaş etkisi; dikey eksen yaş etkisi katsayısı, yatay eksen hanehalkının yaşına karşı gösterilmektedir. Şekilde gelir yaşla beraber dışbükey bir fonksiyon şeklinde artmakta; 60 yaşından sonra bile çok az yükselmeye devam etmektedir. Hatta en yaşlı kohortlarda bile yaşla beraber gelir artma eğilimindedir. Grafikte analiz edilen gelir türü toplam hanehalkı harcanabilir gelirdir. Eğer işgücü geliri verileri kullanılsaydı, yaş etkisinin ileri yaşlarda (emeklilik döneminden itibaren) azalması beklenebilirdi. Ancak emeklilik geliri ve transfer geliri gibi yaşlılık döneminde elde edilen ilave gelirlerin toplam harcanabilir gelire eklenmesi, bunun yanında konut ve diğer gayrimenkul fiyatlarındaki yükselişin servet etkilerini artırmasından dolayı; toplam gelirdeki azalışlar telafi edilmekte ve hatta ileri yaşlarda yaş etkisi azalarak da olsa artmaya devam etmektedir. Bu sonuçlar Paxson’un (1995), Deaton’un (1997),

Deaton ve Paxson'un (2000a) Tayvan için, Cilasun'un (2009) Türkiye için elde ettiği bulgulara benzemektedir.

Şekil 4'te dikey ekseninde yıl kuklası katsayısı, yatay ekseninde ise 2002-2013 dönemi yıllar yer almaktadır. Bu etkinin tutumu katsayılar göz önüne alındığında kohort ve yaş etkisinden daha düşüktür. Ayrıca Şekil 4'e göre ekonomide 2002'den 2003 yılına trende göre daha az büyüme; 2003'ten 2006'ya kadar trende göre daha fazla büyüme gerçekleşmiştir. 2002'den 2003 yılına gerçekleşen düşüşlerin; 2000 ve 2001 yılı ekonomik krizlerinin gecikmeli etkisiyle yaşanan negatif şoktan kaynaklandığı düşünülmektedir. 2006 yılından sonraki süreçte yıllar itibarıyla 2010'a kadar trende göre daha az büyüme gerçekleşmiş ve 2010 yılında oldukça düşük değer almıştır. Bu dönemde yaşanan 2008 krizinin gecikmeli etkisi yine bu süreci desteklemiş olabilir. 2010'dan 2011'e ve 2011'den 2012' ye trende göre daha fazla büyüme, 2012'den 2013'e ise tekrar trende göre daha az büyüme gerçekleşmiştir.

SGH'ne göre eğitim önemli bir sürekli gelir göstergesidir. Güngör Parlakyiğit (2020), çalışmasında TÜİK 2002-2013 dönemi HBA verileri doğrultusunda okuryazar olmayan hanehalkı reisinin payını ortalama %10, ilköğretim mezunu olanların payını %51, ortaokul ve lise mezunu payını %28, üniversite ve lisansüstü mezunu payını ise %11 olarak bulmuştur. Üniversite mezunu hanehalklarının payının belirgin şekilde düşük kalması durumu, eğitim süreçleri devam ederken (25-30 yaş civarlarında) daha az evlilik yapmalarından ve bu nedenle gençlerin hanehalkı reisi gözlemine dahil edilememesinden kaynaklanabilir. Ayrıca hanehalkı reisleri arasında okuryazar olmayanların payının genç kohortlarda daha düşükken, yaşlı kohortlara doğru gittikçe arttığını, ortaokul/ lise ve dengi mezunu olma paylarının ise genç kohortlarda daha yüksekken, yaşlı kohortlara gittikçe azaldığını gözlemlemiştir. Bu durumun Türkiye' de yeni nesillerin eğitim olanaklarına daha rahat ulaşması ve izlenen zorunlu eğitim politikalarının bir sonucu olduğu düşünülmektedir. Eğitim paylarının dikkate alındığı gözlemlerden yola çıkarak; daha genç kohortların daha eğitilmiş olması gerçeğinin gelir, tüketim ve tasarruf analizinde pozitif kohort etkisine yol açacağı düşünülmektedir. Bunun yanında eğitim düzeylerine göre incelediği kohort analizi ile hanehalkı reisleri okuryazar olmayan, ilköğretim mezunu, ortaokul/lise mezunu ve lisans ve lisansüstü mezunu olan dört grubun hepsinde de gelir profilinin kambur eğimli olduğu bulgusuyla karşılaşmıştır. Lisans ve lisansüstü eğitim grubunda kambur şeklin eğiminin nispeten azalmasını ise bu grubun daha düzenli gelir kaynağına sahip olmasına bağlamıştır. Eğitim düzeyinin artışıyla özellikle lisans ve lisansüstü mezunu hanehalkı reisinin medyan gelirinde ciddi bir artış olduğu sonucuna ulaşmıştır (Güngör Parlakyiğit, 2020, s. 163-164, 167-170, 174-176).

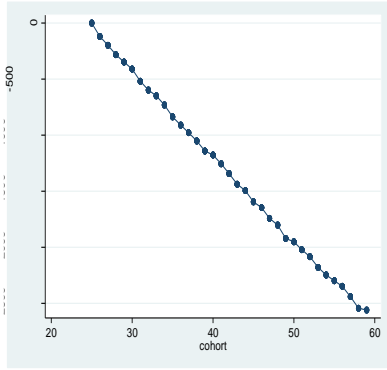


Şekil 5: Hanehalkı Reisinin Yaşına Karşı Medyan Kohort Tüketimi, (1998=100 reel fiyatlarla, TL)

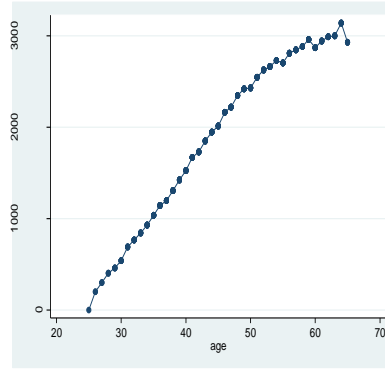
Şekil 5'te sentetik panel veri teknikleri kullanılarak medyan hanehalkı toplam tüketim harcamaları reel fiyatlarla, TL cinsinden incelenmiştir. Yatay ekseninde hanehalkı reisinin yaşına karşı dikey ekseninde kohortların toplam hanehalkı medyan tüketim değerleri yer almaktadır. Elde edilen bulgular doğrultusunda tüketim profili de, gelir profiline benzer bir eğilim

sergilemekte ve kambur şeklini almaktadır. Ancak tüketim profilinin eğilimi, gelir profilindeki kadar belirgin değildir. Medyan tüketim ortalama 50 yaş civarına kadar artmakta ve daha sonra tekrar yavaşça azalmaktadır. Bu dönemde işgücü gelirini emeklilik geliri ile ikame edebilmek isteyen hanehalkı servet biriktirerek tüketim düzeyini korumaya çalışacaktır. Bulgular Carroll ve Summers'ın (1991), Attanasio ve Browning'in (1993), Blundell vd.'nin (1994), Deaton ve Paxson'un (1994a, 1994b) ve Attanasio ve Weber'in (1995,2010) sonuçlarına benzer iken, YDH'de ve YDSGH'de geçerli olan tüketim düzleştirilmesinin Türk hanehalkı verileri için geçerli olmadığını göstermektedir. Medyan gelir ve medyan tüketim için elde edilen kohort analizi grafiklerinden yola çıkılarak ikisi arasında yüksek bir korelasyon olduğu düşünülmekte YDH ve YDSGH'nin aksine, Flavin'in (1981) aşırı duyarlılık hipotezini destekleyen bulgulara yakın bir sonuç elde edilmektedir. Benzer sonuçlara Türkiye için Ceritoğlu (2013, 2017a, 2020), Cilasun (2009), Cilasun ve Kırdar (2009) da ulaşmıştır. Ayrıca gelişmiş ülkelerden farklı olarak Türk hanehalkının geniş aile şeklinde yaşama alışkanlığı; gelirden olduğu gibi en genç ve en yaşlı kohortlarda tüketimdeki düşüşü kısıtlamış olabilir.

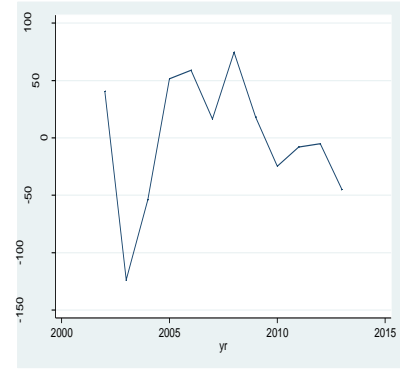
Şekil 6, 7, 8'de Deaton' u (1997) takiben denklem (9) a göre; kohortlara göre medyan tüketim grafiğinden çıkarılan yaş, kohort ve yıl etkisi elde edilmiştir.



Şekil 6: Medyan Tüketimde Kohort Etkisi



Şekil 7: Medyan Tüketimde Yaş Etkisi



Şekil 8: Medyan Tüketimde Yıl Etkisi

Şekil 6'da tüketimdeki kohort etkisi; yatay eksen 2002 yılındaki hanehalkı reisinin kohort yaşı, dikey eksen hanehalkı medyan tüketiminin kohort katsayısı ile gösterilmektedir. Kohort etkisi yaşla beraber azalmaktadır, yani yaş arttıkça kohort etkisi azalmaktadır. Bu durum daha genç olan kohortların daha fazla yaşam boyu reel tüketime sahip olduğunu gösterir. Medyan gelir sonuçlarına benzer bir eğimle karşılaşılmaması tüketimin gelire aşırı duyarlı olmasının bir sonucu olarak, yaşlı kohortlara göre genç kohortların daha fazla yaşam boyu servete sahip olması gibi tüketimlerinin de aynı şekilde daha yüksek olmasıyla sonuçlanmıştır. Sonuçlar Deaton ve Paxson'un (1994b), Paxson'un (1995) ve Deaton ve Paxson'un (2000b) Tayvan için elde ettiği bulgulara ve Cilasun'un (2009) Türkiye için elde ettiği bulgulara benzemektedir.

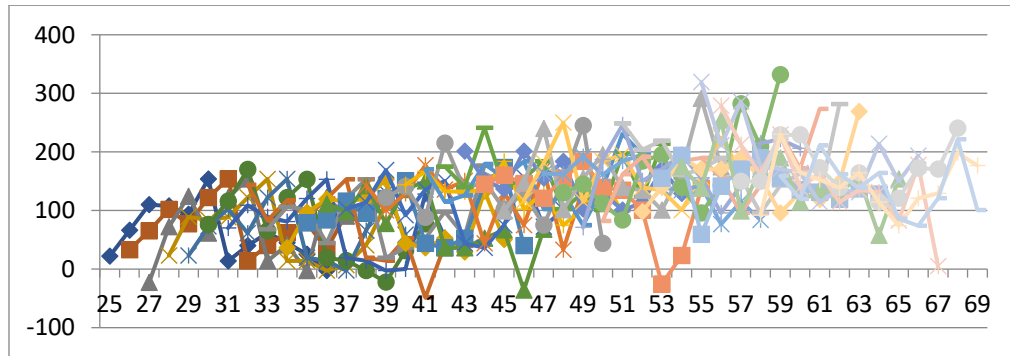
Şekil 7'de yatay eksen hanehalkı reisinin yaşını, dikey eksen yaş kuklası katsayılarını içerirken yaş etkisi gösterilmektedir. Sonuçlar 25 yaşından itibaren tüketimin yaşla beraber hızlı bir ivmeyle artarken, ortalama 45 yaş civarında daha yavaş bir ivmeyle artmaya devam ettiğini, sadece 65 ve üzeri yaşa doğru çok az azaldığını göstermektedir. Yaşlı kohortlara gidildikçe tüketimdeki artış hızı daha düşüktür ve bu şekli içbükeyleştirmiştir. Türkiye için bu çalışmada ilgilenilen dönemde seyreden yüksek reel faiz oranı faktörü, hanehalkının tüketimini genç yaşlardan daha ileri yaşlara ertelemelerine yol açmış olabilir. 65 yaşa doğru ise yaşlı hanehalkının dayanıklı mal tüketiminin azalmasının tüketimdeki düşüşe katkısı olabileceği

düşünülmektedir. Benzer yaş profili Deaton ve Paxson'un (1994a, 2000a) ve Paxson'un (1995) Tayvan için, Cilasun'un (2009) Türkiye için elde ettiği bulgularda da gözlemlenmiştir. Ancak Deaton ve Paxson'un (1994a) İngiltere için, Paxson'un (1995) ABD için elde ettiği gibi gelişmiş ülke analizlerinde bu şeklin kambur olduğu gözlemlenmektedir.

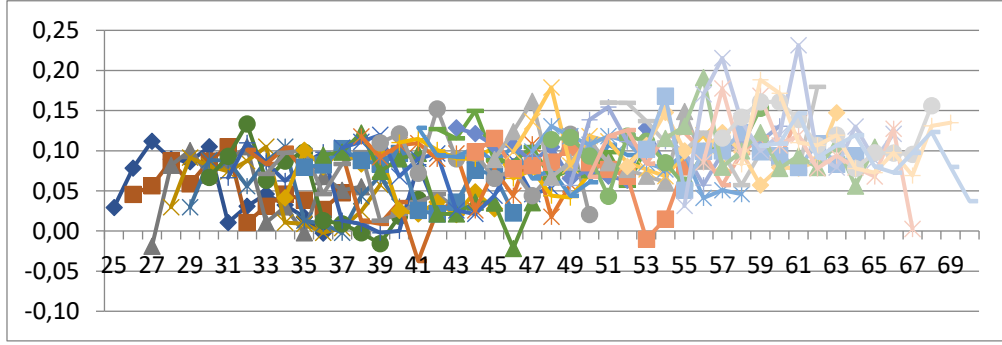
Şekil 8'de dikey eksenle regresyondan elde edilen yıl kuklası katsayısı, yatay eksenle ise 2002-2013 dönemi arası yıllar yer almaktadır. Medyan gelirdede olduğu gibi, medyan tüketimde de yıl etkisi katsayısı yaş ve kohort etkisine göre düşüktür. 2002 yılından 2003 yılına trende göre bir azalış, 2003 yılından 2004 yılına trende göre hızlı bir artış, 2004 yılından 2005 yılına bir artış, 2005'ten 2006'ya nispeten daha az bir artış, 2006'dan 2007'ye trende göre azalış, 2007'den 2008'e tekrar bir artış, 2008'den 2010 yılına kadar hızlı bir düşüş, 2010'dan 2012'ye çok yavaş bir artış, 2012'den 2013 yılına ise tekrar düşüş gözlemlenmiştir. Yıl etkisi özellikle 2003 sonrası hızlı bir artış göstermiş ancak 2008 krizinin etkisiyle kriz sonrasında düşüş trendine girmiştir. 2000'li yılların ortalarından itibaren 2008 krizine kadar olan dönemde takip edilen tüketim özendirici politikaların etkili olduğu düşünülmektedir. 2010 sonrasında ise yavaş bir artış olmakla beraber 2012'den 2013'e tekrar düşüş eğilimine girmiştir. Gelir ve tüketim arasında yakın bir ilişki olmasından dolayı aslında gelirdeki yıl etkisi ve tüketimdeki yıl etkisi de benzerdir. 2002'den sonra düşmeye başlayan reel faiz oranlarının neticesinde tüketim harcamaları bir dönem gecikmeli olarak 2003 yılından 2006 yılına kadar artmıştır. 2008 yılından 2010 yılına 2008 krizinin etkisiyle tüketimin trende göre azaldığı ve 2010'dan sonra ise kriz döneminde ertelenen tüketim harcamalarının gerçekleştirilmesi ile 2012 yılına kadar bir miktar artışa yol açtığı düşünülmektedir.

Güngör Parlakyiğit (2020), TÜİK 2002-2013 dönemi HBA verileri ile medyan tüketim değerlerini eğitim gruplarına göre sınıflandırmıştır. Her eğitim düzeyinde gelire benzer bir şekilde tüketim için de kambur eğimli bir bulguyla karşılaşmıştır. Ayrıca eğitim düzeyindeki artışla beraber oluşan kamburun eğiminin azaldığı, daha eğitilmiş hanehalkının tüketimini daha çok düzleştirme eğiliminde olduğu sonucuna ulaşmıştır. Aynı zamanda artan eğitim düzeyinin, hanehalkının ortalama tüketim düzeyini de artırdığını gözlemlemiştir (Güngör Parlakyiğit, 2020, s. 180-182).

Modigliani ve Brumberg'in (1954) YDH'ne göre tasarrufun temel nedeni, düzensiz gelir profili ile karşılaşıldığında tüketim düzleştirmesini sağlamaktır. Bu dinamik süreçte toplam tasarruftaki değişimleri takip edebilmek adına tasarruf yaş profili ve zaman içerisindeki değişimi de takip edilmelidir. Yaş kohortlarına göre oluşturulan tasarruf ve tasarruf oranı değerleri ayrı olarak grafikleştirilmekle beraber; sonuçlar eğimsel olarak birbirine benzediği için beraber yorumlanacaktır. Şekil 9'da Türk hanehalkının tasarruf profili, Şekil 10'da ise tasarruf oranı profili sentetik panel veri teknikleri kullanılarak değerlendirilmiştir.



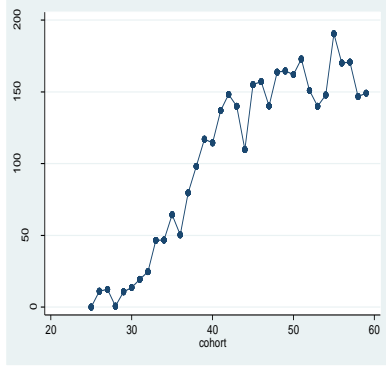
Şekil 9: Hanehalkı Reisinin Yaşına Karşı Medyan Kohort Tasarrufu, (1998=100 reel fiyatlarla, TL)



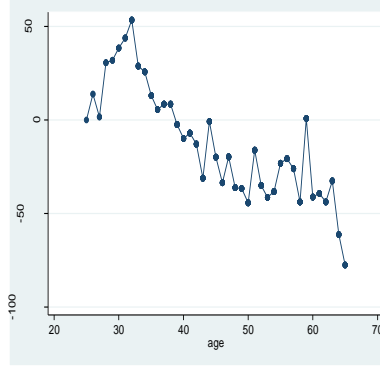
Şekil 10: Hanehalkı Reisinin Yaşına Karşı Medyan Kohort Tasarruf Oranı,%

Şekil 9’da tasarruf yaşam döngüsünün başlarından itibaren artmaktayken, 50’ li yaşların ortasından 60 yaşına kadar ilgili kohortlar en yüksek değerlerine ulaşmakta ve daha sonra yavaşça azalan ama nispeten düze yakın bir profil sergilemektedir. YDH’ne göre emeklilik döneminde negatif tasarrufa sahip olunması beklenirken, tasarruf yaş profilinin pozitif değerler aldığı gözlemlenmiştir. Şekil 10’da medyan tasarruf oranı profilinin hafifçe artma eğiliminde olması, yaşam döngüsü profili ile tutarsızdır. Çünkü teoriye göre tasarruf oranının emeklilikle beraber azalması beklenmektedir. Hemen hemen tüm genç kohortlarda ve tüm yaşlı kohortlarda tasarruf düzeyinin pozitif değer alması YDH ile tutarsızdır. Literatür genç hanehalkının pozitif tasarrufta bulunmasını likidite kısıtı ve ihtiyat güdüsü ile açıklarken, yaşlı hanehalkının pozitif tasarrufunu sağlık riski, yaşam boyu belirsizlik ve miras güdüsüyle açıklamaktadır. 40’lı yaşlara kadar olan tasarruf oranının nispi düşüklüğü, bu dönemde özellikle çocukların eğitim masraflarının artmasından kaynaklanabilir. Ayrıca özellikle yaşlı kohortların tasarruf yaş profili artan bir trend gösterir. Bunun en önemli nedeni ise Türkiye’de geniş aile yapısının yaygın olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Emeklilik yaşında 2008 yılı öncesine kadar 65 yaş kısıtının olmaması nedeniyle daha yaşlı kohortların daha erken emekli olabileceği ve emeklilikten sonra çalışmaya devam eden bir kesimin olduğu da dikkate alınmalıdır.

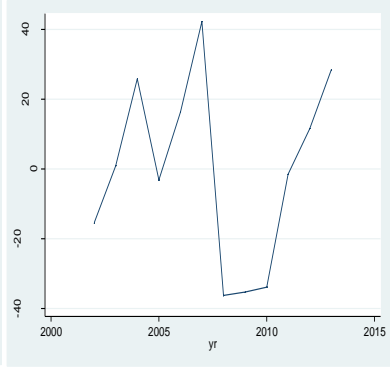
Şekil 11, 12 ve 13’te denklem (9) a göre sırasıyla yaş, kohort ve yıl etkisine göre ayrıştırılan tasarruf profili, Şekil 14 15 ve 16’ da ise tasarruf oranı profili gözlemlenmektedir. Tasarruf ve tasarruf oranında katsayılar farklı olmakla beraber; grafiklerin eğimleri benzediği için beraber değerlendirilecektir.



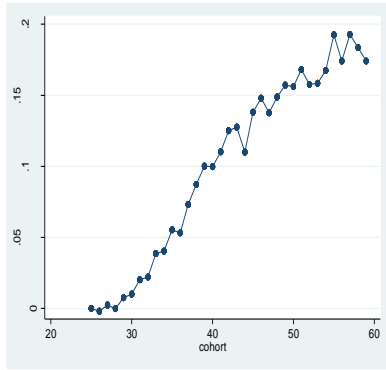
Şekil 11: Medyan Tasarrufla Kohort Etkisi



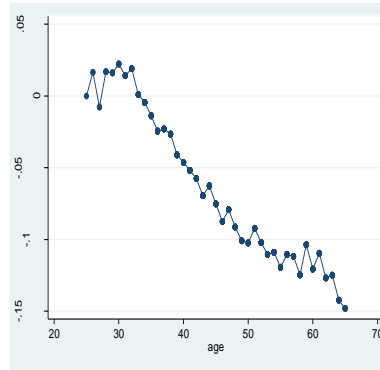
Şekil 12: Medyan Tasarrufla Yaş Etkisi



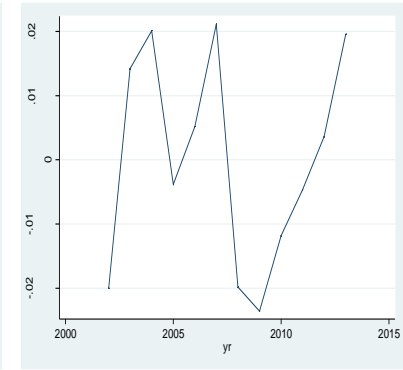
Şekil 13: Medyan Tasarrufla Yıl Etkisi



Şekil 14: Medyan Tasarruf Oranında Kohort Etkisi



Şekil 15: Medyan Tasarruf Oranında Yaş Etkisi



Şekil 16: Medyan Tasarruf Oranında Yıl Etkisi

Şekil 11’de ve Şekil 14’te tasarruf ve tasarruf oranı için güçlü ve pozitif bir kohort etkisi göze çarpmaktadır. Başka bir ifade ile genç kohortlardan yaşlı kohortlara doğru gittikçe medyan tasarrufla ve medyan tasarruf oranında kohort etkisi yükselmektedir. Bu gelişmeler genç kohortların özellikle genç yaşlarında Şekil 2’de ve Şekil 6’da gözlemlendiği gibi gelir ve tüketimlerinin daha fazla gerçekleşmesine neden olurken, Şekil 11’deki ve Şekil 14’teki gibi daha yaşlı kohortlara göre daha az tasarruf yapmalarına yol açmış olabilir. Yaşlı kohortların çalışma çağlarındayken ekonomik istikrarın daha az sağlandığı bir ekonomik ortamda daha fazla bulunmalarından; ekonomik ve siyasi kriz ortamıyla daha fazla yüzleşmelerinden dolayı, iyileşen ekonomik koşullara ve tüketim özendirici politikalara genç kohortlara göre daha yavaş adapte olması beklenmektedir. Bu nedenle daha genç olan kohortların daha az, daha yaşlı olan kohortların ise nispeten daha fazla yaşam boyu tasarrufa ve tasarruf oranına sahiptir. Ayrıca Türkiye’de hanehalkının yaşam döngüsü servetindeki en önemli kaynaklarından birisi de konut sahipliğidir. Özellikle 2005 yılı sonrası genişleyen kredi hacmiyle beraber konut kredilerinin daha makul hale gelmesiyle, genç kohortlar konut ödemelerinden kaynaklanan dayanıklı tüketim mali harcamasında bulunmayı tercih etmiş olabilirler. Dayanıklı tüketim mali harcamalarının tasarrufa dahil edilmemesi nedeniyle genç kohortlarda yaşlı kohortlara nispeten tasarruf düzeyinin daha düşük kalabileceği de düşünülmektedir. Diğer taraftan gelir ve tüketim etkisine kıyasla tasarrufla kohort etkisi daha dalgalı bir seyir izlemektedir. Chamon ve Prasad’ın (2010) Çin için, Deaton ve Paxson’un (2000b) ABD ve Endonezya için elde ettiği bulgularda 40-60 yaş aralığında artmak üzere benzer şekilde ileri yaş kohortlarında tasarruf düzeyi

yükselmektedir. Deaton ve Paxson'un (2000a) Tayvan için, Deaton ve Paxson'un (2000b) Endonezya ve ABD için, Paxson'un (1995) ABD için elde ettiği bulgular da tasarruf oranı etkileri ile benzeşmektedir. Ancak Attanasio ve Szekely'in (1998) Meksika için, Attanasio ve Szekely'in (2000) Meksika, Tayland, Peru ve Tayvan için ve Cilasun'un (2009) Türkiye için elde ettiği tasarruf ve tasarruf oranı için kohort etkisi bulgularından farklı sonuçlara ulaşılmıştır.

Şekil 12'de yatay eksende hanehalkı reisinin yaşına karşı, dikey eksende denklem (9) dan elde edilen medyan tasarrufun yaş katsayısı, Şekil 15'te ise medyan tasarruf oranı katsayısı yer almaktadır. Bulgular gelir ve tüketime kıyasla tasarrufun daha dalgalı bir eğilim izlediğini göstermekte, ayrıca tasarruf ve tasarruf oranı profilinin yaşam döngüsünün ilk zamanlarından sonlarına doğru azaldığını göstermektedir. Şekil 3 ve Şekil 7' deki medyan gelir ve medyan tüketimin yaş etkilerine bakıldığında yaşla beraber artmasına karşılık, Şekil 12. medyan tasarruf ve Şekil 15. medyan tasarruf oranı bulgularında yaşla beraber etkinin azaldığı gözlemlenmiştir. Başka bir ifade ile daha ileri yaşlarda; daha genç olanlara göre daha az tasarruf edilmesi bulgusuyla karşılaşılmıştır. Bilindiği gibi literatür genç yaşlarda daha yüksek tasarruf tercihlerini likidite kısıtı ve ihtiyat güdüsü ile ilişkilendirmektedir. İleri yaşlarda ise geniş aile şeklinde yaşamının etkisiyle genç ve yaşlı bağımlılık oranının artması, özel sağlık harcamalarının yüksek olması gibi nedenler bu kesimin tasarruflarının düşük kalmasına ilave bir etken olarak düşünülebilir. Ayrıca Güngör Parlakyiğit'in (2020) 2002-2013 dönemi TÜİK HBA verileri ile hesaplamaları doğrultusunda, 2002 yılında 65 ve üzeri yaşında olan hanehalkının konut mülkiyetine sahip olma oranı yaklaşık %91 iken, 2013 yılı itibariyle yaklaşık %85'tir. Dolayısıyla yaşlı hanehalkının büyük bir kesimi oturduğu konutun sahibidir ve artan konut fiyatları yaşlı hanehalkının daha fazla yaşam boyu servete sahip olmasına yol açmaktadır. Pozitif servet etkisi ise yaşlıların medyan tasarrufunu azaltıcı bir faktördür. Yine aynı dönem veri seti için Güngör Parlakyiğit (2020); 65 ve üzeri yaş grubunda konut sahibi olanların tasarruf oranını 2002 yılında %10'dan, 2013 yılında %2'ye düştüğü bulgusuna ulaşmış ve bu sonuç pozitif servet etkisinin tasarruflara olumsuz etkisini desteklemektedir. Sonuç olarak yaşlı aile reisine sahip hanelerde konut sahipliği oranının da yüksek olması, bu hanelerin tasarruflarını artırması için ilave bir gerekçe duymadıkları şeklinde yorumlanabilir. Sonuçlardaki azalan trend Paxson'un (1995) ABD için, Deaton ve Paxson'un (2000a, 2000b) Tayland, Endonezya ve ABD için elde ettiği bulgulara benzemektedir. Ancak Türkiye için Cilasun'dan (2009) farklı bulgulara ulaşılmıştır.

Şekil 13'te ve Şekil 16'da yatay eksende 2002-2013 dönemi arası yıllar yer alırken, dikey eksende sırasıyla tasarruf ve tasarruf oranı için denklem (9) dan elde edilen yıl katsayısı yer almakta ve yıl etkisi gösterilmektedir. Tasarruf ve tasarruf oranında yıl etkisi 2002'den 2004' e trende göre artarken, Türkiye' de yaşanan 2000 ve 2001 krizleri sonrası, izlenen Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ve uygulanan makro ihtiyati politikalar neticesinde ilgili dönemde tasarruf oranlarında bir miktar iyileşme gözükmemektedir. 2004- 2005 döneminde trende göre azalan etki ise, ilgili dönemde izlenen düşük reel faiz oranı politikasının hanehalkının tüketimlerini artırıp, tasarruflarını azaltmasına yol açmış olabilir. Özellikle tüketici kredi kullanımının artması ve kredi kartı kullanımının yaygınlaşması bu süreci desteklemiştir. Hanehalkı tasarrufu katsayıları 2005'ten 2007' ye, hanehalkı tasarruf oranı katsayıları ise 2006'dan 2008'e tekrar yükselmiş; bu süreci 2007'den 2008'e hanehalkı tasarrufu katsayılarının ve 2006'dan 2008' e kadar hanehalkı tasarruf oranı katsayılarının tekrar düşüşü takip etmiştir. Hanehalkı tasarrufu katsayıları 2007'den itibaren azalırken, 2008-2010 yılları arasında düşük tasarruf seyri devam etmiştir. Hanehalkı tasarruf oranında yıl etkisi ise 2008 yılından 2009 yılına kadar trende göre hızlı bir azalma eğilimine girmiştir. 2008 küresel krizini takiben reel gelir düşüşünü reel tüketimdeki azalma takip etmiş ve medyan tasarruf ve tasarruf oranı değerlerinde gerçekleşen trende göre keskin düşüş bu süreci desteklemiştir. Literatürdeki

resesyon sonrası dönemlerde yüksek tasarruf oranı beklentisiyle tutarlı olarak hanehalkı tasarrufu 2010-2013 dönemi arası, hanehalkı tasarruf oranı ise 2009-2013 dönemi arasında tekrar artış eğilimine girmiştir. 2010 yılından itibaren alınan makro ihtiyati tedbirler ile tüketici kredilerine getirilen kısıtlamanın ise, hanehalkı tasarruflarına katkı sağladığı düşünülmektedir.

Güngör Parlakyiğit (2020), çalışmasında eğitim gruplarına göre kohort grafikleri ile medyan tasarruf (oranı) değerlerini incelemiş, eğitim düzeyi arttıkça medyan tasarruf (oranı) değerlerinin arttığı sonucuyla karşılaşmıştır. Gelir ve tüketim değerlerine benzer şekilde tasarruf (oranı) verileri de üniversite mezunları için diğer eğitim gruplarına nazaran düze yakın bir eğilim izlemiştir. Eğitim gruplarına göre medyan tasarruf oranı değerlerine bakıldığında; eğitim düzeyi arttıkça tasarruf oranının da arttığı, lisans ve lisansüstü mezunu olan hanehalkının gelirinden en fazla tasarrufa pay ayıran kesim olduğu, gelir ve tüketimde olduğu gibi lisans ve lisansüstü mezunlarının tasarruf (oranı) profilinin daha fazla olduğu bulgularıyla karşılaşmıştır. Bu nedenle sürekli gelirin önemli bir göstergesi olan eğitim derecesinin tasarruf oranını yükselttiği, daha eğitilmiş olan kesimin hem daha fazla tasarruf ettiği, hem de ortalama olarak harcanabilir gelirlerinin daha fazla kısmını tasarrufa ayırdıklarını söylemek mümkündür (Güngör Parlakyiğit, 2020, s. 180-182).

İki Aşamalı Sistem GMM Bulguları

Yaşam Döngüsü Hipotezi ve Yaşam Döngüsü Sürekli Gelir Hipotezi'nin sınanması için denklem (10), İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin sınanması için denklem (11) sentetik panel veri seti kullanılarak, İki Aşamalı Sistem GMM yardımıyla *STATA 12* yazılım programı ile tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular Tablo 1 ve Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 1: Doğum yılı kohortlarına göre tüketim için *Euler* denkleminin İki Aşamalı Sistem GMM tahmini

Değişkenler	Model 1 Katsayı [standart hata] (prob)	Model 2 Katsayı [standart hata] (prob)
<i>Sabit</i>	-0.021 [0.050] (0.671)	-0.613** [0.285] (0.031)
<i>Δlny</i>	0.350* [0.205] (0.088)	0.748** [0.334] (0.025)
<i>ΔHanehalkı Büyüklüğü</i>		0.179* [0.077] (0.070)
<i>ΔEğitim</i>		-0.311* [0.172] (0.070)
<i>Wald chi2</i>	254.48 (0.000)	31.78 (0.000)
<i>Sargan chi2</i>	456.82 (0.000)	148.53 (0.000)
<i>Hansen</i>	34.76 (1.000)	28.70 (1.000)
<i>Hansen dif</i>	34.61	31.55

	(0.869)	(0.293)
AR(1)	-2.31 (0.021)	-2.16 (0.031)
AR(2)	1.52 (0.129)	1.41 (0.159)

Tablo: 1’de denklem (10) İki aşamalı Sistem GMM yardımıyla iki farklı model için test edilmiştir. Gözlem sayısı 385’tir. Köşeli parantez içi değerler dirençli (robust) standart hatayı, parantez içi değerler prob.(olasılık) değerlerini göstermektedir.*** %1 anlamlılık düzeyini, ** %5 anlamlılık düzeyini, * ise %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Çalışmada \ln logaritmayı, y hanehalkı kullanılabilir gelirini göstermektedir. Kullanılan araç değişkenler; gelir artışının iki gecikmeli değeri, tüketim artışının iki gecikmeli değeri, hanehalkı büyüklüğünün iki gecikmeli değeri, eğitime katılımıdır. Reel faiz oranı, yaş, kentsel yaşam, çocuk sahipliği ve çalışan kadın değişkenlerinin tüketim üzerine etkisi istatistiksel olarak anlamlı olmadığı için tabloya dahil edilmemiştir.

Model 1’ de gelir hassasiyet katsayısı değeri 0.35’dir. Gelir artışı katsayısının anlamlı olması Türkiye’de YDH’nin ve YDSGH’ nin geçerliliğini desteklememektedir. Başka bir ifade ile Türkiye’ de YDH önermesinin aksine tüketim beklenen gelire aşırı duyarlıdır. Model 2’ de, Model 1’ e ek olarak demografik değişkenler dikkate alınmıştır. Demografik faktörlerin tahminde dikkate alınması sonucunda aşırı hassasiyet katsayısı istatistiksel olarak yine anlamlı olmakla beraber katsayının değeri 0.75’e yükselmiştir. Dolayısıyla demografik değişkenlerin modele eklenmesi bu katsayının değerini oldukça yükseltmiştir. İkinci model için bulgular yine Türkiye’de YDH ve YDSGH’ nin geçerliliğini katı şekilde desteklememektedir. Model 2’de hanehalkı büyüklüğü katsayısı tüketimi istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkilemektedir. Bu nedenle hanehalkı büyüklüğünün artması tüketimi artıran bir faktör olarak değerlendirilmektedir. Lise ve üniversite mezunu olmak ise diğer eğitim gruplarına kıyasla tüketimi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilemektedir. Her iki model için Wald test istatistiği ilgili modellerin bir bütün olarak anlamlı olduğunu gösterirken, Sargan test istatistiği boş hipotezin reddedilemediğini, aşırı belirleme kısıtının iki modelde de geçerli olduğunu göstermektedir. Hansen test istatistiği sonuçları da Sargan test istatistiğine benzer sonuçlar vermektedir. Bu nedenle her iki modelde de Hansen aşırı belirleme testi bulguları kullanılan araç değişkenlerin model için uygun olduğunu göstermektedir. Hansen dışlama testi sonucu ise iki modelde de dışsal değişkenlerde sorun olmadığını göstermektedir. Bu durumda modellerdeki araç değişkenler grup olarak dışsal değişkenlerdir ve araç değişken olmaya uygun yapıdadır. Arellano Bond test istatistiği sonuçları ise $AR(1)$ de H_0 reddedilirken bu bulgu hata terimleri arasında otokorelasyon olduğunu göstermektedir. $AR(2)$ sonucuna göre ise boş hipotez kabul edilmiş ve bu durumda hata terimleri seri olarak ilişkisiz bulunmuştur. Bu sonuçlara göre her iki modeldeki araç değişkenler grup olarak dışsal değişkenlerdir ve araç değişken olmaya uygun yapıdadır.

Çalışmada YDH testi için kullanılan iki model için de aşırı hassasiyet katsayısının anlamlı olması, Türkiye’de yüksek gelir belirsizliği ile karşılaşılması nedeniyle ihtiyati tasarruf güdüsünün geçerli olabileceğini veya sermaye piyasası koşullarının yetersiz olduğunu gösterebilir. Başka bir neden olarak likidite kısıtı faktörü hanehalkının gelirinin tümünü tüketmesine yol açmakta ve gelir ile tüketim arasındaki korelasyonu güçlendirebilmektedir.

YDH’nde aşırı hassasiyet katsayısını inceleyen bazı çalışmalardan Flavin (1981) ABD için gelir hassasiyet katsayısını 0.36, Hall ve Mishkin (1982) ABD için 0.20, Zeldes (1989) ABD için 0.07, Carroll ve Summers (1991) ABD için 0.60, Attanasio ve Browning (1993) İngiltere için 0.40, Blundell vd. (1994) İngiltere için 0.32, Lusardi (1998) ABD için 0.37,

Chamon ve Prasad (2010) Çin için -0.04 bulurken, işgücü arzı ve demografik değişkenlerin modele dahil edilmesi bu katsayıların değerini düşürmüştür. Attanasio ve Weber (1995, 2010) ABD için bu katsayıyı sırasıyla 0.25 ve 0.18 bulurken; işgücü arzı ve demografi değişkenlerinin modele dahil edilmesi sentetik panel veri kullanan bu çalışmaların sonuçlarını anlamsızlaştırmıştır. Diğer taraftan Deaton ve Paxson (1994b) Tayvan için, Jappelli ve Pistaferri (2000) İtalya için aşırı duyarlılık katsayısını anlamsız bulmuştur. Türkiye için yapılan çalışmalardan olan Ceritoğlu (2020) çalışmasında aşırı hassasiyet katsayısını yaşlı kohortlar için 1.02; orta yaş kohortlar için 0.80 ve genç kohortlar için 0.59 bulurken, Ceritoğlu (2017a) 0.60, Ceritoğlu (2017c) 0.50, Cilasun (2009) ise 0.78 hesaplamış, demografik değişkenler ve işgücü arzı değişkeninin modele dahil edilmesi bu katsayının değerini 0.71'e düşürmüştür. Bu çalışmaların bulguları arasındaki farklılığın olası nedeni, ayrıca Türkiye'de aşırı duyarlılık katsayısının diğer çalışmalara kıyasla daha yüksek katsayı ile anlamlı olması ve YDH'nin geçerli olmamasının temel gerekçesi olarak yüksek gelir belirsizliğinin yol açtığı ihtiyat güdüsü ve eksik sermaye piyasasının oluşumundan kaynaklandığı düşünülmektedir. Bu nedenle İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliği sınanacaktır.

Tablo 2: Doğum yılı kohortlarına göre İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin İki Aşamalı Sistem GMM tahmini

Değişkenler	Model 3 Katsayı [standart hata] (prob)
Sabit	-0.175** [0.055] (0.001)
Δistihdamsekli	0.307*** [0.121] (0.011)
Δlny	0.244* [0.141] (0.082)
Wald chi2	80.17 (0.000)
Sargan chi2	195.59 (0.000)
Hansen	34.54 (0.997)
Hansen dif	34.64 (0.343)
AR(1)	-2.49 (0.013)
AR(2)	1.32 (0.187)

Tablo: 2'de denklem (11) den elde edilen model; İki aşamalı Sistem GMM yardımıyla test edilmiştir. Gözlem sayısı 385'tir. Köşeli parantez içi değerler dirençli (robust) standart hatayı, parantez içi değerler olasılık (prob.) değerlerini göstermektedir.*** %1 anlamlılık düzeyini, ** %5 anlamlılık düzeyini, * ise %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Çalışmada

\ln logaritmayı, y hanehalkı kullanılabilir geliri, istihdamsekli: en az bir hanehalkının düzenli bir işte çalışıyorsa 1 değerini aldığı belirsizlik ölçütü kukla değişkenidir. Modelde İhtiyati Tasarruf Modeli'nin geçerliliği sınanırken, demografik değişkenlerin ve işgücü arzı değişkeninin sonuçları anlamsız olduğu için araç değişken olarak modele dahil edilmemiştir. Kullanılan araç değişkenler istihdam şeklinin iki gecikmeli değeri, gelir artışının iki gecikmeli değeri, tüketim artışının iki gecikmeli değeridir.

İhtiyati Tasarruf Modeli'nin geçerliliğini sınamak için belirsizlik faktörünü modele dahil etmek adına sürekli bir işte istihdam edilenlerin 1 değerini aldığı, geçici bir işte veya sözleşmeli olarak istihdam edilenlerin ise 0 değerini aldığı istihdam şekli kukla değişkeni *Euler* denklemine eklenmiş ve denklem (11) tahmin edilmiştir. Model 3'te sürekli bir işte istihdam edilenler ile ilgili belirsizlik katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve aynı zamanda katsayının işareti İhtiyati Tasarruf Modeli'nin önermesine uygun şekilde pozitifdir. Belirsizlik ölçütü olan katsayının anlamlı olması fayda fonksiyonu göstergesinin bir sabit görel riskten kaçınma fonksiyonunu "CRRA" içerdiğini göstermektedir. Başka bir ifade ile katsayının anlamlı olması işgücü piyasası göstergesi olan belirsizlik ölçütünün ilgili kohorttaki hanehalkı tüketim davranışını etkilediğini göstermekte ve veri kohort için sürekli işte çalışanların, ilgili kohortun bir dönem sonraki tüketimini artırdığı anlamına gelmektedir. Model 3'te aşırı hassasiyet katsayısı ise 0.24'tür, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu katsayının anlamlı olması Flavin'in (1981) aşırı hassasiyet hipotezine katkı sağlarken, YDH'nin ve YDSGH'nin Türkiye için geçerli olmadığını destekleyen yönde bir bulgudur. Wald test istatistiği modelin bir bütün olarak anlamlı olduğunu gösterirken, Sargan test istatistiği boş hipotezin reddedilemediğini, aşırı belirleme kısıtının geçerli olduğunu göstermektedir. Hansen test istatistiği sonuçları da Sargan test istatistiğine benzer sonuçlar vermektedir. Bu nedenle ilgili modelde Hansen aşırı belirlenme test sonucu da kullanılan araç değişkenlerin uygun olduğunu göstermektedir. Hansen dışlama testi sonucuna göre modelde dışsal değişkenlerde sorun yoktur. Bu durumda modeldeki araç değişkenler grup olarak dışsal değişkenlerdir ve araç değişken olmaya uygun yapıdadır. Arellano Bond test istatistiği sonuçları ise $AR(2)$ sonucuna göre boş hipotez kabul edilmiş ve bu durumda hata terimleri seri olarak ilişkisiz bulunmuştur.

Dolayısıyla Model 3'ten elde edilen çıkarımlar Türkiye'de İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin desteklediği yönündedir. Hanehalkı verileri ile yapılan çalışmalardan olan Şengür ve Taban (2016a), Ceritoğlu (2009, 2011, 2013), Aktaş vd. (2012), Rijckeghem (2010), bu hipotezin Türkiye'de geçerli olduğu bulgusuna ulaşırken, Cilasun (2009) Türkiye için çalışmasında İhtiyati Tasarruf Hipotezi'ni geçersiz bulmuştur. Ayrıca Carroll vd. (1992, 2003), Dynan (1993), Carroll (1994, 1996), Carroll ve Samwick (1997), Lusardi (1998) ABD için, Chamon ve Prasad (2010) Çin için yaptıkları çalışmalarda, Banks vd. (2001) ise İngiltere için yine İhtiyati Tasarruf Hipotezi'ni destekleyen bulgulara ulaşmışlardır.

Sonuç

Bu çalışmada modern tüketim teorileri olarak adlandırılan Yaşam Döngüsü Hipotezi, Yaşam Döngüsü Sürekli Gelir Hipotezi ve İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliği 2002-2013 dönemi TÜİK HBA verileri yardımıyla Türkiye için sınanmış ve Türkiye'nin hanehalkı gelir, tüketim ve tasarruf dinamikleri incelenerek mikroekonomi literatürüne katkıda bulunmak amaçlanmıştır. Mikroekonomik veri setinin başlıca avantajı bireysel özellikleri dikkate alan incelemeler yapılmasına müsaade etmesidir. Bu çalışmada bireysel tercihleri dikkate almak adına Deaton'u (1985) takiben hanelerin doğum yıllarına göre gruplandırıldığı Sentetik Panel Veri/ Kohort Tekniği kullanılmıştır. 2002-2013 dönemi için elde edilen kohort analizi ile ilgili ilk bulgular; Türkiye'de tüketimin gelire aşırı duyarlı olduğu, yaşa göre medyan gelir ve medyan tüketim grafiklerinin eğimlerinin kambur olduğu ve Türkiye için YDH ve YDSGH ile ilgili kanıt bulunamadığı yönündedir. Medyan tasarruf ise yaşam döngüsünün başlarından

itibaren artmaktayken, 50' li yaşların ortasında en yüksek değerlerine ulaşmakta ve daha sonra nispeten düze yakın bir profil sergilemektedir. YDH'nde emeklilerin ve işsizlerin negatif tasarrufa sahip olması gerekirken, tasarruf yaş profilinin burada pozitif değerler aldığı gözlemlenmiştir. Bu anlamda tasarruf yaş profili bulguları YDH'ni desteklememektedir. Literatür genç hanehalkının pozitif tasarrufta bulunmasını likidite kısıtı ve ihtiyat güdüsü ile açıklarken, yaşlı hanehalkının pozitif tasarrufunu sağlık riski, yaşam boyu belirsizlik ve miras güdüsüyle açıklamaktadır. Ayrıca Türkiye'de geniş aile şeklinde yaşamak hanehalkının gelir dinamiklerini, tüketim ve tasarruf davranışlarını algılamada çok önemlidir. Hanehalkı birleşmeleri hanedeki gelirlerin, tüketimin ve hatta tasarruf alışkanlıklarının da birleşmesine neden olarak yaşa karşı elde edilen grafiklerin eğimlerini gelişmiş ülkelerin analizlerine göre farklılaştırmaktadır.

Deaton'u (1997) takiben kohort etkilerine bakıldığında hemen hemen tüm kohortlar için yaşlı kohortların gelir profili, genç kohortların gelir profilinin altında yer almaktadır. Başka bir ifade ile daha genç olan kohortların yaşam boyu gelir profilleri yaşlı kohortların yaşam boyu gelir profillerinin üzerinde yer almaktadır. Nesile özgü verimlilik artışı, miras bırakma güdüsü gibi faktörler bu süreci açıklamaya yardımcı olmaktadır. Yaş etkilerine bakıldığında, gelir yaşla beraber dışbükey bir fonksiyon şeklinde artmakta; hatta 60 yaşından sonra bile az da olsa yükselmeye devam etmektedir. İleri yaşlarda emeklilik güvencelerinin nispi olarak yetersiz kalması, sağlık ve ölüm riski ile daha fazla yüzleşmeleri gibi nedenlerle emeklilik gelirin ek olarak ilave işgücü geliri kazanmaları, miras bırakma güdüsü gibi nedenlerle gayrimenkul ve faiz geliri vb. edinimleri servet etkisi ile genç kohortlara nazaran daha fazla gelir elde etmelerine yol açmış olabilir. Ayrıca Türkiye'de 2008 yılına kadar prim ödemelerine göre emekli olduğu için, diğer ülkelerden farklı olarak daha erken yaşta itibaren emeklilik geliri elde edilmeye başlanmış ve bu sonuç yaşlı kohortların gelirlerini nispi olarak artırmıştır. Yıl etkilerine bakıldığında 2001-2002 krizi ve 2008 krizi sonrası kırılmalar dikkat çekmekle beraber, bulgular Türkiye'de 2002-2013 yıllarında yaşanan büyüme rakamlarıyla tutarlıdır.

Deaton'u (1997) takiben medyan tüketimde kohort etkisi bulguları; daha genç olan hanehalkının daha fazla yaşam boyu reel tüketime sahip olduğunu göstermektedir. Tüketimin gelire aşırı duyarlı olması sonucunu takiben, yaşlı kohortlara göre genç kohortların daha fazla yaşam boyu servete sahip olması gibi tüketimlerinin de aynı şekilde daha yüksek olduğu dikkate alınmalıdır. Tüketimde yaş etkilerine bakıldığında Türkiye' de özellikle 2002-2009 yılı itibariyle çift hanelerde seyreden yüksek reel faiz oranı faktörü, hanehalkının genç yaşlarda daha fazla tasarruf etmelerine, tüketimlerini ise ilerleyen yaşlara ertelemelerine yol açmış olabilir. İleri yaşlarda ise yaşlı hanehalkının özellikle dayanıklı mal harcamalarının azalması tüketimlerinin bir miktar düşmesine yol açmış olabilir. Medyan tüketimde yıl etkilerine bakıldığında özellikle 2003-2008 dönemine kadar kırılmalara rağmen trende göre hızlı bir artış gerçekleştiği, bu artışın 2002 yılı itibariyle izlenen düşük faiz politikasından kaynaklandığı düşünülmektedir. 2008 sonrası azalan trend ise 2008 küresel krizinin etkisiyle gerçekleşmiştir. 2010 yılı sonrasında kriz sonrası ertelenen tüketim harcamalarının artışıyla yavaş bir toparlanma olmakla beraber 2012'den 2013' e trende göre tekrar düşüş eğilimine girilmiştir.

Deaton'u (1997) takiben medyan tasarruf ve medyan tasarruf oranının kohort etkilerine bakıldığında kohort etkisi zaman içerisinde yaşla beraber artmaktadır. Bu durum; daha genç olan kohortun daha az yaşam boyu reel tasarrufa ve tasarruf oranına sahip olduğunu gösterir. Bilindiği gibi Türkiye'de çalışan genç kohortlar iyileşen ekonomik koşullar ile tüketimi özendirici politikalar nedeniyle yaşlı kohortlara nispeten daha az tasarruf alışkanlığına sahiptir. Türkiye' de hanehalkının yaşam döngüsü servetindeki en önemli kaynaklarından birisi de konut sahipliğidir. Ayrıca özellikle 2005 yılı sonrası genişleyen kredi hacmi neticesinde konut kredilerinin daha makul hale gelmesiyle; genç kohortlar özellikle konut ödemelerinden

kaynaklanan dayanıklı tüketim mali harcamasında bulunmuş olabilir. Dayanıklı tüketim mali harcamalarının tasarrufa dahil edilmemesi nedeniyle genç kohortlarda yaşlı kohortlara nispeten medyan tasarruf düzeyi daha düşük kalmış olabilir. Son olarak sosyal güvenlik imkanlarının artması, ekonomik güven ortamının geçmişe kıyasla iyileşmesi de yine genç neslin tasarruf alışkanlığının düşük kalmasına yol açtığı düşünülmektedir. Medyan tasarrufta ve tasarruf oranında yaş etkisine bakıldığında sonuçlar gelir ve tüketime kıyasla tasarrufun daha dalgalı bir eğilim izlediğini gösterirken, tasarruf değeri yaşla beraber azalmaktadır. Genç yaşta yüksek tasarrufların daha çok ihtiyat güdüsünden kaynaklandığı düşünülmektedir. İleri yaşlarda ise özel sağlık harcamalarının yüksek olması, tasarruflarının düşük kalmasına bir etken olarak düşünülebilir. Ayrıca daha yaşlı hanehalkının büyük bir kısmının oturduğu konutun sahibi olması, onlarda pozitif bir servet etkisi yaratır ve bu da tasarruflarını gençlere nazaran düşürebilir. Medyan tasarrufta yıl etkisine bakıldığında tasarruf 2002'den 2003'e ve 2003'ten 2004'e trende göre artarken, 2004'ten 2005'e trende göre azalmıştır. 2005 yılında hanehalkının hızlı tüketim artışı, tasarruflarının düşmesine yol açmıştır. Özellikle tüketici kredi kullanımının artması ve kredi kartı kullanımının yaygınlaşması bu süreci desteklemiştir. Özellikle 2008 krizi döneminde tasarrufun trende göre azalan etkisi net bir şekilde gözlemlenmiş ve tasarrufun keskin şekilde azalmasına yol açmıştır.

YDH, YDSGH ve İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin geçerliliği ayrıca log doğrusallaştırılmış *Euler* denkleminde dayanarak İki Aşamalı Sistem GMM yardımıyla sınanmıştır. *Euler* denkleminde belirsizlik ölçütü değişkeni olarak düzenli bir işte çalışan ve çalışmayan hanehalkı ferdi kuklası eklenmiş ve katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve İhtiyati Tasarruf Hipotezi'nin önermesine uygun şekilde pozitif bulunmuştur. Kullanılan üç modelde de aşırı duyarlılık parametresinin istatistiksel olarak anlamlı ve sıfırdan farklı çıkması tüketimin gelire aşırı duyarlı olduğunu, Türkiye'de YDH'nin ve YDSGH'nin geçerli olmadığını gösteren bir bulgu iken, İhtiyati Tasarruf Hipotezi için oluşturulan modelde belirsizlik katsayısının (sürekli bir işe sahip olmama) istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif çıkması Türkiye'de hanehalkının İhtiyati Tasarruf Modeli'ne uygun şekilde davrandığını destekler niteliktedir.

Kaynakça

- Aktaş, A., Güner, D., Gürsel, S. ve Uysal, G. (2012). Structural determinants of household savings in Turkey: 2003-2008. *Bahçeşehir University Center for Economic and Social Research BETAM Working Paper Series, 007*, 1-51.
- Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. Oxford. University Press.(20.07.2017). https://books.google.com.tr/books?id=LoDnCWAAQBAJ&dq=Hsiao,+2003,+Analysis+of+Panel+Data,+2nd+edition,+Cambridge+University+Press,+Ch.+6.2,+6.7+and+6.8&lr=&hl=tr&source=gbs_navlinks_s
- Attanasio, O.P. (1993). A cohort analysis of saving behavior by U.S. households. *NBER Working Papers, 4454*, 1-31.
- Attanasio, O.P. (1994). The intertemporal allocation of consumption: theory and evidence. *NBER Working Papers, 4811*, 1-34.
- Attanasio, O.P., Banks, J., Meghir, C. ve Weber, G. (1995). Humps and bumps in lifetime consumption. *NBER Working Papers, 5350*, 1-25.
- Attanasio, O.P. ve Browning, M. (1993). Consumption over the life cycle and over the business cycle. *NBER Working Papers, 4453*, 1-25.
- Attanasio, O.P. ve Szekely, M. (1998). Household savings and income distribution in Mexico. *Inter-American Development Bank Working Paper, 390*, 1-55.
- Attanasio, O.P. ve Szekely, M. (2000). Household saving in developing countries inequality, demographics and all that: How different are Latin America and South East Asia? *Inter-American Development Bank Working Paper, 427*, 1-61.

- Attanasio, O.P. ve Weber, G. (1995). Is consumption growth consistent with intertemporal optimization? evidence from the consumer expenditure survey. *Journal of Political Economy*, 103(6), 1121-1157. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/601443>
- Attanasio, O.P. ve Weber, G. (2010). Consumption and saving: models of intertemporal allocation and their implications for public policy. *Journal of Economic Literature*, 48, 693-751. DOI: 10.1257/jel.48.3.693
- Baltagi, B.H. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley&Sons Ltd. United Kingdom. pp.147-179.
- Banks, J., Blundell, R. ve Brugiavini, A. (2001). Risk pooling, precautionary saving and consumption growth. *The Review of Economic Studies*, 68(4), 757-779. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00189>
- Bernheim, B.D., Skinner, J. ve Weinberg, S. (2001). What accounts for the variation in retirement wealth among U.S. households? *The American Economic Review*, 91(4), 832-857. DOI: 10.1257/aer.91.4.832
- Beyaz Sipahi, B. (2021). Hanehalkı tasarruf oranının ekonomik ve demografik belirleyicileri: GMM yaklaşımı. *Journal of Yasar University*, 16(61), 248-263. DOI: <https://doi.org/10.19168/jyasar.809671>
- Blundell, R., Browning, M. ve Meghir, C. (1994). Consumer demand and the life cycle allocation of household expenditure. *Review of Economic Studies*, 61(1), 57-80. DOI:10.2307/2297877
- Bozkuş, S. ve Üçdoğruk, Ş. (2007). Hanehalkı tasarruf tercihleri: Türkiye örneği. 8. *Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, 24-25 Mayıs, Malatya, Türkiye.
- Browning, M., Deaton, A ve Irish, M. (1985). A profitable approach to labor supply and commodity demand over the life-cycle. *Econometrica*, 53(3), 503-544.
- Browning, M. ve Lusardi, A. (1996). Household saving: micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literature*, 34(4), 1797-1855.
- Browning, M. ve Ejrnaes, M. (2009). Consumption and children. *The Review of Economics and Statistics*, 91(1), 93-111. DOI: <https://doi.org/10.1162/rest.91.1.93>
- Carroll, C.D. (1994). How does future income affect current consumption? *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 111-147. DOI: <https://doi.org/10.2307/2118430>
- Carroll, C.D. (1996). Buffer stock theory of saving and the Life Cycle/ Permanent Income Hypothesis. *NBER Working Paper*, 5788, 1-49.
- Carroll, C. D. (2001). A theory of the consumption function, with and without liquidity constraints. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 23-45. DOI: 10.1257/jep.15.3.23
- Carroll, C.D., Dynan, K.E. ve Krane, S.D. (2003). Unemployment risk and precautionary wealth: evidence from households balance sheets. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 586-604.
- Carroll, C.D., Hall, R.E. ve Zeldes, S.P. (1992). The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 23(2), 61-156.
- Carroll, C.D. ve Kimball, M.S. (1996). On the concavity of the consumption function. *Econometrica*, 64(4), 981-992.
- Carroll, C.D ve Kimball, M.S. (2001). Liquidity constraints and precautionary saving. *NBER Working Papers*, 8496, 1-40.
- Carroll, C.D. ve Samwick, A.A. (1997). The nature of precautionary wealth. *Journal of Monetary Economics*, 40(1), 41-71. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(97\)00036-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00036-6)

- Carroll, C.D. ve Summers, L.H. (1991). Consumption growth parallels income growth: some new evidence. B.D. Bernheim ve J. B Shoven. (Ed.). *National Saving and Economic Performance*. University of Chicago Press, pp. 305-348.
- Ceritoğlu, E. (2009). *The empirical importance of precautionary saving in Turkey*. Ph.D. Thesis, University of Nottingham, England. pp.1-260.
- Ceritoğlu, E. (2011). The Impact of labour income risk on household saving decisions in Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 11(09), 1-21.
- Ceritoğlu, E. (2013). Household expectations and household consumption expenditures: the case of Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 13(10), 1-20.
- Ceritoğlu, E. (2017a). Self-insurance and consumption risk-sharing between birth-year cohorts in Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 17(01), 1-30.
- Ceritoğlu, E. (2017b). Disentangling age and cohorts effects on home-ownership and housing wealth in Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 17(06), 1-28.
- Ceritoğlu, E. (2017c). The effect of house price changes on cohort consumption in Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 17(10), 1-28.
- Ceritoğlu, E. (2020). Do household consumption and saving preferences vary between birth-year cohorts in Turkey? *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 20(15), 1-30.
- Chamon, M.D. ve Prasad, E.S. (2010). Why are saving rates of urban households in China rising? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 93-130. DOI: 10.1257/mac.2.1.93
- Cilasun, S.M. (2009). *Income, consumption and saving behavior of Turkish households*. Doktora Tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara. ss.1-205.
- Cilasun, S.M. ve Kırdar, M.G. (2009). Türkiye’de hanehalklarının gelir, tüketim ve tasarruf davranışlarının yatay kesitlerle bir analizi. *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 24(280), 9-46. DOI: 10.3848/iif.2009.280.2791
- Cilasun, S.M. ve Kırdar, M.G. (2012). Household structure, and household income and its components over the life-cycle in Turkey. *Turkish Economic Association Discussion Paper*, 63, 1-35. DOI: <http://hdl.handle.net/10419/81620>
- Çolak, Ö.F. ve Öztürkler, H. (2012). Tasarrufun belirleyicileri: küresel tasarruf eğiliminde değişim ve Türkiye’de hanehalkı tasarruf eğiliminin analizi. *Bankacılar Dergisi*, 82, 3-44.
- Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 109-126. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90134-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90134-4)
- Deaton, A. (1991). Saving and liquidity constraints. *Econometrica*, (59)5: 1221-1248. DOI: 10.3386/w3196
- Deaton, A. (1992a). *Understanding consumption*. Clarendon, Oxford University Press, New York, first published. pp.1-214.
- Deaton, A. (1992b). Saving and income smoothing in Cote d'Ivoire. *Journal of African Economies*, 1(1), 24-26. DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.jae.a036737>
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of household surveys, A microeconomic approach to development policy*. The Johns Hopkins University Press. Baltimore and London, pp.1-474.
- Deaton, A. ve Paxson, C. (1994a). Intertemporal Choice and Inequality. *The Journal of Political Economy*, 102(3), 437-467.
- Deaton, A. ve Paxson, C. (1994b). *Saving, growth, and aging in Taiwan*. Studies in the Economics of Aging. Wise, D.A. (Ed.). University of Chicago Press, Chicago, pp. 331-362.

- Deaton, A. ve Paxson, C. (2000a). Growth, demographic structure, and national saving in Taiwan. *Population and Development Review*, 26, 141-173.
- Deaton, A. ve Paxson, C. (2000b). Growth and saving among individuals and households. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), 212-225.
- Deaton, A. ve Paxson, C. (1998a). Aging and inequality in income and health. *The American Economic Review*, 88(2), 248-253.
- Deaton, A. ve Paxson, C. (1998b). Health, income, and inequality over the life cycle. *Frontiers in the Economics of Aging*. Wise, D.A. (Ed.). University of Chicago Press, Chicago, pp. 431-462.
- Deaton, A. ve Paxson, C. (1998c). Saving and growth: another look at the cohort evidence. *Research Program in Development Studies Princeton University*, 225, 1-32.
- Dynan, K.E. (1993). How prudent are consumers? *Journal of Political Economy*, 101(6), 1104-1113. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/261916>
- Flavin, M.A. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *The Journal of Political Economy*, 89(5), 974-1009. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/261016>
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Front Matter. Princeton University Press, New York, pp:1-240.
- Gourinchas, P.O. ve Parker, J.A. (1999). Consumption over the life cycle. *NBER Working Paper Series*, 7271, 1-47.
- Güngör Parlakyiğit, M. (2020). *Hanehalkı tasarruf eğiliminin belirleyicileri: Türkiye üzerine bir uygulama*. Doktora Tezi, Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Gaziantep, ss.1-236.
- Hall, R.E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Hall, R.E. ve Mishkin, F.S. (1982). The sensitivity of consumption to transitory income: estimates from panel data on households. *Econometrica*, 50(2), 461-481.
- Hansen, L.P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, New York, pp:283-585.
- İpek, E. ve Sekmen, Ö. (2016). Household savings in Turkey: evidence from microdata. *Balkan and Near Eastern Journal of Social Sciences*, 02(04), 102-108.
- Jappelli, T. (1999). The age-wealth profile and the life-cycle hypothesis: a cohort analysis with a time series of cross-sections of Italian households. *Review of Income and Wealth*, 45(1), 57-75. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1999.tb00312.x>
- Jappelli, T. ve Modigliani, F. (1998). The age-saving profile and the life-cycle hypothesis. *CSEF Working Paper*, 9, 1-26.
- Jappelli, T. ve Modigliani, F. (2005). *The age-saving profile and the life-cycle hypothesis*. *The Collected Papers of Franco Modigliani* Franco, F. (Ed.). Volume 6. Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge, pp.141-172.
- Jappelli, T., Padula, M. ve Pistaferri, L. (2007). A direct test of the buffer-stock model of saving. *CSEF Working Paper*, 29, 1-35.
- Jappelli, T. ve Pistaferri, L. (2000). The consumption response to income changes. *CSEF Working Paper*, 237:1-52. DOI:0.1146/annurev.economics.050708.142933
- Jappelli, T., Pistaferri, L. ve Weber, G. (2006). Health care quality, economic inequality, and precautionary saving. *Health Economics*, 16(4): 327-346. DOI:10.1002/hec.1172
- Kızılgöl, Ö.A. ve İpek, E. (2019). Türkiye’de hanehalkı tasarruf davranışının analizi. *İzmir İktisat Dergisi*, 34(3):331-344.

- Kimball, M. (1990). Precautionary saving in the small in the large. *Econometrica*, 58(1):53-73. DOI:<https://doi.org/10.2307/2938334>
- Leland, H. E. (1968). Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3): 465-473. DOI:10.2307/1879518
- Lusardi, A. (1998). On the importance of the precautionary saving motive. *American Economic Review*, 88(2):449-453.
- Modigliani, F. ve Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross- section data. K. K. Kurihara (Ed). *Post-Keynesian Economics*. Rutgers University Press, New Brunswick, pp.338-436.
- Öksüz Narinç, N. ve Küçükönder, H. (2020). Hanehalkı tasarruf tercihlerinin ardışık logit modellerle belirlenmesi: Türkiye örneği, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(2):1554-1572. DOI: 10.20491/isarder.2020.929
- Paxson, C. (1992). Using weather variability to estimate the response of savings to transitory income in Thailand. *The American Economic Review*, 82(1), 15-33.
- Paxson, C. (1995). Saving and growth: evidence from micro data. *NBER Working Paper*, 5301, 1-31.
- Pektaş Erdem, B. (2017). *Türkiye’de hanehalkı tasarruflarını etkileyen faktörler*. Kalkınma Bakanlığı Uzmanlık Tezi. Yayın No: 2973, ss. 1-224.
- Rijckeghem, C.V. (2010). Determinants of private saving in Turkey: an update. *Bogazici University Working Paper*, 04, 1-97.
- Rijckeghem C.V. ve Üçer M. (2009). The evolution and the determinants of the Turkish private saving rate: what lessons for policy? *Koç Üniversitesi-TÜSİAD Economic Research Forum Çalışma Tebliği*, 09(01), 1-94.
- Sandmo, A. (1970). The effect of uncertainty on saving decisions. *Review of Economic Studies*, 37(3), 353-360. DOI: <https://doi.org/10.2307/2296725>
- Sargan, J.D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, 26(3), 393-415. DOI: <https://doi.org/10.2307/1907619>
- Şengür, M. ve Taban, S. (2016a). Gelir dağılımı-tasarruf ilişkisi: Türkiye’de hanehalkı gelir türünün tasarruflar üzerindeki etkisi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(1), 49-72.
- Şengür, M. ve Taban, S. (2016b). Türkiye’de hanehalkı tasarruflarının gelir dışındaki belirleyicileri. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 3(1), 29-53. DOI: <https://doi.org/10.17541/oeybd.84848>
- TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi. (15.06.2017). <http://evds.tcmb.gov.tr/>
- Türkiye İstatistik Kurumu, Hanehalkı Bütçe Anketi 2002-2013.
- Yao, R., Wang, F., Weagley, R.O. ve Liao, L. (2011). household saving motives: comparing American and Chinese consumers. *Family & Consumer Sciences Research Journal*, 40(1), 28–44. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1552-3934.2011.02086.x>
- Yılmaz, T. (2010). The profile and determinants of household savings. *Report for the World Bank*, 1-53.
- Yükseler, Z. ve Türkan, E. (2008). Türkiye’de hanehalkı: işgücü, gelir, harcama ve yoksulluk açısından analizi. *TÜSİAD Economic Research*, 03(455), 1-155.
- Zeldes, S. P. (1989). Optimal consumption with stochastic income: deviations from certainty equivalence. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 275-298. DOI: <https://doi.org/10.2307/2937848>