

Süleyman Demirel Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Y.2008, C.13, S.1 s.391-409.

REEL DEĞİŞKENLER, ZAMANLARARASI İKAME VE RİSKTEN KAÇINMA *

REAL VARIABLES, INTERTEMPORAL SUBSTITUTION AND RISK AVERSION

Dr.Murat TAŞDEMİR**

ÖZET

Zamanlararası ikame ve riskten kaçınma iktisadi birimlerin zaman ve risk ile ilgili kararlarını belirleyen ve iktisadın birçok alanında önemli olan davranışlardır. Zamanlararası Beklenen Fayda Fonksiyonu dinamik stokastik genel denge modellerine zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayıları arasında biri diğerinin tersi olacak şekilde kısıtlayıcı bir ilişki empoze etmektedir. Larry Epstein ve Stanley Zin'in 1989 ve 1991 yıllarındaki çalışmalarında iki katsayı arasındaki bu bağı kırarak, katsayıların birbirlerinden bağımsız belirlenmelerine olanak tanıyan dögüsel bir fayda fonksiyonu geliştirmişlerdir. Bu çalışmada Epstein-Zin dögüsel fayda fonksiyonunun kullanımının dinamik stokastik genel denge modellerinin reel değişkenlere ilişkin öngörülerinde ne gibi farklar yaratacağı araştırılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular Epstein-Zin fayda fonksiyonunun dinamik stokastik genel denge modellerinin reel makroekonomik değişkenlerle ilgili öngörülerinde önemli farklar ortaya çıkardığını göstermektedir.

ABSTRACT

Intertemporal substitution and risk aversion are important behaviors determining time and risk preferences of economic agents, and important in many areas of economics. Intertemporal Expected Utility imposes a restrictive relationship between the elasticity of intertemporal substitution and risk aversion coefficients, as one being the inverse of the other, into dynamic general equilibrium models. In their 1989 and 1991 articles, Larry Epstein and Stanley Zin developed a recursive utility function which breaks the link between the two coefficients allowing them to be calibrated independently of each other. In this study, what differences the use of Epstein-Zin recursive utility function in dynamic stochastic general equilibrium models generates regarding the predictions about the real

* Bu çalışma Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde 2005 yılında kabul edilen "Dinamik Stokastik Genel Denge Modellerinde Dögüsel Fayda Fonksiyonları: Makroekonomik Sonuçlar" isimli doktora tezimi temel almaktadır.

** Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü.

variables is investigated. The findings of the analysis show that the Epstein-Zin utility function generates important differences in predictions regarding real macroeconomic variables obtained from dynamic stochastic general equilibrium models.

Zamanlararası ikame, riskten kaçınma, Epstein-Zin döngüsel fayda fonksiyonu
Intertemporal substitution, risk aversion, Epstein-Zin utility function

GİRİŞ

Zamanlararası ikame ve riskten kaçınma iktisadi birimlerin zaman ve risk ile ilgili kararlarını belirleyen ve iktisadın birçok alanında önemli olan davranışlardır. Zamanlararası ikame esnekliği (ZİE) tüketicinin tüketimini dönemler arasında kaydırma eğiliminin bir ölçüsüdür. Riskten kaçınma (RK) ise karar vericinin karşılaştırılabilir getirileri olan alternatiflerden daha az riskli olanı seçmesi olarak açıklanabilir. Klasik karar teorisinde riskten kaçınma davranışı *Arrow-Pratt mutlak ve göreceli riskten kaçınma katsayıları* ile ölçülmektedir.¹ ZİE ve RK katsayıları birçok ekonomik fenomenin açıklanmasında önemli rol oynamaktadır. Nitekim makroekonomik analizin en önemli araçlarından biri haline gelen Dinamik Stokastik Genel Denge (DSGD) Modellerinde de model sonuçları açısından ZİE ve RK katsayılarının nasıl belirlendiği önemlidir.

DSGD modellerinin ele alınan gerçek ekonomide gözlemlenen zaman serilerini tatmin edici şekilde taklit edebilme gücü veya diğer bir ifade ile ekonomideki ilişkileri açıklayabilme yeteneği önemli ölçüde Robert Lucas'ın 1976 yılındaki çalışmasında "derin parametreler" olarak nitelendirdiği parametrelerden olan ZİE ve RK katsayılarının nasıl belirlendiği ile ilişkilidir.² Bu noktaya ilk olarak vurgu yapanlardan biri Robert Hall olmuştur.³ Yazar çalışmasında faiz oranlarının para politikası aracı olarak etkinliğinin ekonomideki bireylerin zamanlararası ikame eğilimlerine bağlı olduğu sonucuna varmıştır. Bunun nedeni, diğer faktörler sabitken, yüksek beklenen faiz oranları ekonomik birimlerin tüketimlerini ertelemelerine sebep olmasıdır. Tüketimin ne kadarının bir dönemden diğerine kaydırılacağı ise zamanlararası ikame esnekliğine bağlıdır.⁴ Benzer şekilde maliye politikalarının etkilerini inceleyen Lawrence Summers, Robert King ve Sergio Rebelo sermaye gelirlerine konan vergilerin makroekonomik etkilerinin önemli ölçüde ZİE katsayısına bağlı olduğunu tespit etmişlerdir.⁵

¹ Kenneth. J. ARROW, "The Theory of Risk Aversion", K. J. Arrow (ed.), **Essays in the Theory of Risk Bearing**, Chicago, Markham-1970, s. 90-109; John W., PRATT, "Risk Aversion in the Small and in the Large." **Econometrica**, V. 32, N. 1/2, 1964, s.122-136

² LUCAS, R. E., "Econometric Policy Evaluation: A Critique", **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, V.1, 1976, s.19-46.

³ Bkz: Robert E., HALL, "Intertemporal Substitution in Consumption." **Journal of Political Economy**, V. 96, N.2, 1988, s. 339-357.

⁴ HALL, s. 339-357.

⁵ Lawrence H. SUMMERS, "Tax Policy, the Rate of Return, and Savings", **NBER Working Paper**, N.0995, 1982, s. 38-39; Robert G. KING-Sergio REBELO, "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications", **Journal of Political Economy**, V.98, N.5, 1990, s. S141-S147.

Cem Karayalçın ise bir küçük açık ekonomi DSGD modeli kullanarak maliye politikalarının büyüme ve refah üzerindeki etkilerinin diğer faktörlerin yanı sıra ZİE katsayısına da bağlı olduğu sonucuna varmıştır.⁶

Riskten kaçınma ise özellikle ekonomideki şokların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri ile ilişkilendirilmektedir. Larry Jones ve diğerleri teknoloji ve ekonomik politika şoklarından kaynaklanan belirsizliğin ekonomik büyümeyi hızlandırması veya yavaşlatmasının RK ve ZİE derecesine bağlı olduğu sonucuna varmışlardır.⁷ Yine Eric Parrado ve Andrés Velasco yabancı faizlerdeki şokların iç talebe olan etkisinin ZİE katsayısına bağlı olduğunu bulmuşlardır.⁸ Yazarlar ayrıca faiz oranlarının iç ve dış şoklara karşı duyarlılıklarının da ZİE katsayısı ile yakından ilgili olduğu sonucuna varmışlardır. Bir eksik piyasalar DSGD modeli kullanan Tom Krebs yaptığı analizde, RK katsayısının ekonomik büyüme üzerindeki önemini ortaya koymuştur.⁹ Yazarın elde ettiği sonuçlara göre RK katsayısının değerinin 1'den küçük veya 1'e eşit olduğu durumlarda bireysel risklerin azaltılması daima ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Aynı çalışmada Krebs, RK katsayısındaki çok küçük bir değişimin bile konjonktürel dalgalanmaların azaltılmasının fiziki ve beşeri sermayeye yapılan yatırım, ekonomik büyüme ve refah üzerindeki etkilerini önemli ölçüde değiştirdiğini gözlemlemiştir.

Standart Zamanlararası Beklenen Fayda (ZBF) Fonksiyonu kullanılan DSGD modellerinden yararlanılan araştırmalar ortak bir problemle karşı karşıyadır: bu modellerde ZİE ve RK katsayısının etkilerini birbirlerinden bağımsız olarak incelemek mümkün değildir. Çünkü ZBF fonksiyonu ZİE ve RK katsayıları arasında birbirlerinin tersi olacak şekilde bir ilişki öngörmektedir. Dolayısıyla her iki katsayıyı da birbirlerinden bağımsız olarak belirleyebilme imkânı yoktur. ZBF fonksiyonunun empoze ettiği bu ilişki "DSGD bilmeceleri" olarak bilinen anomalilerin de olası nedenlerinden biri olarak görülmektedir.¹⁰ Buna ek olarak, ZİE ve RK katsayılarını ekonometrik olarak tahmin etmeye çalışan araştırmacılar bu iki katsayı arasında herhangi bir ilişki bulamadıkları gibi, her iki katsayı için

⁶ Cem KARAYALÇIN, "Temporary and permanent government spending in a small open economy," *Journal of Monetary Economics*, V.43, No.1, 125-141.

⁷ Larry E. JONES-Rodolfo E. MANUELLI-Ennio STACCHETTI, "Technology (and Policy) Shocks in Models of Endogenous Growth", *NBER Working Paper*, N.W7063, 1999, s. 21-24.

⁸ Eric PARRADO-Andrés VELASCO, "Optimal Interest Rate Policy in a Small Open Economy", *NBER Working Paper*, N.8721, 2002, s.2-20.

⁹ Tom KREBS, "Growth and Welfare Effects of Business Cycles in Economies with Idiosyncratic Human Capital Risk", *Review of Economic Dynamics*, V.6, No.4, 2003, s.846-868.

¹⁰ Bkz: Sanford J., GROSSMANN-Robert J. SHILLER, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices", *American Economic Review*, V.71, N.2, 1981, s.222-227; Philippe WEIL, "Unexpected Utility in Macroeconomics." *The Quarterly Journal of Economics*, V.105, No.1, 1990, s. 29-42; Maurice OBSTFELD, "Evaluating Risky Consumption Paths: The Role of Intertemporal Substitutability", *European Economic Review*, V.38, N.7, 1994, s. 1471-1486

elde edilen tahmin değerleri çok geniş bir aralıkta değişmektedir.¹¹ Dolayısıyla ZBF fonksiyonu ile DSGD modellerinin ekonometrik çalışmalardan elde edilen tahminler kullanılarak kalibre edilmesi mümkün değildir.

Larry Epstein ve Stanley Zin ZBF fonksiyonuna alternatif olabilecek, ZİE ve RK katsayılarının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenmesine olanak veren ve Beklenen Fayda teorisine dayanmayan döngüsel bir fayda fonksiyonu geliştirmişlerdir.¹² Bu çalışmanın konusu Epstein ve Zin tarafından geliştirilen bu fayda fonksiyonunun DSGD modellerinin reel değişkenler ile ilgili öngörülerini açısından getireceği makroekonomik sonuçlardır. Bu konuda DSGD modeli kullanan ve reel değişkenleri ele alan tek benzer çalışma Thomas Tallarini tarafından yapılmıştır.¹³ Tallarini bu çalışmada üretimin ve stoklama teknolojisinin mevcut olduğu kapsamlı bir DSGD modelinde EZ fayda fonksiyonunun logaritmik bir formunu kullanarak ZİE ve RK katsayılarının nominal ve reel değişkenler üzerindeki etkilerini incelemiştir. Yazar ZİE katsayısının değerini 1 olarak sabit tutarak ve RK katsayısının değeri 1, 10, 25 ve 100 değerlerini aldığında reel ve nominal değişkenlerin belli istatistiksel özelliklerinin nasıl değiştiğini araştırmıştır. Tallarini çalışmasında, yüksek RK değerlerinde sermaye varlıkları piyasası verilerinde gerçek verilere doğru bir iyileşme gözlemlerken, reel değişkenlerin standart hataları ve korelasyonlarında önemli bir değişim saptamamıştır. Bu çalışma Tallarini'nin sözü edilen çalışmasından kullanılan fonksiyonel form, model ekonominin yapısı, kullanılan nümerik çözüm tekniği, analiz metodu ve elde edilen sonuçlar açısından farklılıklar göstermektedir. Çalışmada DSGD modellerinde ZBF fonksiyonu yerine Epstein ve Zin tarafından geliştirilen döngüsel zamanlararası fayda fonksiyonunun kullanılmasının makroekonomik öngörüler açısından ortaya çıkaracağı sonuçlar karşılaştırmalı olarak incelenmiştir. ZİE ve RK katsayılarının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmesinin DSGD modellerinden elde edilen sonuçları nasıl değiştirebileceğini görmek amacıyla ZBF ve Epstein-Zin (EZ) fayda fonksiyonları ile iki farklı versiyonunun kullanıldığı bir reel DSGD modeli ele alınmıştır. Modelin iki farklı versiyonu, farklı ZİE ve RK katsayıları ile kalibre edilerek nümerik deneyler gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar karşılaştırılmıştır.

¹¹ Robert B. BARSKY vd. "Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study", **The Quarterly Journal of Economics**, V.112, N.2, 1997, s.537-579

¹² Larry G. EPSTEIN-Stanley E. ZIN, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework", **Econometrica**, V.57, N.4, 1989, s.937-969; Larry G. EPSTEIN-Stanley E. ZIN, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", **Journal of Economic Theory**, V.99, N.2, 1991, s. 263-286.

¹³ Thomas D. TALLARINI, Jr., "Risk-sensitive Real Business Cycles", **Journal of Monetary Economics**, V.45, N.3, 2000, s.507-532.

1. RİSK ALTINDA ZAMANLARARASI TERCİHLER

Belirsizliğin veya diğer bir deyişle riskin söz konusu olduğu dinamik bir dünyada ekonomik birimler hem farklı dönemlerdeki hem de farklı risk derecelerindeki alternatiflerden oluşan karar problemleri ile karşı karşıya kalırlar. *Zamanlararası Beklenen Fayda (ZBF)* modeli ekonomik birimlerin zaman ve risk faktörlerini içeren tercihlerinin modellenmesi amacıyla gerek iktisat, gerekse finans alanında yaygın bir şekilde kullanılan standart bir araç haline gelmiştir. ZBF modelinde zamanlararası tercihlerin modellenmesinde kullanılan Samuelson'ın *İndirgenmiş Fayda (Discounted Utility)* modeli¹⁴ ile, bireylerin risk altında karar verme davranışlarının modellenmesi amacıyla kullanılan *von Neumann – Morgenstern Fayda* (veya *Beklenen Fayda – Expected Utility*) modeli bir arada kullanılmaktadır.

Zamanlararası Beklenen Fayda modeline göre, t döneminde π_s olasılığı ile ortaya çıkacak olan $s \in \mathbf{S}$ durumundaki tüketim seviyesi c_{ts} ile gösterilirse, sonsuza giden tüketim planlarına sahip tüketicinin hayat boyu beklenen faydası

$$\begin{aligned} U(c_0, c_1, \dots) &= u(c_0) + \beta \sum_{s=1}^{\mathbf{S}} u(c_{1s}) + \beta^2 \sum_{s=1}^{\mathbf{S}} u(c_{2s}) + \dots \\ &= u(c_0) + \beta E[u(c_1)] + \beta^2 E[u(c_2)] + \dots \quad (1) \\ &= E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \mid I_0 \right] \quad \text{veya} \quad E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \end{aligned}$$

şeklinde yazılır. Yukarıdaki ifadede E beklenen değer işlemini, $u(\cdot)$ dönemlik fayda fonksiyonunu, I_0 ise $t=0$ iken elde mevcut olan bilgiyi göstermektedir. DSGD modellerinde dönemlik fayda fonksiyonu $u(\cdot)$ 'nun konkav ve homotetik olduğu varsayımı yapılır. (1) ile verilen zamanlararası beklenen fayda fonksiyonu için hem İndirgenmiş Fayda hem de Beklenen Fayda modellerinin bütün varsayımları geçerlidir. Dolayısıyla bu fonksiyon zamansal tutarlılık (*time consistency*) özelliğine sahiptir.

(1) ile verilen zamanlararası beklenen fayda fonksiyonunda birincisi beklenen faydanın hesaplanması için olası bütün durumlar üzerinden, ikincisi ise zaman üzerinden olmak üzere iki kez toplam alınmaktadır. Bunu daha iyi görebilmek için, (1) ifadesi

$$U(c_0, c_1, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s=1}^{\mathbf{S}} \beta^t u(c_{ts}) \quad (2)$$

şeklinde yeniden yazılabilir. Çifte toplamsallık (*double additivity*) olarak adlandırılan bu durum ZİE ile RK katsayılarının birbirlerinin tersi olacak

¹⁴ Paul A. SAMUELSON, "A Note on Measurement of Utility", *Review of Economic Studies*, Vol. 4, N.2, 1937, s.155-161.

şekilde birbirlerine bağlı olmasına neden olmaktadır.¹⁵ Bireyin tüketimini dönemler arasında kaydırma konusundaki istekliliğinin bir ölçüsü olan ZİE t ve t' gibi iki dönem için aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\sigma = \left[\frac{c_t/c_{t'}}{-u'(c_t)/u'(c_{t'})} \cdot \frac{d\{u'(c_t)/u'(c_{t'})\}}{d\{c_t/c_{t'}\}} \right]^{-1} \quad (3)$$

Yukarıdaki ifadede $u'(\cdot)$ dönemlik fayda fonksiyonunun birinci türevini göstermek için kullanılmıştır. İki dönem arasındaki zaman giderek kısılırken,

$$\lim_{(t'-t) \rightarrow 0} \sigma = \frac{-u'(c)}{c \cdot u''(c)} \quad (4)$$

elde edilir. Bu ifade Arrow-Pratt göreceli riskten kaçınma katsayısının tersidir. İki katsayı arasındaki bu ilişki riskten kaçınmanın derecesi artarken zamanlararası ikamenin azalması anlamına gelir. Sonuç olarak her iki katsayı da birbirlerinden bağımsız olarak belirlenemezler. Bazı iktisatçılar iki davranış arasında bir ilişkinin olmasını olası görmektedirler.¹⁶ Bununla birlikte yapılan deneysel çalışmalarda bu yönde herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.¹⁷ Ayrıca böyle bir ilişkinin varlığının ampirik olarak test edilebilmesi için her iki katsayının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmesi gereklidir.¹⁸

DSGD modellerinde, iyi bilinen yetersizliklerine rağmen geleneksel olarak ZBF modeli kullanılmaktadır. Bunun en önemli nedeni ZBF modelinin matematiksel olarak basit olması ve analitik çözümlere elverişli olmasıdır. Bununla birlikte günümüzde bilgisayar teknolojisi ve matematikteki gelişmeler bunu bir avantaj olmaktan çıkarmıştır.

2. DÖNGÜSEL FAYDA

İktisat yazınında Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda ve dolayısıyla Zamanlararası Beklenen Fayda modellerinin yetersizlikleri Daniel Kahneman ve Amos Tversky¹⁹ tarafından yapılan öncü çalışmadan bu yana ampirik çalışmalarla ayrıntılı bir şekilde ortaya konmuştur.²⁰ Bunlara ek

¹⁵ Bkz. Angus. DEATON, *Understanding Consumption*, Oxford University Press, New York-1992, s. 19.

¹⁶ Bkz. DEATON, s. 20.

¹⁷ Bkz. BARSKY vd., s.537-579

¹⁸ Larry. G., EPSTEIN, "Behavior under Risk: Recent Developments in Theory and Applications", *Advances in Economic Theory, Sixth World Congress of the Econometric Society*, J.-J. Laffont (ed.). Cambridge Univ. Press. V.2, Cambridge-1992, s. 14.

¹⁹ Daniel. KAHNEMAN-Amos TVERSKY, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, V. 47, N.2, 1979, s.263-291.

²⁰ İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda modellerinin yetersizliklerinin güncel bir dökümü için bkz. Shane G. FREDERICK vd., "Time Discounting and Time Preference: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, V.40, N.2, 2002, s.351-401; Paul J. H.SHOEMAKER, "The Expected Utility Model: Its Variants, Purposes, Evidence and Limitations", *Journal of Economic Literature*, V.20, N.2, s. 529-563; Drazen PRELEC-George LOEWENSTEIN, "Decision Making Over Time and Under Uncertainty: A Common Approach", *Management Science*, V.37, N.7 1991, s.770-786.

olarak DSGD literatüründe ortaya çıkan bilmeceler alternatif fayda modelleri arayışlarına zemin hazırlamıştır.²¹ Epstein ve Zin, Soo Hong Chew²² ve Dekel²³ tarafından geliştirilen risk tercihleri modeli ile David Kreps ve Evan Porteus²⁴ tarafından formüle edilen “zamanlararası tüketim piyangoları (*intertemporal consumption lotteries*)” modelini birleştirerek sonsuz tüketim planları için ZBF modeline alternatif bir fayda fonksiyonu geliştirmişlerdir. Epstein-Zin (EZ) fayda fonksiyonunun en önemli özellikleri, ZİE ve RK katsayıları arasındaki bağı kopartarak birbirlerinden bağımsız belirlenebilmelerine olanak sağlaması; dögüsel olması; zamansal tutarlılık özelliğine sahip olması ve belirsizliğin ortadan kalkma zamanlamasına duyarsız olmamasıdır.

EZ fayda fonksiyonu sonsuza giden riskli tüketim dizileri üzerinden tanımlandığı için, tek bir mal tüketen ve sonsuza dek yaşadığı varsayılan temsili bir bireyi ele alalım. Bu bireyin herhangi bir t dönemindeki tüketimi (c_t), içinde bulunulan dönemde bilinmektedir fakat $t+i$ ($i = 1, 2, \dots$) dönemi için tüketim seviyesi belirsizdir. Temsili bireyin hayat boyu fayda fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılır:

$$U_t = W(c_t, \mu[\tilde{U}_{t+1} | I]) \quad (5)$$

(5) nolu ifadedeki $W(\cdot)$ fonksiyonu t dönemindeki tüketim seviyesi ile gelecekteki toplam faydayı ilişkilendirerek t dönemindeki faydayı belirleyen toplulaştırma fonksiyonudur (*aggregator*).²⁵ İfadedeki \tilde{U}_{t+1} terimi bir sonraki dönemin t döneminde elde mevcut olan bilgiye (I) bağlı olarak hesaplanan beklenen toplam faydasını göstermektedir. Görüldüğü gibi model ZBF fonksiyonunda olduğu gibi her dönemin faydasını sadece o dönemin tüketim seviyesi ile değil, gelecek dönemlerdeki fayda ile de ilişkilendirmektedir. Bu nedenle EZ fonksiyonu *dögüsel (recursive)* olarak sınıflandırılmaktadır.²⁶ Epstein ve Zin toplulaştırma fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlamışlardır:²⁷

$$W(c, z) = \begin{cases} [(1-\beta)c^\rho + \beta z^\rho]^{1/\rho} & 0 \neq \rho < 1 \\ (1-\beta)\log(c) + \beta\log(z) & \rho = 0 \end{cases} \quad (6)$$

²¹ David BACKUS vd., “Exotic Preferences for Macroeconomists”, **NBER Working Paper**, 2004, N. 10597, s.1-2.

²² Soo H. CHEW, “A Generalization of the Quasilinear Mean with Applications to the Measurement of Income Inequality and Decision Theory Resolving the Allais Paradox”, **Econometrica**, V.51, N.4, 1983, s.1065-1092.

²³ Eddie DEKEL, “An Axiomatic Characterization of Preferences Under Uncertainty: Weakening the Independence Axiom”, **Journal of Economic Theory**, V.40, N.2, 1986, s.304-318.

²⁴ David M. KREPS-Evan L. PORTEUS, “Dynamic Choice Theory and Dynamic Programming”, **Econometrica**, V.47, N.1, 1979, s.91-100.

²⁵ Tjalling C. KOOPMANS, “Stationary Ordinal Utility and Impatience” **Econometrica**, V.28, N.2, 1960, s.292.

²⁶ EPSTEIN-ZIN, “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework”, s. 287-309.

²⁷ EPSTEIN-ZIN, “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis”, s. 263-286.

Bu ifadede $\beta = \frac{1}{1+\delta}$, $\delta > 0$ ve $c, z \geq 0$ olarak verilmiştir.

Eşitlik (5)'deki $\mu(\cdot)$ ise “belirlilik eşleniği” (*certainty equivalent*) fonksiyonudur ve aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

$$\begin{aligned} \mu[\bar{x}] &= [E(\bar{x}^\alpha)]^{1/\alpha}, \quad 0 \neq \alpha < 1 \\ \log(\mu) &= E[\log(\bar{x})], \quad \alpha=0 \end{aligned} \quad (7)$$

Belirlilik eşiti fonksiyonu (6) ile verilen toplulaştırma fonksiyonunda yerine konduğunda EZ fayda fonksiyonu aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$U_i = \left[(1-\beta)c_i^\rho + \beta(E_i \bar{U}_i^\alpha)^\rho \right]^{1/\rho}, \quad \alpha \neq 0, \quad 0 \neq \rho < 1 \quad (8)$$

EZ fayda fonksiyonunun (8) ile verilen formülasyonunda α RK katsayısıdır. Bu katsayının değeri azaldıkça riskten kaçınma artmaktadır.²⁸ ZİE ise,

$$\sigma = \frac{1}{1-\rho} \quad (9)$$

olarak ifade edilir.²⁹ Böylelikle modelde her iki katsayı da birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmektedir. $\alpha < \rho$ olduğunda temsili tüketiciler gelecekle ilgili belirsizliğin erkenden çözümlenmesini, aksi durumda ise geç çözümlenmesini tercih edecektir. $\alpha = \rho$ olduğunda ise belirsizliğin çözümlenme zamanlamasına kayıtsız kalacaktır. Bu son durumda EZ fayda fonksiyonu ZBF fonksiyonu ile aynıdır.³⁰

3. REEL STOKASTİK BİR EKONOMİDE ZAMANLARARASI İKAME VE RİSKTEN KAÇINMA

ZİE ve RK katsayılarının birbirlerinden ayrılmasının DSGD modellerinde elde edilecek sonuçları değerlendirmek için dışa kapalı, elastik olmayan emek arzı ile reel bir temsili birey modeli kullanılmıştır. Modelde devlet ve finansal sektör yoktur. Model ekonomide hane halkının nüfusu zaman içerisinde sabittir. Bu demografik yapı, nüfus artışına bağlı büyüme ve kişi başına değişkenler ve toplulaştırılmış değişkenlerin ayrı ayrı ele alınması gibi bu çalışmanın amacı açısından gerekli olmayan teknik hususları

²⁸ Dikkat edilirse, buradaki α katsayısı ZBF fonksiyonundaki riskten kaçınma katsayısı ile aynı değildir. Bu çalışmada karşılaştırılabilir olması için biraz daha farklı bir formülasyon kullanılacaktır (bkz: Eşitlik 12).

²⁹ EPSTEIN-ZIN, “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework”, s.290-302.

³⁰ EPSTEIN-ZIN, “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework”, s. 947.

dışlamaktadır.³¹ Sonsuza dek yaşadığı varsayılan temsili birey her dönem 1 birimlik emeğinin (1'e normalize edilmiştir 8 saatlik emek olarak düşünülebilir) hepsini temsili firmaya arz eder. Firma neoklasik üretim teknolojisi ile homojen bir mal üretir. Temsili tüketici üretimin bir kısmını dönem içinde tüketmekte, kalanını ise bir sonraki dönem tüketimi için tasarruf etmektedir. Modelin basit yapısı, ZİE ve RK katsayılarının birbirlerinden bağımsız belirlenebilmesinin temel ilişkilere üzerindeki sonuçlarına odaklanılmasına olanak sağlamaktadır. Bunun yanında, kullanılan model ekonomi DSGD modellerinin temel yapıtaşını teşkil ettiği için, elde edilen sonuçları daha karmaşık modellere genelleştirilebilir kılmaktadır.

Çalışmada sonuçların karşılaştırılabilmesi için sadece tercihlerin tanımlanması açısından farklı olan iki model kullanılacaktır. Birinci modelde tercihler ZBF fonksiyonu ile tanımlanmışken, ikinci modelde EZ fayda fonksiyonu kullanılacaktır. Birinci ekonomide temsili bireyin hayat boyu fayda fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$U_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}), \quad 0 < \beta < 1 \quad (10)$$

Yukarıdaki ifadede β indirim faktörü, $u(C_t)$ ise t döneminde yaptığı C seviyesindeki tüketimden elde edeceği faydayı ifade eden dönemlik fayda fonksiyonudur ve standart CRRA (Constant Relative Risk Aversion) fonksiyonel formuna sahiptir:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad \gamma \neq 0 \quad (11)$$

Burada γ temsili bireyin sabit göreceli riskten kaçınma katsayısıdır.

İkinci model ekonomide ise temsili birey aşağıdaki gibi bir EZ fayda fonksiyonuna sahiptir:

$$U_t = \left\{ (1-\beta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta \left[E_t U_{t+1}^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{1}{1-\gamma}}, \quad \theta = \frac{(1-\gamma)}{[1-(1/\sigma)]} \text{ ve } \gamma \neq \sigma \neq 1 \quad (12)$$

EZ fayda fonksiyonunun John Campbell tarafından kullanılan bu formülasyonunda σ ZİE katsayısı, γ ise RK katsayısıdır ve tamamen ZBF fonksiyonundaki eşdeğerleri ile aynı anlama sahiptir.³² Bu fonksiyonda $\gamma = 1/\sigma$ (veya $\theta = 1$) olduğunda CRRA tipi ZBF fonksiyonu elde edilir.

³¹ Bu tip modeller "Robinson Crusoe" ekonomisi olarak adlandırılmaktadır. Bkz: John B. LONG-Charles I. PLOSSER, "Real Business Cycles." *Journal of Political Economy*, V.91 N.1, 1983, s. 39-69.

³² John Y. CAMPBELL, "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data", *American Economic Review*, V.83, N.3, 1993, s. 491.

Temsili firma ölçeğe göre sabit getirili bir Neoklasik üretim teknolojisi ile temsili bireyin arz ettiği emeği (N) ve geçen dönemden kalan edilen sermaye stoğunu (K) kullanarak tek tip homojen bir mal üretir:

$$Y_t = F(z_t, K_t, N_t) \quad (13)$$

Üretilen mal hem tüketim hem de sermaye olarak kullanılmaktadır. Burada $F(\cdot)$ bütün değişkenler için içbükey ve kesinlikle artan bir fonksiyondur ve aşağıdaki gibi Cobb-Douglas formunda olduğu varsayılmaktadır:

$$Y_t = e^{z_t} K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (14)$$

Bireyin emeği $N = 1$ olacak şekilde normalleştirilirse üretim fonksiyonu

$$Y_t = e^{z_t} K_t^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (15)$$

olarak yazılır. Üretim sürecinde toplam faktör verimliliğini etkileyen rassal şoklar (z_t) Thomas Cooley ve Edward Prescott takip edilerek üretim fonksiyonuna üssel olarak dahil edilmiştir ve aşağıdaki gibi bir AR(1) süreci olarak tanımlanmıştır.³³

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad 0 < \rho < 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (16)$$

Böyle bir ekonomide bir dengenin mevcut olabilmesi için z_t 'nin durağan olması, diğer bir ifade ile $0 < \rho < 1$ olması gerekmektedir.³⁴

Her dönem temsili birey üretilen çıktının bir kısmını tüketirken kalan X_t kadar kısmını bir sonraki dönemin üretimi için sermaye stokuna ekler. Sermaye stoku her dönem δ oranında eksilmektedir (aşınma). Ekonomideki sermaye stokunun dinamik denklemini aşağıdaki gibi yazılır:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + X_t, \quad 0 < \delta < 1 \quad (17)$$

Böylece ekonominin kaynak kısıtı

$$C_t + X_t \leq F(z_t, K_t, N_t) \quad (18)$$

şeklinde olacaktır. Temsili bireyin bütçe kısıtı ise (15) ve (17) ile verilen ifadeler kullanılarak aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$C_t = e^{z_t} K_t^\alpha + (1 - \delta)K_t - K_{t-1} \quad (19)$$

³³ DSGD modelleri literatüründe teknoloji şokları ekonometrik çalışmalardan yola çıkılarak genellikle AR(1) olarak modellenmektedir. Örnek için bkz: Thomas F. COOLEY-Edward C. PRESCOTT, "Economic Growth and Business Cycles", **Frontiers of Business Cycle Research**, Ed. T. F. COOLEY, Princeton University Press, Princeton-New Jersey-1995, s.1-38. Bu çalışmada iki modelin birbirlerine göre performansları karşılaştırıldığı için bu seçimin kritik bir önemi yoktur.

³⁴ Finn KYDLAND-Edward C. PRESCOTT, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", **Econometrica**, V.50, N.6, 1982, s. 1352.

Model ekonomideki olayların zamanlaması şöyledir:

1. Her t döneminin başında rassal şok z_t belli olur.
2. Üretim gerçekleşir.
3. Temsili birey tüketim miktarına karar verir.
4. Bu dönemdeki yatırım miktarı $t+1$ dönemine için sermaye olarak aktarılır.

Böyle bir ekonomide merkezi planlamacı ile bireyin optimizasyon problemleri aynıdır. Temsili bireyin amacı (10) veya (12) ile verilen hayat boyu faydasını, (19) ile verilen bütçe kısıtı altında maksimize etmektir:

$$\max_{C_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \left\{ (1-\beta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta [E_t U_{t+1}^{1-\gamma}]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (20)$$

MODEL 1 **MODEL 2**

kısıtlar:

$$(15), (16), (17), (18) \text{ ve } C_t \geq 0, X_t \geq 0$$

Bu stokastik optimizasyon problemini Model 1 için analitik olarak elle çözmek mümkün olsa da, aynı şey Model 2 için geçerli değildir. Model 2'nin amaç fonksiyonunun döngüsel olması nedeniyle kapalı form analitik ifadeler bulmak zordur. Birinci sıra koşullarından elde edilecek Euler denklemleri her iki modelin karşılaştırılmasına olanak vermemektedir. Bu nedenle her iki model de nümerik metotlarla çözümlenerek elde edilecek simülasyon sonuçları karşılaştırılacaktır. (20) ile verilen stokastik optimizasyon problemi aşağıdaki gibi bir Dinamik Programlama (DP) problemi olarak ifade edilebilir.³⁵

$$\text{MODEL 1: } J(K, z) = \max_C \left\{ \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta E[J(K', z') | z] \right\} \quad (21)$$

$$\text{MODEL 2: } J(K, z) = \max_C \left\{ (1-\beta)C^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta [E[J(K', z')^{1-\gamma} | z]]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

kısıtlar:

$$C + X \leq F(z, K, N)$$

$$K' = (1-\delta)K + X, \quad 0 < \delta < 1$$

$$F(z, K, N) = e^{\varepsilon} K^{\alpha} N^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1$$

$$z' = \rho z + \varepsilon', \quad 0 < \rho < 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon \square N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

$$N = 1$$

$$C \geq 0$$

$$X \geq 0$$

³⁵ Sumru ALTUĞ-Pamela LABADIE, *Dynamic Choice and Asset Markets*, Academic Pres, San Diego-1994, s. 76-77.

(21) ile verilen DP probleminde (X') ifadeleri bir sonraki dönem değerlerini göstermektedir. Çalışmada nümerik çözümlerin elde edilmesi için Değer Fonksiyonu İterasyonu (DFİ) Metodu kullanılmıştır.³⁶

Model 1 ve 2'yi DFİ metoduyla çözmek için öncelikle durum değişkeni (K) ve rassal şokların (z) kesikli hale getirilmesi gerekmektedir.³⁷ Sermaye stoğunu kesikli hale getirmek için üniform ızgara (grid) tekniği kullanılmıştır.³⁸ Rassal teknoloji şokları z_t ise Tauchen ve Hussey³⁹ tarafından önerilen algoritma kullanılarak 2×2 boyutlu bir Markov Zinciri ile gösterilebilecek şekilde kesikli hale getirilmiştir.

Her iki model de üç aylık verilere göre kalibre edilerek nümerik olarak çözülmüş ve Monte Carlo simülasyonları elde edilmiştir. Çalışmadaki bütün çözümler için MATLAB[®] matris programlama ortamı kullanılmıştır. Kalibrasyon için kullanılan parametrelerin belirlenmesinde Cooley ve Prescott takip edilmiştir.⁴⁰ Kalibrasyon için kullanılan parametreler Tablo 1 ile verilmiştir.

Tablo 1: Kalibrasyon Değerleri

β	α	δ	ρ	σ_ε
0,96	0,36	0,025	0,85	0,12

Model 1 ve Model 2 farklı ZİE (σ) ve RK (γ) katsayıları için çözümler yapılarak zaman serileri elde edilmiştir. Bütün çözümlerde Model 1 için $\sigma = 1/\gamma$ olduğu unutulmamalıdır. Her farklı kalibrasyon için nümerik çözümlerden elde edilen karar kuralları (*decision rules*) kullanılarak sermaye stoğu, yatırım, çıktı ve tüketim için 500 dönemlik (125 yıllık) zaman serileri elde edilerek standart sapmalar ve korelasyonlar hesaplanmıştır. Daha sonra aynı işlem 500 kez tekrarlanarak her istatistik için örneklem standart hataları elde edilmiştir. Model çözümlerinden elde edilen istatistiklerin karşılaştırılması için z testi⁴¹ ve Hartley'in F_{\max} testi⁴² kullanılmıştır. Korelasyonların

³⁶ DFİ metodunun ayrıntıları için bkz: Manuel S. SANTOS, "Numerical Solution of Dynamic Economic Models", **Handbook of Macroeconomics**, Ed. J. B. Taylor-M. Woodford, Elsevier Science, V.1A, 1999, s. 311-386; Lawrence J. CHRISTIANO, "Solving the Stochastic Growth Model by Linear-Quadratic Approximation and by Value-Function Iteration", **Journal of Business and Economic Statistics**, V.8, N.1, 1990, s.23-26; George TAUCHEN-Robert HUSSEY, "Quadrature-Based Methods for Obtaining Approximate Solutions to Nonlinear Asset Pricing Models", **Econometrica**, V.59, N.2, 1991, s. 371-396.

³⁷ Bu işlem çözümlemenin bilgisayarlarla yapılabilmesi için teknik bir gerekliliktir.

³⁸ CHRISTIANO, s.23-26.

³⁹ TAUCHEN-HUSSEY, s.371-396.

⁴⁰ COOLEY-PRESCOTT, s.22.

⁴¹ David. J. SHESKIN, **Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures**, Boca Raton, Chapman & Hall / CRC, Second, FL-2000, s. 266-267.

⁴² SHESKIN, s. 253-257.

farklılığını test etmek için ise *Fisher'in r-z transformasyonu* kullanılmıştır.⁴³ İlgili test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$z^{44} = \frac{1/2 \ln \left(\frac{1+r_1}{1-r_1} \right) - 1/2 \ln \left(\frac{1+r_2}{1-r_2} \right)}{1/(N_1 - 3) + 1/(N_2 - 3)} \quad (22)$$

Çalışmadaki bütün istatistiksel testler 0.05 anlamlılık düzeyinde uygulanmıştır.

5. BULGULAR

Tablo 2: Model 1 ve 2 için Standart Sapmalar

γ	Sermaye Stoğu		Tüketim		Yatırım		Çıktı	
	ZBF	EZ	ZBF	EZ	ZBF	EZ	ZBF	EZ
1	1,3423 (0,1356)	1,3555 (0,1297)	0,2344 (0,0232)	0,2348 (0,0222)	0,2351 (0,0059)	0,2349 (0,0057)	0,1255 (0,1010)	0,1242 (0,0988)
2	1,5065 (0,1771)	1,5222 (0,1929)	0,2331 (0,0255)	0,2358 (0,0227)	0,2345 (0,0054)	0,2340 (0,0058)	0,1361 (0,0979)	0,1247 (0,0854)
5	1,7169 (0,2802)	1,7470 (0,2952)	0,2363 (0,0264)	0,2376 (0,0237)	0,2356 (0,0053)	0,2351 (0,0057)	0,1442 (0,0903)	0,1435 (0,0892)
10	1,8125 (0,3745)	1,8337 (0,3589)	0,2366 (0,0241)	0,2370 (0,0234)	0,2339 (0,0062)	0,2338 (0,0063)	0,1546 (0,0953)	0,1530 (0,0921)

* Model 2 (EZ) için $\sigma = 1/\gamma$ olacak şekilde belirlenmiştir.

Tablo 2'de aynı ZİE ve RK katsayı değerleri için her iki modelin davranışı görülmektedir. Bu deneyde Model 1 için RK katsayısı 1-10 değerleri arasında artırılmış, Model 2'de ise $\sigma = 1/\gamma$ olacak şekilde belirlenmiştir. Her iki modelin de aynı katsayılar için aynı sonuçları verdiği görülmektedir. Model sonuçları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark bulunamamıştır. Tablo 2'de sadece standart hatalar verilmiştir, fakat çapraz korelasyonlar için de aynı gözlem geçerlidir. Buradan EZ fayda fonksiyonunun çalışmada ele alınan modelin temel çalışma dinamiklerini radikal bir şekilde değiştirmediği sonucu çıkarılabilir. Buradan hareketle ZBF ve EZ fayda fonksiyonlarının karşılaştırılabilir olduğu söylenebilir.

Tablo 3: Model 2, $\gamma=1,5$ için Standart Sapmalar

σ	Sermaye Stoku	Tüketim	Yatırım	Çıktı
0,01	2,1318 (0,6644)	0,2439 (0,0202)	0,2283 (0,0092)	0,1823 (0,1030)
0,05	2,1251 (0,4510)	0,2414 (0,0250)	0,2306 (0,0065)	0,1819 (0,0883)
0,10	1,8887 (0,3697)	0,2358 (0,0255)	0,2295 (0,0053)	0,1624 (0,0878)
0,50	1,3411 (0,1692)	0,2236 (0,0176)	0,2207 (0,0057)	0,1286 (0,0988)
1,01	1,1386 (0,1095)	0,2227 (0,0138)	0,2190 (0,0059)	0,1094 (0,0962)
1,20	1,0941 (0,1067)	0,2234 (0,0131)	0,2190 (0,0066)	0,0990 (0,0885)

⁴³ Theodore W. ANDERSON, *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, John Wiley, Chichester, 1984, s. 120-125.

⁴⁴ Buradaki z değişkeni ile DSGD modelindeki şok değişkeni karıştırılmamalıdır.

Bir sonraki deney Model 2’de önce RK katsayısını sabit tutup ZİE katsayısının, daha sonra da ZİE katsayısının sabit tutulup RK katsayısının artırılarak reel değişkenlerin standart hatalarına ve çapraz korelasyonlarının elde edilmesidir. Bu deneyin amacı Model 2’den elde edilen zaman serilerinin temel karakteristiklerinin RK ve ZİE katsayılarına duyarlılıklarının ve eğer anlamlı bir değişim söz konusu ise bu değişimin yönünün ve özelliklerinin araştırılmasıdır. Tablo 3’de RK katsayısı 1,5 olarak sabit tutulup ZİE katsayısının artırıldığı durumda elde edilen standart sapmalar verilmiştir. Görüldüğü gibi ZİE katsayısının değeri arttıkça sermaye stoku, tüketim, yatırım ve çıktının değişkenlikleri azalmaktadır. Standart sapmalardaki bu değişim istatistiksel olarak da anlamlı bulunmuştur. ZİE katsayısının yüksek olması tüketicilerin tüketimlerini zaman içerisine yayma eğilimlerinin yüksek olması anlamına gelir. Bu durum ise tüketim serisinin değişkenliğini azaltacaktır. Tüketimdeki değişkenliğin azalması diğer değişkenlerin değişkenliklerini de azaltmaktadır (Tablo 4). Değişkenler arasındaki korelasyonlara bakıldığında ZİE katsayısı artarken tüketim ve yatırım arasındaki korelasyon dışında tüm değişkenler arasındaki korelasyonların istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde azaldığı görülmektedir. Bu durum tüketicinin hayatboyu tüketimini stabilize ederken sermaye stoku ve çıktıya çok fazla bağımlı kalmadan zamanlararası tasarruflarına odaklanması ile açıklanabilir.

Tablo 4: Model 2, $\gamma=1,5$ için Korelasyonlar

	K	C	I	Y	Y(-1)	Y(-2)	Y(-3)	Y(-4)	
$\sigma = 0.01$	K	1	0,47018 (0,18777)	0,18381 (0,093753)	0,9302 (0,1530)	0,9363 (0,1208)	0,9280 (0,0999)	0,9108 (0,0891)	0,8882 (0,0876)
	C		1	-0,60371 (0,46479)	0,4732 (0,1913)	0,5243 (0,1498)	0,5478 (0,1214)	0,5543 (0,1035)	0,5519 (0,0947)
	I			1	0,2944 (0,2620)	0,1795 (0,1979)	0,1050 (0,1649)	0,0594 (0,1524)	0,0313 (0,1475)
	Y				1	0,9588 (0,0742)	0,9184 (0,1258)	0,8813 (0,1584)	0,8472 (0,1777)
$\sigma = 0.1$	K	1	0,45862 (0,20278)	0,14765 (0,05628)	0,9289 (0,1629)	0,9379 (0,1224)	0,9312 (0,0945)	0,9142 (0,0768)	0,8900 (0,0687)
	C		1	-0,64631 (0,48039)	0,4422 (0,1724)	0,5007 (0,1345)	0,5338 (0,1089)	0,5495 (0,0923)	0,5526 (0,0814)
	I			1	0,2698 (0,2725)	0,1521 (0,1989)	0,0713 (0,1534)	0,0163 (0,1279)	-0,0217 (0,1131)
	Y				1	0,9598 (0,0758)	0,9202 (0,1258)	0,8815 (0,1585)	0,8429 (0,1812)
$\sigma = 0.5$	K	1	0,39918 (0,23025)	0,072431 (0,033127)	0,9212 (0,1733)	0,9319 (0,1182)	0,9169 (0,0810)	0,8855 (0,0587)	0,8439 (0,0516)
	C		1	-0,70124 (0,50285)	0,3823 (0,1963)	0,4614 (0,1521)	0,5030 (0,1216)	0,5186 (0,1011)	0,5167 (0,0870)
	I			1	0,2106 (0,2981)	0,0609 (0,2106)	-0,0379 (0,1528)	-0,1005 (0,1170)	-0,1387 (0,0954)
	Y				1	0,9483 (0,0839)	0,8929 (0,1364)	0,8367 (0,1668)	0,7805 (0,1845)
$\sigma = 1.2$	K	1	0,34464 (0,20963)	0,027024 (0,027397)	0,9458 (0,1484)	0,9461 (0,0907)	0,9143 (0,0533)	0,8632 (0,0385)	0,8014 (0,0459)
	C		1	-0,80198 (0,41888)	0,3304 (0,1707)	0,4339 (0,1352)	0,4855 (0,1107)	0,5021 (0,0941)	0,4953 (0,0825)
	I			1	0,1244 (0,2634)	-0,0326 (0,1849)	-0,1306 (0,1331)	-0,1876 (0,1012)	-0,2176 (0,0809)
	Y				1	0,9532 (0,0723)	0,8919 (0,1156)	0,8235 (0,1399)	0,7520 (0,1541)

ZİE katsayısı 0,66 olarak sabit tutulup, bu kez RK katsayısının değeri 1-40 arasında artırıldığında, yine değişkenliklerde istatistiksel olarak anlamlı bir azalma gözlemlenmektedir (Tablo 5). Riske karşı duyarlı birey gelecekteki olumsuzluklara karşı daha temkinli olacak ve zaman içerisindeki tüketimini stabilize etmeye çalışacaktır. Bu ise tüketim ve dolayısıyla diğer reel değişkenlerin zaman içindeki değişkenliklerinin azalmasına neden olacaktır.

Tablo 5: Model 2, $\sigma = 0,66$ için Standart Sapmalar

γ	Sermaye Stoku	Tüketim	Yatırım	Çıktı
1	1,4641 (0,160)	0,2330 (0,024)	0,2340 (0,006)	0,1354 (0,101)
2	1,4482 (0,162)	0,2354 (0,021)	0,2339 (0,006)	0,1255 (0,094)
5	1,4012 (0,150)	0,2320 (0,024)	0,2333 (0,006)	0,1297 (0,100)
10	1,3539 (0,157)	0,2313 (0,021)	0,2311 (0,006)	0,1260 (0,101)
15	1,3086 (0,151)	0,2298 (0,018)	0,2284 (0,006)	0,1250 (0,104)
20	1,2438 (0,145)	0,2284 (0,018)	0,2272 (0,006)	0,1151 (0,099)
30	1,1845 (0,149)	0,2260 (0,014)	0,2226 (0,007)	0,1163 (0,105)
40	1,0195 (0,309)	0,21052 (0,018)	0,19695 (0,010)	0,10544 (0,106)

Değişkenler arasındaki korelasyonlara bakıldığında ise tüketim ile yatırım arasındaki korelasyon azalırken, tüketim-sermaye stoku, tüketim-çıktı ve yatırım-çıktı korelasyonları artmaktadır (Tablo 6). Bu farklılıklar istatistiksel olarak da anlamlı bulunmuştur.

Tablo 6: Model 2, $\sigma = 0,66$ için Korelasyonlar

	K	C	I	Y	Y(-1)	Y(-2)	Y(-3)	Y(-4)	
$\gamma=1$	K	1	0,3809 (0,2450)	0,0620 (0,0283)	0,9273 (0,1672)	0,9362 (0,1107)	0,9182 (0,0721)	0,8833 (0,0489)	0,8377 (0,0423)
	C		1	-0,7340 (0,4771)	0,3561 (0,1850)	0,4452 (0,1515)	0,4926 (0,1278)	0,5116 (0,1103)	0,5116 (0,0974)
	I			1	0,1901 (0,2955)	0,0390 (0,2104)	-0,0595 (0,1540)	-0,1230 (0,1158)	-0,1618 (0,0921)
	Y				1	0,95024 (0,0798)	0,89455 (0,1284)	0,8354 (0,1582)	0,77554 (0,1751)
$\gamma=2$	K	1	0,3713 (0,2080)	0,0911 (0,0358)	0,9412 (0,1560)	0,9464 (0,1092)	0,9306 (0,0771)	0,9012 (0,0579)	0,8634 (0,0513)
	C		1	-0,7586 (0,4376)	0,3558 (0,1645)	0,4364 (0,1309)	0,4810 (0,1075)	0,5009 (0,0915)	0,5040 (0,0800)
	I			1	0,1905 (0,2617)	0,0600 (0,1886)	-0,0270 (0,1404)	-0,0835 (0,1105)	-0,1198 (0,0909)
	Y				1	0,96087 (0,0724)	0,91579 (0,1191)	0,86776 (0,1483)	0,81793 (0,1672)
$\gamma=5$	K	1	0,4041 (0,2080)	0,1243 (0,0479)	0,9354 (0,1585)	0,9422 (0,1169)	0,9315 (0,0882)	0,9093 (0,0702)	0,8796 (0,0626)
	C		1	-0,7072 (0,4653)	0,3904 (0,1729)	0,4585 (0,1355)	0,4971 (0,1103)	0,5148 (0,0932)	0,5187 (0,0823)
	I			1	0,2327 (0,2687)	0,1102 (0,1965)	0,0275 (0,1512)	-0,0283 (0,1223)	-0,0647 (0,1060)
	Y				1	0,96068 (0,0742)	0,91946 (0,1219)	0,87692 (0,1534)	0,83469 (0,1727)
$\gamma=10$	K	1	0,4175 (0,2042)	0,1400 (0,0560)	0,9287 (0,1657)	0,9375 (0,1239)	0,9294 (0,0955)	0,9102 (0,0775)	0,8838 (0,0694)
	C		1	-0,6762 (0,4781)	0,4078 (0,1798)	0,4697 (0,1395)	0,5049 (0,1124)	0,5211 (0,0939)	0,5247 (0,0819)
	I			1	0,2567 (0,2724)	0,1354 (0,1978)	0,0536 (0,1543)	-0,0019 (0,1289)	-0,0384 (0,1156)
	Y				1	0,95859 (0,0776)	0,91787 (0,1269)	0,877 (0,1596)	0,83719 (0,1797)

SONUÇ

Bu çalışmada Epstein ve Zin tarafından 1989 ve 1991 yıllarında ortaya konulan ve DSGD modellerinde standart olarak kullanılan ZBF fonksiyonuna bir alternatif olarak geliştirilen döngüsel fayda fonksiyonunun bu modellerden elde edilecek makroekonomik öngörülerde ne gibi farklılıklar yaratacağı araştırılmıştır. Buradan hareketle çalışmada, ZBF modelinde mevcut olan ZİE ve RK katsayıları arasındaki bağı ortadan kaldıran EZ fayda fonksiyonunun değerlendirilebilir bir alternatif olup olmadığı sorusuna yanıt aranmıştır. Bu amaçla sadece tercihlerin tanımlanmasında farklı olan iki temsili birey DSGD modeli kullanılmıştır. Bu modellerde EZ fayda fonksiyonunun kullanımının reel değişkenler hakkındaki öngörülerde ne tür farklılıklar yaratacağı nümerik simülasyonlar kullanılarak araştırılmıştır.

Nümerik deneylerden elde edilen sonuçlar EZ fayda fonksiyonunun bu çalışmada kullanılan reel DSGD modelinin temel çalışma dinamiklerini değiştirmediğini göstermektedir. Bu sonuç ZBF ve EZ fayda fonksiyonlarının kullanıldığı iki modelden elde edilen sonuçların karşılaştırılabilir olduğuna işaret etmektedir.

EZ fayda fonksiyonunun kullanıldığı Model 2'den elde edilen simülasyon sonuçları ZİE ve RK katsayılarının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenmesinin modelden elde edilen reel değişkenlere ait zaman serilerinin temel karakteristiklerinde istatistiksel olarak da anlamlı farklılıklar meydana getirdiğini göstermiştir. Farklı ZİE ve RK katsayıları kombinasyonları ile yapılan nümerik deneyler, reel değişkenler ile ilgili model öngörülerinin her iki katsayıya da duyarlı olduğunu göstermiştir. Buradan hareketle ZBF fonksiyonunun kullanıldığı DSGD modellerinde sadece RK katsayısını kalibre etmenin yeterli olmadığı anlaşılmaktadır. ZİE ve RK katsayılarının birbirlerinin tersi olacak şekilde ilişkilendirilmeleri önemli öngörü hatalarına yol açacaktır.

Bu çalışmadan elde edilen bulgular EZ fayda fonksiyonunun kullanılmasının DSGD modellerinin öngörülerinin iyileştirilmesine ve en azından bazı DSGD bilmecelerinin çözümüne katkı sağlayabileceğini işaret etmektedir. ZBF fonksiyonunun kullanıldığı durumda, kalibrasyon için sadece tek bir katsayı tahmininden yararlanılmaktadır. Diğer katsayı ZBF fonksiyonu tarafından modele empoze edilmektedir. İki katsayı arasındaki ilişkinin ortadan kaldırılması DSGD çalışmalarında ekonometrik araştırmalardan elde edilen tahminlerin kullanılmasına olanak verecek, dolayısıyla modeller daha doğru kalibre edilecektir.

ZİE ve RK derecelerinin bireyler ve ülkeler arasında önemli farklılıklar gösterdiği göz önüne alınırsa, bu iki katsayı arasında ZBF modeli tarafından varsayılan teorik ilişkinin ortadan kaldırılması heterojen ekonomilerin modellenmesine de önemli katkılar sağlayacaktır.⁴⁵ EZ fayda

⁴⁵ Bkz: Roland BENABOU, "Tax and Education Policy in a Heterogeneous Agent Economy: What Levels of Redistribution Maximize Growth and Efficiency?", *Econometrica*, V.70, N.2, 2000, s.481-517; Miles S. KIMBALL-Philippe WEIL, "Precautionary Saving and Consumption Smoothing Across Time and Possibilities", *CEPR Discussion Papers*, N.4005, 2003, s.30-32

fonksiyonu ayrıca Lucas'ın 1989 yılındaki çalışmasında yaptığı türden refah karşılaştırmaları için yeni bir çerçeve sunmaktadır.⁴⁶

KAYNAKÇA

1. ALTUĞ, S. - P. LABADIE **Dynamic Choice and Asset Markets**, Academic Pres, San Diego-1994.
2. ANDERSON, T. W., An Introduction to Multivariate Statistical Analysis, John Wiley, Chichester-1984.
3. ARROW, K. J. "The Theory of Risk Aversion", Essays in the Theory of Risk Bearing, (Ed.) K. J. Arrow, Markham, Chicago -1970.
4. BACKUS, D. - B. ROUTLEDGE - S. ZIN, "Exotic Preferences for Macroeconomists", NBER Working Paper, N.10597, 2004.
5. BARSKY, R. B. – F. T. JUSTER – M. S. KIMBALL – M. D. SHAPIRO, "Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study" The Quarterly Journal of Economics, V.112, N. 2, 1997.
6. BENABOU, R., "Tax and Education Policy in a Heterogeneous Agent Economy: What Levels of Redistribution Maximize Growth and Efficiency?", *Econometrica*, V.70, N.2, 2002.
7. CAMPBELL, J. Y., "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data", *American Economic Review*, V.83, N.3, 1993.
8. CHEW, S. H., "A Generalization of the Quasilinear Mean with Applications to the Measurement of Income Inequality and Decision Theory Resolving the Allais Paradox", *Econometrica*, V.51, N.4, 1983.
9. CHRISTIANO, L. J., "Solving the Stochastic Growth Model by Linear-Quadratic Approximation and by Value-Function Iteration", *Journal of Business and Economic Statistics*, V.8, N.1, 1990.
10. COOLEY, T. F. - E. C. PRESCOTT, "Economic Growth and Business Cycles", *Frontiers of Business Cycle Research*, (Ed.) T. F. Cooley, Princeton University Pres., Princeton, New Jersey-1995.
11. DEATON, A. *Understanding Consumption*, Oxford University Pres, New York-1992.
12. DEKEL, E., "An Axiomatic Characterization of Preferences Under Uncertainty: Weakening the Independence Axiom", *Journal of Economic Theory*, V.40, N.2, 1986.
13. EPSTEIN, L. G., "Behavior under Risk: Recent Developments in Theory and Applications", *Advances in Economic Theory*, Sixth World

⁴⁶ LUCAS, R. E., **Models of Business Cycles**, Blackwell Publishers. Reprint, New York-1989, ch.III.

- Congress of the Econometric Society. (Ed.). J. Laffont, V.2, N.1, Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1992..
14. EPSTEIN, L. G.- S. E. Zin, “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework”, *Econometrica*, V.57, N.4, 1989..
 15. EPSTEIN, L. G. - S. E. ZIN, “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis”, *Journal of Economic Theory*, V.99, N.2, 1991.
 16. FREDERICK, S. - G. LOEWENSTEIN - T. O'DONOGHUE, “Time Discounting and Time Preference: A Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, V.40, N.2, 2002.
 17. GROSSMAN, S. J. - R. J. SHILLER, “The Determinants of the Variability of Stock Market Prices”, *American Economic Review*, V.71, No, 2, 2002.
 18. HALL, R. E., “Intertemporal Substitution in Consumption”, *Journal of Political Economy*, V.96, N.2, 1988.
 19. JONES, L. E. - R. E. MANUELLI - E. STACCHETTI, “Technology (and Policy) Shocks in Models of Endogenous Growth”, NBER Working Paper, N.W7063, 1999.
 20. KAHNEMAN, D. - A. TVERSKY, “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk”, *Econometrica*, V. 47, N.2, 1979.
 21. KARAYALÇIN, C., “Temporary and permanent government spending in a small open economy”, *Journal of Monetary Economics*, V.43, N.1, 1999.
 22. KIMBALL, M. S. - P. WEIL, “Precautionary Saving and Consumption Smoothing Across Time and Possibilities”, CEPR Discussion Papers, N.4005, 2003.
 23. KING, R. G. - S. REBELO, “Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications”, *Journal of Political Economy*, V.98, N.5, 1990.
 24. KOOPMANS, T. C., “Stationary Ordinal Utility and Impatience”, *Econometrica*, V.28, N.2, 1960.
 25. KREBS, T., “Growth and Welfare Effects of Business Cycles in Economies with Idiosyncratic Human Capital Risk”, *Review of Economic Dynamics*, V.6, N.4, 2003.
 26. KREPS, D. M. - E. L. PORTEUS, “Dynamic Choice Theory and Dynamic Programming”, *Econometrica*, V.47, N.1, 1979.
 27. KYDLAND, F. - E. C. PRESCOTT, “Time to Build and Aggregate Fluctuations”, *Econometrica*, V.50, N.6, 1982.

28. LONG, J. B. - C. I. PLOSSER, "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, V.91, N.1, 1983.
29. LUCAS, R. E., "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, V.1, 1976.
30. LUCAS, R. E., *Models of Business Cycles*, Blackwell Publishers. Reprint, New York-1989.
31. OBSTFELD, M., "Evaluating Risky Consumption Paths: The Role of Intertemporal Substitutability", *European Economic Review*, V.38, N.7, 1994.
32. PARRADO, E. - A. VELASCO, "Optimal Interest Rate Policy in a Small Open Economy", NBER Working Paper, N.8721, 2002.
33. PRATT, J. W., "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, V.32, No. ½, 1964.
34. PRELEC, D. - G. LOEWENSTEIN, "Decision Making Over Time and Under Uncertainty: A Common Approach", *Management Science*, V.37, N.7, 1991.
35. SAMUELSON, P. A., "A Note on Measurement of Utility", *Review of Economic Studies*, V. 4, N.2, 1937.
36. SANTOS, M. S., "Numerical Solution of Dynamic Economic Models" *Handbook of Macroeconomics*, (Ed.) J. B. Taylor ve M. Woodford Elsevier Science, V.1A, 1999.
37. SHESKIN, D. J., *Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures*, Boca Raton, Chapman & Hall / CRC. Second Ed., Florida-2000.
38. SHOEMAKER, P. J. H., "The Expected Utility Model: Its Variants, Purposes, Evidence and Limitations", *Journal of Economic Literature*, V.20, N.2, 1982.
39. SUMMERS, L. H., "Tax Policy, the Rate of Return, and Savings", NBER Working Paper, N.0995, 1982.
40. TALLARINI, T. D., Jr., "Risk-sensitive Real Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, V.45, N.3, 2000.
41. TAUCHEN, G. - R. HUSSEY, "Quadrature-Based Methods for Obtaining Approximate Solutions to Nonlinear Asset Pricing Models", *Econometrica*, V.59, N.2, 1991.
42. WEIL, P., "Unexpected Utility in Macroeconomics", *The Quarterly Journal of Economics*, V.105, N.1, 1990.