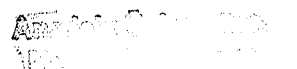


**DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE
MODELLERİNDE DÖNGÜSEL FAYDA
FONKSİYONLARI: MAKRO EKONOMİK
SONUÇLAR**

Murat TAŞDEMİR

(Doktora Tezi)

Eskişehir - 2004



**DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE
MODELLERİNDE DÖNGÜSEL FAYDA
FONKSİYONLARI: MAKRO EKONOMİK SONUÇLAR**

Murat Taşdemir

DOKTORA TEZİ

İktisat Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. İlyas ŞIKLAR

Eskişehir

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Kasım 2004

DOKTORA TEZ ÖZÜ

DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE MODELLERİNDE DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONLARI: MAKRO EKONOMİK SONUÇLAR

Murat Taşdemir

İktisat Anabilim Dalı

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kasım 2004

Danışman: Prof. Dr. İlyas ŞIKLAR

Dinamik stokastik genel denge (DSGD) modelleri makro ekonomik analiz için oldukça yaygın kullanılan araçlar haline gelmişlerdir. Bunun bir nedeni, bu modellerin Lucas Kritiği'ne maruz kalmadan, varsayımsal ekonomik politikaların etkilerinin analiz edilmesine olanak sağlamasıdır. Gerçek ekonomik verileri belli bir ölçüde taklit etmedeki başarılarına rağmen, DSGD modelleri gerçek ekonomilerde gözlemlenen bazı durumları açıklayamamaktadırlar. Bu gibi durumlar literatürde "bilmece" olarak isimlendirilmektedir.

Bazı iktisatçılar DSGD bilmecelerinin bu modellerde, tercihlerin tanımlanmasında kullanılan fayda fonksiyonunun bir sonucu olduğunu iddia etmektedirler. DSGD modellerinde kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda (ZBF) fonksiyonunun birçok yetersizlikleri söz konusudur. Bunlardan biri de, zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayıları ile ilgili varsayımdır. ZBF modeli zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayılarını birbirlerinin tersi olacak şekilde ilişkilendirmektedir.

Epstein-Zin döngüsel fayda fonksiyonu, bireylerin tercihlerini açıklama konusunda ZBF fonksiyonuna olan üstünlüğüne ek olarak, zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayıları arasındaki ilişkiyi de ortadan kaldırmaktadır. Epstein-Zin fayda fonksiyonunun bu özelliği DSGD modellerine önemli bir esneklik sağlamaktadır. Bu nedenle, DSGD modellerinde Epstein-Zin döngüsel fayda fonksiyonunun kullanılması, en azından bazı DSGD bilmecelerinin çözümüne yardımcı

olabilecektir. Ayrıca, bu durum bireylerin zamanlararası ikame ve riskten kaçınma davranışlarının rolü ile ilgili makro ekonomi alanındaki bilgilere katkı sağlayacaktır.

Bu çalışmanın amacı, DSGD modellerinde Epstein-Zin döngüsel fayda fonksiyonunun kullanımının doğuracağı makro ekonomik sonuçları araştırmaktır. Bu amaçla, Epstein-Zin ve ZBF fayda fonksiyonlarının kullanıldığı versiyonlarını karşılaştırmak için, bir reel DSGD modeli kullanılmıştır. Modelin iki farklı versiyonunu, zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayıları ile ilgili farklı kalibrasyonlar ile karşılaştırmak amacıyla nümerik çözüm yaklaşımı benimsenmiştir. Karşılaştırmalarda Monte Carlo simülasyonları ve bazı parametrik istatistiksel testler kullanılmıştır.

Anahtar sözcükler: Dinamik Stokastik Genel Denge, zamanlararası, indirgenmiş fayda, beklenen fayda, tercihler, döngüsel fayda.

ABSTRACT

RECURSIVE UTILITY FUNCTIONS IN DYNAMIC STOCHASTIC GENERAL EQUILIBRIUM MODELS: MACROECONOMIC IMPLICATIONS

Murat Taşdemir

Economics

Anadolu University, Graduate School of Social Sciences, November, 2004

Supervisor: Prof. Dr. İlyas ŞIKLAR

Dynamic stochastic general equilibrium models (DSGE) have become widely used tools for macroeconomic analyses. One reason for this is that these models allow economists to analyze possible effects of some hypothetical economic policies without exposing to Lucas' Critique. Despite, to some extent, their success in replicating real economic data, dynamic stochastic general equilibrium models are incapable of explaining some facts observed in real economies. They are called "puzzles" in the DSGE literature.

Some economists argue that the DSGE puzzles may be the result of the specific preference specifications used in these models. The intertemporal expected utility (IEU) function used in DSGE models has many drawbacks. One of them is the assumption made about the preference parameters, the elasticity of intertemporal substitution and the risk aversion. The IUE model links the elasticity of intertemporal substitution and the risk aversion coefficients so that they are the inverse of each other.

In addition to its superiority over the IEU in explaining individuals' preferences, the Epstein-Zin recursive utility function breaks the link between the elasticity of intertemporal substitution and the risk aversion coefficients. This feature of the Epstein-Zin utility function provides substantial flexibility in DSGE models. Hence, the adaptation of the Epstein-Zin recursive utility function may help to solve at least some DSGE puzzles. Moreover, this will contribute to the knowledge about the role of the intertemporal substitution and the risk aversion behaviors of individuals in macroeconomics.

The aim of this study is to document the macroeconomic implications of employing the Epstein-Zin recursive utility function in DSGE models. To this purpose, a real DSGE model is used to compare the predictions the models with the IEU and the Epstein-Zin recursive utility functions. In order to compare two versions of the model with different calibrations regarding the elasticity of intertemporal substitution and the risk aversion coefficients, a numerical approach is adopted. In the comparisons, Monte Carlo simulations and some parametric statistical tests are employed.

Keywords: Dynamic Stochastic General Equilibrium, intertemporal, discounted utility, expected utility, preferences, recursive utility.

JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

Murat TAŞDEMİR'in "Dinamik Stokastik Genel Denge Modellerinde Döngüsel Fayda Fonksiyonları: Makro Ekonomik Sonuçlar" başlıklı tezi 28 Ocak 2005 tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca, İktisat Anabilim Dalında Doktora tezi olarak değerlendirilerek kabul edilmiştir.

Üye (Tez Danışmanı) : **Prof.Dr.İlyas ŞIKLAR**
Üye : **Prof.Dr.Erinç YELDAN**
Üye : **Doç.Dr.Sevgi GEREK**
Üye : **Yard.Doç.Dr.Fikret ER**
Üye : **Yard.Doç.Dr.Özcan DAĞDEMİR**

Prof.Dr.Nurhan AYDIN
Anadolu Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa</u>
ÖZ	ii
ABSTRACT	iv
JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI	vi
ÖZGEÇMİŞ	vii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xii
TABLolar LİSTESİ	xiii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE MODELLERİ VE MAKRO EKONOMİK ANALİZ

1. MİKRO EKONOMİK TEMELLER VE LUCAS KRİTİĞİ . . .	7
2. ANALİZ ARACI OLARAK DSGD MODELLERİ	11
2.1. Temsili Birey Modelleri	14
2.2. Heterojen Bireyler Modelleri	18
2.3. Çakışan Kuşaklar Modelleri	19
3. TEORİK MODEL VE EKONOMİK VERİ	20

3.1. Tahmin Yöntemi	22
3.2. Kalibrasyon Yöntemi	24
4. DSGD MODELLERİNE ÖRNEKLER	27
4.1. Bölünemez Emek Arzı ve Konjunktürel Dalgalanmalar	28
4.2. Parasal Modeller ve Nakit Ödemeli Ekonomiler	35
4.3. Feldstein-Horioka Bilmecesi	42
5. DSGD BİLMECELERİ	47

İKİNCİ BÖLÜM

BELİRSİZLİK ALTINDA ZAMANLARARASI TERCİHLER

1. ZAMANLARARASI TERCİHLER VE İNDİRGENMİŞ FAYDA MODELİ	51
1.1. İndirgenmiş Fayda Modelinin Temel Varsayımları	54
1.1.1. Yeni Alternatiflerin Entegrasyonu	55
1.1.2. Toplamsal Ayrılabilirlik	56
1.1.3. Zamanın İndirgenmesi	57
1.1.4. Zamansal Tutarlılık	58
1.2. İndirgenmiş Fayda Modelinin Yetersizlikleri	60
2. BELİRSİZLİK ALTINDA DAVRANIŞ VE BEKLENEN FAYDA MODELİ	63
2.1. Beklenen Fayda ve von Neumann-Morgenstern Fayda Fonksiyonu	65

2.2. Riskten Kaçınma	69
2.2.1. Mutlak Riskten Kaçınma	70
2.2.2. Göreceli Riskten Kaçınma	71
2.3. Yaygın Olarak Kullanılan Bazı Fonksiyonel Formlar	72
2.3.1. CRRA Fayda Fonksiyonu	72
2.3.2. CARA Fayda Fonksiyonu	75
2.4. Beklenen Fayda Teorisinin Yetersizlikleri	75
3. ZAMANLARARASI BEKLENEN FAYDA	77
3.1. Zamanlararası İkame ve Riskten Kaçınma	79
3.2. Zamanlamanın İlgisizliği	80
4. ALTERNATİF BİR YAKLAŞIM: EPSTEİN-ZİN DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONU	83
4.1. Epstein-Zin Fayda Formülasyonu	85
4.2. Epstein-Zin Fayda Fonksiyonunun Özellikleri	88

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE MODELLERİNDE EPSTEİN-ZİN DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONU

1. DSGD MODELLERİNİN AMPİRİK PERFORMANSLARI	93
1.1. Varlık Fiyatlandırma Modelleri	94
1.2. Reel Konjonktür Modelleri	95
1.3. Parasal Modeller	96

1.4. Açık Ekonomi Modelleri	97
2. ZAMANLARARASI İKAME ESNEKLİĞİ KATSAYISI VE RİSKTEN KAÇINMA KATSAYISI İLİŞKİSİ	98
2.1. Ekonometrik Bulgular	99
2.1.1. ZİE Katsayısı Tahminleri	100
2.1.2. RK Katsayısı Tahminleri	101
2.2. DSGD Modellerinde Zamanlararası İkame Esnekliği ve Riskten Kaçınma	102
3. DSGD MODELLERİNDE EPSTEİN-ZİN DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONU KULLANIMI	105
4. DSGD MODELLERİNDE EPSTEİN-ZİN VE ZBF FAYDA FONKSİYONLARININ KARŞILAŞTIRILMASI	108
4.1. Yöntem	111
4.2. Dinamik Stokastik Genel Denge Ekonomileri	112
4.2.1. Model 1	113
4.2.2. Model 2	117
4.3. Nümerik Çözüm Metodu ve Kalibrasyon	119
4.4. Bulgular ve Değerlendirme	125
SONUÇ	131
EKLER	135
KAYNAKÇA	156

ŞEKİLLER LİSTESİ

1.1	Çakışan Kuşaklar Modelinde Demografik Yapı	19
1.2	Kalibrasyon ve Tahmin Yaklaşımları	21
2.1	Zamanlararası Optimalite	52
2.2	Zamansal Çözümleme	81
2.3	Basit Piyangolara İndirgenebilme	82

TABLolar LİSTESİ

1.1	Kalibrasyon için kullanılan parametre değerleri	32
1.2	ABD ekonomisi ve model ekonomiler için yüzde standart sapmalar (a) ve çıktı ile olan korelasyonları (b)	34
1.3	Baxter ve Crucini (1993) tarafından kullanılan parametre değerleri . .	46
3.1	(2.35) ve (3.20) notasyonlarının karşılaştırılması	118
3.2	Modellerin kalibrasyonunda kullanılan parametre değerleri	125

GİRİŞ

Günümüz iktisat literatüründe modern makro iktisadın dört temel özelliği ile öne çıktığı görülmektedir (de la Croix ve Michel, 2002): (a) Toplulaştırılmış ilişkileri konu alır. (b) Kullanılan modeller ekonomik birimlerin optimizasyona yönelik davranışlarına dayalıdır. (c) Bu optimizasyon sürecinde ekonomik birimlerin zaman içindeki davranışları temel teşkil eder. (d) Genel denge analizi, kısmi denge analizine tercih edilir. Bu özellikler aynı zamanda dinamik stokastik genel denge (DSGD) modellerinin günümüz makro iktisadında sahip olduğu yeri ifade etmektedir. DSGD modelleri makro iktisadın bütün alt dallarında yaygın olarak kullanılan analiz araçlarıdır. DSGD modellerini; ekonomik birimlerin bütün varsayımları açıkça belirlenmiş ve risk unsurları içeren bir ekonomik ortamda, zamanlararası optimizasyonuna dayalı genel denge modelleri olarak tanımlamak mümkündür.

DSGD modelleri, Lucas (1976)'ın geleneksel makro iktisada getirdiği eleştiriye tepki olarak ortaya çıkan Neoklasik reel konjonktür teorisinin makro iktisat metodolojisine yaptığı en önemli katkıdır. Bu modeller mikro ekonomik temellere dayanmaları nedeniyle Lucas'ın eleştirisine maruz değillerdir. DSGD modellerinde bireylerin tercihleri ve üretim teknolojisi gibi mikro ekonomik temellerden hareket edilir ve ekonomik birimlerin ekonomilerdeki belirsizliklerle ilgili davranışları Rasyonel Beklentiler Hipotezi (RBH) çerçevesinde modellenir.

DSGD metodolojisi makro iktisat alanına yeni açılımlar getirmiş ve önemli başarılar elde etmiştir. Bununla birlikte bu metodoloji, kendi paradigması içinde bir takım yeni soruları da beraberinde getirmiştir. DSGD modelleri gerçek ekonomik veriler ile karşılaştırıldığında ampirik olarak iyi bir performans gösterememişlerdir. Bu modeller bazı konularda gerçek ekonomilerde gözlemlenen fenomenleri açıklamakta

yetersiz kalmaktadır. Gerçek ekonomilerde gözlemlenen ve DSGD modellerinin açıklayamadığı kantitatif özellikler “*DSGD bilmeceleri*” olarak adlandırılmaktadır.

Sermaye varlıkları fiyatlandırma (örneğin bkz. Hansen ve Singleton, 1993; Mehra ve Prescott, 1985; Weil, 1989), reel konjonktür (örneğin bkz. Christiano ve Eichenbaum, 1992; Hall, 1999), para politikaları (örneğin bkz. Christiano ve Eichenbaum, 1995; Christiano ve diğerleri, 1997; King ve Watson, 1996) ve uluslararası iktisat (örneğin bkz. Backus ve diğerleri, 1992) gibi makro iktisadın birçok alanında görülebilen bu bilmeceler, çözüm arayışlarını da beraberlerinde getirmiştir. DSGD literatüründe iktisatçılar tarafından bilmecelerin çözümüne yönelik üç farklı yaklaşımın izlendiği görülmektedir. Birinci yaklaşıma göre, ekonomik verilerin DSGD modelleri tarafından açıklanamayan özellikleri, ölçme hatalarından kaynaklanmaktadır. Bu nedenle daha sağlıklı istatistikler elde edilmeli ve ekonometrik teknikler geliştirilmelidir. Bu konudaki ikinci yaklaşım, mevcut DSGD modellerinin ekonominin bazı özelliklerini açıklayamayacak kadar basit olduğu iddiasından hareketle, daha kompleks ve farklı mekanizmalar içeren modellerin geliştirilmesidir. Bu doğrultuda modellere reel ve nominal friksiyonlar eklenerek bilmeceler açıklanmaya çalışılmıştır. Üçüncü yaklaşım ise, DSGD bilmecelerinin modellerin temel yapı taşlarını oluşturan tercihlerin yanlış spesifikasyonundan kaynaklanabileceği olasılığından hareketle, farklı fayda formülasyonlarının geliştirilmesidir. Bu son yaklaşımın iki temel hareket noktası vardır. Bunlardan birincisi, mikro düzeyde deneysel çalışmalarda DSGD modellerinde kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda (ZBF) modelinin birey tercihlerini açıklamakta yetersiz kaldığının görülmesidir. İkincisi ise, ZBF modelinin temel parametreler olan zamanlararası ikame ve riskten kaçınma katsayıları arasında spesifik bir ilişki öngören kısıtlayıcı varsayımdır.

DSGD bilmecelerinin ekonomik birimlerin tercihlerinin modellenmesinde kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda modelinin yetersizliklerinden kaynaklandığını iddia eden iktisatçılar, bireylerin tercihlerini daha gerçekçi modelleyebilecek alternatif fayda fonksiyonları arayışlarına girmişlerdir. Bu doğrultuda Epstein ve Zin (1989, 1991), karar teorisindeki gelişmelerden de faydalanarak alternatif bir zamanlararası fayda fonksiyonu geliştirmişlerdir. Beklenen Fayda teorisine dayanmayan ve döngüsel bir yapıya sahip olan bu fayda fonksiyonu, *sonsuz ufuklu* (infinite horizon) ekonomilerin modellenmesinde ZBF fonksiyonuna bir alternatif olarak ortaya çıkmıştır.

Epstein-Zin (EZ) tipi döngüsel fayda fonksiyonu, ZBF fonksiyonunun bireylerin zamanlararası ve risk tercihleri ile ilgili deneysel çalışmalarda ortaya çıkan yetersizliklerini taşımamaktadır. Bunun yanında EZ fayda fonksiyonunun DSGD modelleri açısından en önemli özelliği, ZBF modelinde birbirleri ile spesifik bir formda ilişkili oldukları varsayılan zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayılarının, birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmesine olanak vermesidir.

EZ fayda fonksiyonu, yukarıda sözü edilen teorik avantajlarına rağmen DSGD literatüründe yaygın bir kullanıma sahip değildir. Bu durumun bir nedeni DSGD uygulamalarında EZ fayda fonksiyonunun kullanımının getireceği avantajların yeterince ortaya konmamış olmasıdır. EZ fayda fonksiyonunun DSGD modellerinin ampirik performanslarına etkileri üzerine yapılan daha önceki çalışmalar çelişkili sonuçlar elde etmişlerdir. Örneğin, varlık fiyatlandırma alanındaki çalışmalarında Kocherlakota (1990) ve Weil (1989) EZ fayda fonksiyonunun kullanılmasının herhangi bir fark yaratmayacağı sonucuna varırlarken, Bansal ve Yaron (2000) ve Tallarini (2000) tam aksi bir sonuç elde etmişlerdir. Elde edilen çelişkili sonuçların, kullanılan model ekonomilerin yapısı, EZ fayda fonksiyonunun spesifik fonksiyonel formu ve kullanılan nümerik tekniklerden kaynaklanması muhtemeldir.

Bu çalışma DSGD literatüründeki *“EZ fayda fonksiyonu ZBF modeli karşısında tercih edilmesi gereken bir alternatif midir?”* sorusuna yanıt arayışlarının bir parçasıdır. Bu doğrultuda, çalışmanın amacı *“DSGD modellerinde zamanlararası ikame ve riskten kaçınma katsayılarının birbirlerinden bağımsız belirlenebilmesi model öngörülleri açısından önemli midir?”* sorusuna yanıt aramaktır. Eğer bu sorunun yanıtı olumlu ise, buradan DSGD modellerinde EZ fayda fonksiyonunun ZBF fayda fonksiyonuna tercih edilmesi gerektiği sonucu çıkacaktır.

Mikro ve makro düzeydeki verilerden elde edilen riskten kaçınma ve zamanlararası ikame parametreleri tahminleri çok geniş aralıklarda farklılıklar göstermektedir. Ayrıca bu parametreler arasında ZBF modelinin varsaydığı şekilde bir ilişkiye işaret eden herhangi bir bulgu söz konusu değildir. Bu nedenle, eğer DSGD modellerinin öngörülleri zamanlararası ikame ve riskten kaçınma parametrelerine önemli derecede duyarlı ise, iki parametre arasında spesifik bir ilişki varsaymak önemli

derecede yanlış öngörülere neden olacaktır. Bu noktadan hareketle çalışmanın hipotezi, kullanılan DSGD modelinin reel değişkenler ile ilgili öngörülerinin riskten kaçınma ve zamanlararası ikame parametrelerinin değerlerine bağlı olarak önemli ölçüde değişecekleridir. Bu hipotezi test etmek amacıyla, üretim ve saklama teknolojilerinin mevcut olduğu basit bir DSGD modeli kullanılmıştır. Öncelikle aynı model hem ZBF fonksiyonu hem de EZ fayda fonksiyonu kullanılarak farklı riskten kaçınma ve zamanlararası ikame parametreleri için nümerik olarak çözülmüştür. Daha sonra ise, model çözümlerinden elde edilen simülasyon sonuçları birbirleri ile istatistiksel olarak karşılaştırılarak anlamlı bir fark aranmıştır.

Bu çalışma birkaç önemli noktada önceki çalışmalardan ayrılmakta ve bu nedenle DSGD literatürü açısından önem arz etmektedir. Öncelikle Tallarini (2000) dışındaki çalışmaların hepsi EZ fayda fonksiyonunu sermaye varlık fiyatlandırma modelleri çerçevesinde ele almışlardır. Ayrıca daha önce EZ fayda fonksiyonunu DSGD modelleri çerçevesinde inceleyen hiçbir çalışma Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından önerilen orijinal fonksiyonel formu kullanmamıştır. Son olarak, daha önceki çalışmalarda modellerin çözümü için doğrusal nümerik teknikler kullanılmıştır. Buradaki çalışmaya en yakın araştırma Tallarini (2000) tarafından yapılmıştır. Bu çalışma, Tallarini (2000)'nin çalışmasından kullanılan fonksiyonel form, model ekonominin yapısı, kullanılan nümerik teknik ve elde edilen sonuçlar açısından farklılıklar arz etmektedir. Bu çalışmada DSGD modellerinde EZ fayda fonksiyonu kullanılmasının sonuçları reel makro ekonomik değişkenler çerçevesinde ve Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından önerilen orijinal fonksiyonel form kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada EZ fayda fonksiyonunun etkileri reel değişkenler bağlamında incelenirken, kullanılan model doğrudan gerçek ekonomide gözlemlenen veriler ile karşılaştırılmamış, bunun yerine ZBF fonksiyonunun kullanılması dışında bütün özellikleri aynı olan diğer bir model ile karşılaştırılmıştır. Kullanılan modelin DSGD modellerinin temel yapısını oluşturması, elde edilen sonuçların diğer DSGD modellerine genelleştirilebilmesine olanak vermektedir.

Çalışma üç ana bölümden oluşmaktadır. Birinci ana bölümde genel olarak DSGD modelleri tanıtılmaktadır. Bu bölümde önce DSGD modellerinin tarihsel gelişimi "Lucas Kritiği" ile ilişkilendirilerek özetlenmiştir. Daha sonra DSGD metodolojisi ana hatlarıyla tartışılmış ve temel modelleme tekniklerinden bahsedilmiştir.

Bu alt bölümü, DSGD modellerinden örnekler izlemektedir. Birinci bölümde son olarak DSGD bilmecelerine yer verilmektedir. İkinci ana bölümde, önce DSGD modellerinde tercihlerin spesifikasyonu için kullanılan temel teoriler olan İndirgenmiş Fayda, Beklenen Fayda ve bunların birleşiminden oluşan Zamanlararası Beklenen Fayda modelleri ele alınmış, daha sonra ise alternatif bir model olarak Epstein-Zin tipi döngüsel fayda fonksiyonu tanımlanmıştır. Bu bölümde DSGD modellerinde kullanılan ZBF fonksiyonu ve ona temel teşkil eden İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda modellerinin yetersizliklerine vurgu yapılmıştır. Çalışmanın üçüncü bölümü EZ fayda fonksiyonunun DSGD modellerinde kullanımı ve araştırma hipotezinin test edilmesine ayrılmıştır. Bu bölümde önce, DSGD modellerinin ampirik performanslarına değinilmiştir. Daha sonra, DSGD bilmecelerine bir çözüm olarak EZ fayda fonksiyonunun bu modellerde kullanımı ele alınmıştır. Son olarak, ZBF ve EZ fayda fonksiyonlarının DSGD performanslarının karşılaştırıldığı ve bulguların değerlendirildiği alt bölüm yer almaktadır. Çalışmadan elde edilen bulgular ve araştırma önerileri sonuç bölümünde tartışılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE MODELLERİ VE MAKRO EKONOMİK ANALİZ

Dinamik stokastik genel denge modelleri makro ekonominin bütün alanlarında yaygın olarak kullanılan analiz araçları haline gelmiştir. Genel anlamıyla dinamik genel denge modellerinin geçmişi 20. yüzyılın ilk yarısına kadar dayanmasına rağmen, makro ekonomik analizde ancak 1980'li yılların başlarından itibaren yaygın olarak kullanılmaya başlanmıştır. Bu dönemde dinamik genel denge analizi yaygınlaşmaya başlarken, aynı zamanda bu modeller stokastik bir yapıya da kavuşmuştur. Neoklasik reel konjonktür teorisinden önceki dinamik genel denge modellerinde mükemmel öngörü (*perfect foresight*) varsayımı kullanılırken, istatistik alanında ve bilgisayar teknolojisindeki gelişmelerle birlikte mükemmel öngörü varsayımı terkedilerek, modellere stokastik bileşenler dahil edilmiştir.

Karar vericilerin veri olarak aldığı değişkenler hakkında belirsizliğin sözkonusu olduğu bu yeni tip modeller daha sonra *dinamik stokastik genel denge (DSGD) modelleri* olarak anılmaya başlanmıştır. DSGD modellerinin mükemmel öngörü varyasyon modellerine göre daha geniş bir yelpazedeki makro ekonomik problemlerin analizinde kullanılabilme potansiyeline sahip oldukları görülmüştür. Makro iktisat literatüründe genellikle, "*belirsizlik*" ve "*risk*" kavramlarının aralarında fark gözetilmeden kullanılmasına karşın, bu iki kavram aynı değildir. Knight (1921) *belirsizlik* ve *risk* kavramlarını ayırarak, ortaya çıkma olasılıkları bilinen durumlar için *risk*, olasılıkları bilinmeyen durumlar için ise *belirsizlik* (uncertainty) kavramını kullanmıştır. Bu çalışma boyunca, DSGD literatüründe yaygın olarak kullanıldığı biçimi

ile *belirsizlik* ve *risk* kavramları eş anlamlı olarak ve olasılıkları kesin olarak bilinen durumları (risk) ifade etmek için kullanılacaktır.

DSGD Modelleri rasyonel bireylerin tercihlerinden hareket eden, diğer bir ifade ile mikro ekonomik temellere dayanan yapay ekonomilerdir. Bu yapay ekonomiler, bir laboratuvar niteliğinde kullanılarak alternatif politikaların sonuçlarının analiz edilmesine olanak sağlar. Ayrıca bu modeller, gerçek ekonomilerin çalışma dinamiklerini anlayabilmek için oldukça elverişli araçlardır. DSGD analizinde ilk adım ele alınan ekonomik fenomene uygun bir yapay ekonominin oluşturulmasıdır. Daha sonra, ilgilenilen gerçek ekonomiden elde edilen temel parametreler kullanılarak model kalibre edilir ve simülasyonlar oluşturulur. Bir sonraki adım ise, modelden elde edilen yapay zaman serileri ile gerçek ekonomide gözlemlenen zaman serilerinin çeşitli yöntemlerle karşılaştırılmasıdır. Eğer gerçek ekonomiyi yeterince temsil ettiği sonucuna varılırsa model, alternatif politika analizleri için kullanılabilir. Bu bölümde tarihsel gelişiminden başlanarak DSGD modellerinin bir analiz aracı olarak nasıl kullanıldığı açıklanacak ve makro iktisadın farklı alanlarında kullanılan modellere bazı örnekler verilecektir.

1. MİKRO EKONOMİK TEMELLER VE LUCAS KRİTİĞİ

Modern makro ekonominin en belirgin ayırt edici özelliklerinden birisi, *dinamik stokastik genel denge* (DSGD) modellerinin yaygın bir şekilde kullanılmasıdır. Öyle ki, bu modeller makro ekonominin hemen bütün alanlarında kullanılan bir analiz aracı haline gelmiştir (Boccanfuso ve diğerleri, 2001; Novales, 2000; Ruge-Murcia, 2003; Uhlig, 1995). DSGD modellerinin yaygın bir şekilde kullanımı, makro ekonomi alanında 1970'li yıllarda başlayan ve 1980'li yıllarda olgunluğa ulaşan teorik ve

metodolojik bir dönüşümün sonucu olarak gelişmiştir (Blanchard, 2000; McCallum, 1988; Woodford, Baskıda). Robert Lucas'ın "Neoklasik Kritik" veya "Lucas Kritiği" olarak bilinen 1976 yılındaki çalışmasında, makro ekonomide kullanılan geleneksel ekonometrik ve teorik modellere, dolayısı ile de makro ekonomik metodolojiye önemli eleştiriler getirmiştir. Lucas'ın bu çalışmasından sonra iktisatçılar, geleneksel toplulaştırılmış makro ekonomik modeller yerine, mikro ekonomik temellerden hareket eden, ekonomik aktörlerin optimizasyonuna dayalı, dinamik genel denge modellerini kullanmaya başlamışlardır (Blanchard, 2000; Jacops ve diğerleri, 2003; Wickens, 1995).

Blanchard (2000)'a göre, 1980 sonrası dönemin metodolojik olarak belirleyici ekolleri **Neoklasik** ve **Neokeynesyen** iktisat olmuştur. Neoklasik ekol, daha sonra Neokeynesyen yaklaşımın ortaya çıkmasına da zemin hazırlayan *Reel Konjunktür* (RK) *Modellerini* iktisatçıların hizmetine sunmuştur. Stokastik yapıları nedeniyle reel konjunktür modelleri DSGD modellerinin prototipi olarak görülebilir. Reel konjunktür modellerinin temelleri Ramsey'in 1928 tarihli çalışmasına kadar dayanmaktadır.¹ Buna rağmen, Ramsey'in yaklaşımının benimsenmesi ve daha sonra stokastik bir yapıya kavuşması, Lucas'ın 1972 ve özellikle de 1976 yıllarındaki çalışmaları ile başlamıştır (Diebold, 1998).

Lucas (1976) görünürde makro ekonometrik modelleri (makro iktisatta kullanılan öngörü modelleri) eleştirirken, aslında temel olarak teorik modelleri, yani bütünüyle makro iktisadın metodolojisini eleştirmiştir. Çünkü ekonometrik modeller de, teorik modellerden yola çıkılarak oluşturulmaktadır.² Lucas özetle, teorik

¹Ramsey bu çalışmasında, bir ülkenin optimal tasarruf düzeyini, temsili bir tüketicinin faydasını maksimize etmeye çalıştığı bir model ile açıklamaya çalışmıştır. Reel konjunktür modellerinin gelişimi ve detayları için bkz. King ve Rebelo (1999).

²Bu nokta Lucas'ın (1976) orijinal çalışmasında görülebileceği gibi, daha sadeleştirilmiş biçimleri için ikincil kaynaklardan yararlanılabilir. Lucas Kritiği'nin Cagan (1956) para talebi modeli ile örneklendirilmiş açıklaması ve Kritiğe yönelik literatürdeki eleştiriler için bkz. Hoover (1988, s. 185-209).

modeller açısından makro iktisatın mikro iktisat ile aynı temeller üzerine inşaa edilmesi gerektiğini ileri sürmüştür. Başka bir ifadeyle, Lucas'ın önerisinin ardındaki “...düşünce, tamamiyle bireylerin amaçları ve kısıtları üzerine odaklanarak, tümüyle yapısal, diğer bir deyişle politika değişikliklerine duyarsız ilişkilerden oluşan bir [makro ekonomik] model inşa etmenin mümkün olabileceğiydi” (McCallum, 1988, s. 463).

Lucas'ın vurguladığı gibi, ekonominin yapısı veya ekonomik politika kuralları değiştiğinde, Keynesyen modellerde kullanılan toplulaştırılmış ilişkiler de değişirler (Romer, 1996, s. 196).³ Diğer bir ifadeyle, aslında gerçekten Keynesyen modeldeki gibi bir tasarruf veya tüketim fonksiyonu mevcut değildir. Bireyler/tüketiciler, hep aynı fayda fonksiyonunu maksimize etmelerine rağmen, tüketim, gelir ve faiz oranları arasındaki ilişki zaman içinde istikrarlı değildir (Lucas, 1976). Bu nedenle, Lucas ve Sargent gibi neoklasik iktisatçılar model denklemlerinin bütün yönleri ile optimizasyon davranışına dayalı olmasını, ya da diğer bir deyişle mikro ekonomik temeller üzerine oturan modeller kullanılması gerektiğini vurgulamışlardır (Woodford, Baskıda).

Mikro ekonomik temellere yönelik aslında, “*Rasyonel Beklentiler*” (RB) hipotezinin doğal bir sonucudur. RB hipotezini savunan iktisatçılar beklentilerin, monetaristlerin yaptığı gibi geçmiş deneyimlerin herhangi spesifik bir fonksiyonu olarak modellenmesine karşı çıkmışlardır. Bu iktisatçılar ekonomik aktörlerin beklentilerinin bütün dönemler için bireylerin kendi ekonomik modellerinin öngörülleri ile örtüştüğü varsayımından hareketle modellenmeleri gerektiğini iddia etmişlerdir (Woodford, Baskıda). Böyle bir modelleme anlayışı ise, kaçınılmaz olarak zamanlararası koordinasyon ve denge kavramlarını ve dolayısı ile mikro ekonomik temelleri

³Buradaki “**Ekonomik Politika Kuralları** (Policy Rules)” ilerleyen bölümlerde daha açık hale gelecektir. Çalışmada kısaca “**politika kuralları**” olarak kullanılacaktır.

gündeme getirir. Bu modelleme tekniğinde ısrar eden neoklasik iktisatçılar *Reel Konjonktür* (RK) yaklaşımını geliştirmişlerdir (McCallum, 1988; Woodford, Baskıda).⁴ “Reel konjonktür modelleri” olarak bilinen bu yeni tip modeller, rasyonel beklentiler ve zamanlararası optimizasyona dayalı mikro ekonomik temeller üzerine inşa edilen modellerdir.

Neoklasik Reel Konjonktür Modelleri’nin en büyük avantajı, metodolojik olarak Lucas Kritiği’nden etkilenmemeleridir. Çünkü bu modeller indirgenmiş form karar kuralları yerine, tam olarak tanımlanmış stokastik optimizasyona dayanmaktadır (Diebold, 1998).⁵ Wickens (1995) RK yaklaşımının amacını “... *dinamik bütçe kısıtlarına, tam olarak tanımlanmış uzun dönem denge şartlarına ve beklentilerin yapısını içeren bir dinamik genel denge modeli ile çalışmak*” olarak özetlemektedir. Bu yaklaşım, modern makro iktisat anlayışına çok uygun bir modelleme tekniğidir. Nitekim, Lucas (2003, s. 12) modern makro iktisat metodolojisini “*bütün varsayımları açıkça belirlenmiş modeller oluşturmak, [bu modellerin] çözümlerini bulmak ve onların davranışlarına nicel olarak gözlemlenen zaman serileri ve diğer veri setleri ile karşılaştırmak*” olarak tanımlamaktadır.

Lucas (1976) ve Kydland ve Prescott (1982) gibi ilk çalışmalardan sonra, RK metodolojisinin sadece reel konjonktür analizinde değil, makro ekonominin diğer alanlarında da çok kullanışlı olduğu görülmüştür. Böylelikle bu modeller, para ve kredi (Christiano, 1991; Cooley ve Hansen, 1989; King ve Plosser, 1984), işgücü piyasası (Hansen, 1985; Hansen ve Wright, 1992), uluslararası iktisat (Backus ve diğerleri, 1993; Baxter, 1995), maliye politikaları (Barro, 1989) ve eksik piyasalar (Baxter

⁴Kısaca Reel Konjonktür yaklaşımı olarak ifade edilen şey Neoklasik Reel Konjonktür Teorisi’dir.

⁵“Tam olarak tanımlanma” ifadesinden kastedilen, stokastik süreçler de dahil olmak üzere, açık bir şekilde bütün ilgili varsayımların yapılmasıdır.

ve Crucini, 1995) gibi makro iktisadın diğer alanlarında da yaygın bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Bu uygulamaların hiç biri ne “reel” dir, ne de “konjonktür” teorisi ile ilgilidir. Dolayısı ile, “*reel konjonktür modelleri*” ifadesi bu modelleri tanımlamaktan uzak hale gelmiştir. Bu nedenle, iktisatçılar arasında “*dinamik stokastik genel denge (DSGD) modelleri*” ifadesi genel kabul görmektedir (Blanchard, 2000; McCallum, 1988; Moran, 2000-2001).⁶

Makro ekonomik teorideki bu gelişmelerin yanısıra, özellikle 1990’lı yıllarla birlikte hızla gelişen bilgisayar teknolojisi de DSGD modellerinin kullanımının yaygınlaşmasında önemli bir rol oynamıştır (Sims, 1996). Daha güçlü bilgisayarların ve yazılımların geliştirilmesiyle birlikte önceleri çalışma dinamikleri analiz edilemeyen karmaşık modellerin geliştirilmesi ve makro ekonomik analizlerde kullanılması mümkün hale gelmiştir.

2. ANALİZ ARACI OLARAK DSGD MODELLERİ

Sargent (1987, s. 7), makro ekonomik araştırmaların amaçlarını “... gözlemlenen toplulaştırılmış ekonomik değişkenleri, ekonomik birimlerin motivasyonları ve kısıtları açısından yorumlamak ve hipotetik alternatif ekonomik politikaların sonuçlarını öngörmek” olarak tanımlamaktadır. Bu perspektiften bakıldığında, DSGD modelleri alternatif ekonomik politikaların analiz edilmesi için oldukça elverişli araçlardır. Bir kez uygun model oluşturulduktan sonra, modeldeki politika kurallarını veya karar kurallarını değiştirerek, alternatif politikaların etkileri analiz edilebilmektedir. DSGD modelleri, yapısal olma özellikleri nedeni ile, Lucas’ın (1976)

⁶“Stokastik” ifadesi kullanılmadan, kısaca “dinamik genel denge modelleri” isimlendirmesi de yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu konuda bir web sitesinde (<http://dqe.repec.org>) iktisatçılar arasında yapılan oylamada en fazla oyu DGD ve DSGD isimleri almıştır. Bu çalışmada, modellerin stokastik yapılarına vurgu yapmak amacıyla **DSGD** ifadesi tercih edilecektir.

deyimi ile “*derin*” parametreler deęişmedięi için Neoklasik Eleřtiri’den etkilenmeden bu tür analizlere olanak saęlamaktadır.

Aynı doęrultuda, Lucas (1980b) teorik iktisadın fonksiyonlarından birinin de, ekonomik politikaların test edilebileceęi bir laboratuvar görevi görecek, bütünüyle ve ayrıntılarıyla tanımlanmış yapay ekonomiler oluşturmak olduğunu söylemektedir. Buradan hareketle Lucas’a göre, iktisatçıların görevi “... *“girdi” olarak spesifik ekonomik politika kurallarını kabul edecek ve “çıkıtı” olarak da, bu ekonomik politikaların uygulanması durumunda ortaya çıkacak ilgili zaman serilerinin çalışma özelliklerini açıklayabilecek istatistikleri üretecek bir FORTRAN kodu [veya herhangi bir bilgisayar programı] yazmaktır”* (Lucas, 1980b, s. 709).

Bu sözlerle Lucas, iktisatçıların görevini tarif ederken aslında DSGD metodolojisini özetlemektedir. Kydland ve Prescott (1996) Lucas’ın yukarıda özetledięi bu süreci daha ayrıntılı bir şekilde sistematize etmişlerdir. Bu yazarların hesaplama deneyi (computational experiment) olarak tanımladıkları sürecin ilk adımı araştırma sorusunun ortaya konmasıdır. Daha sonra, ortaya konan soruya cevap verebileceęi umulan bir model ekonomi oluşturulur. Oluşturulan bu model ekonomi, gerçek ekonomide gözlemlenen verilerden, mikro ekonometrik tekniklerle tahmin edilmiş yapısal parametreler kullanılarak “*kalibre*” edilir. Bir sonraki adımda ise, kalibre edilmiş model kullanılarak nümerik simülasyonlar ile ilgilenilen zaman serileri üretilir ve gerçek ekonomide gözlemlenen zaman serileri ile karşılaştırılır. Yani model bir anlamda test edilir. Sürecin son aşaması ise, hipotetik alternatif politikaların sonuçlarının analiz edilmesidir.

Genellikle bir DSGD modelinin çatısı aşağıdaki dört temel kısımdan oluşmaktadır:

1. **Model ekonominin yapısı/ekonomik çevre:** Bu kısımda ekonomide ne tip

malların mevcut olduğu, ekonomik bireylerin sayısı ve özellikleri, bu bireylerin tercih yapıları (amaç fonksiyonları), başlangıçtaki sermaye stokları veya emekleri, ekonomideki firma sayısı ve tipleri, kamu sektörü ve işlevi, üretim teknolojisi, piyasalar ve yapıları, ticaretin yapılış şekli, olayların zamanlaması, zaman periyodları ve rassal şokların kaynakları hakkında detaylı bilgiler yer alır. Diğer bir deyişle, bu kısım ekonominin yapısına ilişkin araştırmacının yapmış olduğu bütün varsayımları içerir.

2. **Ekonomik aktörlerin optimal kararları:** Bu kısımda ekonomik aktörlerin (bireyler, firmalar, devlet vs.), tüketicilerin bütçe kısıtları altında faydalarını maksimum yapmaları, ya da firmaların kar maksimizasyonunu hedeflemeleri gibi optimal davranışları tanımlanır. Ayrıca bu kısımda, karar değişkenleri ve *durum* (state) değişkenlerinin açıkça belirlenmesi gerekir. Örneğin, bireylerin optimizasyon sürecinde belirledikleri tüketim miktarı karar değişkeni iken, bu kararı verirken veri olarak aldıkları piyasa fiyatları ve mevcut sermaye stoğu durum değişkenleridir.
3. **Şoklar:** Bu kısımda, ekonomiyi etkileyen rassal şokların yapısı ve ortaya çıkış zamanlaması detaylı olarak verilir.
4. **Denge şartları:** Bu kısımda dengenin unsurları detaylı bir şekilde tanımlanır. Model ekonominin özelliklerine bağlı olmakla birlikte, genellikle bir DSGD modelinde denge, ekonomik birimlerin veri piyasa yapısı ve kaynak kısıtları altında, aldıkları optimizasyon kararları doğrultusunda oluşan fiyat ve tahsis serilerinden oluşur.

Matematiksel olarak DSGD modelleri *kesikli* (discrete) veya *sürekli* (continuous) zaman çerçevesi kullanılarak oluşturulabilirler. Kesikli zaman kullanıldığında, zaman değişkeni $t = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde tamsayılar ile ifade edilir. Sürekli zaman

değişkeni ise belli bir zaman aralığında mümkün olan her değeri alabilir. Analitik olarak çözülebilen küçük bir sınıf model için, sürekli zaman ile çalışmak daha elverişlidir. Nümerik çözümler için ise bütün değişkenlerin kesikli olması gerekmektedir. Çünkü bilgisayarlar sürekli değişkenlerle işlem yapamazlar. Bu nedenle, DSGD modellerinin nümerik olarak çözülebilmeleri için ya kesikli değişkenler kullanılması, ya da zaman değişkeni de dahil olmak üzere, bütün sürekli değişkenlerin kesikli hale getirilmeleri gerekir.

Model ekonominin yapısına göre DSGD modelleri, *Temsili Birey (representative agent) Modelleri*, *Heterojen Bireyler (heterogeneous agents) Modelleri* ve *Çakışan Kuşaklar (overlapping generations) Modelleri* olarak üç temel kategoriye ayrılabilir. Bu üç farklı modelleme tekniğinin her birinin kendine özgü avantajları ve dezavantajları söz konusudur. Örneğin, temsili birey modelleri ile demografik analizler yapmak mümkün değildir. Bu tip analizler için çakışan kuşaklar modellerinin kullanılması gerekir. Benzer şekilde, eğer gelir dağılımı analiz edilmek isteniyorsa çakışan kuşaklar modellerinin tercih edilmesi uygun olacaktır.

2.1. Temsili Birey Modelleri

Literatürde en fazla eleştiri alan modeller olmasına rağmen, en yaygın kullanılan DSGD model tipi temsili birey (TB) modelleridir.⁷ TB modellerinde, ekonomideki bütün bireyler (veya “*hanehalkları*”) birbirinin aynıdır. Diğer bir ifade ile, ekonomideki bütün bireyler aynı tercihlere ve aynı karar verme kurallarına sahiptir. Dolayısı

⁷TB modellerine getirilen eleştiriler içinde literatürde en fazla referans alan çalışma Kirman (1992)'dir. TB modellerinin makro iktisatçılar tarafından kullanımına ilişkin detaylı metodolojik tartışmalar için bkz. Hartley (2002).

ile, ekonomideki bütün bireylerin “*temsili birey*” adı verilen tek bir birey veya hanehalkı ile temsil edilebilmesi mümkündür. Genellikle sonsuza dek yaşadıkları varsayılan bu temsili birey veya bireyler, ekonominin yapısına bağlı olarak yaşam boyu faydasını maksimum yapmayı amaçlarlar.

TB modellerinin en basit şekli Ramsey (1928) Modeli’dir.⁸ Ramsey, bu çalışmasında “*Bir ülke, gelirinin ne kadarını tasarruf etmelidir?*” sorusunu yanıtlamak amacıyla dinamik bir model geliştirmiştir. Ramsey’in modelinde temsili ekonomik birey, hiçbir belirsizliğin olmadığı bir ekonomide her dönem tüketim ve yatırım miktarını belirlemek zorundadır. Temsili birey, bu kararı hayat boyu faydasını maksimum edecek şekilde oluşturmak zorundadır. Orijinal makalede bu birey hayali bir merkezi planlayıcıdır, fakat burada temsili bireyi ürettiği tarım ürününün ne kadarını tüketip, ne kadarını ise gelecek yıl için saklaması gerektiğine karar vermek durumunda olan bir çiftçi olarak düşünülebilir. DSGD modellerinin genel yapısına örnek teşkil etmesi ve bu modellerin temelini oluşturması açısından, Ramsey Modeli’nin stokastik bir versiyonunu incelemek faydalı olacaktır.

Zamanın $t = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde kesikli bir değişken olduğu bu modelde, temsili çiftçi sonsuza kadar yaşamaktadır ve N_t kadar emek ve K_t kadar sermaye (burada buğday tohumu) kullanarak buğday üretmektedir. Y_t değişkeni, t zamanındaki buğday üretimini ifade etmek üzere, üretim teknolojisi

$$Y_t = F(N_t, K_t) \quad (1.1)$$

şeklinde, sermaye ve emek girdilerinin bir fonksiyonu olarak ifade edilebilir. Optimal çözümün elde edilebilmesi için, yukarıdaki üretim fonksiyonunun bazı matematiksel özelliklere sahip olması gerekir:

⁸Daha sonra, Cass (1965) ve Koopmans (1965) Ramsey’in yaklaşımını daha da geliştirmişlerdir. Bu model genellikle **Ramsey-Cass-Koopmans** Modeli olarak anılmaktadır

$$0 = F(0, 0)$$

F her iki deęişken için de kesinlikle artan bir fonksiyondur.

F konkavdır.

F'nin iki kez sürekli türevi alınabilir.

Temsili çiftçi her dönem ne kadar buğday üreteceğine, ürettiği buğdayın ne kadarını tüketip (C_t) ne kadarını gelecek yılın üretimi için saklayacağına (K_{t+1}) karar vermek durumundadır. Üretim sürecinde çiftçinin kontrol edemediği hava şartları, zararlı böcekler vs. gibi birtakım rassal faktörler söz konusudur. Bu gibi rassal etkenler, Z_t gibi bir rassal deęişken yardımı ile modele dahil edilirler. Bu şekilde model, stokastik hale dönüşür.

Temsili çiftçi, kararlarını verirken hayat boyu faydasını ($U(C_0, C_1, C_2, \dots)$) maksimum yapmayı amaçlamaktadır. Açıktır ki, çiftçinin t dönemindeki tüketimi ve tasarrufu o dönemde yaptığı toplam üretimden fazla olamaz. Model ekonominin kaynak kısıtı, aynı zamanda temsili çiftçinin bütçe kısıtıdır ve $C_t + K_{t+1} \leq Y_t$ şeklinde gösterilir. Bu kısıt altında temsili çiftçinin karşı karşıya olduğu optimizasyon problemi aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$\max_{C_t} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t) \right] \quad (1.2)$$

kısıt:

$$\left. \begin{array}{l} K_{t+1} + C_t \leq Z_t F(K_t, N_t) \\ 0 \leq C_t \\ 0 \leq K_{t+1} \end{array} \right\} t = 0, 1, \dots$$

(1.2) ile verilen optimizasyon probleminde $E_0[\cdot]$ notasyonu, $t = 0$ dönemindeki

mevcut bilgiye bağılı olarak $\{C\}_{t=1}^{\infty}$ rassal dizisinin koşullu beklentilerini göstermektedir. İlerleyen kısımlarda aynı notasyon parantezsiz olarak da kullanılacaktır. Optimizasyon problemindeki $u(C_t)$, dönemlik fayda fonksiyonu, β ise zaman indirgeme faktörüdür.⁹ Optimizasyon probleminde Z_t ile gösterilen değişken ise, üretim sürecindeki kontrol edilemeyen rassal faktörleri içermektedir. Rassal faktörlerin modele dahil edilmesinin (1.2) ile verilen biçimin dışında daha birçok farklı yolu vardır.

Bu model ekonomideki temsili çifçinin amacı, (1.2) ile verilen problemi çözerek hayat boyu optimal tüketim planını belirlemektir. Bu ise, aslında $K_{t+1} = g(Z_t, K_t)$ gibi bir politika fonksiyonu bulmakla eşdeğerdir. Burada Z_t süreci hakkında herhangi bir varsayım yapılmamıştır. Eğer zamandan bağımsız, yani bütün dönemler için geçerli bir politika fonksiyonu elde edilmek isteniyorsa, Z_t 'nin bir Markov süreci olarak belirlenmesi yeterlidir (Ljungqvist ve Sargent (2000, s. 14-15) ve Lucas ve Stokey (1989, ch. 9)).

(1.2) ile verilen problem, bir dinamik stokastik optimizasyon problemidir. Bu tip problemler, modelin karmaşıklığına ve kullanılan fonksiyonel formlara bağılı olmak üzere analitik olarak veya nümerik olarak çözmek mümkündür. Dinamik stokastik optimizasyon problemleri Lagrange, optimal kontrol ve dinamik programlama gibi matematiksel yöntemler yardımıyla rahatlıkla çözülebilirler. Ayrıca günümüzde, dinamik stokastik optimizasyon problemlerini çözmek için ihtiyaç duyulan nümerik teknikler ve bilgisayar teknolojileri ve yeterince gelişmiştir.

⁹Ramsey (1928)'in orijinal çalışmasında $\beta = 1$ dir. Diğer bir ifade ile, temsili çiftçi gelecekteki faydasını indirmemektedir.

2.2. Heterojen Bireyler Modelleri

Heterojen bireyler (HB) modellerinde ekonomide birbirlerinden farklı birden fazla birey vardır. Dolayısı ile ekonomideki bütün bireyler tek bir birey tarafından temsil edilemezler. Bireyler yetenekleri, eğitim durumları, zaman tercihleri, riske karşı tutumları ve istihdam durumları gibi birçok bakımdan farklılık gösterebilirler.

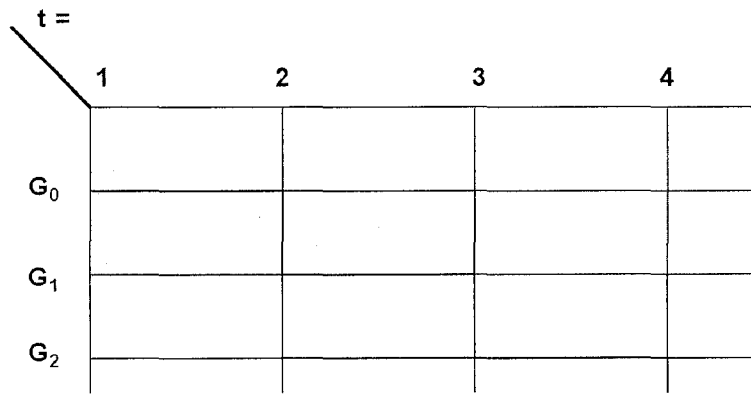
HB modelleri yardımıyla, gerçek makro ekonomik verilerde gözlemlenen ve TB modellerinin açıklayamadığı özellikler modellenabilmektedir (Rios-Rull, 1995). Örneğin, bir ekonomideki gelir ve servet dağılımını hangi faktörlerin ne ölçüde belirlediği HB modelleri yardımı ile analiz edilebilmektedir (örneğin bkz. (Castaneda ve diğerleri, 1998) ve (Li ve diğerleri, 2000)).

HB modellerinin kullanıldığı bir diğer önemli alan ise eksik (finansal) piyasalar konusudur. Eksik piyasalar, bir ekonomideki bireylerin kişisel bazı risklerle (idiosyncratic risks) karşı karşıya oldukları ve bu riskleri sigortalamak için gerekli mekanizmaların olmadığı durumlarda söz konusudur. Örneğin, ekonomideki bazı bireyler iş bulabilirken, bazıları işsiz kalabilir. Bunun gibi, bireylere özel risklerin sigortalanamadığı bir ekonomiyi modellemek için HB modelleri kullanılır. Böyle bir model yardımıyla işsizlik sigortası veya sosyal sigortalar gibi birçok değişik kamu politikası analiz edilebilir. Bütün risklerin sigortalanabildiği Arrow-Debreu piyasalarından ayrılan bu tip modeller, “*eksik piyasalar*” adı altında geniş bir literatür oluşturmaktadır (Ljungqvist ve Sargent, 2000, chap. 17).¹⁰ Aiyagari (1994), Krusell ve Smith (1998), Heaton ve Lucas (1996) ve Constantinides ve Duffie (1996) bu literatürdeki önemli çalışmalardandır.

¹⁰Arrow-Debreu piyasaları için (Ljungqvist ve Sargent, 2000, chap. 8)’a bakılabilir.

2.3. Çakışan Kuşaklar Modelleri

Samuelson tarafından 1958 yılında yapılan çalışmayı temel alan çakışan kuşaklar (ÇK) modellerinde, herhangi bir dönemde aynı anda hayatta olan birden fazla kuşak söz konusudur.¹¹ ÇK ekonomisi, farklı zamanlarda doğan ve sınırlı yaşam sürelerine sahip bireylerden oluşur. Her birey N ($N = 1, 2, \dots, T$ ve $T < \infty$) dönem yaşar ve ölür. Bireyler sınırlı bir yaşam süresine sahip olsa da, ekonomi sonsuza kadar varlığına devam eder. Herhangi bir t döneminde ekonomideki bireyler hayatlarının farklı dönemlerinde olacakları için, bu bireylerin tercih yapıları aynı olsa dahi farklı kararlar verebilirler. Bu özelliği nedeniyle ÇK modellerinde doğal bir heterojenlik ortaya çıkmaktadır. Ayrıca, bireylerin sınırlı bir yaşam süresine sahip olmaları, bu modeller yardımı ile hayat döngüsü (life-cycle) ekonomilerinin modellenenebilmesini olanaklı hale getirmektedir.



Şekil 1.1. Çakışan Kuşaklar Modelinde Demografik Yapı

ÇK modellerinin en basit şekli iki dönemden oluşmaktadır. Bu modellerde,

¹¹ÇK modelleri için bkz. Diamond (1965), Kareken ve Wallace (1981), Kehoe (1989) ve McCandless ve Wallace (1992).

doğan her birey sadece iki dönem yaşamaktadır. Dolayısı ile, herhangi bir t döneminde ekonomide iki farklı kuşak vardır: yaşlılar ve gençler. Şekil 1.1'de iki dönemli ÇK ekonomisinin demografik yapısı görülmektedir.

Ekonomide birden fazla ve hayatlarının farklı dönemlerini yaşayan bireyler olması nedeniyle, ÇK modelleri ekonomide itibari (fiat) paranın varlığına olanak sağlamaktadır. ÇK ekonomilerinde para, kuşaklar arası kaynak aktarım aracı olarak talep görür. Ekonomideki bireyler bu işlevi nedeniyle, reel olarak herhangi bir getirisi olmasa dahi paraya bir değer atfederler. Bu nedenle ekonomi dengedeysen bireylerin ellerinde tuttıkları paranın toplam değeri pozitifdir.¹²

ÇK modellerinde, ekonomideki bireylerin N dönem sonra ölmeleri şart değildir. Yaari (1965) ve Blanchard (1985), bir ÇK ekonomisine yaşam belirsizliğini ekleyerek daha zengin bir model oluşturmuşlardır. Bu modellerde her birey N dönem sonra belli bir ölüm olasılığı ile karşı karşıyadır.

3. TEORİK MODEL VE EKONOMİK VERİ

Makro ekonomik literatürde DSGD modellerinin ekonomik verilerle sınanması amacıyla iki farklı metod kullanılmaktadır: **tahmin** ve **kalibrasyon**. Tahmin yönteminde, önce modelin gerçek ekonominin doğru bir tanımı olduğu varsayımı altında, modelin yapısal parametreleri En Çok Olabilirlik (ML) Yöntemi veya Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) gibi ekonometrik teknikler kullanılarak tahmin edilir. Daha sonra ise, istatistiksel olarak modelden üretilen veri ile gözlemlenen veri arasındaki farkın sadece örneklem hatasından kaynaklandığı hipotezi test

¹²TB modellerinde paranın pozitif bir değere sahip olması için, başka bir deyişle ekonomi dengedeysen temsili bireyin elinde para tutması için, ya alışverişlerde para kullanımı kısıtı (Cash-in-advance kısıtı, bkz. Clower (1967), Lucas (1980a) ve Lucas ve Stokey (1987)) modele dahil edilir, veya paranın pozitif bir fayda ürettiği varsayılır (money-in-utility model, bkz. Sidrauski (1967) ve Blanchard ve Fischer (1996, s. 188-193)).

olmadıklarını ileri sürmüşlerdir. Bu yazarlara göre, ekonometrik tahmin DSGD modellerinin veri ile test edilmesi için uygun bir yöntem değildir. Ekonometrik tekniklere dayanarak, bütün modelleri istatistiksel olarak yüksek bir anlamlılık düzeyinde reddetmek mümkündür. Çünkü, modelin “yanlış” olduğu zaten önceden bilinmektedir ve yanlış olduğu bilinen bir modelin yanlışlığının test edilmesi anlamsızdır. Bu iktisatçılara göre, DSGD analizinde izlenmesi gereken yol istatistiksel testler yerine modelin çalışma dinamiklerine yoğunlaşmaktır (King, 1995).

Öte yandan, ekonometrik tahmin yöntemini benimseyen iktisatçıların temel argümanları ise, kalibrasyon yaklaşımında parametre değerlerinin seçiminde sağlam kriterlerin bulunmamasıdır (Canova, 1994). Bu iktisatçılar, yapısal parametrelerin değerlerinin subjektif kriterlerle belirlenmesi yerine, formel ekonometrik teknikler yardımı ile tahmin edilmesi gerektiğini ileri sürmüşlerdir.

3.1. Tahmin Yöntemi

DSGD literatüründe ekonometrik tekniklerin kullanılması Hansen ve Sargent’ın 1980 yılındaki çalışmaları ile başlamıştır. Bu çalışmadan sonra, DSGD modellerinin tahmin edilmesi amacıyla çeşitli teknikler geliştirilmiştir. Bütün bu tekniklerin temeli, Euler denklemlerinin tahmin edilmesine dayanmaktadır. İki adımlı bir süreçte, önce Euler denklemleri kullanılarak parametreler tahmin edilir ve model simülasyonları elde edilir. Daha sonra ise, elde edilen simülasyonlar ya etki tepki fonksiyonları, veya istatistiksel testler kullanılarak gözlemlenmiş veri ile karşılaştırılır.

Tahmin yönteminin kalibrasyon yöntemine göre bazı avatajları aşağıdaki gibi sıralanabilir (Ruge-Murcia, 2003, s. 2):

- ◇ Genellikle DGSD modellerindeki varsayımlar, kalibrasyonda kullanılan parametre değerlerinin tahmin edildiği mikro ekonometrik çalışmalardaki varsayımlardan farklı olabilmektedir. Tahmin yöntemlerinde ise, DGSD modelinden elde edilen kısıtlar tahmin sürecinde kullanıldığı için, böyle bir endişe yersizdir.
- ◇ Kalibrasyon için kullanılacak parametre değerlerinin mikro (disaggregated) veri kullanılarak tahmin edilmesi zor olabilir, veya mümkün olmayabilir. Oysa bu parametreler, rahatlıkla bulunabilen toplulaştırılmış veri kullanılarak tahmin edilebilir.
- ◇ Tahmin yöntemi kullanıldığında, model sonuçlarının test edilmesi aşamasında güven aralıkları oluşturmak mümkündür. Örneğin, bootstrap tekniği kullanılarak etki-tepki fonksiyonları için güven aralıkları oluşturulabilir. Parametre belirsizliği (parameter uncertainty) düşünüldüğünde, güven aralıklarının oluşturulabilmesi önemli bir avantaj sayılabilir.
- ◇ DSGD modelinin tahmin edilmesi, ekonometride model seçimi için geliştirilmiş standart yöntemlerin kullanılmasına olanak sağlar. Örneğin tahmin edilen modelin hata kareleri ortalaması bir başka DSGD modeli ile, veya bir VAR tahmini ile karşılaştırılabilir, parametre stabilitesi test edilebilir, veya modelin bazı tanımlanma (identification) varsayımları direkt olarak test edilebilir.

DSGD modellerinde parametre değerlerinin tahmini için regresyon gibi bilindik ekonometrik tekniklerin kullanılması mümkün değildir. Bunun en önemli nedeni DSGD modellerinin “tekil” (singular) olmasıdır. Bu modeller, kullanılan dışsal şok sayısından daha fazla politika karar kuralı (içsel değişkenler için dinamik öngörü denklemleri) üretirler.¹⁴ Dolayısı ile, elde edilen denklemler sisteminde bazı

¹⁴DSGD modellerinin gerçek ekonomide olduğundan daha az sayıda rassal şok içermesini bazı yazarlar spesifikasyon hatası olarak nitelemektedirler (Ruge-Murcia, 2003).

değişkenler diğerlerinin doğrusal kombinasyonlarıdır. Diğer bir ifade ile, birçok ekonometrik tahmin yöntemi için gerekli olan “ortogonalite” özelliği mevcut değildir.

Standart ekonometrik teknikler ile ilgili bir başka sorun ise, genellikle bu tekniklerin doğrusal modeller için uygun olmalarıdır. Halbuki, DSGD modelleri için doğrusal olmayan tahmin ediciler gereklidir. DSGD modellerinde yer alan yapısal parametreler, Euler denklemlerine doğrusal olmayan formlarda girerler. Ayrıca bir parametre birden fazla Euler denkleminde yer alır. Bu nedenle, Euler denklemlerini ekonometrik olarak tahmin edebilmek için doğrusal olmayan tahmin edicilere ihtiyaç vardır (Wickens, 1995).

DSGD modellerinin tahmininde yaygın olarak kullanılan yöntemlerin bazıları En Çok Olabilirlik (Maximum Likelihood) Yöntemi (Altuğ, 1989; Ireland, 1999; Leeper ve Sims, 1994), Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (Generalized Methods of Moments) (Christiano ve Eichenbaum, 1992; Eichenbaum ve Hansen, 1990; Eichenbaum ve diğerleri, 1988; Hansen ve Singleton, 1982a; Kim, 2000) ve Simüle Edilmiş Momentler Yöntemi (Simulated Methods of Moments) (Duffie ve Singleton, 1993; Smith, 1993) olarak sıralanabilir.¹⁵

3.2. Kalibrasyon Yöntemi

Kalibrasyon yaklaşımının, makro ekonomik analizde etkin bir şekilde kullanılmasına öncülük eden iktisatçılar Kydland ve Prescott (1982) ve Prescott (1986) olmuştur. Bu yaklaşım iktisatçılar tarafından benimsenerek DSGD analizlerinde en fazla kullanılan yöntem haline gelmiştir.

¹⁵Sözü edilen yöntemlerin ayrıntılı bir değerlendirmesi ve karşılaştırmalı analizi için bkz. Ruge-Murcia (2003).

Kalibrasyon yöntemi çeşitli araştırmacılar tarafından farklı şekillerde algılanmaktadır. Örneğin bazı yazarlar (bkz. Canova (1994); Canova ve Ortega (2000)) kalibrasyonu, sadece modeldeki yapısal parametrelere gözlemlenen ekonomik veriyi taklit edebilecek değerler atamak olarak (dar anlam) tanımlarken, Kydland ve Prescott (1996) gibi makro ekonomik literatürde bu yöntemin öncülüğünü yapan yazarlar ise, kalibrasyonu araştırma sorusunun ortaya konması ile başlayan, parametre değerlerinin seçimi, modelin çözümü ve simülasyonların elde edilmesine kadar giden bir süreç (geniş anlam) olarak görmektedir.

Dar anlamdaki kalibrasyon iki adımdan oluşan bir süreç olarak nitelendirilebilir. Birinci adımda, parametre değerleri modelden elde edilen zaman serilerinin gerçek veriyi taklit edebileceği şekilde seçilerek, simülasyonlar elde edilir. İkinci adımda ise, simülasyonlardan elde edilen veriler gerçek verilerle karşılaştırılarak model bir anlamda test edilir. Hansen ve Heckman (1996) bu işlemin istatistiksel anlamda bir “test” olmadığını vurgulamak amacıyla “doğrulama” (verification) terimini kullanmaktadırlar. Bu çalışmada böyle bir “metodolojik” ayrımına gidilmeden her iki terim de eş anlamlı olarak kullanılacaktır.

Kalibrasyon yaklaşımını önererek, tahmin yöntemlerinin DSGD analizine uygun olmadığını savunan yazarlar, klasik istatistiksel testlerin kullanılmasının anlamlı olmadığını ileri sürmüşlerdir. Bu düşünceye göre, bir ekonomik model en iyi ihtimalle, gerçek “veri üreten sürecin” (Data Generating Process) bir benzeri (approximation) olarak görülebilir, ve ne “doğru”, ne de “gerçekçi” olmak zorunda olan böyle bir model, istatistiksel olarak test edilebilecek bir sıfır hipotezi olarak değerlendirilmemelidir (Canova (1994, s. S124)’dan: Prescott (1991, s. 5)). Daha önce de ifade edildiği gibi, bir ekonomik modelin gerçek veri üreten süreç ile aynı olduğunun kabul edilerek, bunun istatistiksel olarak test edilmesi, başlangıçta yanlış olduğu bilinen bir modelin doğruluğunun test edilmesi anlamına gelir.

Kalibrasyon tekniđi DSGD analizi için oldukça kullanışlı bir araç olmasına rağmen, uygulamada bir takım eksiklikleri olduđu üzerinde fikir birliđi oluşmuştur. Canova (1994) kalibrasyon uygulamalarında görülen temel eksiklikleri aşağıdaki gibi sıralamaktadır:

- ◇ Parametre değerlerinin seçiminde kullanılan kriterler çok farklı ve tartışılabilir olabilmektedir.
- ◇ Model sonuçlarının güven düzeyleri hem teorik modelin güven düzeyine hem de parametre belirsizliğine bağlı olduğundan, teorik modelin başarısını değerlendirmek için informel tekniklere başvurulmak zorundadır¹⁶.
- ◇ Simülasyon sonuçları seçilen parametre değerlerine bağlıdır ve farklı değerlere karşı oldukça duyarlı olabilmektedir. Bu nedenle Kydland (1992), model sonuçlarının parametre değerlerindeki değişimlere karşı duyarlılık analizlerini kalibrasyon sürecinin bir parçası olarak görmektedir.

Kalibrasyon tekniđi hakkında tartışılan en önemli konu parametre değerlerinin nasıl seçileceğidir. Kydland ve Prescott (1982) simülasyonda kullanılacak parametre değerlerinin seçiminde temel alınacak prensiplerin neler olacağı konusunda çok açık değillerdir. Yazarlar bu ve izleyen çalışmalarında ilgili değişkenlerin zaman serileri ortalamalarını kullanmışlardır. Daha sonraki kalibrasyon uygulamalarında da en sık kullanılan yöntem bu olmuştur (örneğin bkz. Cooley ve Prescott, 1995). Hansen ve Heckman (1996)'a göre ise, kalibrasyonda kullanılacak parametre değerleri güvenilir mikro ekonometrik tahminlerden elde edilmelidir. Ancak, ilgili parametreler üzerine yapılmış olan mikro ekonometrik çalışmaların olmaması veya yetersizliği

¹⁶Örneğin, istatistiksel testler kullanmak yerine grafikler gibi görsel araçların kullanılması.

araştırmacı açısından önemli bir sorun teşkil edebilmektedir. Örneğin bu çalışma boyunca Türkiye ekonomisi için, riskten kaçınma katsayısı ve zamanlararası ikame esnekliği katsayısı gibi temel parametreler üzerine yapılmış bir ekonometrik çalışmaya rastlanılmamıştır.

Doğrulama süreci, yani model simülasyonlarının değerlendirilmesinde informel yöntemler (Örneğin etki-tepki fonksiyonları veya ikinci momentlerin karşılaştırılması gibi) kullanılması ise diğer bir tartışma konusunu oluşturmaktadır (Watson, 1993). Kydland ve Prescott (1982) modelin doğrulanması için ilgili değişkenlerin ikinci momentlerini kullanmışlardır. Fakat yazarlar bu süreçte, istatistiksel testler veya belirli bir ölçüt kullanmak yerine subjektif değerlendirmeler yapmışlardır. Watson (1993) gibi bazı yazarlar, kalibrasyon tekniğine yapılan eleştirilerden yola çıkarak, daha formel doğrulama teknikleri önermişlerdir¹⁷.

4. DSGD MODELLERİNE ÖRNEKLER

DSGD modelleri ekonomik büyüme, para politikaları, gelir dağılımı, sosyal güvenlik, mali politikalar ve açık ekonomi gibi makro iktisadın hemen bütün alanlarında kullanılan araçlar haline gelmiştir. Literatürdeki uygulamalar, analitik olarak çözülebilen çok basit modellerden, ancak nümerik olarak çözülebilen oldukça karmaşık modellere kadar geniş bir yelpaze oluşturmaktadır. Bu bölümde DSGD modellerinin yapısı ve makro ekonomik analizde kullanımları hakkında bir fikir vermesi amacıyla, birkaç uygulamaya değinilecektir.

Ele alınacak ilk model Hansen (1985)'in reel konjonktür modelidir. Daha sonra, paranın kullanıldığı bir TB ekonomisini modelleyen Cooley ve Hansen (1989)'in

¹⁷Bu konudaki teori ve uygulamaların özeti için bkz. Canova ve Ortega (2000).

çalışması özetlenecektir. Son örnek ise bir açık ekonomi modelidir. Baxter ve Crucini (1993) tarafından yapılan bu çalışmada, iki ülkeden oluşan bir dünya ekonomisi modellenmektedir. Yazarlar bu çalışmada, Feldstein-Horioka bilmececi olarak adlandırılan durumu modellemeye çalışmışlardır.

4.1. Bölünemez Emek Arzı ve Konjonktürel Dalgalanmalar

Hansen (1985)'ın "bölünemez emek arzı" (indivisible labor) modeli ilk dönem DSGD modelleri içinde Kydland ve Prescott (1982)'tan sonra en sık verilen klasik örnektir. Bu çalışmada Hansen bireyler için "çalışmak" ve "işsiz kalmak" gibi iki durumun söz konusu olduğu reel bir ekonomiyi modellemiştir. Aşağıda Hansen'in modeli tamamen orijinal çalışmaya bağlı kalınarak verilmiştir.

Amerika Birleşik Devletleri'ne (ABD) ilişkin makro ekonomik zaman serileri, konjonktür boyunca toplam çalışma saatlerindeki dalgalanmaların/değişimin (variation) verimlilikteki dalgalanmalardan yüzde olarak yaklaşık iki misli daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Hansen, bu çalışmasında daha önceki modellerde açıklanamayan çalışma saatlerindeki bu yüksek değişimi açıklamaya çalışmıştır. Yazar modelinde Kydland ve Prescott (1982)'ın aksine, hanehalkının emek arzının bölünebilir olmadığı varsayımını yapmıştır. Bu model ekonomide bireyler teknolojiye oluşan rassal şoklara tepki olarak çalıştıkları süreyi ayarlamak yerine, işgücüne katılmaya veya katılmamaya zorlanmaktadır. Diğer bir ifade ile, hanehalkı emek konusunda kesikli tercihlere sahiptir: çalışmak veya emek piyasasının dışında kalmak.

Ekonomi

Model ekonomi, $[0,1]$ sürekli kapalı aralıkta tanımlanmış sonsuz sayıda özdeş

(identical) bireylerden oluşmaktadır. Zaman değişkeni kesiklidir ($t = 1, 2, 3, \dots$) ve bütün nicelikler kişi başına değerler şeklindedir. Ekonomide standart Cobb-Douglas üretim teknolojisine sahip tek bir firma vardır. Bu ekonomide devlet yoktur ve ekonomi dışı kapalıdır.

Firma

Ekonomideki tek firma ölçeğe göre sabit getiriye sahip Cobb-Douglas üretim teknolojisine sahiptir:

$$f(\lambda_t, k_t, h_t) = \lambda_t k_t^\theta h_t^{1-\theta} \quad (1.3)$$

Üretim sürecinin girdileri, emek (h_t) ve birikmiş sermayedir (k_t). (1.3) ifadesinde, λ_t , rassal teknoloji şokudur. Ölçeğe göre sabit getiri özelliği nedeniyle, ekonomi dengedeysen firmanın karı sıfır olacaktır. Bundan dolayı, tek bir firmanın veya çok sayıda firmanın olması ekonominin işleyişini değiştirmeyecektir. Hansen, analizi basit tutmak amacıyla tek bir firma olduğunu varsaymıştır.

Firma tarafından üretilen çıktı, hanehalklarına satılır ve hanehalkları tarafından ya tüketilir (c_t) veya yatırım yapılır (i_t). Anlaşılacağı gibi, üretilen çıktı aynı zamanda hem nihai tüketim malı, hem de yatırımda kullanılacak sermayedir. Bu varsayımlar altında ekonominin kaynak (fizibilite) kısıtı aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$c_t + i_t \leq f(\lambda_t, k_t, h_t). \quad (1.4)$$

Bu aynı zamanda birbirinin aynısı olan bireylerin bütçe kısıtıdır.

Sermaye stoğunun dinamik denklemi ise aşağıdaki şekilde verilmiştir:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t, \quad 0 \leq \delta \leq 1 \quad (1.5)$$

Yukarıdaki ifadede δ sermaye aşınma oranıdır. Hanehalkları ekonomideki sermaye stoğunu ellerinde tutarlar ve girdi olarak firmaya satarlar.

Modelde, teknoloji şokunun birinci dereceden Markov sürecini izlediği varsayılmıştır:

$$\lambda_{t+1} = \gamma\lambda_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1.6)$$

Bu denklemdeki ε_t 'ler aynı olasılık dağılımına (F) sahip ve bağımsız (*independently and identically distributed - IID*) rassal şoklardır.¹⁸ Olasılık dağılımı F , pozitif bir desteğe (support), sonlu bir üst sınıra (upper bound) ve $1 - \gamma$ ortalamaya sahiptir. Bu varsayımlarla, çıktı daima pozitif ve λ_t 'nin beklenen değeri 1 olacaktır.

Hanehalkları

Hanehalklarının amacı aşağıdaki yaşam boyu fayda fonksiyonlarının beklenen değerini maksimum yapmaktır:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t) \quad (1.7)$$

Burada $0 \leq \beta \leq 1$ indirgeme faktörü, c_t , t dönemindeki tüketim ve l_t , t dönemindeki boş zamandır.¹⁹ Hanehalkının sahip olduğu toplam zaman 1'e eşit olacak şekilde normalleştirilirse, $l = 1 - h_t$ olur. Hansen, t dönemindeki fayda fonksiyonunu ise

$$u(c_t, l_t) = \log c_t + A \log l_t, \quad A > 0 \quad (1.8)$$

şeklinde tanımlamıştır.

¹⁸Burada F , kümülatif dağılım fonksiyonudur

¹⁹Burada "boş zaman" deyimini İngilizce'deki "*leisure*" kelimesi yerine kullanılmıştır ve günün çalışma saatleri dışında kalan kısmı anlamındadır.

Daha önce de belirtildiği gibi, bu modelde hanehalkları farklı sürelerde çalışma imkanına sahip değildirler. Her dönemde, ya tam zamanlı (h_0) çalışırlar, ya da hiç çalışmazlar. Hansen bölünemeyen emek arzını modellemek için “istihdam piyangolarını” kullanmıştır.²⁰ Hanehalkları her dönem bir çalışma olasılığı (π_t) seçerler.²¹ Daha sonra, seçilen olasılığa göre bir piyango hanehalkının çalışıp çalışmayacağını belirler. Bu mekanizma şu şekilde çalışır. Firma ile hanehalkı arasında ticarete konu olan bir sözleşme mevcuttur. Bu sözleşmeye göre hanehalkı, π_t olasılığı ile h_0 saat (tam çalışma zamanı) çalışacaktır. Sözleşme karşılığı firma hanehalkına gerçekten çalıştığı saate göre değil, sözleşmeye bağlı olarak beklenen çalışma saatine göre ödeme yapar. Fakat hanehalkının çalışıp çalışmayacağı piyango sonucunda belli olur. Ekonomideki bütün hanehalkları aynı olduğundan, dengede hepsi aynı π_t 'yi seçeceklerdir. Piyangonun sonucunda ise, π_t oranındaki hanehalkı çalışırken, geriye kalanı çalışmayacaktır. Buna göre, denklem (1.8) ile verilen ifadeyi kullanarak hanehalkının dönemlik beklenen faydası aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$U(c_t, \pi_t) = \log c_t + A\pi_t \log(1 - h_0), \quad U : \mathbb{R}_+ \times [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}. \quad (1.9)$$

Ayrıca, t döneminde kişi başına çalışma saati,

$$h_t = \pi_t h_0 \quad (1.10)$$

ile ifade edilebilir.

Denge karar kurallarını (π_t, c_t, i_t) ve durum değişkenleri (k_t, λ_t) için dinamik

²⁰Rekabetçi dengenin varlığı için, tüketim olanakları kümesinin konveks olması şarttır. Fakat, çalışma saatleri alınıp-satılan bir mal olduğunda ve sadece *çalışmak* ve *çalışmamak* gibi iki alternatif olduğunda, tüketim olanakları kümesi konveks değildir. Bu sorunu aşmak için, Hansen böyle bir yol izlemiştir. İstihdam piyangosunun ayrıntıları için orijinal çalışmaya bakılabilir.

²¹Orijinal çalışmada bu olasılık “ α ” ile gösterilmiştir. Burada bir sonraki model ile notasyon uyumu sağlaması açısından “ π ” kullanılmıştır.

denklemleri elde etmek için, aşağıdaki temsili birey probleminin çözülmesi gerekir:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, \pi_t), \quad k_0 \text{ ve } \lambda_0 \text{ veri} \quad (1.11)$$

kısıt:

$$(1.3) - (1.6), (1.10) \text{ ve } \varepsilon_t \sim F$$

Kalibrasyon ve modelin çözümü

Modelin çözülmesi ve simülasyon ile yapay zaman serilerinin elde edilmesi için, öncelikle kalibre edilmesi gerekmektedir. Hansen, Tablo 1.1 ile verilen değerleri kullanarak modeli kalibre etmiştir. Bu değerlerin bazılarını daha önceki çalışmalardan alırken, bir kısmını da ekonometrik teknikler kullanarak tahmin etmek zorunda kalmıştır. Yazar rassal teknoloji şoklarının dağılım fonksiyonu F 'yi ise, ortalaması $1 - \gamma$ olan logaritmik normal dağılım olarak tanımlamıştır.

Tablo 1.1. Kalibrasyon için kullanılan parametre değerleri

θ	β	δ	A	h_0	γ	σ_ε
0.36	0.99	0.025	2	0.53	0.95	0.00712

Hansen, (1.11) numaralı problemi çözerken, Kydland ve Prescott (1982)'in kuadratik yaklaştırma (quadratic approximation) yöntemini kullanmıştır. Bu yöntemde, teknoloji şoklarının ortalaması 1'e eşitlendikten sonra, amaç fonksiyonunun durağan durum etrafında kuadratik yaklaştırması elde edilir. Daha sonra bu ikinci dereceden amaç fonksiyonu, Ricatti denklemleri matrisi yardımıyla iteratif bir şekilde maksimize edilir. Bu şekilde elde edilen karar kuralları ve durum değişkenleri kullanılarak ilgili zaman serileri üretilir.

Sonuçlar

Hansen çalışmasında ayrıca modelin bölünebilir emek arzı versiyonunu da aynı parametrelerle çözmüş ve simulasyonlarını elde etmiştir. Yazarın buradaki amacı, bölünemeyen emek arzı modelini gerçek verilerin yanında, bölünebilir emek arzı modeli ile de karşılaştırarak, modelin göreceli performansını görmektir.

Modelden elde edilen zaman serileri, trendden arındırılmış ABD ekonomisi verileriyle karşılaştırılmıştır. Gerçek verilerin trendden arındırılmasının nedeni, kullanılan modelin büyüme içermemesidir. Bu arındırma işlemi için yazar, oldukça yaygın bir kullanıma sahip olan, Hodrick-Prescott (HP) filtresini kullanmıştır.²² ABD ekonomisi için 1955 yılının 3. çeyreği ile 1984 yılının ilk çeyreği arasındaki dönemi kapsayan üç aylık zaman serilerinin ve modelden elde edilen serilerin standart sapmaları (yüzde olarak) ve çıktı ile olan korelasyonları Tablo 1.2.'de verilmiştir.²³ Yazar, modelden elde edilen serilerin ikinci momentlerini hesaplamak için Monte Carlo tekniğini kullanmıştır. Modeli yüz kez simule ederek her seriden yüz adet elde etmiştir. Hansen, daha sonra bu serilerin doğal logaritmalarını almış ve elde edilen yapay veriye ABD verisine uygulanan filtreleme metodunun aynıısını uygulayarak standart sapmaları ve korelasyonları hesaplamıştır.

Tablo 1.2.'deki iki farklı model ekonomi karşılaştırıldığında varyansların bölünemez emek arzı modelinde, bölünebilir emek arzı modeline göre daha büyük olduğu görülmektedir. Teknoloji şokları her iki modelde de aynı iken, bölünemez emek arzı modelinde bütün değişkenler için daha yüksek bir volatilité gözlemlenmektedir.

²²Hodrick ve Prescott (1997)'in filtreleme yöntemi çalışmanın yayımlandığı 1997'den çok önceleri oldukça yaygın bir kullanıma sahipti, çünkü çalışmaya 1980 yılından itibaren Pittsburgh, Carnegie-Mellon Üniversitesinden working paper olarak ulaşılabilmekteydi.

²³Tablo 1.2. Hansen (1985)'dan aynen alınmıştır. Veri ile ilgili detaylar için orijinal makaleye bakılabilir.

Tablo 1.2. ABD ekonomisi ve model ekonomiler için yüzde standart sapmalar (a) ve çıktı ile olan korelasyonları (b)

Seriler	ABD Verisi 1955:3-1984:1		Bölünebilir Emek Arzı Modeli		Bölünemez Emek Arzı Modeli	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Çıktı	1.76	1.00	1.35 (0.16)	1.00 (0.00)	1.76 (0.21)	1.00 (0.00)
Tüketim	1.29	0.85	0.42 (0.06)	0.89 (0.03)	0.51 (0.08)	0.87 (0.04)
Yatırım	8.60	0.92	4.24 (0.51)	0.99 (0.00)	5.71 (0.70)	0.99 (0.00)
Sermaye Stoğu	0.63	0.04	0.36 (0.07)	0.06 (0.07)	0.47 (0.10)	0.05 (0.07)
Çalışılan saatler	1.66	0.76	0.70 (0.08)	0.98 (0.01)	1.35 (0.16)	0.98 (0.01)
Verimlilik	1.18	0.42	0.68 (0.08)	0.98 (0.01)	0.50 (0.07)	0.87 (0.03)

Hansen (1985)

Bütün değişkenler için gerçek verideki volatilité değerleri, her iki model ekonomiden de daha fazladır. Yazar, tüketim dışındaki serilerde gözlemlenen yüksek volatilitéyi ölçme hatalarına bağlamaktadır. Hansen tüketim serisindeki yüksek volatilitéyi ise, modellerin hiçbirinde dayanıklı tüketim mallarının bulunmamasına dayandırmaktadır.

Hansen'a göre Tablo 1.2'den çıkarılabilecek en önemli sonuç, çalışılan saatlerdeki değişkenliğin verimlilikteki değişkenliğe oranının her iki model ekonomide de oldukça farklı olmasıdır. Bu oran bölünemez emek arzı modelinde 2.7 olmasına rağmen, bölünebilir emek arzı modelinde istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde 1'den büyük değildir. Bu oran ABD ekonomisi için 1.4'tür. Yazar, bölünemez emek arzı modelinde ABD ekonomisindeki göre daha yüksek bir oranın elde edilmesini doğal karşılamakta ve bunu gerçek ekonomide belli bir ölçüde çalışılan sürelerin ayarlanabilmesinin mümkün olmasıyla açıklamaktadır. Buna örnek olarak da, bazı çalışanların belli zamanlarda fazla mesai yapmalarını göstermektedir.

4.2. Parasal Modeller ve Nakit Ödemeli Ekonomiler

Hansen (1985)'in bölünemez emek modeli gibi, sadece reel ekonomiyi açıklayan modeller birçok probleme ışık tutarken, gerçek ekonomilerde gözlemlenen, para stoğu ile reel değişkenler arasındaki korelasyonu açıklayamamaktadır. Reel konjunktür modellerinin yapısından ileri gelen ve King ve Plosser (1984) tarafından “*eksiklik*” olarak tanımlanan bu durum, parasal sektörün modele entegrasyonu ile aşılmaya çalışılmıştır.

Parasal ekonomileri DSGD çerçevesinde modellemenin birkaç farklı yolu vardır. Bunlardan biri ÇK modelleridir. Bu modellerde her dönem birden fazla ve farklı kuşaklardan bireyler mevcut olduğu için para pozitif bir değere sahiptir. ÇK ekonomilerinde para kuşaklar arası kaynak aktarım aracı olarak talep görür. Ekonomideki bu işlevi dolayısı ile, herhangi bir reel getirisi olmasa dahi bireyler tarafından paraya belli bir değer atfedilir. Bu nedenle ekonomi dengedeysen, bireylerin ellerinde tuttukları toplam para miktarı pozitifdir.

Diğer alternatif ise TB çerçevesi içinde kalarak, ekonomiye parayı dahil etmektir. Bunun için kullanılan bir yöntem, paranın elde tutulmasının doğrudan bir fayda yarattığını varsayarak, eldeki para miktarını fayda fonksiyonuna entegre etmektir (Sidrauski, 1967). Bu yaklaşıma “fayda fonksiyonunda para” (money-in-utility-MIU) adı verilmektedir. TB çerçevesi içinde parayı modellemenin diğer bir yolu da aktörlerin ticarete paranın kullanımına zorlanmasıdır. Bu modellerde ekonomik aktörler, ticaret için ellerinde para bulundurmamak zorundadırlar (bkz. örn. Clower, 1967; Lucas, 1980a; Lucas ve Stokey, 1987). Bu kısıta “Clower” veya nakit ödeme (“*cash-in-advance(CIA)*”) kısıtı adı verilmektedir.

Yukarıda verilen yöntemlerin yanında, ticaretteki değişimlerin doğasından yola çıkarak, ekonomide paranın mevcudiyetini açıklamaya yönelik birtakım farklı

yaklaşımlar da söz konusudur. Bu yaklaşımların en önemlisi “arayış” (*search*) modelleridir (bkz. Kiyotaki ve Wright, 1989, 1993; Ritter, 1995; Trejos ve Wright, 1993). Bu modellerde, ekonomik bireyler kendi ürettikleri malları tüketemezler. Dolayısı ile, tüketimlerini karşılamak için kendi ürettikleri mallarla diğer bireylerin ürettikleri malları takas etmek zorundadırlar. Her dönem ekonomik bireyler belli bir stokastik mekanizma vasıtasıyla buluşurlar ve eğer her iki bireyin tercihleri bir şekilde değişime uygun ise, yine belli bir mekanizmaya bağlı olarak değişim gerçekleşir. Söz konusu değişim mekanizmasına bağlı olarak paranın kullanımı bir gereksinim olarak ortaya çıkar.

Burada parasal modellere örnek olarak, bir önceki modelin uzantısı sayılabilecek olan Cooley ve Hansen (1989)’ın “*The inflation tax in a real business cycle model*” başlıklı çalışması ele alınacaktır. Cooley ve Hansen bu çalışmalarında aşağıdaki sorulara yanıt aramak amacıyla parasal bir model geliştirmiş ve analiz etmişlerdir:

- “Para ve para arzının artış şekli (kuralı) konjonktürel dalgalanmanın doğasını ve büyüklüğünü etkiler mi?
- Öngörülen enflasyon, makro ekonomik değişkenlerin uzun dönem değerlerini nasıl etkiler?
- Alternatif para arzı kurallarının toplum refahına maliyetleri nelerdir? (Cooley ve Hansen, 1989, s. 733)”

Model

Kullanılan model, Hansen (1985)’in modelinin bir versiyonudur. Para CIA kısıtı kullanılarak modele dahil edilmiştir. Hansen (1985)’in modelinde olduğu gibi, zaman $t = 1, 2, \dots$ şeklinde kesikli bir değişkendir ve bütün değerler kişi başına olarak alınmaktadır. Yine, ekonomide devlet yoktur ve dışa kapalıdır. Ekonomide aşağıdaki

fayda fonksiyonuna sahip birçok özdeş (identical) hanehalkı veya birey vardır:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log c_t + A \log \ell_t), \quad 0 < \beta < 1 \quad (1.12)$$

Yukarıdaki ifadede c_t , t dönemindeki tüketimi, ℓ_t ise t dönemindeki boş zamanı göstermektedir. Her dönem, her hanehalkı 1 birim zamana sahiptir. Hanehalkları sahip oldukları zamanın belli bir kısmını emek arzı olarak, mal üretimi için firmaya sunarlar.

Her hanehalkı t dönemine $t-1$ döneminden kalan m_{t-1} miktarında para ile girer ve buna ek olarak $(g_t - 1)M_{t-1}$ miktarı kadar bir transfer ödeneği alırlar. Burada M_t ekonomideki kişi başına para stoğu ve g_t para stoğunun büyüme oranıdır. M_t aşağıdaki dinamik denkleme göre değişmektedir:

$$M_t = g_{t-1}M_{t-1} \quad (1.13)$$

Cooley ve Hansen (1989) iki farklı model model çözmüşlerdir. İlk modelde, para stoğunun büyüme oranı g_t sabit kabul edilmiştir. İkinci modelde ise para arzının aşağıdaki gibi arttığı varsayılmıştır:

$$\log(g_{t+1}) = \alpha \log(g_t) + \xi_{t+1} \quad (1.14)$$

(1.14) denkleminde ξ_t , $\log(\bar{g}) = E(\log(g_t))$ olmak üzere, $\log(\bar{g})(1 - \alpha)$ ortalama ve σ_ξ^2 varyansa sahip IID rassal değişkendir. Ekonomideki bütün bireyler t döneminin başında g_t 'nin ne olduğunu öğrenirler.

Ekonomide sadece tek bir mal üretilmektedir ve bu mal biriktirilemez. Diğer bir ifade ile, t zamanında üretilen mal t zamanında tüketilmelidir. Hanehalkları bu malı almak için para kullanmak zorundadırlar. Bu kısıt aşağıdaki gibi ifade edilir

(cash-in-advance):

$$p_t c_t \leq m_{t-1} + (g_t - 1)M_{t-1} \quad (1.15)$$

Yukarıdaki ifadede p_t , malın t dönemindeki fiyatıdır. Ekonomide sadece tek bir mal olduğu için, bu ayın zamanda fiyatlar genel düzeyine eşittir. Yazarlar çalışmalarında (1.15) kısıtının sadece eşitlik olarak sağlandığı durumu ele almışlardır. Bu kısıtın bağlayıcı (binding) olması için yeter şartın ise $g_t < \beta$ olduğunu not etmektedirler (bkz. Cooley ve Hansen (1989, s. 736, 2 nolu dipnot)).

Hanehalklarının emek arzı, daha önce verilen Hansen (1985) örneğinde olduğu gibi tanımlanmıştır. Emek bölünemez bir şekilde arz edilmektedir. Bir önceki modelde verilen (1.10) ifadesi kullanılarak, hanehalklarının dönemlik fayda fonksiyonu şu şekilde yazılır:

$$\begin{aligned} U(c_t h_t) &= \log c_t + \pi_t A \log(1 - h_0) + (1 - \pi_t) A \log(1) \\ &= \log c_t + h_t A (\log(1 - h_0)/h_0) \end{aligned} \quad (1.16)$$

(1.16) ifadesi $B = -A(\log(1 - h_0)/h_0)$ olacak şekilde yeniden yazılabilir:

$$U(c_t h_t) = \log c_t - B h_t \quad (1.17)$$

Temsili hanehalkı aşağıdaki kısıta göre tüketim (c_t), yatırım (x_t) ve elinde tutacağı para miktarını belirlemek zorundadır:

$$c_t + x_t + \frac{m_t}{p_t} \leq w_t h_t + r_t k_t + \frac{m_{t-1} + (g_t - 1)M_{t-1}}{p_t} \quad (1.18)$$

Bu ifadede w_t reel ücret, r_t faiz oranı ve k_t sermaye stoğudur. Sermaye stoğunun

dinamik denklemi ise aşağıdaki gibi verilmiştir:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + x_t, \quad 0 \leq \delta \leq 1 \quad (1.19)$$

Ekonomideki tek firma aşağıdaki üretim teknolojisine sahiptir:

$$Y_t = e^{z_t} K_t^\theta H_t^{1-\theta}, \quad 0 \leq \theta \leq 1 \quad (1.20)$$

Büyük harfler hanehalkının veri olarak aldığı kişi başına değişkenleri, hanehalkının seçim değişkenlerinden ayırt etmek amacıyla kullanılmıştır. (1.20) nolu üretim fonksiyonundaki z_t aşağıdaki dinamik denklem uyarınca değişen dışsal teknoloji şokunu göstermektedir:

$$z_{t+1} = \gamma z_t + \varepsilon_{t+1}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.21)$$

Bütün ekonomik birimlerin t döneminin başında z_t değerini bildikleri varsayılmaktadır.

Firma (1.20) üretim fonksiyonu ile karını ($Y_t - w_t H_t - r_t K_t$) maksimum yapmayı amaçlar. Bu maksimizasyon probleminin birinci sıra koşullarından elde edilecek ücret ve sermaye fonksiyonları şunlardır:

$$w(z_t, K_t, H_t) = (1 - \theta)e^{z_t} K_t^\theta H_t^{-\theta} \quad (1.22)$$

$$r(z_t, K_t, H_t) = \theta e^{z_t} K_t^{\theta-1} H_t^{1-\theta} \quad (1.23)$$

Hanehalkının problemine geçmeden önce $\hat{m}_t = m_t/M_t$ ve $\hat{p}_t = p_t/M_t$ olsun. Temsili hanehalkı her döneme kişi başına para stoğunun oranı kadar olan \hat{m} miktarındaki para ile ve k miktarındaki sermaye stoğu ile girer. Ayrıca, hanehalkı ekonominin

o andaki durumunu veren toplulaştırılmış \hat{p} , z , g ve K değişkenlerini veri olarak alır. Temsili hanehalkının hayat boyu faydasının maksimize edilmiş bugünkü değeri $V(z, g, \hat{m}, K, k) = V(z_t, g_t, \hat{m}_{t-1}, K_t, k_t)$ olsun. Hanehalkının optimizasyon problemi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$V(z, g, \hat{m}, K, k) = \max \{U(c, h) + \beta E[V(z', g', \hat{m}', K', k') | z, g, \hat{m}, K, k]\} \quad (1.24)$$

kısıtlar:

$$c + x + \frac{\hat{m}'}{\hat{p}'} = w(z, K, H)h + r(z, K, H)k + \frac{\hat{m} + g - 1}{\hat{p}g}, \quad c, x, \hat{m}' \geq 0 \quad (1.25)$$

$$c = \frac{\hat{m} + g - 1}{\hat{p}g} \quad (1.26)$$

$$z' = \gamma z + \varepsilon, \quad g' = g \quad (1. \text{ ekonomi için}) \quad (1.27)$$

$$\log(g') = \alpha \log(g) + \xi \quad (2. \text{ ekonomi için}) \quad (1.28)$$

$$K' = (1 - \delta)K + X \quad (1.29)$$

$$k' = (1 - \delta)k + x \quad (1.30)$$

Yukarıdaki optimizasyon probleminde k' gibi üslü ifadeler, ilgili değişkenin bir dönem sonraki değerleridir ve $0 \leq h \leq 1$. Ayrıca $X = X(z, g, K)$, $H = H(z, g, K)$ ve $\hat{p} = \hat{p}(z, g, K)$.

Cooley ve Hansen (1989)'ın tanımına göre, bu ekonomi için *durağan rekabetçi denge* (stationary competitive equilibrium) aşağıdaki değişkenlerden oluşur:

hanehalkının karar kuralları: $c(s), x(s), \hat{m}'(s), h(s), [s = (z, g, \hat{m}, K, k)]$,

politika karar kuralları: $X(S), H(S), [S = (z, g, K)]$,

fiyat fonksiyonu: $\hat{p}(S)$,

ve *değer fonksiyonu* (value function) $V(s)$, öyle ki:

(i) V , X , H ve \hat{p} fonksiyonları (1.24) fonksiyonunu sağlarlar.

(ii) $k = K$ ve $\hat{m} = 1$ iken, $x = X$, $h = H$ ve $\hat{m}' = 1$ dir.

(iii) $c(s)$ ve $x(s)$ fonksiyonları için $c(s) + x(s) = Y(S) \quad \forall s$.

Sonuçlar

Karşılaştırılabilir olması açısından, Cooley ve Hansen (1989) modeli Hansen (1985)'in kullandığı değerler ile kalibre etmişler ve nümerik çözümden elde ettikleri karar kurallarını kullanarak, simülasyon ile 115 gözlemlik yapay seriler elde etmişlerdir. Daha sonra, gözlemlenen gerçek veriye uyguladıkları gibi, yapay serilerin logaritmasını alarak HP filtresi uygulamışlardır. Aynı işlemi 50 kez tekrarlayarak örnek istatistiklerini elde etmişler ve gerçek veriler ile karşılaştırmışlardır.

Cooley ve Hansen (1989)'ın bulguları daha önce ortaya koydukları (bkz. bu çalışma, sayfa 36) sorular çerçevesinde aşağıdaki şekilde özetlenebilir:

- Para arzı sabit bir oranda artırıldığında, sonuçta yüksek enflasyon olsa dahi konjunktürel dalgalanmalara bir etkisi yoktur. Para arzı büyümesinin sabit olmadığı ((1.14) denklemindeki kurala göre arttığı) durumda, dalgalanmalar üzerinde küçük fakat önemli bir etkisi vardır.
- Beklenen enflasyonun reel değişkenlerin uzun dönem değerlerine önemli etkisi vardır.
- Modelde yüksek enflasyon düşük istihdam düzeyi ile birlikte gözlemlenmektedir.

4.3. Feldstein-Horioka Bilmecesi

Uluslararası makro ekonomi alanında yapılan ampirik arařtırmalar ulusal tasarruflar ve yatırımlar arasında çok yüksek bir korelasyon olduğunu göstermektedir. Feldstein-Horioka (F-H) bilmecesi adı verilen bu durum, uluslararası sermaye mobilitésinin çok düşük olması anlamına gelmektedir (Feldstein ve Horioka, 1980). Buna karşılık, yine ampirik arařtırmalardan elde edilen sonuçlar tam aksinin, yani uluslararası sermaye hareketliliğinin yüksek olduğunu göstermektedir. Baxter ve Crucini (1993) F-H bilmecesini tam sermaye hareketliliğinin bulunduğu bir uluslararası DSGD modeli yardımıyla açıklamaya çalışmışlardır.

Model

Baxter ve Crucini (1993), F-H bilmecesini açıklamak amacıyla bir yerli ve bir de yabancı olmak üzere iki ülkeden oluşan bir DSGD modeli kullanmışlardır. Bu dünya modelinde tek bir sektör ve ticarete konu olan tek bir mal vardır. Bu mal her iki ülkenin vatandaşları tarafından da, hem tüketim için hem de üretim sürecinde sermaye girdisi olarak kullanılmaktadır. Emek arzı esnektir ve ülkeler arasında emek mobilitesi yoktur. Sermaye ise her iki ülke arasında tam bir hareketliliğe sahiptir

Bu model dünyada, her iki ülkenin vatandaşları da aynı tercih parametrelerine sahip, özdeş fayda fonksiyonlarına sahiptir. Her iki ülkede de, ekonomik bireyler hem tüketimlerinde hem de kullandıkları boş vakitlerinden fayda sağlarlar. Yerli ülke vatandaşları aşağıdaki şekilde ifade edilen hayat boyu faydalarını maksimize etmeyi amaçlarlar:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\sigma} (C_t^\theta L_t^{1-\theta})^{1-\sigma} \quad (1.31)$$

Aynı şekilde, yabancı ülke vatandaşlarının maksimize etmeyi amaçladıkları hayat

boyu faydaları ise aşağıdaki gibidir:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\sigma} [(C_t^*)^\theta (L_t^*)^{1-\theta}]^{1-\sigma} \quad (1.32)$$

Yukarıdaki her iki fayda fonksiyonunda da C_t , t döneminde yapılan tüketimi L_t ise, t döneminde kullanılan boş zamanı göstermektedir. Bireylerin boş zamanları ve çalıştıkları zaman miktarı toplamı, sahip oldukları toplam zamandan fazla olmaz. Her iki ülke vatandaşlarının sahip oldukları zaman, toplamı 1 olacak şekilde normalleştirilirse, bu kısıt yerli ülke için

$$1 - L_t - N_t \geq 0, \quad (1.33)$$

ve yabancı ülke için

$$1 - L_t^* - N_t^* \geq 0 \quad (1.34)$$

olarak gösterilebilir. Yabancı ülke ile ilgili değişkenler, yukarıdaki gibi yıldız işareti kullanılarak gösterilmiştir. Eğer bir parametre iki ülke için de farklı ise, bu durumda yıldız işareti kullanılmıştır. Eğer bir parametre her iki ülke için de aynı ise yıldız işareti kullanılmamıştır. Bütün değişkenler kişi başına cinsindedir. Ayrıca analiz boyunca bütün konular, herhangi bir karışıklık söz konusu olmadığı sürece yerli ülke perspektifinden tartışılacaktır.

Her iki ülkede de firmalar, ölçeğe göre sabit getiriye sahip Cobb-Douglas tipi üretim teknolojisini kullanarak, tek bir mal üretirler. Üretim teknolojisi, yerli ülke için

$$Y_t = F_t(K_t, N_t) = A_t K_t^{1-\alpha} (X_t N_t)^\alpha \quad (1.35)$$

ve yabancı ülke için

$$Y_t^* = F_t^*(K_t^*, N_t^*) = A_t^*(K_t^*)^{1-\alpha}(X_t^*N_t^*)^\alpha \quad (1.36)$$

olarak tanımlanmıştır. Her iki üretim fonksiyonunda da Y_t , toplam çıktıyı K_t , o ülkedeki firmaların kullandığı sermaye stoğunu N_t , emek girdisini X_t , emek verimliliğini etkileyen teknolojik değişimleri A_t ise, toplam verimliliği etkileyen teknolojik değişimleri ifade etmektedir. X_t değişkeni γ_X gibi sabit bir oranda büyümektedir. Bu oran aynı zamanda ekonominin büyüme oranıdır. Her iki ülkenin vatandaşları da sermayelerini diğer ülkedeki firmalara kiralayabilirler.

Verimlilik şokları, durağan durumdan yüzde değişimler ($\hat{A} = \Delta A/A$) cinsinden aşağıdaki gibi bir Markov sürecini izlemektedirler:

$$\begin{bmatrix} \hat{A}_t \\ \hat{A}_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho & \nu \\ \nu & \rho \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{A}_{t-1} \\ \hat{A}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t^* \end{bmatrix} \quad (1.37)$$

Yukarıdaki Markov süreci için ayrıca

$$E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^*) = 0, \quad (1.38)$$

ve

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t^*)(\varepsilon_t \varepsilon_t^*)' = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \psi \\ \psi & \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix} \quad (1.39)$$

olarak verilmiştir.

Sermaye stoğu, evsahibi ülke için

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + \phi(I_t/K_t)K_t \quad (1.40)$$

ve yabancı ülke için

$$K_{t+1}^* = (1 - \delta)K_t^* + \phi(I_t^*/K_t^*)K_t^* \quad (1.41)$$

dinamik denklemlerine göre değişmektedir. Bu ifadelerdeki δ , sermayenin aşınma oranı ve I_t yatırımdır. Fonksiyon $(1/\phi')$ ise, sermaye stoğunu bir birim artırmak için vazgeçilmesi gereken çıktı miktarını ifade eden *Tobin'in q*'sudur. Durağan durum noktası civarında $\phi > 0$, $\phi' > 0$ ve $\phi'' < 0$ olacaktır.

Dünya nüfusunun π oranındaki kısmı yerli ülkede yaşamaktadır. Model dünya-daki kaynak kısıtı aşağıdaki gibi verilmiştir:

$$\pi(Y_t - C_t - I_t - G_t) + (1 - \pi)(Y_t^* - C_t^* - I_t^* - G_t^*) \geq 0 \quad (1.42)$$

Görüldüğü gibi her iki ülkede de bir kamu sektörü veya devlet mevcuttur ve bu kamu sektörünün harcamaları G_t ile gösterilmiştir. Her iki ülkedeki devletler üretilen ulusal çıktı üzerinden τ oranında bir vergi alırlar. Vergilerden elde edilen τY_t geliri, G_t miktarındaki mal alımları ve T_t miktarındaki transferler için kullanılır. Böylelikle, yerli devletin bütçe kısıtı

$$G_t + T_t = \tau Y_t \quad (1.43)$$

ve yabancı devletin bütçe kısıtı

$$G_t^* + T_t^* = \tau Y_t^* \quad (1.44)$$

olarak ifade edilir.

Kalibrasyon ve Modelin Çözümü

Baxter ve Crucini, oluşturdıkları DSGD modelinin kalibrasyon aşamasında daha önceki çalışmalarda kullanılan parametre değerlerinden faydalanmışlardır. Yazarların kullandıkları parametre değerleri Tablo 1.3'de verilmiştir. Değişkenlerin üzerindeki çizgiler durağan durum değerlerini ifade etmektedir. Baxter ve Crucini bu modeli, hem aynı büyüklükteki ülkeler, hem de farklı büyüklükteki ülkeler için çözmüşlerdir. Yazarlar, ülkelerin büyüklükleri arasındaki farkları ise belli parametre değerlerini değiştirerek modellemişlerdir. Tabloda verilmeyen parametreler olan ρ , ν , ve ψ değerleri çözülen modeldeki ülkelerin büyüklüklerine göre değişmektedir.

Tablo 1.3. Baxter ve Crucini (1993) tarafından kullanılan parametre değerleri

θ	β	δ	γ_X	\bar{G}	τ	σ	σ_ε^2
0.80	0.9875	0.025	1.004	$0.2\bar{Y}$	0.30	2	1

Baxter ve Crucini (1993) bu DSGD modelini Tablo 1.3'de verilen parametre değerlerini kullanarak nümerik olarak çözmüş ve simülasyon yöntemi ile zaman serileri elde etmişlerdir. Yazarlar nümerik çözüm tekniği olarak logaritmik doğrusal yaklaştırma metodunu kullanmışlardır (bu metod için bkz. King ve diğerleri, 2002)

Sonuçlar

Baxter ve Crucini (1993) yatırım ve tasarruf arasındaki korelasyonların pozitif olduğunu ve bu korelasyonun büyük ülkeler için daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu modelden elde edilen bulgular çıktı, yatırım ve cari denge arasında ampirik çalışmalardan elde edilen bulgular ile örtüşmektedir. Modelden elde edilen bulgulara göre, uluslararası sermaye hareketleri kısa dönemde cari dengeyi belirleyen önemli bir unsurdur. Bu bulgu da ampirik çalışmalar tarafından desteklenmektedir

Model çözümlerinden elde edilen önemli bir diğer bulgu ise, küçük açık ekonomilerde oluşan şokların dünya faizlerini etkilediğidir. Bu bulgu, küçük ekonomilerin

dünya faizlerini sabit bir veri olarak aldıkları, veya en azından bu faizlerin küçük ekonomideki şoklardan bağımsız oldukları şeklindeki geleneksel “küçük açık ekonomi” varsayımlarına ters düşmektedir.

Baxter ve Crucini (1993) tarafından oluşturulan DSGD modelinin başarılı öngörülerinin yanında, açıklayamadığı bir takım noktalar da mevcuttur. Öncelikle, modelden elde edilen sonuçlar iki ülkenin tüketimleri arasındaki korelasyonun 1'e çok yakın olduğu şeklindedir. Modelin bu öngörüsü gözlemlenen ekonomik verilerle gelişmektedir. Ayrıca bu DSGD modeli uluslararası verilerde gözlemlenen yatırım, emek ve çıktı serilerinin aynı yöndeki birlikte hareketlerini taklit etme konusunda başarısızdır.

5. DSGD BİLMECELERİ

Yukarıda verilen örneklerde de görüldüğü üzere, belli bir başarı sağlamalarına rağmen, DSGD modelleri sorunsuz olmaktan uzaktır. DSGD modellerinden elde edilen yapay zaman serileri gerçek makro ekonomik veride gözlemlenen bazı karakteristik özellikleri yansıtmamaktadır. Gerçek ekonomilerin DSGD modelleri tarafından açıklanamayan kantitatif özellikleri literatürde “*bilmece (puzzle)*” olarak adlandırılmaktadır.

DSGD modelleri gerçek ekonomik veri ile daha önce değinilen kalibrasyon veya tahmin yöntemleri kullanılarak test edildiğinde, sermaye varlık fiyatlandırma (örneğin bkz. Hansen ve Singleton, 1993; Mehra ve Prescott, 1985; Weil, 1989), reel konjonktür (örneğin bkz. Christiano ve Eichenbaum, 1992; Hall, 1999), para politikaları (örneğin bkz. Christiano ve Eichenbaum, 1995; Christiano ve diğerleri, 1997; King ve Watson, 1996) ve uluslararası iktisat (örneğin bkz. Backus ve diğerleri, 1992) gibi makro iktisadın birçok alanında gerçek veriyi yeterince taklit edemediği ortaya

çıkıştır. Bu durum iktisatçları bu bilmecelere çözüm arayışlarına yöneltmiştir. Grossman ve Shiller (1981) ve Hall (1988) gibi bazı iktisatçılar en azından bazı DSGD bilmecelerinin bu modellerde kullanılan fayda fonksiyonlarının yetersizliklerinden kaynaklandığını savunmaktadırlar. Bu iktisatçılara göre, bireylerin tercihlerinin daha gerçekçi modellenmesi DSGD modellerinin öngörülerinde ilerleme sağlayabilecektir.

İKİNCİ BÖLÜM

BELİRSİZLİK ALTINDA ZAMANLARARASI TERCİHLER

Ekonomik bireylerin tercihleri, DSGD model ekonomilerinin temel yapı taşı olarak görülebilir. Ekonominin işleyişi, bireylerin kararlarına, dolayısı ile karar mekanizmalarına bağlıdır. Bu nedenle, bireylerin fayda fonksiyonunun nasıl belirlendiği çok önemlidir. DSGD modellerinde, karar verici birimin, ki bu genellikle tüketicidir, karar sürecini etkileyen iki boyut sözkonusudur: **zaman** ve **risk**. Zaman boyutundaki tercihler *zamanlararası tercihler* (intertemporal preferences) veya *zamanlararası seçim* (intertemporal choice), risk veya belirsizlik boyutundaki tercihler ise *risk tercihleri* (risk preferences) veya *belirsizlik/risk altında seçim* (choice under uncertainty/risk) olarak adlandırılır.

Yeni bir müzik sisteminin bu ay veya gelecek ay alınması konusunda bir karar zamanlararası tercihlerle ilgili iken, A hisse senedi ile B hisse senedi arasındaki seçim risk tercihleri ile ilgilidir. Müzik sistemini bu ay almak yerine A veya B hisse senetlerinden birini almak, gelecek ay ise hisse senetlerini satarak müzik sistemi almak konusundaki seçim ise, hem zaman hem de risk unsurlarını içerir. Bu şekilde, hem zamanlararası tercihleri hem de risk tercihlerini içeren seçimler *belirsizlik altında zamanlararası tercihler* olarak adlandırılır.

Tercihler ve fayda analizleri için, gerek makro iktisat, gerekse mikro iktisat literatüründe izlenen yol zaman ve risk boyutlarının ayrı ayrı ele alınmasıdır. Nitekim, her iki boyuttaki tercihleri modellemek amacıyla kullanılan hakim teoriler, diğer boyutu dışlayarak geliştirilmişlerdir. Zamanlararası tercihleri modellemek için kullanılan standart araç Samuelson (1937)'in *İndirgenmiş Fayda* (discounted utility)

teorisidir. İndirgenmiş fayda teorisi karar verme sürecindeki belirsizlikleri gözardı ederek sadece zaman boyutunu dikkate alır. Belirsizlik altındaki seçimleri modellemek için kullanılan *Beklenen Fayda* (Expected Utility) teorisi ise, karar verme sürecinde zaman boyutunu dışlamaktadır.

DSGD modellerinde hem zaman, hem de belirsizlik ögeleri birarada bulunduğu için her iki boyutun birlikte modellenmesi gerekmektedir. Geleneksel olarak DSGD literatüründe ekonomik birimlerin tercihleri, İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda modellerinin birlikte kullanımından oluşan, *Zamanlararası Beklenen Fayda* olarak adlandırılabilen fayda fonksiyonları kullanılarak modellenir. İndirgenmiş fayda ve Beklenen Fayda teorilerinin, bireylerin davranışlarını açıklama konusundaki geçerlilikleri tartışılır olmasına rağmen, matematiksel kolaylıkları ve basitlikleri nedeniyle, toplulaştırmalar ve dolayısı ile makro ekonomik analizler için çok elverişli modellerdir. İndirgenmiş fayda ve Beklenen Fayda teorilerinin bugüne değin DSGD literatüründeki yaygın kullanımları, bu teorilerin mevcut bilgi ve teknoloji birikimi ile iktisatçılara matematiksel olarak en kullanışlı modelleri sunuyor olmaları ile açıklanabilir.

İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda teorilerinin geçerlilikleri, mikro iktisatta ampirik ve deneysel araştırmaların sonuçları, makro iktisatta ise modellerin açıklayamadıkları bilmece (puzzles) nedeniyle tartışılmaya başlanmıştır. Bu tartışmalar, her iki teorinin de yetersizliklerini ortaya çıkarmıştır. Hakim paradigmayı oluşturan İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda teorilerinin en güçlü yanları olan matematiksel kolaylık ve basitlikleri de, bilgisayar teknolojisinin ve nümerik analiz tekniklerinin gelişmesiyle birlikte bir avantaj olmaktan çıkmıştır. Bu iki önemli gelişmenin sonucu olarak, İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda teorilerine alternatif modeller geliştirilmiştir.

Alternatif fayda teorileri arasında döngüsel fayda fonksiyonları, DSGD modelleri açısından en gelecek vaad eden yaklaşım olarak görülmektedir. Döngüsel fayda fonksiyonları DSGD modellemesinde hakim teorilerin izin vermediği bir esneklik sunmaktadır.

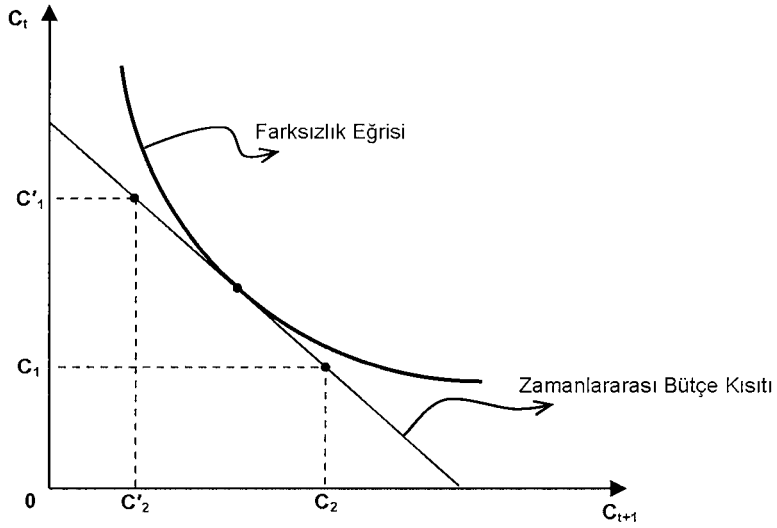
Bu bölümde öncelikle İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda modelleri tanıtılacak ve bu iki modelin birlikte kullanımından oluşan Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu incelenecektir. Bu bölümde ayrıca bu modellerin yetersizliklerine de değinilecektir. Daha sonra ise DSGD modellerinde standart olarak kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonuna bir alternatif olarak Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından geliştirilen zamanlararası döngüsel fayda fonksiyonu incelenecektir.

1. ZAMANLARARASI TERCİHLER VE İNDİRGENMİŞ FAYDA MODELİ

Bir DSGD ekonomisinde rasyonel bireyin amacı hayat boyu faydasını maksimum yapmaktır. Bu amaç doğrultusunda hayatının her döneminde tüketim ve yatırım gibi belli kararlar verir. Her dönem verdiği kararlar, bireyin gelecek dönemlerdeki faydasını etkileyecektir. Dolayısı ile bireyin hayat boyu fayda fonksiyonunun yapısı bütün ekonomi için önemlidir.

Zamanlararası tercihleri açıklamak için verilen klasik iki dönemlik tüketim-tasarruf kararını ele alalım. Sabit bir servete sahip rasyonel birey, t (ve dolayısı ile $t + 1$) dönemindeki tüketim miktarına karar vermek durumundadır. Şekil 2.1'de görüldüğü gibi, t dönemindeki tüketim kararı $t + 1$ dönemindeki tüketimini etkileyecektir. Dikkat edilirse, burada iki dönemin tüketimleri arasında, iki mal arasında olduğu gibi bir ödünleşim (trade-off) söz konusudur. Tüketici zamanlararası bütçe kısıtına uygun olarak her iki dönemdeki toplam faydasını maksimum yapacak şekilde

karar verecektir. DSGD modellerinde, bu karar verme süreci ikiden daha fazla dönem için sözkonusudur.



Şekil 2.1. Zamanlararası Optimalite

Geleneksel olarak makro iktisatta belirsizliğin olmadığı bir ortamda zamanlararası tercihleri modellemek için *İndirgenmiş Fayda* (discounted utility) modeli kullanılmaktadır. İndirgenmiş fayda teorisi Paul Samuelson'ın 1937 yılındaki çalışmasına dayandırılır. İndirgenmiş fayda modelini önerirken Samuelson'ın amacı, ikiden fazla döneme uygulanabilecek bir zamanlararası seçim teorisi ortaya koymak olmuştur. Yazarın orijinal çalışmasında, İndirgenmiş Fayda fonksiyonunun formal olarak elde edilebileceği bir aksiyom (varsayımlar) sistemi geliştirilmemiştir. İlk olarak Koopmans (1960) İndirgenmiş Fayda fonksiyonunun kabul edilebilir belli aksiyomlardan hareketle elde edilebileceğini göstermiştir. Daha sonra Lancaster (1963), Koopmans ve diğerleri (1964) ve Fishburn ve Rubinstein (1982) gibi yazarlar İndirgenmiş Fayda fonksiyonunun elde edilebileceği çeşitli aksiyom sistemleri geliştirmişlerdir.

İndirgenmiş fayda modeli zamanlararası tercihleri, (c_t t dönemindeki tüketim

düzeyi olmak üzere, $(c_t, c_{t+1}, \dots, c_T)$ veya $\{c_t\}_t^T$ şeklinde ifade edilebilecek tüketim dizileri üzerinden tanımlar. Bu tüketim dizilerine *tüketim planı* veya *tüketim programı* adı verilir. Buradaki önemli bir nokta ise, tüketicinin bütün tüketim planını başlangıç döneminde belirlemesidir. Belirli varsayımlar altında, tüketicinin zamanlararası tercihleri (veya hayat boyu faydası)

$$U(c_t, c_{t+1}, \dots, c_T) \quad (2.1)$$

şeklinde bir zamanlararası fayda fonksiyonu ile ifade edilebilir. İndirgenmiş fayda modeli bu zamanlararası fayda fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlar:

$$U(c_t, \dots, c_T) = \sum_{k=0}^{T-k} D(k)u(c_{t+k}) \quad (2.2)$$

Bu ifadede $D(k)$, zamana indirgemek için kullanılan *indirgeme fonksiyonu* (discount function), $u(\cdot)$ ise konkav ve kesinlikle artan dönemlik fayda fonksiyonudur¹. İndirgeme fonksiyonu $D(k)$ gecikme değeri k arttıkça azalan bir fonksiyondur.

Makro iktisatta genellikle zamanlararası tercihler sonsuz tüketim dizileri üzerinden tanımlandığı için, (2.2) ifadesi (c_0, c_1, \dots) (veya $\{c_t\}_0^\infty$) gibi bir sonsuz tüketim programı için aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$U(c_0, c_1, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} D(t)u(c_t) \quad (2.3)$$

Tanım 2.1. “ \succ ” kesin tercihi, “ \sim ” ise kayıtsızlığı göstermek üzere “ \succeq ” ikili ilişkisi karar vericinin **tercih ilişkisi** olarak adlandırılır.

(c_0, c_1, \dots) ve (c'_0, c'_1, \dots) zamansal olarak tanımlanmış iki alternatif tüketim

¹Literatürde dönemlik fayda fonksiyonu $u(\cdot)$, *felicity function*, *instantaneous utility* veya *period utility* olarak adlandırılmaktadır.

programı olsun. İndirgenmiş fayda teorisine göre, \mathbf{B} gibi bir bütçe kümesine sahip rasyonel (faydasını maksimize eden) bir tüketici için,

$$(c_0, c_1, \dots) \succ (c'_0, c'_1, \dots)$$

ancak ve ancak

$$\max_{(c_0, c_1, \dots) \in \mathbf{B}} \sum_{t=0}^{\infty} D(t)u(c_t) > \max_{(c'_0, c'_1, \dots) \in \mathbf{B}} \sum_{t=0}^{\infty} D(t)u(c'_t) \quad (2.4)$$

Burada dönemlik fayda fonksiyonu $u(\cdot)$ 'nun zaman içinde durağan olduğu yani değişmediği varsayılmaktadır.

İndirgenmiş fayda modeli, indirmeye fonksiyonu hakkında spesifik varsayımlar yapmaktadır². İndirmeye fonksiyonu aşağıdaki spesifik forma sahiptir:

$$D(t) = \left[\frac{1}{1 + \rho} \right]^t = \beta^t, \quad \rho > 0 \quad (2.5)$$

Burada ρ , *indirmeye oranı* (discount rate) veya *zaman tercihleri* (time preferences), β ise *indirmeye faktörü* (discount factor) olarak adlandırılır³.

1.1. İndirgenmiş Fayda Modelinin Temel Varsayımları

Daha önce de ifade edildiği gibi, değişik yazarlar tarafından İndirgenmiş Fayda modelinin elde edilebileceği farklı aksiyomatik sistemler geliştirilmiştir. Burada, bir aksiyom sistemini seçerek formel olarak ifade etmek yerine, Frederick ve diğerleri

²İndirmeye konusundaki varsayımlar ayrı bir başlık altında ileride daha detaylı incelenecektir.

³Frederick ve diğerleri (2002) indirmeye ve zaman tercihleri arasında kavramsal farklılıklar olduğunu iddia ederek bu iki kavramı ayırmaktadırlar. Bununla birlikte literatürde böyle bir ayırım henüz kabul görmemiştir.

(2002) takip edilerek, İndirgenmiş Fayda modelinin bütün aksiyomatik sistemlerde ortak olan varsayımlarına değinilecektir. Bu varsayımlar, *yeni alternatiflerin entegrasyonu*, *toplamsal ayrılabilirlik*, *zamanın indirgenmesi* ve *zamansal tutarlılık* olarak sayılabilir.

1.1.1. Yeni Alternatiflerin Entegrasyonu

İndirgenmiş fayda modelinde tüketici, karşısına çıkan yeni alternatifleri mevcut tüketim planına dahil ederek değerlendirir (Frederick ve diğerleri, 2002). Bu varsayımı açıklamak için, (c_0, \dots, c_T) gibi bir tüketim planına sahip olan bir tüketiciyi ele alalım. Bu tüketiciye, bugün 500 Milyon TL den vazgeçmesi karşılığında, bir yıl sonra 1 Milyar TL önerildiğini düşünelim. Böyle bir durumda tüketici kendisine sunulan yeni alternatifi mevcut tüketim planından izole bir şekilde değerlendirmek yerine, mevcut tüketim planını da göz önünde bulundurarak değerlendirir. Yeni alternatifin gelecek dönemlerdeki toplam tüketimini nasıl değiştirebileceğini dikkate alan tüketici, (c'_0, \dots, c'_T) gibi yeni bir tüketim planı belirler. Eğer $U(c'_0, \dots, c'_T) > U(c_0, \dots, c_T)$ ise, tüketici yeni alternatifi kabul eder.

Konuya tüketicinin bütçe seti açısından bakıldığında, yeni alternatiflerin entegrasyonu daha iyi değerlendirilebilir. Yeni bir alternatifin tüketicinin zamanlararası bütçe kısıtını değiştireceği dikkate alınmırsa, rasyonel tüketicinin bu alternatifi kabul etmesi için gerek ve yeter şart,

$$\max_{(c'_0, \dots, c'_T) \in \mathbf{B}'} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c'_t) > \max_{(c_0, \dots, c_T) \in \mathbf{B}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (2.6)$$

olacaktır.

1.1.2. Toplamsal Ayrılabilirlik

Karar teorisi literatüründe *toplamsal ayrılabilirlik* (additive separability), *zamanasal toplanabilirlik* (time additivity) veya *zamanlararası ayrılabilirlik* (intertemporal separability) olarak geçen bu varsayıma göre, bütün dönemlerin toplam faydası veya tüketicinin hayat boyu faydası, her dönem elde edilen faydaların indirgenmiş toplamına eşittir. Daha formel olarak ifade etmek gerekirse, tüketicinin zamanlararası fayda fonksiyonu

$$U(c_t, \dots, c_T) = u(c_0) + \beta u(c_1) + \beta^2 u(c_2) + \dots + \beta^T u(c_T) \quad (2.7)$$

şeklinde yazılabiliyorsa, *toplamsal ayrılabilir*dir (Deaton, 1992, s. 4). Zamanlararası fayda fonksiyonunun toplamsal ayrılabilirlik özelliğine sahip olması için gerekli aksiyomlar Kahneman ve diğerleri (1997) tarafından geliştirilmiştir. Toplamsal ayrılabilirlik kardinal bir özelliktir ve sadece doğrusal transformasyonlarda muhafaza edilir (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 99).

Toplamsal ayrılabilirlik, Frederick ve diğerleri (2002, s. 357) tarafından “faydanın bağımsızlığı” ve “tüketimin bağımsızlığı” başlıkları ile verilen özelliklerin birlikte ima ettikleri bir varsayımdır. Toplamsal ayrılabilir bir zamanlararası fayda fonksiyonunda, tüketicinin herhangi bir t döneminde elde ettiği fayda, kendinden önceki veya sonraki hiçbir dönemin tüketimine bağlı değildir (Frederick ve diğerleri, 2002, s. 357). Böylelikle, t ve t' gibi iki dönem arasındaki marjinal ikame oranı, t'' gibi herhangi diğer bir dönemdeki tüketim düzeyinden bağımsız olacaktır (Deaton, 1992, s. 16).

Farklı dönemlerdeki tüketimler arasında tamamlayıcılık veya ikame ilişkileri, toplamsal ayrılabilirlik varsayımı altında mümkün değildir. Toplamsal ayrılabilirlik

varsayımı ayrıca, alışkanlık oluşumunu (habit formation) ve etkisi bir dönemden fazla süren tüketim formlarını da dışlamaktadır (Deaton, 1992, s. 16).

1.1.3. Zamanın İndirgenmesi

İndirgenmiş fayda modelinin en önemli varsayımlarından biri, zamanın indirgenmesidir⁴. Bu varsayımına göre, tüketiciler sabırsızdır (impatient) ve yarın tüketmek yerine bugün tüketmeyi tercih ederler. Diğer bir ifade tüketim geciktikçe daha az fayda atfederler, yani zamanı indirgerler. Bu indirgeme, (2.5) deki indirgeme fonksiyonu vasıtası ile gerçekleşir.

İndirgeme fonksiyonunun bütün tüketim formları için aynı olduğu varsayılr. Başka bir deyişle, örneğin tatil için farklı, yemek için farklı bir indirgeme fonksiyonu yoktur (Frederick ve diğerleri, 2002). Bir diğer varsayım ise, indirgeme fonksiyonunun bütün dönemler için aynı olmasıdır.

İndirgenmiş fayda modeli, indirgeme fonksiyonunun (2.5) ifadesindeki gibi olduğunu varsayar. Böylelikle, sonsuz tüketim dizileri üzerinden tanımlanmış zamanlararası fayda fonksiyonu

$$U(\{c\}_0^\infty) = \sum_{t=0}^{\infty} \left[\frac{1}{1+\rho} \right]^t u(c_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (2.8)$$

olarak ifade edilir. (2.8) fonksiyonunun sürekli zaman analizindeki karşılığı ise

$$U(\{c\}_0^\infty) = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t) \quad (2.9)$$

şeklinindedir. Bu nedenle, bu indirgeme fonksiyonuna *üssel indirgeme* (exponential

⁴Zamansal indirgemenin tarihsel ve psikolojik kökleri için bkz. Frederick ve diğerleri (2002).

discounting) adı verilir (Frederick ve diğeri, 2002, s. 355, dipnot 3). Üssel indirgeme fonksiyonu bütün dönemleri sabit bir oranda indirger (constant discounting). Kullanılan notasyonla ifade edilirse, *sabit indirgeme* $D(k)/D(k+i)$, $i \neq 0$ oranının k gecikmesinden bağımsız olması demektir.

Zamansal indirgeme konusunda son olarak, indirgeme oranı ρ ile marjinal fayda arasındaki bir ilişkiye değinmek yerinde olacaktır. Zamanlararası tercihlerin tanımlanmasında genellikle dönemlik fayda fonksiyonu $u(\cdot)$ konkav kabul edilir. Bu ise azalan marjinal fayda varsayımı demektir. Zamanın “indirgenmesi” için ise $\rho > 0$ olmalıdır. Bu iki özellik, yani azalan marjinal fayda ve pozitif indirgeme oranı zıt yönlü kuvvetlerdir. Azalan marjinal fayda tüketiciyi tüketimini zamana yayması için zorlarken, pozitif indirgeme oranı bir an önce tüketmeye zorlar.

1.1.4. Zamansal Tutarlılık

Zamansal tutarlılık (veya zamansal tutarsızlık) kavramı ilk olarak Strotz (1955-1956) tarafından incelenmiştir. Daha sonra Kydland ve Prescott (1977) ve Calvo (1978) tarafından makro ekonomik politika tasarımı açısından yeniden gündeme getirilmiştir. Burada sadece zamanlararası tercihler açısından ele alınacaktır.

İndirgenmiş fayda teorisi, tüketici tercihlerinin *zamansal tutarlı* (time consistent) olduklarını varsayar. Zamansal tutarlılık, Koopmans (1960)'ın durağanlık (stationarity) aksiyomuna denk gelmektedir. Zamansal tutarlılığı basit bir örnek yardımı ile açıklamak için, 10 ay sonra alacağı 100 Milyon TL'yi 11 ay sonra alacağı 110 Milyon TL'ye tercih eden bir tüketiciyi ele alalım. Eğer tüketici zamansal olarak tutarlı ise, hemen alacağı 100 Milyon TL'yi de 1 ay sonra alacağı 110 Milyon TL'ye tercih edecektir. Bunu formel olarak ifade etmek için, U^t başlangıç dönemi t olan bir zamanlararası fayda fonksiyonunu gösterebiliriz. (c_t, \dots, c_T) ve (c'_t, \dots, c'_T) ise, $c_t \neq c'_t$ olacak

şekilde tüketicinin t dönemindeki bilgiyi kullanarak, yine t döneminde belirlediği iki alternatif tüketim planı olsun. Bu tüketicinin tercihlerinin zamansal tutarlı olması için,

$$U^t = (c_t, \dots, c_T) > U^t = (c'_t, \dots, c'_T) \quad (2.10)$$

ancak ve ancak,

$$U^{t+1} = (c_{t+1}, \dots, c_T) > U^{t+1} = (c'_{t+1}, \dots, c'_T) \quad (2.11)$$

olmalıdır (Frederick ve diğerleri, 2002). Diğer bir ifade ile, tüketicinin tercihlerinin zamansal tutarlı olması için, daha önceden belirlediği tüketim planına bütün zaman ufku boyunca sadık kalması gerekir. Eğer t zamanında belirlediği optimal tüketim planını $t + i$, $i \neq 0$ zamanında değiştiriyorsa, zamansal tutarsızlık söz konusudur.

Zamansal tutarlılık özelliği, aslında sabit indirgeme varsayımının bir sonucudur. Strotz 1956 yılındaki çalışmasında, toplamsal ayrılabilir bir zamanlararası fayda fonksiyonunun zamansal tutarlı olabilmesi için indirgeme faktörünün üssel, yani aşağıdaki gibi olması gerektiğini göstermiştir:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-t} u(c_t) \quad (2.12)$$

Bunu görebilmek için, aşağıdaki zamanlararası fayda fonksiyonunu ele alalım:

$$U = \sum_{k=t}^T D(t - k) u(c_k) \quad (2.13)$$

Burada $D(t - k)$ genelleştirilmiş indirgeme fonksiyonudur. Zamansal tutarlılık için iki dönem arasındaki marjinal ikame oranı zamana (t) bağlı olmamalıdır (Deaton,

1992, s. 15). s ve s' ($s, s' > t$) gibi iki dönem arasındaki marjinal ikame oranı,

$$MRS_{s,s'} = \frac{D(s-t)u(c_s)}{D(s'-t)u(c_{s'})} \quad (2.14)$$

şeklinde yazılabilir. Bu oran ise, ancak $(1 + \rho)^{-t}$ için t 'ye bağlı değildir. Dolayısı ile, zamansal tutarlılık sabit indirgeme varsayımını gerektirmektedir.

1.2. İndirgenmiş Fayda Modelinin Yetersizlikleri

İndirgenmiş fayda modelini mikro ekonomik düzeyde test etmek amacıyla yapılan birçok ampirik çalışma, bireylerin zamanlararası tercihleri ile modelin varsayımlarının örtüşmediğini ortaya koymuştur. Elde edilen ampirik bulgulardan hareketle, bir yandan İndirgenmiş Fayda modeline çeşitli eleştiriler yapılmış, diğer yandan ise alternatif model arayışları başlamıştır.⁵

Daha önce 1.1.4 numaralı başlık altında ele alındığı gibi, İndirgenmiş Fayda modeline göre tüketici zamansal olarak tutarlı davranır. Bunun altında yatan varsayım ise sabit indirgemedir. Thaler (1981) İndirgenmiş Fayda modelinin varsaydığı gibi, bireylerin zamanı sabit bir oranda indirgemedikleri sonucuna varmıştır. Bu durum yazarın diğer birçok çalışmada atıfta bulunulan elma örneğinden hareketle açıklanabilir. İndirgenmiş fayda modeline göre, bugünkü bir elmayı yarınki iki elmaya tercih eden bir birey, 30 gün sonraki bir elmayı 31 gün sonraki iki elmaya tercih eder. Halbuki, ampirik çalışmalardan elde edilen sonuçlar bunun doğru olmadığı yönündedir (örneğin bkz. Benzion ve diğerleri (1989) ve Thaler (1981)). Diğer bir ifade ile, yapılan çalışmalardan elde edilen bulgular bugünkü bir elmayı yarınki iki

⁵İndirgenmiş fayda modelinin varsayımları ile çelişen ampirik bulgular Loewenstein ve Prelec (1992) ve daha sonra Frederick ve diğerleri (2002) tarafından listelenmiştir.

elmaya tercih eden bir bireyin, 31 gün sonraki iki elmayı 30 gün sonraki bir elmaya tercih ettiği yönündedir. Buradan, bireylerin zaman içindeki sabırsızlıklarının İndirgenmiş Fayda modelinin varsaydığı gibi sabit olmayıp, aksine gecikme zamanı arttıkça azalmakta olduğu sonucu çıkmaktadır. *Ortak fark etkisi (common difference effect)* olarak adlandırılan bu davranış zamansal tutarsızlığa neden olmaktadır (Loewenstein ve Prelec, 1992).

Değişik araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalarda, zamanla azalan indirgeme oranlarına denk düşen hiperbolik (hyperbolic) indirgeme fonksiyonunun (örneğin $D(t) = 1/(1 + \alpha t)^{\beta/\alpha}$), gözlemlenen gerçek verileri zaman içinde sabit indirgeme oranlarına denk düşen üssel indirgeme fonksiyonundan daha iyi temsil ettiği iddia edilmiştir (Frederick ve diğerleri, 2002)⁶. Hiperbolik indirgeme fonksiyonu, göreceli olarak kısa gecikmeler için yüksek oranda indirgeme, uzun gecikmeler için ise daha düşük oranda bir indirgeme öngörür. Gerçek verilere daha iyi uyduğu iddia edilse bile, hiperbolik indirgeme fonksiyonları modellerde zamansal tutarsızlığa yol açarlar.

Parasal miktarlar üzerinden yapılan ampirik çalışmalar, bireylerin zamanlararası tercihlerinde mutlak büyüklüklerin önemli olduğunu göstermiştir. Loewenstein ve Prelec (1992) tarafından *Mutlak büyüklük etkisi (absolute magnitude effect)* olarak ifade edilen bu davranışa göre, büyük miktardaki parasal miktarlar küçük miktardan daha az oranda indirgenmektedir. Örneğin, bugünkü 15 Milyon TL ile bir yıl sonraki 60 Milyon TL arasında kayıtsız kalan bir birey, aynı zamanda bugünkü 3 Milyar TL ile bir yıl sonraki 4 Milyar TL arasında da kayıtsız kalmaktadır. Bu ise sırasıyla %139 ve %29 indirgeme demektir (Thaler, 1981).

Ampirik çalışmalardan elde edilen başka bir bulgu da, bireylerin kazançları

⁶Hiperbolik indirgeme fonksiyonları ile ilgili literatür için bkz. Frederick ve diğerleri (2002). Ayrıca hiperbolik indirgeme konusunda ampirik bulguların iktisat metodolojisi açısından bir değerlendirmesi için bkz. Rubinstein (2003).

kayıplardan daha yüksek bir oranda indirgemeye tabi tuttuklarıdır (Loewenstein ve Prelec, 1992). Örneğin, birey bugünkü 100 Milyon TL kazanç ile bir ay sonraki 150 Milyon TL kazanç arasında kayıtsız kalırken, bugünkü 100 Milyon TL kayıp ile bir ay sonraki 130 Milyon TL kayıp arasında da kayıtsız kalmaktadır. İndirgenmiş fayda modeli ise, indirim açısından kazançlar ve kayıplar arasında bir fark gözetmemektedir. Loewenstein ve Prelec (1992) bu davranışı *Kazanç-kayıp asimetrisi (gain-loss asymmetry)* olarak adlandırmaktadır.

Yine ampirik çalışmalardan elde edilen bulgulara göre, bireylerin t döneminde yapacakları tüketimin $t + s$ ($s > 0$) gibi ileriki bir zamana geciktirilmesi karşılığında talep ettikleri ek tüketim miktarı (tazminat), $t + s$ döneminde yapacakları bir tüketimin t gibi daha erken bir döneme alınması karşılığında vazgeçmeye istekli oldukları tüketim miktarları aynı değildir (Loewenstein ve Prelec, 1992). Bireylerin bu davranışı Loewenstein ve Prelec (1992) tarafından *Gecikme-hızlanma asimetrisi (delay-speedup asymmetry)* olarak nitelenmektedir. Gecikme durumunda talep edilen tazminat miktarı, erkene alınma durumunda vazgeçmeyi göze aldığı tüketim miktarından ortalama olarak 2 ila 4 kat fazladır (Loewenstein, 1988). Bu durumu örneklendirmek gerekirse; normalde üç ay sonra teslim alacağı bir televizyonu bir ay sonra teslim almak için 100 Milyon TL fazladan ödemeye istekli bir tüketici, bir ay sonra alması planlanan televizyonun üç ay sonra teslim edilmesi karşılığında 250 Milyon TL tazminat istemektedir.

Ayrıca Loewenstein ve Prelec (1993, aktaran: Frederick ve diğerleri (2002)), ampirik çalışmalarında bireylerin giderek iyileşen tüketim planlarını, giderek kötüleşen tüketim planlarına tercih ettiklerini sonucunu elde etmişlerdir. Yazarlar aynı çalışmalarında, İndirgenmiş Fayda modelinin varsaydığı aksine, her dönem elde edilen faydanın ondan önceki ve sonraki dönemlerde ne kadar ve ne tüketildiğine bağlı olarak değiştiğini gözlemlemişlerdir (Frederick ve diğerleri, 2002).

2. BELİRSİZLİK ALTINDA DAVRANIŞ VE BEKLENEN FAYDA MODELİ

İktisatta, belirsizlik altında insan davranışını açıklayan hakim paradigma *Beklenen Fayda* (Expected Utility) teorisidir. Bireysel davranışları açıklamadaki geçerliliği tartışılır olmasına rağmen, Beklenen Fayda teorisi özellikle matematiksel kolaylığı ve basitliği nedeniyle toplulaştırmalar (aggregation) için oldukça elverişli bir modeldir (Shoemaker, 1982).

Daniel Bernoulli (1738) tarafından, St. Petersburg paradoksu olarak bilinen problemi çözmek amacıyla geliştirilen Beklenen Fayda teorisi, ölçülebilir bir fayda fonksiyonundan hareketle, belirsizlik halinde insan davranışlarını açıklamayı amaçlar. St. Petersburg paradoksu, “tura” gelene kadar madeni bir para ile “yazı-tura” atmaktan ibaret bir oyunun sonucunda ortaya çıkar. Oyundan kazanılacak ödül, tura gelene kadar madeni paranın kaç kez atıldığına bağlıdır. Tura gelene kadar para n kez atıldıysa, kazanılacak para 2^n olacaktır. Bu oyunda, her seferinde paranın tura gelme olasılığı $1/2$ olduğuna göre, n seferde tura gelme olasılığı $(1/2)^n$ olacaktır. Oyunun *beklenen parasal değeri* (expected monetary value) ise sonsuz olacaktır:

$$\sum_{n=1}^{\infty} (1/2)^n 2^n = \infty \quad (2.15)$$

Bununla birlikte gerçek hayatta hiç kimse, beklenen parasal değeri sonsuz olan bu oyunu oynamak için çok fazla para vermeyecektir.

Bu paradoksu açıklamak için Bernoulli, insanların beklenen parasal değer yerine beklenen faydalarını maksimize ettiklerini öne sürmüştür. Bernoulli'ye göre, bireyin servetten elde ettiği fayda, servetteki her birim artış ile doğrusal olarak değil, azalan bir şekilde artmaktadır. Bir başka ifade ile, *azalan marjinal fayda* kanunu geçerlidir ($u''(x) < 0$). Bu varsayımdan hareketle Bernoulli, logaritmik bir fayda fonksiyonu önermiştir⁷.

$$\sum_{n=1}^{\infty} (1/2)^n \ln 2^n < \infty. \quad (2.16)$$

Gerçekten de, (2.16) toplamının sonucu sonsuz değildir⁸.

Bernoulli (1738)'nin fayda fonksiyonu, sadece parasal değerler sözkonusu olduğunda kullanışlıdır. Ayrıca yazar ilgili çalışmasında, faydanın nasıl ölçüleceği konusuna herhangi bir açıklık getirmemiştir. Bu nedenler dolayısı ile Beklenen fayda teorisinin iktisat ve diğer alanlarda temel paradigma haline gelmesi, ancak John von Neumann ve Oskar Morgenstern (1947)'in katkılarıyla gerçekleşmiştir (Shoemaker, 1982).

⁷Bernoulli (1738)'nin önerdiği orijinal fayda fonksiyonu $b \log \frac{\alpha+x}{\alpha}$ şeklindedir.

⁸Bernoulli'nin azalan marjinal fayda varsayımı, bütün St. Petersburg tipi paradoksları açıklamaya yetmemektedir. Buna ek olarak, fayda fonksiyonunun üstten sınırlı (bounded above) olması gerekmektedir (Laffont, 1989, s. 8).

2.1. Beklenen Fayda ve von Neumann-Morgenstern Fayda Fonksiyonu

Beklenen Fayda teorisi, belirsizlik altında rasyonel karar verme sürecini “*piyango* (lottery, gamble)” olarak adlandırılan riskli alternatifler üzerinden tanımlanmış tercihler yardımı ile açıklar. Teorinin temel taşı olan *Beklenen Fayda Teoremi*’ni ilk olarak von Neumann ve Morgenstern (1947) ispatlamıştır (Laffont, 1989, s. 9). von Neumann ve Morgenstern (1947), Beklenen Fayda fonksiyonunun mevcudiyeti için gerekli aksiyomları geliştirerek, Bernoulli’nin beklenen fayda yaklaşımını formel bir teori haline getirmişlerdir. Daha sonra Herstein ve Milnor (1953), Savage (1954, aktaran: Laffont (1989), s. 15), Luce ve Raiffa (1957, aktaran: Gattig (2002), s. 130), Pratt ve diğerleri (1964) ve Fishburn (1970, aktaran: Gattig (2002), s. 130) tarafından Beklenen Fayda teoreminin elde edilebileceği alternatif aksiyom sistemleri geliştirilmiştir. Böylelikle Beklenen Fayda modelinin birçok alanda yaygın bir şekilde kullanımının yolu açılmıştır.

Beklenen Fayda Teoremi’ne geçmeden önce bazı tanımlar ve aksiyomlara ihtiyaç vardır.

Tanım 2.2. π_n, x_n ödülünün ortaya çıkma olasılığı olsun. Bir **basit piyango** L , $\pi_n \geq 0 \forall n$ ve $\sum_{n=1}^N \pi_n = 1$ olmak üzere, $L = (\pi_1, \dots, \pi_N; x_1, \dots, x_N)$ şeklinde tanımlanır.

Tanım 2.3. K tane basit piyango $L_k = (\pi_1^k, \dots, \pi_N^k; x_1^k, \dots, x_N^k)$ ve $\sum_{k=1}^K \alpha_k = 1$ olmak üzere, $\alpha_k > 0$ olasılıkları verilsin. α_k olasılığı ile L_k basit piyangosunu veren $(L_1, \dots, L_K; \alpha_1, \dots, \alpha_K)$ riskli alternatifine **bileşik piyango** (compound lottery) adı verilir.

Bütün bileşik piyangolar, basit piyangolara indirgenebilir ve bileşik piyangolar da en az basit piyangolar kadar tercih edilebilir. Beklenen Fayda modelinin bu

özelliği, daha sonra değinilecek “*zamanlamanın ilgisizliği* (irrelevance of timing)” sonucunu doğurmaktadır. Diğer bir ifade ile, karar verici, ödülü ve olasılığı aynı olduktan sonra, bir bileşik piyango ile bir basit piyango arasında kayıtsızdır. Gerçekte ise, bir basit piyangoya indirgenebilen bir bileşik piyanonun sonucu, basit piyangodan daha önce ortaya çıkar. Çünkü, bileşik piyangoda ödülü öğrenmek için birden fazla çekiliş yapılması gerekir. Bununla ilgili “*basit piyangolara indirgenebilme*” aksiyomu aşağıda (aksiyom 6) verilmiştir.

Yukarıda verilen tanımlardan yararlanarak, belirsizlik altında tüketici tercihlerinin temsil edilebileceği bir fayda fonksiyonunun mevcut olabilmesi için gerekli olan aksiyomlar yazılabilir. Aşağıda verilen Beklenen Fayda (veya von Neumann ve Morgenstern) aksiyomlarında kullanılan **tercih ilişkisi** sayfa 53’de Tanım 2.1 ile verilmiştir.

Aksiyom 1. [Tamlık (Completeness)] \succsim , basit piyango uzayı \mathcal{L} ’de tanımlı bir tercih ilişkisi olsun. Birbirinden farklı herhangi iki piyango L ve L' ($L, L' \in \mathcal{L}$) için, $L \succsim L'$ veya $L' \succsim L$ ilişkilerinden biri geçerlidir (Jehle ve Reny, 1998, s. 197).

Aksiyom 2. [Dönüştürülebilirlik (Reflexivity)] \succsim , basit piyango uzayı \mathcal{L} ’de tanımlı bir tercih ilişkisi olsun. Birbirinden farklı herhangi bir piyango L ($L \in \mathcal{L}$) için, $L \succsim L$ ilişkisi geçerlidir (Jehle ve Reny, 1998, s. 17).

Aksiyom 3. [Geçişlilik (Transitivity)] \succsim , basit piyango uzayı \mathcal{L} ’de tanımlı bir tercih ilişkisi olsun. Birbirinden farklı herhangi üç piyango L ve L' ($L, L' \in \mathcal{L}$) için, $L \succsim L'$ veya $L' \succsim L$ ilişkilerinden biri geçerlidir (Jehle ve Reny, 1998, s. 197).

Aksiyom 4. [Monotonluk (Monotonicity)] \succsim , basit piyango uzayı \mathcal{L} ’de tanımlı bir tercih ilişkisi, x_1 ve x_n herhangi iki ödül ve $\pi, \pi' \in [0, 1]$ herhangi iki olasılık olsun. Bütün π ve π' olasılıkları için,

$$(\pi \cdot x_1, (1 - \pi) \cdot x_n) \succsim (\pi' \cdot x_1, (1 - \pi') \cdot x_n)$$

ancak ve ancak $\pi \geq \pi'$ (Jehle ve Reny, 1998, s. 197).

Aksiyom 5. [Süreklilik (Continuity)] \succsim , basit piyango uzayı \mathcal{L} 'de tanımlı bir tercih ilişkisi olsun. Birbirlerinden farklı herhangi üç piyango $L, L', L'' \in \mathcal{L}$ için, eğer $\pi \in [0, 1] : \pi L + (1 - \pi)L' \succsim L'' \subset [0, 1]$

ve

$$\pi \in [0, 1] : L'' \succsim \pi L + (1 - \pi)L' \subset [0, 1]$$

kümeleri kapalı ise, tercih ilişkisi \succsim *süreklidir* (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 171).

Aksiyom 6. [Basit piyangolara indirgenebilme] Herhangi bir piyango L_c için $L = (\pi_1, \dots, \pi_N; x_1, \dots, x_N)$, L_c piyangosundan indirgenmiş bir basit piyango ise, $L = (\pi_1, \dots, \pi_N; x_1, \dots, x_N) \sim L_c$ olur (Jehle ve Reny, 1998, s. 199).

Aksiyom 7. [Bağımsızlık (Independence)] \succsim , basit piyango uzayı \mathcal{L} 'de tanımlı bir tercih ilişkisi olsun. Herhangi üç piyango $L, L', L'' \in \mathcal{L}$ ve olasılık $\pi \in (0, 1)$ için, aşağıdaki ilişki geçerli ise, tercih ilişkisi \succsim , *bağımsızlık* aksiyomunu sağlamaktadır (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 171):

$$L \succsim L'$$

ancak ve ancak

$$\pi L + (1 - \pi)L'' \succsim \pi L' + (1 - \pi)L''.$$

Yukarıda (1)-(7) ile verilen aksiyomlar Beklenen Fayda Teoremi için gerek ve yeter şartları oluştururlar. Beklenen Fayda Teoremi'ne göre, eğer bir bireyin piyangolar üzerinden tanımlanmış tercihleri süreklilik ve bağımsızlık aksiyomlarını sağlıyorsa, bu bireyin tercihleri Beklenen Fayda formuna sahip bir fayda fonksiyonu ile temsil edilebilir. Teoremi formel olarak yazmadan önce, beklenen fayda formunun tanımına ihtiyaç vardır.

Tanım 2.4. N tane piyango ödülüne $(u(x_1), \dots, u(x_N))$ şeklinde numaralar verilebiliyorsa, öyle ki, her basit piyango $L = (\pi_1, \dots, \pi_N; x_1, \dots, x_N) \in \mathcal{L}$ için

$$u(L) = \sum_{n=1}^N \pi_n u(x_n). \quad (2.17)$$

O halde, fayda fonksiyonu $u : \mathcal{L} \rightarrow \mathbb{R}$, bir *beklenen fayda formuna* sahiptir (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 173)⁹.

(2.17) ifadesindeki gibi bir beklenen fayda formuna sahip fayda fonksiyonları, **von Neumann-Morgenstern (VNM)** fayda fonksiyonu olarak adlandırılır (Jehle ve Reny, 1998, s. 200). VNM fayda fonksiyonu kardinaldir (cardinal) ve olasılıklar üzerinden doğrusaldır. Bu nedenle bir VNM fayda fonksiyonunun ima ettiği sıralama sadece artan doğrusal transformasyonlarda korunabilir (Laffont, 1989, s. 9).

Teorem 2.1. [Beklenen Fayda Teoremi] *Piyango uzayı \mathcal{L} 'de tanımlı bir rasyonel tercih ilişkisi \succsim , (1) ve (6) aksiyomlarını sağlıyor olsun. O halde, $L = (\pi_1, \dots, \pi_N; x_1, \dots, x_N)$ ve $L' = (\pi'_1, \dots, \pi'_N; x_1, \dots, x_N)$ gibi iki piyango için aşağıdaki ilişki geçerlidir (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 176):*

$$L \succsim L' \text{ ancak ve ancak } \sum_{n=1}^N \pi_n u(x_n) \geq \sum_{n=1}^N \pi'_n u(x_n). \quad (2.18)$$

İspat. bkz. Mas-Colell ve diğerleri (1995, s. 176-178) □

Bir başka ifadeyle, Beklenen Fayda Teoremi, rasyonel bireyin tercihlerinin süreklilik ve bağımsızlık aksiyomlarını sağladığı durumda, herhangi iki piyangonun beklenen faydaları arasındaki ilişki piyangoların tercih sırasını yansıtacak şekilde, piyango

⁹Ayrıca, bir fayda fonksiyonunun beklenen fayda formuna sahip olabilmesi için, fayda fonksiyonunun doğrusal olmasının gerek ve yeter şart olduğu gösterilebilir (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 173).

sonuçlarına reel sayılar atanabileceğini söylemektedir. Bu ise, tercih sıralamasını kullanmak yerine fayda sıralamasının kullanılmasına, dolayısı ile belirsizlik altında karar vermede matematiksel analizin kullanılmasına olanak sağlar.

Bernoulli (1738)'nin beklenen fayda düşüncesinden hareketle VNM dışında başka fayda fonksiyonları da geliştirilmiştir. Shoemaker (1982), bu varyasyonları (1) faydanın ölçülme şekline, (2) kullanılan olasılık fonksiyonuna ve (3) ödüllerin tanımlanma şekline göre sınıflandırmıştır. Bununla birlikte, finans, yönetim bilimleri ve diğer birçok dalda olduğu gibi, makro iktisatta da sadece VNM fayda fonksiyonları kullanım alanı bulmuştur.

2.2. Riskten Kaçınma

Rikten kaçınma (risk aversion), bireyin (veya karar verici birimin) riske karşı yaklaşımı ile ilgili bir kavramdır. En basit şekliyle riskten kaçınma, karşılaştırılabilir getirilere sahip seçimlerle karşılaştığında bireyin daha az riskli alternatifi tercih etmesidir. Formel olarak riskten kaçınma aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

Tanım 2.5. $u(\cdot)$ bireyin negatif olmayan servet düzeyleri w_n ile tanımlanmış piyangolar için VNM fayda fonksiyonu olsun. \mathcal{L} 'de tanımlanmış basit piyango $L = (\pi_1, \dots, \pi_N; w_1, \dots, w_N)$ için, aşağıdaki tanımlar geçerlidir:

1. $u(E(L)) > u(L) \Rightarrow$ **riskten kaçınan (risk averse) birey**
2. $u(E(L)) = u(L) \Rightarrow$ **riske kayıtsız (risk neutral) birey**
3. $u(E(L)) < u(L) \Rightarrow$ **risk seven (risk loving) birey**

Riskten kaçınma, *risk primi* (risk premium) ile doğrudan ilgili bir kavramdır.

Risk primi ise, bir kararın (veya bu karar sonucunda elde edilecek ödülün) beklenen değeri ile bu kararın *belirlilik eşiti* (certainty equivalent) arasındaki fark olarak tanımlanır:

Tanım 2.6. Servet üzerinden tanımlı herhangi bir basit piyango L 'nin *belirlilik eşiti*, $u(L) \equiv u(BE)$ olan BE miktarındaki servettir. *Risk primi* ise, $u(L) \equiv u(E(L) - P)$ ilişkisindeki P miktarındaki servettir. Buradan, $P \equiv E(L) - BE$ yazılabilir (Jehle ve Reny, 1998, s. 209).

Riskten kaçınma, VNM fayda fonksiyonunun konkavlığı (içbükeyliği) ile ilgilidir. Fonksiyon kesin konkav (strictly concave) ise birey riskten kaçınan, doğrusal ise riske kayıtsız, kesin konveks (strictly convex) ise risk severdir.

2.2.1. Mutlak Riskten Kaçınma

Birçok durumda bireyin riskten kaçınan olduğunu bilmek yetmez. Çoğu durumda, riske karşı nasıl veya ne kadar duyarlı olduğunun bir ölçüsüne ihtiyaç duyulmaktadır. Arrow (1970, aktaran: Jehle ve Reny (1998)) ve Pratt (1964), VNM fayda fonksiyonu ile kullanılacak ve servete bağlı bir riskten kaçınma ölçüsü önermişlerdir.

$u(\cdot)$ servet üzerinden tanımlanmış, türevi alınabilir, sürekli bir VNM fayda fonksiyonu ise, *Arrow-Pratt mutlak riskten kaçınma ölçüsü*,

$$R_a(w) \equiv \frac{-u''(w)}{u'(w)} \quad (2.19)$$

olacaktır. Bu ifadede $u'(\cdot)$ ve $u''(\cdot)$, sırasıyla fayda fonksiyonunun birinci ve ikinci türevleridir. $R_a(w)$ değerinin işareti, bireyin risk karşısındaki tutumunu göstermektedir:

$R_a(w) > 0$: riskten kaçınan

$R_a(w) = 0$: riske kayıtsız

$R_a(w) < 0$: risk seven

Arrow-Pratt mutlak riskten kaçınma katsayısı $R_a(w)$, lokal bir ölçüdür. Bu nedenle, riskten kaçınmanın derecesi servet düzeyine bağlı olarak değişebilir veya sabit kalabilir. Buna göre riskten kaçınma davranışı **azalan mutlak riskten kaçınma (DARA)**, **artan mutlak riskten kaçınma (IARA)** ve **sabit mutlak riskten kaçınma (CARA)** şeklinde sınıflandırılmaktadır (Lengwiler, 2004, s. 87). Servet düzeyi arttıkça $R_a(w)$ azalıyorsa azalan mutlak riskten kaçınma; artıyorsa artan mutlak riskten kaçınma; sabit kalıyorsa sabit mutlak riskten kaçınmadan söz edilir.

2.2.2. Göreceli Riskten Kaçınma

Arrow ve Pratt, orijinal çalışmalarında riskten kaçınma ölçüsünü bir stok değişkeni servet üzerinden tanımlamışlardır. Bu nedenle “Arrow-Pratt mutlak riskten kaçınma ölçüsü” olarak adlandırılmaktadır. Vickrey (1945) ise, fayda fonksiyonunu bir akım değişkeni olan gelir üzerinden tanımlamıştır. Gelir servetin bir oranı olarak ifade edilirse, gelir üzerinden hesaplanacak ölçüye “göreceli riskten kaçınma ölçüsü” adı verilir. Diğer bir ifade ile göreceli riskten kaçınma ölçüsü, servetteki oransal artışlarla ilgilidir. Arrow-Pratt **göreceli riskten kaçınma ölçüsü**,

$$R(w) \equiv w \frac{-u''(w)}{u'(w)} \quad (2.20)$$

şeklinde ifade edilir (Mas-Colell ve diğerleri, 1995, s. 194). Servet düzeyi arttıkça $R_a(w)$ azalıyorsa **azalan göreceli riskten kaçınma (DRRA)**; artıyorsa **artan göreceli riskten kaçınma (IRRA)**; sabit kalıyorsa **sabit göreceli riskten kaçınma (CRRA)** söz konusudur (Lengwiler, 2004, s. 88).

2.3. Yaygın Olarak Kullanılan Bazı Fonksiyonel Formlar

Makro iktisat literatüründe kullanılan iki tip temel fayda fonksiyonu vardır. Bunlar *sabit göreceli riskten kaçınma* (constant relative risk aversion, **CRRA**) ve *sabit mutlak riskten kaçınma* (constant absolute risk aversion, **CARA**) fayda fonksiyonlarıdır. Bu iki tip fonksiyon, bazı parametrelerin aldıkları değerlere bağlı olarak farklı şekiller alabilmektedir. DSGD modellerinde CRRA tipi fayda fonksiyonlarının kullanımı artık standart hale gelmiştir. Lengwiler (2004, s. 97)'e göre bunun bir nedeni, CRRA fonksiyonlarının CARA tipi fonksiyonlara nazaran ampirik bulgular tarafından daha fazla desteklenmeleridir¹⁰. Diğer bir neden ise CRRA tipi fayda fonksiyonlarının getirdiği matematiksel kolaylıklardır.

2.3.1. CRRA Fayda Fonksiyonu

Sabit göreceli riskten kaçınma (Constant relative risk aversion-CRRA) fayda fonksiyonu, DSGD literatüründeki dominant fonksiyonel formdur¹¹.

CRRA fayda fonksiyonu homotetiklik (homotheticity) özelliğine sahiptir¹². Homotetik fayda fonksiyonlarında marjinal ikame oranı orijinden çıkan herhangi açıdaki bir doğru üzerindeki bütün noktalarda sabittir. Bu ise analizlerde oldukça kolaylık sağlayan bir özelliktir. Homotetik bir fayda fonksiyonuna sahip bireyin optimal mal bileşimi, bireyin servet seviyesine değil, malların göreceli fiyatlarına bağlıdır.

¹⁰Daha sonra değinileceği gibi bu görüş tartışmaya açıktır.

¹¹CRRA fayda fonksiyonları literatürde, "CES utility", "isoelastic utility" ve "power utility" olarak da adlandırılmaktadır.

¹²Bir fayda fonksiyonunun homotetik olabilmesi için, CRRA olması gerek ve yeter şarttır. Bu önermenin ispatı için bkz. Lengwiler (2004, s. 97-98).

CRRA fonksiyonel formu aşağıdaki şekilde yazılır:

$$u(w) = \begin{cases} \frac{w^{1-\gamma}-1}{1-\gamma} & \gamma \neq 1 \\ \ln(w) & \gamma = 1 \end{cases} \quad (2.21)$$

CRRA fayda fonksiyonu, $\gamma = 1$ iken, DARA ve CRRA özelliklerine sahiptir. Bu durum aşağıdaki şekilde kolayca görülebilir.

$$u(w) = \ln(w)$$

$$u'(w) = \frac{du(w)}{dw} = \frac{1}{w} \quad \text{ve} \quad u''(w) = \frac{d^2u(w)}{dw^2} = -\frac{1}{w^2}$$

olacağından mutlak riskten kaçınma katsayısı (ARA),

$$R_a(w) = \frac{-1/w^2}{1/w} = \frac{1}{w}$$

olacaktır. Buradan da,

$$\frac{dR_a(w)}{dw} = \frac{-1}{w^2} < 0$$

elde edilir ki, buradan logaritmik fayda fonksiyonunun DARA özelliğine sahip olduğu sonucu çıkar. Aynı şekilde, (2.20) formülü ile logaritmik fayda fonksiyonu için göreceli riskten kaçınma (RRA) katsayısını hesaplırsak:

$$R(w) = w \frac{-1/w^2}{1/w} = 1$$

elde edilir ki, bu da

$$\frac{dR(w)}{dw} = 0$$

olacağından, bu durum logaritmik fayda fonksiyonunun CRRA özelliğine sahip olduğunu göstermektedir.

Benzer şekilde, $\gamma \neq 1$ iken de CRRA fayda fonksiyonunun DARA ve CRRA olduğu gösterilebilir.

$$u(w) = \frac{w^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma}$$

$$u'(w) = w^{-\gamma} \quad \text{ve}$$

$$u''(w) = -\gamma w^{-\gamma-1}$$

ARA katsayısı,

$$R_a(w) = \frac{-\gamma w^{-\gamma-1}}{w^{-\gamma}} = \frac{\gamma}{w}$$

olacaktır. Bunun da türevi alındığında,

$$\frac{dR_a(w)}{dw} = -\frac{\gamma}{w^2} < 0$$

$\gamma \neq 1$ (ve $\gamma > 0$) iken CRRA fayda fonksiyonunun DARA özelliği gösterdiği görülür.

Ayrıca,

$$R(w) = w \cdot \frac{-\gamma w^{-\gamma-1}}{w^{-\gamma}} = \frac{\gamma}{w} = \gamma$$

ve

$$\frac{dR(w)}{dw} = 0$$

olacağından, CRRA fayda fonksiyonunun $\gamma \neq 1$ iken, gerçekten de CRRA özelliğine sahip olduğu görülmektedir.

2.3.2. CARA Fayda Fonksiyonu

CARA tipi fayda fonksiyonları “*üssel (exponential) fayda fonksiyonları*” olarak da adlandırılmaktadır ve aşağıdaki genel forma sahiptirler:

$$u(w) = \frac{e^{-aw}}{a} \quad (2.22)$$

mutlak riskten kaçınma katsayısı: a

zamanlararası ikame esnekliği: $\frac{1}{ac}$

Genellikle CRRA tipi foksionlar CARA tipi fonksiyonlara göre, riskten kaçınmayı daha iyi açıkladığı düşünülmesine karşın, matematiksel olarak CARA tipi fonksiyonlar daha kullanışlı olabilmektedir.

2.4. Beklenen Fayda Teorisinin Yetersizlikleri

İktisatta risk tercihlerinin modellenmesinde kullanılan hakim teori olmasına rağmen, Beklenen Fayda teorisinin sorunsuz olduğunu söylemek mümkün değildir.

Teoriye ilişkin ilk önemli eleştiri 1988 yılında iktisat alanında Nobel Ödülü alan Allais (1953) tarafından getirilmiştir. Daha sonra birçok araştırmacı ampirik çalışmalarla Beklenen Fayda aksiyomlarının sistematik bir şekilde ihlal edildiğini ortaya koymuşlardır¹³.

Allais (1953) rasyonel birey olarak nitelendirilebilmesi için olasılıklar ve beklenen değer teorisi hakkında eğitilen 100 kadar denek ile yaptığı çalışmada, bireylerin Beklenen Fayda teorisinin öngördüğü şekilde davranmadıklarını göstermiştir.¹⁴ “*Allais Paradoksu*” olarak bilinen ampirik sonuçlar, bireylerin piyangoların beklenen sonuçlarını ve bu sonuçlara ilişkin olasılıkları ağırlıklandırdıklarını ortaya koymaktadır (Machina, 1982). Bu sonuç Beklenen Fayda teorisinin bağımsızlık varsayımının ihlali anlamına gelmektedir.

Allais Paradoksu uzun süre sadece uç bir örnek olduğu öne sürülerek gözardı edilmiştir. Bununla birlikte Kahneman ve Tversky (1979) Beklenen Fayda aksiyomlarının Allais Paradoksunda olduğundan daha makul piyango alternatifleri için de ihlal edildiklerini göstermiştir. Sözü edilen ihlallerin ayrıntılarının bu çalışmanın kapsamı dışında kalması nedeniyle sadece bir örnek ile yetinilecektir. Literatürde “*ortak oran etkisi*” (common ratio effect) olarak adlandırılan davranışı ele alalım. Beklenen Fayda teorisine göre (100 Milyon TL, $P=0.45$) ve (150 Milyon TL, $P=0.3$) gibi iki alternatif arasında kayıtsız kalan bir karar verici, (100 Milyon TL, $P=0.9$) ve (150 Milyon TL, $P=0.6$) alternatifleri arasında da kayıtsız kalacaktır.¹⁵ Halbuki, ampirik çalışmalar bireylerin genellikle (100 Milyon TL, $P=0.9$) alternatifini (150 Milyon TL, $P=0.6$) alternatifine tercih ettikleri gözlemlenmiştir (Prelec ve Loewenstein, 1991).

¹³Beklenen Fayda aksiyomlarının sistematik ihlalleri konusundaki temel referanslar Kahneman ve Tversky (1979), Machina (1982, 1987) ve Shoemaker (1982) olarak sayılabilir. Ayrıca Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda aksiyomlarının ihlal edildiği durumların karşılaştırmalı bir özeti için bkz. Prelec ve Loewenstein (1991).

¹⁴Allais Paradoksunun değişik örnekleri için bkz. Conlisk (1989)

¹⁵Parantez içerisinde verilen riskli alternatiflerde, ilk argüman elde edilecek ödülü, ikinci argüman ise ödülün elde edilme olasılığını göstermektedir.

Burada Beklenen Fayda modelinin riskten kaçınma konusundaki öngörülerine getirilen eleştirilerden özellikle bahsetmek gerekir. Rabin (2000a), Beklenen Fayda fonksiyonunun riskten kaçınma davranışını modellemede başarısız olduğunu iddia etmiştir (ayrıca bkz. Rabin, 2000b; Rabin ve Thaler, 2001). Rabin'e göre, herhangi bir konkav Beklenen Fayda fonksiyonunda, ortalama büyüklükteki ödüller için çok küçük bir riskten kaçınma katsayısı bile, büyük ödüller için aşırı büyük bir riskten kaçınma katsayısını beraberinde getirmektedir. Rabin'in önerdiği ve Beklenen Fayda yaklaşımı ile örtüşmediğini öne sürdüğü kavram ise "*kayıptan kaçınma* (loss aversion)" dır¹⁶.

3. ZAMANLARARASI BEKLENEN FAYDA

Dinamik stokastik genel denge modellerinde bireyler hem farklı zamanlardaki seçimlerle hem de belirsizlik içeren seçimlerle aynı anda karşı karşıya kalırlar. Bu nedenle geleneksel olarak DSGD modellerinde hem riskli hem de zamanlararası seçimleri modellemek için İndirgenmiş Fayda ve Beklenen Fayda modelleri birlikte kullanılmaktadır (Deaton, 1992, s. 18). Ortaya çıkan bu yeni tip fayda fonksiyonunu ifade etmek için *Zamanlararası Beklenen Fayda (ZBF)* ismi kullanılacaktır.

Sonsuza giden tüketim planları üzerinden ZBF fonksiyonunu tanımlamak için, c_{ts} t döneminde π_s olasılığı ile ortaya çıkacak $s \in \mathbf{S}$ durumundaki tüketim seviyesi

¹⁶Bu konudaki literatür ve Rabin'in iddiasının eleştirisi için bkz. Cox ve Sadiraj (2002).

olarak tanımlansın. Böylece tüketicinin hayat boyu beklenen faydası,

$$U(c_0, c_1, \dots) = u(c_0) + \beta \sum_{s=1}^S u(c_{1s}) + \beta^2 \sum_{s=1}^S u(c_{2s}) + \dots \quad (2.23)$$

$$= u(c_0) + \beta E[u(c_1)] + \beta^2 E[u(c_2)] + \dots \quad (2.24)$$

$$= E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) | I_0 \right] \quad \text{veya} \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (2.25)$$

şeklinde yazılabilir. (2.25) fonksiyonunda hem İndirgenmiş Fayda hem de Beklenen Fayda modellerinin bütün varsayımları geçerlidir. Dolayısı ile Zamanlararası Beklenen Fayda Fonksiyonu zamansal olarak tutarlıdır.¹⁷ DSGD modellerinde yukarıda tanımlanan fayda fonksiyonundaki dönemlik fayda fonksiyonunun $u(\cdot)$, konkav ve homotetik olduğu varsayımı kullanılır. Bu ise, daha önce değinilen CRRA fonksiyonel formunu gerektirmektedir.

(2.25) ile ifade edilen ZBF fonksiyonu bireyin tercihlerine önemli yapısal sınırlamalar getirmektedir. Bu fonksiyon hem İndirgenmiş Fayda hem de Beklenen Fayda fonksiyonlarının yetersizliklerini taşımaktadır. Bunlara ek olarak, özellikle DSGD modelleri açısından önemli olan iki kısıta daha sahiptir. İlk olarak, Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Faydanın bir arada bulunmasının getirdiği çifte toplamsallık, birbirlerinden farklı davranışları ifade eden zamanlararası ikame enekliliği ve riskten kaçınma katsayılarını birbirlerinin tersi olacak şekilde ilişkilendirmektedir. İkinci olarak, (2.25) gibi bir fayda fonksiyonuna sahip bir birey belirsizliğin ne zaman sona ereceği konusunda kayıtsızdır. Son olarak, ZBF fonksiyonu ikinci dereceden riskten kaçınma (second order risk aversion) özelliği gösterir, ki bunun yetersizliklerine 2.4.'de değinilmiştir.

¹⁷Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonunda zamansal tutatlılık için gerek ve yeter şartlar için bkz. Johnsen ve Donaldson (1985).

3.1. Zamanlararası İkame ve Riskten Kaçınma

Zamanlararası ikame (intertemporal substitution), tüketim seviyesinin zaman içerisindeki değişimine karşı bireyin gösterdiği reaksiyon ile ilgili bir kavramdır. *Riskten kaçınma* ise, bireyin belli bir dönem için olasılıkları bilinen durumlara göre değişen tüketim seviyesine karşı gösterdiği tutum ile ilişkilidir. Dolayısı ile zamanlararası ikame ve riskten kaçınma birbirlerinden farklı kavramlardır (Epstein, 1992). Bununla birlikte, ZBF fonksiyonu zamanlararası ikame esnekliği (ZİE) katsayısı ile riskten kaçınma (RK) katsayısını birbirlerinin tersi olacak şekilde ilişkilendirmektedir.

Zamanlararası ikame esnekliği, bireyin tüketimini dönemler arasında kaydırma konusundaki istekliliğini ölçen bir katsayıdır. t ve t' gibi iki dönem arasındaki zamanlararası ikame esnekliği aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\sigma = \left[\frac{c_t/c_{t'}}{-u'[c_t]/u'[c_{t'}]} \cdot \frac{d\{u'[c_t]/u'[c_{t'}]\}}{d[c_t/c_{t'}]} \right]^{-1} \quad (2.26)$$

(2.25) ile verilen ZBF fonksiyonunu aşağıdaki gibi yeniden yazıldığı takdirde, birincisi beklenen faydanın elde edilmesi için durumlar üzerinden, ikincisi ise zaman üzerinden olmak üzere iki kez toplam alındığı görülecektir:

$$U(c_0, c_1, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s=1}^S \beta^t u(c_{ts}) \quad (2.27)$$

Deaton (1992, s. 19) bu durumu *çifte toplamsallık* (double additivity) olarak adlandırmaktadır. ZBF fonksiyonunun zamanlararası toplamsallık ve beklenen faydan kaynaklanan çifte toplamsallık özelliği zamanlararası ikame derecesi ile riskten kaçınma derecesinin ters bir ilişki ile birbirlerine bağlı olmasına neden olmaktadır.

Zamanlararası ikamenin derecesi, *zamanlararası ikame esnekliği* (ZİE) katsayısı ile ölçülmektedir. Zamanlararası ikame esnekliği, bireyin tüketimini dönemler arasında kaydırma konusundaki istekliliğini ölçen bir katsayıdır. t ve t' gibi iki dönem arasındaki zamanlararası ikame esnekliği aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\sigma = \left[\frac{c_t/c_{t'}}{-u'[c_t]/u'[c_{t'}]} \cdot \frac{d\{u'[c_t]/u'[c_{t'}]\}}{d[c_t/c_{t'}]} \right]^{-1} \quad (2.28)$$

Bu ifadede $u'(\cdot)$ dönemlik fayda fonksiyonunun birinci türevini ifade etmektedir. t' döneminin t dönemine yaklaştığı durumda,

$$\lim_{(t'-t) \rightarrow 0} \sigma = \frac{-u'(c)}{c \cdot u''(c)} \quad (2.29)$$

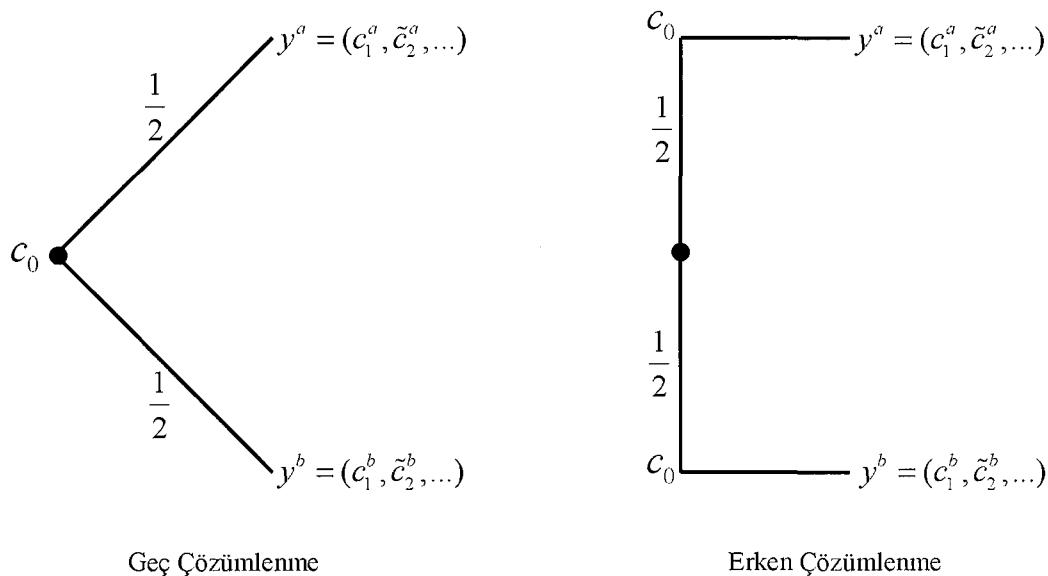
elde edilir ki, bu ifade (2.20) denklemindeki riskten kaçınma katsayısının tersidir (Barro ve Sala-i-Martin, 1995, s. 64).

ZBF fonksiyonunun varsaydığı bu ilişki, riskten kaçınma derecesi artarken zamanlararası ikamenin azalacağını öngörmektedir. Böylelikle, ZBF fonksiyonu ZİE ve riskten kaçınma parametrelerin birbirlerinden bağımsız belirlenmelerine olanak vermemektedir. Bazı yazarlar zamanlararası ikame ile riskten kaçınmanın birbirleri ile ilişkili olduğunu iddia etmektedirler (bkz. Deaton (1992, s. 20)). Fakat ZİE ve riskten kaçınma parametreleri arasındaki bağ ortadan kaldırılmadan bu iddianın geçerliliğinin ampirik olarak test edilmesi mümkün değildir (Epstein, 1992, s. 14).

3.2. Zamanlamanın İlgisizliği

Gelecekle ilgili bir belirsizliğin erken veya geç çözümlenmesine “*belirsizliğin çözümlenme zamanlaması* (*the timing of the resolution of uncertainty*)” veya “*zamanlamanın çözümlenme* (*temporal resolution*)” adı verilmektedir. Bu kavram basitçe şu

şekilde açıklanabilir. Sözleşme ile çalışan bir işçinin gelecek yıl sözleşmesinin yenilenip yenilenmeyeceği konusunda, olasılıkları bilinen bir belirsizliğin söz konusu olduğu varsayalım. İşçi için sözü edilen bu belirsizliğin bu yıl içerisinde çözümlenmesi ile gelecek yılın başında çözümlenmesi önemli olacaktır. Sözleşmenin yenilenip yenilenmeyeceğinin bu yıl içerisinde (örneğin ilk altı ay içerisinde) belli olması “belirsizliğin *erken* çözümlenmesi,” gelecek yılın ilk ayında belli olması ise “belirsizliğin *geç* çözümlenmesi” olarak değerlendirilir. Buradaki “erken” ve “geç” nitelendirmeleri iki alternatifin birbirlerine göre erken ve geç olmasını ifade etmekte, belirli bir zaman aralığını belirtmemektedir.

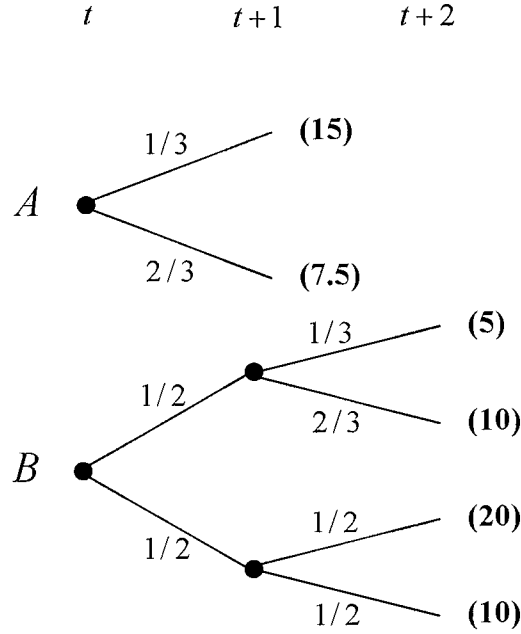


Şekil 2.2. Zamansal Çözümleme

Epstein (1992, s. 24).

Belirsizliğin geç ve erken çözümlenmesi Şekil 2.2 ile basitçe ifade edilmeye çalışılmıştır. Şekildeki c_0 içinde bulunulan dönemin tüketimini, y ise gelecekteki tüketim planını ifade etmektedir. Tüketici $1/2$ olasılıkla y^a veya y^b tüketim planları ile karşılaşacaktır. Geç çözümlenme durumunda, tüketici gelecek tüketim düzeyini sonraki dönemlerde öğrenebilecektir. Erken çözümlenme durumunda ise gelecekteki tüketim seviyesini içinde bulunduğu dönemde öğrenebilecektir.

Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu belirsizliğin erken veya geç çözümlenmesi konusunda bir ayırım yapmamaktadır (Kreps ve Porteus, 1978). Diğer bir ifade ile, tüketici belirsizliğin erken veya geç çözümlenmesi konusunda kayıtsızdır. Bu durum “belirsizliğin çözümlenme zamanlamasının ilgisizliği” ve kısaca “zamanlamamanın ilgisizliği” adı verilecektir.



Şekil 2.3. Basit Piyangolara İndirgenebilme

Zamanlamamanın ilgisizliği, Beklenen Fayda Teorisinin “basit piyangolara indirgenebilme” varsayımının (Aksiyom 6) doğrudan bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Bunu görebilmek için, rasyonel bir bireyin Şekil 2.3 ile verilen A ve B gibi iki piyango arasında tercih yapmak zorunda olduğu varsayalım. A ve B piyangolarının beklenen değerleri eşittir. Bununla birlikte, A piyangosunun ödülü $t + 1$ döneminde belli olurken, B piyangosunun ödülü $t + 2$ döneminde belli olacaktır. Beklenen Fayda aksiyomlarından basit piyangolara indirgenebilme varsayımına göre, B piyangosu A piyangosu tarafından tam olarak temsil edilebilir. Buna göre beklenen faydasını maksimize etmeyi amaçlayan bir birey A ve B arasında kayıtsız kalacaktır. Diğer

bir ifade ile, ödüllere ilgili belirsizliğin ne zaman çözüleceğinin karar sürecine hiç bir etkisi söz konusu değildir. Dolayısı ile Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu zamanlamanın ilgisizliği özelliğine sahiptir.

Machina (1984)'ya göre, Beklenen Fayda modelinin varsaydığı aksine tüketici tercihlerinin belirlenmesinde, belirsizliğin ortadan kalkma zamanı önemlidir. Çünkü, belirsizliğin erken ortadan kalkması planlamayı etkinleştirecektir. Nitekim, yapılan deneysel çalışmalar da belirsizliğin çözümlenme zamanının önemli olduğunu göstermektedir (örneğin bkz. Hey ve Paradiso (1999)).

Belirsizliğin geç çözümlenmesinin erken çözümlenmesine tercih edildiği durumlar da düşünülebilir. Tüketicinin geç çözümlenmeyi tercih etmesi, gelecek tüketimini şimdiden bilmek istememesi demektir. Böyle bir tercih ise, kötü haber dolayısı ile ortaya çıkacak negatif faydanın, güzel haber ile ortaya çıkacak pozitif faydadan daha büyük olması şeklinde açıklanabilir.

4. ALTERNATİF BİR YAKLAŞIM: EPSTEİN-ZİN DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONU

Zamanlararası Beklenen Fayda modeli iktisat literatüründe tercihlerin modellenmesinde hakim paradigma olarak benimsenmesine rağmen sorunsuz olmaktan uzaktır. Daha önce 1.2. ve 2.4. başlıkları altında ele alınan Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda modellerinin yetersizlikleri ve kısıtlayıcı varsayımları, bu iki modelin birleşiminden oluşan Zamanlararası Beklenen Fayda modeli için de geçerlidir.

Beklenen Fayda, İndirgenmiş Fayda ve dolayısı ile Zamanlararası Beklenen Fayda modellerinin yetersizlikleri iki ana grupta özetlenebilir. Birinci grupta deneysel çalışmalardan elde edilen bulgular vardır. Laboratuvar ortamında gerçekleştirilen

deneysel çalışmalardan elde edilen sonuçlar bireylerin tercihlerini Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda modellerine göre oluşturmadıklarını ortaya koymaktadır. Diğer bir ifade ile, bireylerin gözlemlenen davranışları Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda modellerinin çeşitli aksiyomlarını ihlal etmektedir. Ayrıca, bazı paradoksların bu modellerle açıklanamaması da bu gruba dahil edilebilir. Örneğin Beklenen Fayda modeli Allais Paradoksu ve çeşitleri gibi paradoksal davranışları açıklamakta yetersiz kalmaktadır. İkinci grupta ise Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonunu kullanan makro ekonomik modellerin gözlemlenen ekonomik verileri taklit etmekteki zorlukları yer almaktadır.

Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda modellerinin bahsi geçen yetersizlikleri iktisatçıları alternatif model arayışlarına yöneltmiştir. Bu alternatif arayışlarının ortak hareket noktaları, Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda modellerinin deneysel çalışmalar ile gözlemlenen yetersizlikleridir. Beklenen Fayda modeline alternatif arayışlarının ortaya çıkardığı çalışmalar “*non-expected*” fayda teorileri olarak adlandırılmakta ve genellikle Beklenen Fayda Teorisinin bağımsızlık aksiyomunun başka bir aksiyom ile değiştirilmesi veya daha az kısıtlayıcı hale getirilmesi şeklinde gelişmiştir. Örneğin Chew (1983) bağımsızlık aksiyomunu “ara değer (betweenness)” aksiyomu ile değiştirmiştir.¹⁸ Bu doğrultudaki başlıca çalışmalar Chew (1983), Dekel (1986), Kahneman ve Tversky (1979), Gül (1991), Yaari (1987) ve Quiggin (1982) olarak sayılabilir.¹⁹ Aynı şekilde, İndirgenmiş Fayda Teorisinin yetersizliklerini aşmak amacıyla alternatif arayışlarına da gidilmiştir. İndirgenmiş Fayda teorisine getirilen temel eleştiri zamanın indirgenme biçimi olmuştur. Bu konudaki

¹⁸Chew (1983) tarafından “*betweenness*” olarak adlandırılan aksiyom, analizdeki *ara değer teoremi* (*intermediate value theorem*) ile yakından ilgilidir. Bu nedenle ve “*betweenness*” kelimesini tam olarak karşılayacak bir Türkçe kelime bulunamadığı için “*ara değer*” aksiyomu olarak çevrilmiştir.

¹⁹Beklenen Fayda alternatiflerinin ayrıntılı özeti için bkz. Starmer (2000), Machina (1982) ve Machina (1989).

en önemli alternatif teori Hiperbolik İndirgeme (Hyperbolic Discounting) Modeli olmuştur (Laibson, 1997; Loewenstein ve Prelec, 1992).²⁰

Yukarıda bahsi geçen alternatif teorilerin hareket noktaları Beklenen Fayda ve İndirgenmiş Fayda modellerinin deneysel çalışmalardaki başarısızlıkları olması nedeni ile hiçbiri özel olarak DSGD modellerine yönelik geliştirilmemiştir. Beklenen Fayda alternatifleri statik olarak sadece bireyin riskli durumlar üzerindeki tercihlerini modellemeye çalışırken, İndirgenmiş Fayda alternatifleri risk unsurunu içermemektedirler. Buna karşılık, DSGD modelleri ekonomik bireylerin hem zaman içerisindeki hem de riskli alternatifler arasındaki tercihlerinin tanımlanmasını gerektirmektedir. Dolayısı ile bu alternatif fayda modellerinin DSGD modellerinde kullanılması mümkün olmamıştır.

Epstein ve Zin (1989, 1991) sözü edilen “atemporal” Beklenen Fayda alternatiflerini çok dönemli (multiperiod) boyuta taşıyarak, bireylerin hem zaman içerisindeki tercihlerini, hem de riskli alternatifler arasındaki tercihlerini birleştiren ve Zamanlararası Beklenen Fayda modeline alternatif bir fayda fonksiyonu geliştirmişlerdir. Bu fayda fonksiyonu Chew (1983) ve Dekel (1986) tarafından ortaya atılan modelin döngüsel bir yapı ile çok dönemli hale getirilmiş bir versiyonu olarak da değerlendirilebilir.

4.1. Epstein-Zin Fayda Formülasyonu

Epstein ve Zin (1989, 1991) ve Weil (1990), Beklenen Fayda Fonksiyonun yetersizlikleri ve kısıtlarından hareketle, kesikli zaman ortamında ZBF fayda fonksiyonuna alternatif oluşturacak döngüsel zamanlararası fayda fonksiyonları üzerinde

²⁰İndirgenmiş Fayda modeli alternatiflerinin özeti için bkz. Frederick ve diğerleri (2002).

çalışmışlardır. Epstein ve Zin (1989, 1991), Beklenen Fayda Aksiyomları'ndan basit piyangolara indirgenebilme (Aksiyom 6) ve bağımsızlık (Aksiyom 7) aksiyomlarını değiştirmişler ve daha önce Kreps ve Porteus (1978) tarafından formüle edilen “zamanlararası tüketim piyangoları (*intertemporal consumption lotteries*)” üzerinden tanımlanan döngüsel (recursive) bir fayda fonksiyonu geliştirmişlerdir. Yazarlar, Kreps ve Porteus (1978) tarafından sonlu tüketim dizileri için geliştirilen yaklaşımı sonsuz zaman boyutuna genelleştirerek, DSGD modellerinde kullanılabilecek hale getirmişlerdir.

Epstein ve Zin (bundan sonra **EZ**) tipi fayda fonksiyonu sonsuza giden riskli tüketim dizileri üzerinden tanımlanmıştır. Zamanın kesikli değişken olduğu bir ortamda temsili bir bireyin sonsuza dek yaşadığı ve tek bir mal tükettiği varsayalım. Temsili bireyin herhangi bir t dönemindeki tüketimi c_t , t döneminde tüketici tarafından bilinmesine rağmen, $t + i$ ($i = 1, 2, \dots$) dönemi için tüketim seviyesi c_{t+i} ise belirsizdir. Bu temsili bireyin hayat boyu fayda fonksiyonu Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından

$$U_t = W(c_t, \mu[\tilde{U}_t|I]) \quad (2.30)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Bu ifadede $W(c, z)$, Koopmans (1960) tarafından tanımlanan *toplulaştırma* fonksiyonudur (aggregator). Toplulaştırma fonksiyonunun işlevi t dönemindeki tüketim düzeyi ile gelecekteki faydayı birleştirerek t dönemindeki faydayı belirlemektir. Genel olarak $V(c, z) = W(c, \mu(V[z]))$ olarak ifade edilebilen fonksiyonlara “*döngüsel fonksiyon*” adı verilir (Epstein ve Zin, 1989; Koopmans, 1960). Dolayısı ile EZ fayda fonksiyonu da bir döngüsel fonksiyondur. (2.30) ifadesindeki $\mu[\tilde{U}_t|I]$ ise, gelecek dönem faydalarının (\tilde{U}_t) belirlilik eşitini ifade eden *belirlilik eşiti* (*certainty equivalence*) fonksiyonudur ve t planlama dönemindeki bilgiyi ifade eden I_t 'ye bağlı olarak belirlenmektedir. t döneminde bütün hayat boyu

tüketimini planlayan temsili bireyin $t + 1$ ve daha sonraki dönemlerde tüketimden elde edeceği fayda rassaldır.

Toplulaştırma fonksiyonu $W(c, z)$, farklı fonksiyonel formlarda belirlenebilmektedir. Epstein ve Zin (1989), toplulaştırma fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlamışlardır:

$$W(c, z) = [c^\rho + \beta z^\rho]^{1/\rho}, \quad 0 \neq \rho < 1, \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.31)$$

Yukarıdaki fonksiyonel formda indirgeme faktörü $\beta = \frac{1}{1+\delta}$, $\delta > 0$ ve $c, z \geq 0$ olarak verilmiştir. Yazarlar 1991 yılındaki çalışmalarında ise, toplulaştırma fonksiyonunu

$$W(c, z) = \begin{cases} [(1 - \beta)c^\rho + \beta z^\rho]^{1/\rho} & 0 \neq \rho < 1 \\ (1 - \beta) \log(c) + \beta \log(z) & \rho = 0 \end{cases} \quad (2.32)$$

şeklinde tanımlamışlardır.

Belirlilik eşiti fonksiyonu $\mu(\cdot)$ ise Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

$$\mu[\tilde{x}] = [E(\tilde{x}^\alpha)]^{1/\alpha}, \quad 0 \neq \alpha < 1 \quad (2.33)$$

ve

$$\log(\mu) = E(\log(\tilde{x})), \quad \alpha = 0 \quad (2.34)$$

Yukarıdaki her iki ifadede de $E(\cdot)$ beklenen değer operatörüdür. Bu notasyon artık standart hale geldiği için, bundan sonra parantezler düşürülerek Ex olarak kullanılacaktır.

Belirlilik eşiti fonksiyonu (2.33) ve $0 \neq \rho < 1$ için toplulaştırma fonksiyonu (2.32), (2.30) ifadesinde verilen fayda fonksiyonunda yerine konulduğunda, EZ tipi fayda fonksiyonu

$$U_t = \left[(1 - \beta)c_t^\rho + \beta(E_t \tilde{U}_t^\alpha)^{\rho/\alpha} \right]^{1/\rho}, \quad \alpha \neq 0, \quad \rho \neq 0 \quad (2.35)$$

olarak elde edilir. Bu fayda fonksiyonunda α sabit göreceli riskten kaçınma katsayısıdır. α parametresinin değeri azaldıkça riskten kaçınmanın derecesi artmaktadır (Epstein ve Zin, 1989). Yukarıda (2.35) ile verilen EZ fayda fonksiyonunun sürekli zaman formülasyonu Svensson (1989) ve Duffie ve Epstein (1992) tarafından geliştirilmiştir.

(2.35) ile verilen EZ fonksiyonu Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonunu bir alt sınıf olarak içermektedir. $\alpha = \rho$ olduğunda Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu elde edilir:

$$U_t = \left[(1 - \beta)E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \tilde{c}_{t+j}^\alpha \right]^{1/\alpha} \quad (2.36)$$

4.2. Epstein-Zin Fayda Fonksiyonunun Özellikleri

EZ fayda fonksiyonu Beklenen Fayda Fonksiyonunu bir alt sınıfı olarak içermesine rağmen Beklenen Fayda Teorisi üzerine inşaa edilmemiştir. Bu özelliğinden dolayı literatürde aynı zamanda “*non-expected utility*” olarak da adlandırılmaktadır. Beklenen Fayda Teorisine bağlı olmaması nedeniyle, EZ fayda fonksiyonu Beklenen Fayda Teorisinin daha önce değinilen yetersizliklerini taşımamaktadır. Örneğin Allais Paradoksu ve bu paradoksun çeşitli versiyonları EZ tipi fayda fonksiyonu için geçerli değildir (Epstein ve Zin, 1990, s. 388).

Beklenen fayda prensibine dayanmayan EZ fayda fonksiyonunu üç önemli özelliği ile ZBF fonksiyonundan ayrılmaktadır. Bu özellikler, EZ fonksiyonunun döngüsel yapısı, zamanlararası ikame ve riskten kaçınma parametrelerini birbirinden ayırması ve belirsizliğin çözümlenme zamanlamasının tercihleri etkilemesi olarak özetlenebilir.

Görüldüğü üzere (2.30) ile verilen EZ tipi fayda fonksiyonu zamansal ayrılabilir bir fonksiyon değildir. Diğer bir ifade ile t dönemindeki tüketimden elde edilecek fayda, sadece t dönemindeki tüketime bağlı değil, aynı zamanda $t + 1$ ve döngüsel olarak $t + i$ ($i = 1, 2, \dots$) dönemlerindeki tüketimlerden elde edilecek faydaya da bağlıdır.

EZ fonksiyonunun en önemli özelliklerinden biri, Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonunda mevcut olan zamanlararası ikame ve riskten kaçınma arasındaki ilişkiyi ortadan kaldırmasıdır. Diğer bir ifade ile, EZ fayda fonksiyonunda zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma, iki farklı parametre ile birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmektedir.

Zamanlararası ikame esnekliği (ZİE) γ ile gösterilecek olursa, (2.35) fonksiyonunda

$$\gamma = \frac{1}{1 - \rho} \quad (2.37)$$

olarak ifade edilir. Dolayısı ile, (2.35) fonksiyonundaki ρ , zamanlararası ikame esnekliğini belirleyen parametre olmaktadır (Epstein ve Zin, 1989). (2.35) ifadesindeki α ise göreceli riskten kaçınma parametresidir. α parametresinin aldığı değer azaldıkça, riskten kaçınmanın derecesi artmaktadır (Epstein ve Zin, 1989, 1991).

Rassal bir gelire dayanan tüketim kararlarında bireyler genellikle belirsizliğin erken çözümlenmesini geç çözümlenmesine tercih etmektedirler (Kreps ve Porteus,

1979; Machina, 1984). ZBF fonksiyonunun varsaydığının aksine (başlık 3.2.), EZ fayda fonksiyonunda erken çözümlenme ile geç çözümlenme ayırt edilmiştir. EZ fayda fonksiyonunda belirsizliğin çözümlenmesinin zamanlaması, toplulaştırma fonksiyonunun yapısı ile belirlenmektedir. Eğer toplulaştırma fonksiyonu $W(c, \cdot)$, ikinci argümanında konkav ise geç çözümlenme, konveks ise erken çözümlenme tercih edilecektir (Epstein, 1992). $W(c, \cdot)$ fonksiyonu ikinci argümanında ZBF fonksiyonunda olduğu gibi doğrusal ise, belirsizliğin çözümlenmesinin zamanlaması tercihleri etkilemeyecektir.

EZ fayda fonksiyonunda bireyin belirsizliğin erken veya geç ortadan kalkmasına ilişkin davranışı, α ve ρ parametreleri kullanılarak modellenabilmektedir. Eğer $\alpha < \rho$ ise, bu durumda temsili birey belirsizliğin erken ortadan kalkmasını tercih edecektir. Aksi durumda, yani $\alpha > \rho$ ise, geç çözümlenme tercih edilecektir. (2.36) ile verilen fonksiyonda olduğu gibi $\alpha = \rho$ ise, temsili birey belirsizliğin ortadan kalkma zamanlamasına kayıtsız kalacaktır. Diğer bir ifade ile, bu durumda EZ fayda fonksiyonu ile ZBF fonksiyonu aynıdır.

EZ fonksiyonunda belirsizliğin çözümlenmesinin zamanlaması konusuna bir diğer perspektiften de bakılabilir. ZBF fonksiyonu zamanlamanın ilgisizliğini bir varsayım olarak kabul ederken, EZ fonksiyonu farklı alternatiflere izin vermektedir. Bu yönüyle EZ fonksiyonu bireylerin belirsizliğin çözümlenmesinin zamanlaması ile ilgili davranışlarını ampirik olarak test etme olanağı sağlamaktadır.

Segal ve Spivak (1998) tarafından ortaya atılan “*birinci dereceden riskten kaçınma (first order risk aversion)*” kavramı, Rabin (2000a) tarafından vurgulanan ve başlık 2.4 altında özetlenen Beklenen Fayda Teorisinin riskten kaçınma öngörülleri konusundaki yetersizliklerine tatminkar bir çözüm olarak ortaya çıkmıştır (Epstein

ve Zin, 1990; Rabin, 2000b). EZ fayda fonksiyonunun önemli bir avantajı da birinci dereceden riskten kaçınma formülasyonuna olanak tanınmasıdır (Epstein ve Zin, 1990).

Beklenen fayda modelinde, parasal piyangolar üzerinden tanımlanan VNM fayda fonksiyonunun iki kez türevi alınabildiğinde, küçük riskler için risk primi piyangonun varyansına bağlıdır (Pratt, 1964). Segal ve Spivak (1998) bu tip riskten kaçınmayı “*ikinci dereceden riskten kaçınma (second order risk aversion)*” olarak adlandırmaktadırlar. Öte yandan, eğer risk primi piyangonun standart sapmasına bağlı ise, bu durumda riskten kaçınma “*birinci dereceden*” olarak tanımlanmaktadır (Segal ve Spivak, 1998).

EZ fayda fonksiyonundaki belirlilik eşiti fonksiyonu $\mu(\cdot)$, fayda fonksiyonu birinci dereceden riskten kaçınma sergileyecek şekilde tanımlanabilmektedir (Epstein ve Zin, 1990). Bekaert ve diğerleri (1997) ve Epstein ve Zin (2001), birinci dereceden riskten kaçınma sergileyen EZ fayda fonksiyonunu kullandıkları modellerden elde edilen serilerin gözlemlenen gerçek veriler ile, ikinci dereceden riskten kaçınma sergileyen ZBF fonksiyonu kullanılan modellerden elde edilen serilerden daha iyi örtüştüğünü görmüşlerdir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DİNAMİK STOKASTİK GENEL DENGE MODELLERİNDE EPSTEİN-ZİN DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONU

Makro iktisadın çeşitli alanlarında yapılan ampirik çalışmalar, DSGD modellerinin gerçek ekonomik veriyi taklit etmede yetersiz kaldığını göstermiştir. Bazı iktisatçılar, DSGD modellerinin bu başarısızlıklarının ardında yatan nedenlerden birinin de, kullanılan fayda fonksiyonunun yetersizlikleri olabileceğini iddia etmişlerdir. Çünkü bu modellerde kullanılan ZBF fonksiyonu, tercih parametreleri olan zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayılarını birbirlerinin tersi olacak şekilde ilişkilendirmektedir. Tamamen ZBF fonksiyonunun matematiksel özelliklerinden kaynaklanan bu varsayım ampirik ve teorik dayanaklardan yoksundur. Birbirlerinden tamamen ayrı iki kavram olan zamanlararası ikame ve riskten kaçınmanın bu şekilde ilişkilendirilmesi modellere önemli kısıtlar getirmektedir.

Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından geliştirilen döngüsel fayda fonksiyonu DSGD modelleri ile ilgili yukarıda bahsedilen soruna bir çözüm olarak ortaya çıkmıştır. Bu fayda fonksiyonu zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma parametrelerini birbirlerinden ayırmaktadır. Yani, her iki davranış da, farklı parametreler tarafından belirlenebilmektedir.

Epstein-Zin fayda fonksiyonu ZBF fonksiyonuna karşı üstünlüklerine rağmen DSGD modellerinde yaygın bir kullanıma sahip değildir. Bunun temel nedenlerinden biri, matematiksel olarak daha basit olan ZBF fonksiyonu karşısında bu fonksiyonun DSGD modellerinde kullanımının getireceği avantajların yeterince ortaya konmamış olmasıdır.

Bu bölümde, ZBF fonksiyonu kullanılan DSGD modellerinin ortaya çıkardığı paradokslara değinilecek ve bu modellerde Epstein-Zin fayda fonksiyonunun kullanılması makro ekonomik sonuçları araştırılacaktır. Bu amaçla bir DSGD modelinde ZBF ve Epstein-Zin fayda fonksiyonları karşılaştırılarak, zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayılarının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenmesinin, model öngörülerinde ortaya çıkardığı değişiklikler incelenecektir.

1. DSGD MODELLERİNİN AMPİRİK PERFORMANSLARI

Alternatifsiz olması dolayısı ile, ZBF fonksiyonu DSGD modellerinin ortaya çıkışından bu yana tercihlerin modellenmesi için kullanılan bir standart haline gelmiştir. Genel olarak ZBF ve DSGD kombinasyonu makro iktisatta önemli başarılar elde etmiştir. DSGD modelleri gerçek ekonomilerde gözlemlenen, konjunktürel dalgalanmalar, çıktı ile tüketim ve yatırım arasındaki korelasyon, parasokları gibi temel toplulaştırılmış ilişkileri açıklama konusunda başarılı sayılabilirler. Bununla birlikte gözlemlenen zaman serilerinin daha spesifik özellikleri sözkonusu olduğunda aynı başarıdan söz etmek zordur. Birçok araştırma ZBF fonksiyonu kullanılan DSGD modellerinin, ekonomik verilerde yaygın olarak gözlemlenen bazı karakteristik özellikleri yeterince açıklayamadıklarını ortaya koymuştur. Gözlemlenen ekonomik verilerin DSGD modelleri tarafından açıklanamayan (veya yeterince açıklanamayan) özelliklerine makro iktisat literatüründe “*bilmece (puzzle)*” adı verilmektedir. DSGD literatüründeki bilmece varlık fiyatlandırma (asset pricing), emek piyasasına ve uluslararası iktisada kadar geniş bir yelpazede görülebilmektedir.

1.1. Varlık Fiyatlandırma Modelleri

Sermaye varlık fiyatlandırma (capital asset pricing) alanındaki bilmecelerden en bilineni risk primi bilmecesidir (equity premium puzzle). İlk olarak Mehra ve Prescott (1985) tarafından teşhis edilen bu bilmece, makro iktisat literatüründe büyük yankı uyandırmış ve önemli bir araştırma sahası ortaya çıkarmıştır. Amerika Birleşik Devletleri'ndeki hisse senedi ve hazine bonolarının reel getirilerinin 1889-1978 dönemini kapsayan tarihsel verilerini inceleyen Mehra ve Prescott (1985), ele alınan dönemde hisse senedi piyasasının ortalama reel getirisinin %7 civarında, hazine bonolarının ortalama reel getirisinin ise %1'den daha az olduğunu görmüşlerdir. Çalışmalarında ZBF fonksiyonu ile Lucas (1978)'in varlık fiyatlandırma modelini kullanan yazarlar, hisse senedi (riskli varlık) ve hazine bonusu (risksiz varlık) getirileri arasındaki bu %6 civarındaki farkın ancak sabit göreceli riskten kaçınma katsayısının 30 gibi kabul edilemeyecek bir değer alması durumunda açıklanabildiğini görmüşlerdir. Yazarlar bu durumu "risk primi bilmecesi" olarak adlandırmışlardır.

Aynı veriden yola çıkan Weil (1989), bir başka bilmeceye dikkati çekmiştir. Şöyle ki, hisse senedi getirileri ve hazine bonusu getirileri arasındaki büyük farkın gerektirdiği yüksek riskten kaçınma derecesi, standart, yani ZBF kullanılan DSGD modellerinde çok küçük bir zamanlararası ikameyi gerektirmektedir. Bu durumda bireyler tüketimlerini zamana yaymak konusunda isteksiz olacaklardır. Tüketicilerin bu şekilde davrandığı bir ekonomide, tasarruflar daha az olacak, dolayısı ile sermaye birikimi yavaş gerçekleşecektir. Bu ise, ekonomik büyümenin yavaş olması demektir. Gerçek veri ise bunun tam tersini, yani tasarrufların dolayısı ile de sermaye stoğundaki büyümenin DSGD modellerinin öngördüğünden çok daha hızlı olduğunu göstermektedir. Weil (1989) bu paradoksu "*risksiz oran bilmecesi (risk-free rate puzzle)*" olarak adlandırmıştır.

Hansen ve Singleton (1993) yine ABD ekonomisi için 1959-1979 dönemine ait aylık verileri kullanarak, DSGD modellerinin tüketim ve varlık getirilerinin ortak olasılık dağılımları üzerinde öngördüğü kısıtları test etmeye çalışmışlardır. En çok olabilirlik (maximum likelihood) yöntemini kullanarak elde ettikleri ekonometrik tahminler, ZBF fonksiyonu kullanılan DSGD modellerinin öngördüğü kısıtları reddetmiştir. Diğer bir ifade ile yazarların kullandığı DSGD modeli, gerçek ekonomi ile veri üreten süreçler (data generating processes) bağlamında örtüşmemektedir.

1.2. Reel Konjonktür Modelleri

DSGD literatüründeki bilmeceler sadece finans veya varlık fiyatlandırma konuları ile sınırlı değildir. Makro iktisadın diğer alanlarında da birçok araştırmann hareket noktasını DSGD bilmeceleri oluşturmaktadır.

ABD ekonomisinde gözlemlenen, çalışma saatleri ve ortalama verimlilik arasındaki ilişki reel konjonktür modelleri ile ilgili bilmecelere bir örnektir. ABD ekonomisi için kalibre edilen, kamu sektörünün olmadığı ve ZBF tercihlerinin kullanıldığı reel konjonktür modelleri çalışma saatleri ve ortalama verimlilik arasında güçlü bir korelasyon öngörmektedir. II. Dünya Savaşı sonrası ABD ekonomik verileri ise bu öngörünün tam aksi bir durum sergilemektedir. (Christiano ve Eichenbaum, 1992).

Benzer bir durum çalışma saatleri ve çıktının göreceli değişkenliği konusunda gözlemlenmektedir. Standart, yani ZBF tercihlerine dayanan reel DSGD modellerinden elde edilen çalışma saatleri serileri, her zaman çıktı serilerinden daha fazla değişkenliğe (volatility) sahiptir. Aynı zamanda bu modellerde, emeğin verimliliğinin konjonktürün aksi yönünde (counter-cyclical) hareket ettiği öngörülmektedir. Buna

karşılık, en azından ABD ekonomisi için bu durumun tam aksi geçerlidir (Hall, 1999). Hem toplam çıktıdaki değişkenlik çalışma saatlerinde olduğundan daha fazladır, hem de emeğin verimliliği konjonktür ile aynı yönde (pro-cyclical) hareket etmektedir. Halen tatmin edici bir çözüm bekleyen bu paradoksa “verimlilik bilmecesi (productivity puzzle)” adı verilmektedir.

1.3. Parasal Modeller

DSGD bilmecelerinin gözlendiği diğer bir alan da parasal modellerdir. Gerçek verilerde gözlemlenen, faiz oranları ve fiyatlar arasındaki ilişki bu bilmecelere bir örnek teşkil etmektedir. Ekonomilerde fiyatların faizdeki değişimlere çok geç tepki verdiği gözlemlenmektedir. Buna karşılık, paradan başka friksiyonun bulunmadığı Walras tipi DSGD modelleri gerçek ekonomilerde gözlemlenen, fiyatların faizdeki değişimlere karşı gösterdiği oldukça yavaş tepkiyi açıklayamamaktadır (Christiano ve diğerleri, 1997).

Bunun gibi parasal DSGD modellerinin öngörülerinin hem genel kabul görmüş teori ile, hem de gerçek ekonomilerdeki gözlemlerle çeliştiği başka durumlar da söz konusudur. Örneğin paranın Clower kısıtı veya işlem güdüsü ile para talebi kanalıyla ekonomiye dahil edildiği DSGD modellerinde, parasal büyümenin süreklilik arzettiği durumlarda parasal genişleme oranındaki beklenmedik bir şok, faiz oranlarını yukarı doğru çekmektedir. (Christiano, 1991; Christiano ve Eichenbaum, 1995). Oysa ki, gerçek ekonomilerde böyle bir durumda faiz oranlarının aşağı doğru hareket ettiği gözlemlenmektedir.

Parasal DSGD modellerinin bir başka tutarsızlığı ise yapışkan fiyat modellerinde görülmektedir. Yapışkan fiyat modellerinde yüksek reel veya nominal faiz oranları,

gelecek dönemlerde reel ekonomik aktivitelerin artacağına bir göstergesidir. Buna karşılık, gerçek ekonomilerde yüksek faiz oranlarını ekonomik faaliyetlerdeki düşüşün izlediği gözlemlenmektedir (King ve Watson, 1996).

1.4. Açık Ekonomi Modelleri

Açık ekonomi modelleri DSGD bilmecelerinin görüldüğü bir başka alandır. Örneğin Backus ve diğerleri (1992), uluslararası DSGD modellerinin de gerçek verilerle çelişen birtakım davranışlar sergilediklerini göstermişlerdir. Yazarlar kullandıkları ZBF temelli ve iki ülkeli DSGD modelinin gerçek veride gözlemlenen birtakım özellikleri açıklayamadığını ortaya koymuşlardır. Sözü edilen çalışmada üç temel bilmece göze çarpmaktadır:

1. Modelde tüketim ve verimliliğin uluslararası korelasyonları, çıktının uluslararası korelasyonlarından çok daha büyüktür. Gerçek veride ise çıktının uluslararası korelasyonları, tüketim ve verimliliğin korelasyonlarından daha büyüktür.
2. Yerli ülkenin ithal fiyatları ile ihrac fiyatları arasındaki oran (ticaret haddi) gerçek veride modelden elde edilen veriden daha değişkendir.
3. Gerçek veride uluslararası yatırım ve istihdam arasında pozitif bir korelasyon gözlemlenirken, model sonuçları negatif bir korelasyon göstermektedir.

2. ZAMANLARARASI İKAME ESNEKLİĞİ KATSAYISI VE RİSKTEN KAÇINMA KATSAYISI İLİŞKİSİ

DSGD modellerinin ampirik performanslarının zayıflığı, araştırmacıları birçok alanda saptanan bilmecelelerin çözümü veya açıklanması yoluna yöneltmiştir. Bu doğrultuda üç temel yaklaşımdan söz edilebilir. Birinci yaklaşım bilmecelelerden çoğunun ölçme hatalarından kaynaklandığı iddiasından hareket ederek daha sağlıklı istatistikler elde etmek ve çok daha güvenilir ekonometrik teknikler geliştirmektir. İkinci yaklaşımı benimseyen araştırmacılar, DSGD modellerindeki varsayımların gerçekçi olmadığını iddia ederek çok daha kompleks ve “*non-Walrasian*” adı verilen pür tam rekabetten uzak modeller geliştirme yoluna gitmişlerdir. Bu rotayı izleyen araştırmacılar modellere nominal (örneğin bkz. Christiano, 1991) veya reel friksiyonlar (örneğin bkz. Alvarez ve diğerleri, 2002; Kehoe ve Perri, 2002) dahil etmişlerdir. Grossman ve Shiller (1981), ve Hall (1988) gibi araştırmacılar ise bütün bunların yanında modellerde kullanılan ZBF fayda fonksiyonunun yetersizliklerine vurgu yaparak, alternatif fayda fonksiyonlarının literatürdeki bilmecelelerin en azından bazılarını açıklayabileceğini iddia etmiş ve üçüncü bir yaklaşımı önermişlerdir.

DSGD modellerinde kullanılan ZBF fonksiyonunun birey tercihlerini açıklayabilme konusundaki yetersizlikleri (bkz. İkinci Bölüm başlıklar 1.2., 2.4. ve 3.2.) bir yana, DSGD modelleri açısından en önemli kısıtlayıcı özelliği riskten kaçınma (RK) ile zamanlar arası ikame esnekliği (ZİE) parametreleri arasında

spesifik bir ilişki varsaymasıdır (bkz. İkinci Bölüm, başlık 3.1.). Bu ilişki CRRA fonksiyonel formu için ZİE katsayısının RK katsayısının tersi olduğu şeklindedir. ZBF modelinin doğasında olan bu varsayım nedeniyle, kavramsal olarak tamamen farklı iki davranış olan zamanlar arası ikame ve riskten kaçınma gereksiz bir şekilde birbirleri ile ilişkilendirilmişlerdir. ZİE ve RK katsayılarını ekonometrik olarak tahmin etmeye çalışan araştırmacılar, bu katsayılar arasında herhangi bir ilişki bulamadıkları gibi, elde edilen tahmin değerleri de çok geniş aralıklarda değişmektedir (Barsky, 1997).

2.1. Ekonometrik Bulgular

Gerek mikro ekonometrik gerekse makro ekonometrik çalışmalardan tahmin edilen RK ve ZİE katsayıları oldukça geniş bir aralıkta farklılıklar arz etmektedir. Literatürde ZİE ve RK parametrelerinin ekonometrik olarak tahmin edilmesi için iki farklı yöntem kullanılmaktadır. Birinci yöntem, deneysel çalışmalar veya anketler yoluyla elde edilen mikro düzeydeki verilerden yararlanmaktır. İkinci yöntem ise, toplulaştırılmış veri kullanmaktır. İkinci yöntemde genellikle, belli bir DSGD modelinden elde edilen Euler denklemleri GMM yoluyla tahmin edilir.

Eğer tahmin edilen Euler denklemlerinin elde edildiği DSGD modelinde ZBF fonksiyonu kullanılmışsa, tahmin sürecinden sadece RK katsayısı için tahminler elde edilebilir. ZİE katsayısı ise ZBF fonksiyonunda varsayılan ilişkidenden elde edilir. Tahmin edilen Euler denklemlerinin elde edildiği DSGD modelinde EZ fayda fonksiyonu kullanılmışsa, her tahmin sürecinden iki parametre için de ayrı ayrı tahminler elde edilir. Hangi metod kullanılırsa kullanılsın, literatürde bu yöndeki çalışmalarda her iki katsayı için de geniş aralıklarda değişen tahmin değerleri elde edilmiştir.

2.1.1. ZİE Katsayısı Tahminleri

ZİE katsayısını ekonometrik olarak tahmin etmeyi amaçlayan ilk çalışmalardan biri Hall (1988) tarafından yapılmıştır. Hall (1988), toplulaştırılmış veri kullanarak yaptığı ekonometrik çalışmada ZİE katsayısını sıfıra çok yakın 0.01 gibi bir değer bulmuştur. Aynı şekilde Campbell ve Mankiw (1989), yine toplulaştırılmış veri kullandıkları çalışmada ZİE parametresini sıfıra çok yakın tahmin etmişlerdir. ABD için eyalet seviyesindeki panel verileri kullanan Beaudry ve van Wincoop (1996) da Hall, Campbell ve Mankiw gibi ZİE katsayısını istatistiksel olarak anlamlı derecede sıfırdan farklı fakat sıfıra yakın olarak tahmin etmişlerdir. Buna karşılık diğerleri gibi toplulaştırılmış veri kullanan Ogaki ve Reinhart (1998) ZİE parametresini 0.4 olarak tahmin etmişlerdir. Hansen ve Singleton (1982b) ise, ABD hisse senedi piyasası verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada ZİE katsayısını 2 olarak tahmin etmişlerdir. Epstein ve Zin (1991), kendi geliştirdikleri döngüsel fonksiyonu kullanarak elde ettikleri Euler denklemlerini tahmin ederek, ZİE parametresini 0.05 ila 1 arasında bulmuşlardır. Bir başka çalışmada ABD Tüketim Harcamaları Anketi'nden elde edilen verileri kullanan Vissing-Jorgensen (2002), tüketicileri iki gruba ayırmışlar ve her iki grup için ZİE katsayılarını tahmin etmeye çalışmışlardır. Araştırmanın sonucunda ellerinde ağırlıklı olarak hisse senedi tutmayı yeğleyen grubun ZİE katsayılarının 0.3-0.4 arasında, ağırlıklı olarak tahvil tutmayı yeğleyen grubun ZİE katsayılarının da 0.8 -1.0 arasında olduğu sonucuna varmışlardır. Yine ABD için Abdulkadri ve Langemeier (2000) tarafından tarımsal tüketim verileri kullanılarak yapılan çalışmada, Euler denklemlerinden elde edilen ZİE katsayısı tahminleri 0.158-0.351 aralığında değişmektedir. İngiltere için yapılan ZİE tahminlerinde ise Acemoglu ve Scott (1994), ZİE katsayısını 0-0.11 arasında tahmin ederken, Attanasio ve Weber (1989) bu katsayıyı 2 olarak tahmin etmiştir.

ZİE konusundaki ekonometrik çalışmaların aynı ülke için çok farklı tahminler

üretmesi yanında, farklı ülkeler için de farklılıklar arzettiği görülmektedir. Örneğin Patterson ve Pesaran (1992), Hall (1988) tarafından yapılan çalışmanın paralelinde ABD için ZİE katsayısını sıfıra çok yakın, İngiltere için ise 0.3 olarak tahmin etmişlerdir. Aynı şekilde, Hamori (1998) Euler denklemi tahminlerini kullandığı çalışmasında ZİE katsayısını ABD için 0.98-3.66, Japonya için ise 0.95-2.54 arasında bulmuştur.

2.1.2. RK Katsayısı Tahminleri

Ekonometrik ZİE tahminlerindeki tablo diğer bir önemli parametre olan RK katsayısı tahminleri için de farklı değildir. Bu literatürde RK katsayısının ekonometrik tahminlerinin 0.2-5 arasında değiştiği görülmektedir. Hansen ve Singleton (1982b) ABD için RK katsayısını 0.5 olarak tahmin edeken, Abdulkadri ve Lange-meier (2000) tarımsal tüketim verilerini kullandıkları çalışmada bu katsayı için 2.84-6.329 arasında değişen değerler tahmin etmişlerdir. Yine bir başka çalışmada Epstein ve Zin (1991) RK katsayısının değerinin 1'e çok yakın olduğu sonucuna varmışlardır. van Praag ve Booij (2003) ise, mikro veri kullanarak yaptıkları deneysel çalışmada RK katsayısını 1.54 olarak tahmin etmişlerdir. Tahminlerin tutarsızlığına bir başka örnek te van Praag ve Booij (2003) tarafından Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) kullanılarak Brezilya için yapılan çalışmadır. Yazarlar üç farklı fayda fonksiyonu kullandıkları modelden elde ettikleri Euler denklemlerini tahmin etmişler ve Brezilya için RK katsayısı için 0.68-4.89 arasında değişen değerler bulmuşlardır.

ZİE tahminlerinde olduğu gibi RK katsayısı tahminleri de bireyler ve ülkeler arasında farklılık göstermektedir. Hamori (1998) EZ fayda fonksiyonu kullandığı sermaye varlıkları fiyatlandırma modelinden elde ettiği Euler denklemlerini tahmin ederek, ABD için Japonya'dan daha yüksek bir RK katsayısı elde etmiştir. Yazar biri homojen bireylerden diğeri de heterojen bireylerden oluşan iki sermaye varlıkları

fiyatlandırma modeli kullanmıştır. GMM tahminleri homojen bireyler modelini istatistiksel olarak reddetmiştir. Heterojen bireyler modelinden elde edilen RK katsayısı tahminleri ise ABD için 1.25-2.3 arasında, Japonya için ise 0.23-0.89 arasındadır. Barsky (1997), yaptıkları deneysel çalışmada hem ZİE hem de RK davranışının bireyler arasında çok önemli heterojenlikler gösterdiğini bulmuşlardır. Ayrıca yazarlar ZİE ve RK davranışları arasında herhangi bir ilişki gözlemlememişlerdir. Palsson (1996) ise, İsveç için vergi iadesi verilerini kullanarak yaptığı tahminlerden, RK katsayısının hanehalkları arasında önemli farklılıklar gösterdiği sonucuna ulaşmıştır.

Bütün bunlara ek olarak, risk primi bilmececi perspektifinden de çok farklı RK katsayı değerleri önerilmektedir. Örneğin Constantinides ve diğerleri (2002) kabul edilebilir RK değerini 2-6 arası olarak görmekteyken, Kandel ve Stambaugh (1991) risk primi bilmececiyi çözebilmek için RK katsayısının değerinin 29 olması gerektiğini iddia etmektedir.

2.2. DSGD Modellerinde Zamanlararası İkame Esnekliği ve Riskten Kaçınma

Görüldüğü gibi, ekonometrik çalışmalardan DSGD modellerinin en önemli iki parametresi olan ZİE ve RK katsayılarının değerleri konusunda birbirlerinden çok farklı sonuçlar elde edilmiştir. ZİE katsayısının çeşitli çalışmalardaki tahminleri 0-4 arasında, RK katsayısının tahminleri de 0.2-6 arasında değişmektedir. Buradan hareketle eğer bir DSGD modelinin öngörülleri hem ZİE hem de RK parametresine duyarlı ise, ZBF fonksiyonunun bu iki parametre arasında varsaydığı ilişkinin geçerli olmaması halinde, modelden elde edilecek sonuçlar yanıltıcı olacaktır.

ZİE ve RK katsayıları karar vericilerin zaman ve risk ile ilgili tercihlerini belirlemeleri nedeniyle ekonomideki birçok konuda oldukça önemli parametrelerdir. Bu parametrelerin değerleri, ekonomideki birçok makro ekonomik değişkenin zaman içindeki değişimlerini belirlemektedir.

Ekonomik politikaların etkileri ve etkinlikleri üzerinde, ZİE katsayısının önemli bir rol oynadığı görülmüştür. Örneğin faiz oranlarının para politikası aracı olarak etkinliği bireylerin zamanlar arası ikame derecelerine bağlıdır. Diğer faktörler sabitken, yüksek beklenen faiz oranları tüketicilerin tüketimlerini ertelemelerine neden olur (Hall, 1988). Maliye politikalarında ise, sermaye gelirlerine konan vergilerin makro ekonomik etkileri önemli ölçüde ZİE katsayısının büyüklüğüne bağlıdır (King ve Rebelo, 1990; Summers, 1982). Trostel (1993) beşeri sermaye üzerine konan vergilerin de aynı şekilde ZİE değerine bağlı olduğu değerlendirmesini yapmıştır. Aynı şekilde Karayalçın (1999)'da bir küçük açık ekonomi (small open economy) DSGD modeli kullanarak yaptığı analizde, maliye politikalarının büyüme ve refah üzerindeki etkileri, diğer faktörler yanında ZİE katsayısına da bağlı olduğu sonucuna varmıştır.

RK ve ZİE katsayıları ekonomide çeşitli konulardaki belirsizliklerin etkilerini de belirlemektedir. Örneğin ekonomideki şokların makro ekonomik değişkenler üzerindeki etkileri RK katsayısının ne kadar büyük olduğuyula yakından ilgilidir. Jones ve diğerleri (1999), teknoloji ve ekonomik politika şoklarından kaynaklanan belirsizliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştırdıkları çalışmalarında, RK katsayısının önemini vurgulamışlardır. Yazarlar, DSGD modellerinde belirsizliğin ekonomik büyümeyi hızlandırması veya yavaşlatmasının RK ve dolayısı ile ZİE katsayılarına bağlı olduğu sonucuna varmışlardır. Yine Parrado ve Velasco (2002), yabancı faizlerdeki şokların iç talebe olan etkisinin ZİE parametresine bağlı olduğu sonucuna varmıştır. Bu yazara göre, iç faizlerin dışsal ve içsel şoklara olan tepkileri de ZİE parametresine bağlıdır.

Krebs (2003), bir eksik piyasalar DSGD modeli çerçevesinde yaptığı analizde RK parametresinin ekonomik büyüme üzerindeki önemine vurgu yapmıştır. Yazar, RK katsayısı değerinin 1'den küçük veya 1'e eşit olduğu durumlarda bireysel risklerin azaltılmasının daima ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği sonucuna varmıştır. Krebs (2003)'ün çalışmasındaki önemli bir bulgu da RK katsayısı değerlerindeki değişmelerin refah ve büyüme üzerindeki etkileridir. Yazar RK katsayısındaki çok küçük bir değişimin bile, konjonktürel dalgalanmanın azaltılmasının fiziki ve beşeri sermayeye yapılan yatırım, ekonomik büyüme ve refah üzerindeki etkilerini önemli ölçüde değiştirdiğini gözlemlemiştir.

Bu kadar önemli olan RK ve ZİE parametrelerinin rollerinin ne olduğu konusu yukarıda bahsedilen çalışmalar gibi birçok araştırmannın konusunu teşkil etmektedir. Bununla birlikte bu araştırmaların ortak bir problemi vardır. DSGD modellerinde ZBF fonksiyonu kullanılarak yapılan bu çalışmalardan elde edilen sonuçların, ZİE parametresinden mi, yoksa RK parametresinden mi kaynaklandığını belirlemek mümkün değildir. Çünkü, ZBF fonksiyonu bu iki parametre arasında bir ilişki kurar. Böylelikle bir parametrenin değeri değiştiğinde diğerinin değeri de değişmektedir.

Açıktır ki, ZBF fonksiyonunun DSGD modellerine soktuğu ZİE ve RK katsayıları arasındaki ilişkinin ortadan kaldırılması, bu modellerden elde edilecek öngörülerin daha net olmasını sağlayacaktır. Nitekim Grossman ve Shiller (1981), Hall (1988), Weil (1990) ve Obstfeld (1994a) gibi iktisatçılar, ZİE ve RK katsayılarının ZBF fonksiyonundaki gibi ilişkilendirilmesinin sakıncalarına vurgu yapmaktadır. Örneğin Obstfeld (1994a), ZİE ve RK parametreleri birbirlerinden bağımsız olarak belirlenemedikçe, DSGD modellerini kullanarak belirsizliğin refah maliyeti üzerindeki etkisinin, sağlıklı bir şekilde incelenmesinin mümkün olmadığını

ileri sürmektedir. Bu bağlamda, bireylerin tercihlerini belirleyen bu iki önemli parametreyi etkin bir şekilde birbirlerinden ayırması nedeniyle EZ fayda fonksiyonu ZBF fonksiyonuna bir alternatif teşkil etmektedir.

3. DSGD MODELLERİNDE EPSTEİN-ZİN DÖNGÜSEL FAYDA FONKSİYONU KULLANIMI

EZ fayda fonksiyonunun kullanıldığı DSGD uygulamaları sınırlı sayıdadır. Bu sınırlı sayıdaki uygulamaların büyük bir kısmı ise varlık fiyatlandırma alanında yapılmıştır. Bu çalışmaların önemli bir bölümünü risk primi bilmecesinin çözümüne yönelik arayışlar oluşturmaktadır. Genellikle “EZ fayda fonksiyonunun kullanımı risk primi bilmecesini açıklayabilir mi?” sorusuna yanıt arayan bu çalışmalardan birbirleri ile çelişen sonuçlar elde edilmiştir.

Örneğin, Mehra ve Prescott (1985) gibi Lucas (1978)’in varlık fiyatlandırma modelini kullanan Kocherlakota (1990) tüketicinin rassal gelirinin IID (*independently and identically distributed*) olması halinde homotetik ZBF fonksiyonu ile EZ fayda fonksiyonunun birbirlerinden farklı olmadığını, dolayısı ile risk primi bilmecesinin çözümüne bir katkısı olmadığını iddia etmiştir (*irrelevance result*). Yine benzer bir model kullanan Weil (1989), EZ fayda fonksiyonunun kabul edilebilir RK ve ZİE parametreleri için risk primi ve risksiz oran bilmecelerini çözmeye yeterli olmadığı sonucuna varmıştır.

Buna karşılık başka bazı yazarlar ise varlık fiyatlandırma modelleri çerçevesinde

EZ fayda fonksiyonunun risk primi bilmecesinin çözümüne katkıda bulunduğu sonucuna varmışlardır. Örneğin Ma (1998), varlık fiyatlandırma modellerinde EZ fonksiyonu kullanıldığında standart ZBF fonksiyonundan daha farklı öngörüler elde edileceği sonucuna varmıştır. Yazar EZ fayda fonksiyonunu Lucas (1978)'in varlık fiyatlandırma modelinde kullanmıştır ve nümerik çözümler elde etmeden sadece analitik çözümlerden faydalanmıştır. Yine varlık fiyatlandırma modelleri çerçevesinde, fakat nümerik teknikleri kullanan Bansal ve Yaron (2000), Weil (1989) ve Kocherlakota (1990)'nın aksine, EZ fayda formülasyonunun kabul edilebilir RK ve ZİE değerleri ile öz sermaye primi bilmecesini çözdüğünü iddia etmiştir. Attanasio ve Weber (1989) de EZ fayda fonksiyonunun kullanımının risk primi bilmecesinin çözümünde ilerleme sağladığını ileri sürmüştür. Epstein ve Zin (1990) ise, EZ fayda fonksiyonu kullanarak birinci dereceden riskten kaçınmanın risk primi bilmecesinin çözümünde faydalı olacağını göstermiştir. Bu konuda ortaya çıkan farklı değerlendirmelerin nedeni, kullanılan modellerdeki ve EZ fayda fonksiyonunun matematiksel formlarındaki farklılıklar olabilir.

Campbell (1996) ve Kandel ve Stambaugh (1991) tarafından yapılan çalışmalar ise, doğrudan risk primi bilmecesinin çözümüne yönelik olmamakla birlikte yine bu konuyla ilgili çalışmalardır. Campbell (1996), EZ fayda fonksiyonu kullanarak sermaye varlıklarının getirileri ve portföy kararları konusunda ZİE ve RK parametrelerinin rolünü incelemiştir. Kandel ve Stambaugh (1991) ise, EZ fayda fonksiyonunu kullandığı varlık fiyatlandırma modelinden RK katsayısının hisse senedi getirilerinin ve faiz oranlarının ortalamalarının belirlenmesinde önemli olduğunu, fakat hisse senedi getirilerinin değişkenliğinde ZİE katsayısının önemli olduğu sonucunu elde etmiştir.

Varlık fiyatlandırma modelleri dışında EZ fayda fonksiyonunun kullanıldığı çok az sayıda uygulama vardır. Bunlardan biri Tallarini (2000) tarafından yapılan

çalışmadır. EZ fonksiyonunun logaritmik (ZIE katsayısının 1'e eşit olduğu) bir versiyonunu kullanarak yaptığı çalışmasında EZ fonksiyonunun sermaye varlık fiyatlarında ve reel değişkenlerde standart modellerden ne ölçüde farklı sonuçlar ortaya çıkardığını araştırmıştır. Aynı fonksiyonel formu kullanan Benabou (2002) ise, bir heterojen bireyler modelinde artan oranlı gelir vergisi ve eğitim finansmanının gelir dağılımı üzerindeki etkisini incelemiştir.

Obstfeld (1994b), sürekli zaman çerçevesinde EZ fayda fonksiyonunun bu çalışmada ele alınandan (İkinci Bölüm, başlık 4.1) daha farklı bir versiyonunu kullandığı ve uluslararası sermaye varlıkları ticaretinin dahil edildiği açık ekonomi DSGD modelinde, ülkelerin uzun dönem büyümeleri ile finansal açıklıklarını ilişkilendirmiştir. Modelin birçok kısıtlılıklarıyla birlikte Kuzey Amerika, Güney Amerika, Orta Amerika, Kuzey Avrupa, Güney Avrupa ve Afrika bölgeleri için yaptığı kalibrasyon ve model çözümlerinden, global finansal entegrasyonun ülkelerin refahında büyük sıçramalara yol açabileceği sonucuna varmıştır. Paralel bir çalışmada Dumas ve Uppal (2001) benzer sonuçlar elde etmişlerdir

Yine EZ fayda fonksiyonunun farklı bir türünü kullanan Evans ve Kenc (2003), döviz kuru risk priminin RK ve ZIE katsayılarına duyarlılığını incelemiştir. Yazarlar, döviz kuru risk priminin ZIE katsayısının farklı değerlerine karşı duyarsız olduğunu, RK katsayısına ise oldukça duyarlı olduğunu bulmuşlardır. Giuliano ve Turnovsky (2003) ve Chatterjee ve diğerleri (2004), yaptıkları çalışmalarında aynı fonksiyonel formu kullanmışlardır. Giuliano ve Turnovsky (2003) farklı RK ve ZIE değerlerinde sermaye varlıkları fiyatlarındaki ve tüketicilerin portföy kararlarında oluşan değişimleri incelemiştir. Buradan, eğer $RK = 1/ZIE$ ilişkisi gerçekten geçerli değilse, DSGD modellerinde ZBF fonksiyonunun kullanılmasının çok ciddi hatalara veya sapmalara yol açacağı sonucuna varmışlardır. Chatterjee ve diğerleri

(2004) ise, farklı RK ve ZİE değerlerinde sermaye gelirin konan vergilerin etkilerini araştırmışlardır. Bu yazarların analiz ettikleri model ekonomi birbirlerinden sadece veriler ve sermaye varlıklarının türleri konusunda ayrılmaktadır. Chatterjee ve diğerleri (2004), denge büyüme oranının, bu büyümenin değişkenliğinin ve temsili bireyin refahının vergi politikalarına tepkilerinin hem RK hem de ZİE katsayılarına oldukça duyarlı oldukları sonucuna varmışlardır. Bu nedenle DSGD modellerinde ZBF fonksiyonunun kullanımından doğabilecek hatalı öngörülerin önemli ölçüde büyük olacağı çıkarımını yapmışlardır.

Ha-Duong ve Treich (1999) ise, EZ fayda fonksiyonunu iklim değişikliklerini modelleyen bir DSGD ekonomisinde kullanmıştır. Bu ekonomide zaman içerisinde stokastik bir şekilde artan CO_2 gazı, verimliliği ve yatırımların etkinliğini etkilemektedir. Yazar böyle bir ekonomide yüksek riskten kaçınma derecesinin optimal karbon vergisini artırdığı sonucuna varmıştır.

EZ fayda fonksiyonu özellikle Hansen ve Sargent (2001b), Hansen ve Sargent (2001a) ve Hansen ve diğerleri (1999) tarafından makro iktisat literatürüne sokulan “*robust control*” (RC) modelleme yaklaşımında da kullanım alanı bulmuştur. RC yaklaşımı modellerin yanlış tanımlandığını varsayar ve bunu göz önüne alarak yanlış tanımlanmaya karşı duyarsız modeller oluşturmayı amaçlar. Skiadas (2003), RC kriterinin sonlu zaman versiyonunun EZ fayda fonksiyonu ile ifade edilebileceğini göstermiştir.

4. DSGD MODELLERİNDE EPSTEİN-ZİN VE ZBF FAYDA FONKSİYONLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

EZ fayda fonksiyonunun DSGD modellerinde çok daha yaygın kullanımının önünde birtakım engeller vardır. Bunlardan biri, EZ formülasyonunun döngüsel

yapısı nedeni ile kompleks ve özellikle parasal modellerin çözümünde kapalı form analitik ifadeler elde edilememesi olabilir. Bu çalışmanın hareket noktasını oluşturan en önemli neden ise, EZ fayda fonksiyonunun DSGD modellerinde standart homotetik ZBF fonksiyonuna karşı avantajlarının yeterince ortaya konmamış olmasıdır.

DSGD literatüründe ZBF ve EZ fayda fonksiyonlarının performanslarının karşılaştırılması amacıyla yapılan çalışmalar oldukça az sayıdadır ve ağırlıklı olarak varlık fiyatlandırma modelleri ile yapılmıştır. Varlık fiyatlandırma modelleri dışsal, stokastik tüketim ve gelir süreçleri kullanılarak tüketicilerin belli riskli veya risk-siz varlıkları ellerinde tutma ve bu varlıkların fiyatlarının oluşma mekanizmalarını inceleyen DSGD modelleri olarak özetlenebilir. Dolayısı ile üretimin ve sermaye birikiminin olduğu stokastik bir ekonomide EZ fayda fonksiyonunun kullanımının tüketim, sermaye stoğu, yatırım ve çıktı gibi reel makro ekonomik değişkenler açısından ortaya çıkaracağı sonuçlar kapsamlı bir şekilde incelenmemiştir. Literatürde bu konudaki tek çalışma Tallarini (2000)) tarafından yapılmıştır.¹

Tallarini (2000), üretimin ve stoklama teknolojisinin mevcut olduğu kapsamlı bir DSGD modeli için ve kesikli zaman çerçevesinde EZ fayda fonksiyonunun logaritmik bir formunu kullanarak, ZİE ve RK katsayılarının nominal ve reel değişkenler üzerindeki etkilerini incelemiştir. Yazar, ZİE katsayısını 1 değerinde sabit tutarak, RK katsayısının 1,10,25 ve 100 şeklinde artırıldığında, reel ve nominal değişkenlerdeki değişimi araştırmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulardan, yüksek RK değerlerinin varlık piyasası verilerinin istatistiksel özelliklerinde gerçek verilere doğru bir iyileşme gözlemlenirken, reel değişkenlerin standart hataları ve korelasyonlarında önemli bir değişim saptanmamıştır.

¹Benzer bir çalışma olarak Giuliano ve Turnovsky (2003) görülebilir. Fakat bu yazarlar uluslararası sermaye varlık fiyatlandırma modelini kullandıkları için, reel değişkenlerle ilgili herhangi bir değerlendirme söz konusu değildir. Ayrıca yazarların kullandığı fayda fonksiyonu, bu çalışmada ele alınan fonksiyonel formdan farklıdır.

Tallarini (2000)'nin çalışması kullanılan EZ formülasyonu, model ekonominin özellikleri ve elde edilen sonuçlar bakımından bu çalışmadan farklılıklar arz etmektedir. Yazar aşağıdaki logaritmik EZ fayda fonksiyonunu kullandığı esnek emek arzlı DSGD modelinde, RK katsayısının ZİE katsayısından bağımsız bir şekilde artırılması durumunda varlık fiyatları ve konjunktüre ilişkin serilerin istatistiksel özelliklerinin nasıl değiştiğini incelemiştir:

$$U_t = \log c_t + \beta \frac{1}{(1 - \beta)(1 - \chi)} \log(E_t[\exp\{(1 - \beta)(1 - \chi)U_{t+1}\}]) \quad (3.1)$$

Yukarıdaki fonksiyon Epstein ve Zin (1991) tarafından formüle edilen fayda fonksiyonunun ZİE=1 olduğu durumun monoton bir transformasyonudur. Bu çalışmada ise, ZİE≠1 durumuna izin veren ve Epstein ve Zin (1991) tarafından önerilen orijinal fonksiyonel form kullanılmıştır.

Bu çalışma ile Tallarini (2000)'nin çalışması arasındaki önemli bir fark da, kullanılan model ekonomilerde ortaya çıkmaktadır. Tallarini (2000) tarafından kullanılan model ekonomi, elde edilen sonuçların genelleştirilmesine olanak veremeyecek kadar spesifikdir. Bu çalışmada kullanılan model ekonomi çok daha basittir ve sonuçların genelleştirilmesine olanak sağlamaktadır. Tallarini'nin modelinde emek arzı esnektir ve teknoloji şokları emeğin verimliliğini artırmaya yöneliktir (labor augmenting). Böyle bir ekonomide, teknoloji şokları tüketicinin emek arzı tercihini de etkileyeceği için, şokların tüketim ve dolayısı ile diğer reel değişkenler üzerindeki etkileri bir anlamda absorbe edilmektedir. Tallarini'nin modelindeki bir başka özellik de, kar paylarının spesifik bir mekanizma ile modele dahil edilmesidir.

Tallarini (2000), nümerik çözümlenme amacıyla doğrusal kuadratik yaklaştırma metodunu kullanmıştır. Bu methoda kullanılan belirlilik eşiti özelliğini ortadan kaldırmak için Hansen ve Sargent (1995) tarafından önerilen riske duyarlı optimal kontrol metodunu kullanmıştır. Bununla birlikte, doğrusal kuadratik metod ile

değer fonksiyonu iterasyonunun çok farklı sonuçlar verdiği tesbit edilmiştir (Taylor ve Uhlig, 1990). Ayrıca, bazı çalışmalarda rassal şokların varyansının küçük olduğu durumlarda her iki metoddan elde edilen sonuçlar birbirlerine yaklaşırlar da, bu varyansın büyük olması durumunda doğrusal kuadratik metodun performansının çok hızlı düştüğü görülmüştür (Aruoba ve diğerleri, 2003; Santos, 1999). Bunun nedeni doğrusal kuadratik metodun durağan duruma bir yaklaştırma, değer fonksiyonu iterasyonunun ise gerçek değer fonksiyonuna bir yaklaştırma olmasıdır. Tallarini (2000), çalışmasında teknoloji şoklarının standart hatasını 0.004 olarak kalibre etmiştir. Bu çalışmada ise bu parametre 0.12 gibi yüksek bir değer almaktadır. Bu durumda, bu çalışmada çok daha farklı sonuçların elde edileceği öngörülmektedir.

4.1. Yöntem

DSGD modellerinin ampirik performanslarını iyileştirme çabalarının bir sonucu olarak görülebilecek EZ fayda fonksiyonunun ZBF fonksiyonu ile karşılaştırılmasında iki konu gündeme gelmektedir. Bunlardan ilki, EZ fayda fonksiyonunun RK ve ZİE katsayılarının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmesine olanak sağlamasının getireceği avantajlardır. İkincisi ise, EZ fayda fonksiyonunun DSGD modellerinin temel işleme mekaniklerinde bir farklılığa yol açıp açmadığıdır. Diğer bir ifade ile, her iki fonksiyonun DSGD performanslarının karşılaştırılması aşağıdaki iki soru üzerinde temellenmektedir:

- ◇ RK ve ZİE katsayılarının birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmesi DSGD modellerinin gerçek ekonomileri taklit edebilmeleri, veya DSGD literatüründeki bilmecelelerin çözülebilmesi yönünde bir avantaj sağlamakta mıdır?

◇ DSGD modellerinde ZBF fonksiyonu yerine EZ fayda fonksiyonu kullanıldığında model ekonominin temel çalışma mekanizmaları değişmekte midir?

Bu çalışmada sadece reel sektörden oluşan bir DSGD ekonomisinde farklı ZİE ve RK değerlerinin model öngörülerini değiştirip değiştirmediği araştırılmıştır. Bu amaçla üretim ve saklama teknolojilerinin mevcut olduğu bir sabit emek arzı modeli, her iki fonksiyon kullanılarak farklı ZİE ve RK değerleri için değer fonksiyonu iterasyonu metodu kullanılarak nümerik çözümler elde edilmiştir. Daha sonra, bu nümerik çözümler kullanılarak simülasyon yoluyla yapay zaman serileri üretilmiş ve bu serilerden elde edilen istatistikler karşılaştırılmıştır.

4.2. Dinamik Stokastik Genel Denge Ekonomileri

Bu çalışmada kullanılan model ekonomi, sonsuza dek yaşayan bir temsili hanehalkı ve bir temsili firmadan oluşmaktadır. Hanehalkının nüfusu zaman içerisinde sabittir. Dolayısı ile bu hanehalkı bir temsili birey olarak görülebilir. Ekonominin bu demografik yapısı, nüfus artışına bağlı büyüme ve ekonomideki toplulaştırılmış değişkenleri ifade ederken kişi başına değerler ile uğraşılması gibi analizin amacı açısından gerekli olmayan ayrıntıları dışlamaktadır.² Bu model ekonomi dışa kapalıdır. Ayrıca ekonomide kamu sektörü ve finans sektörü mevcut değildir. Dolayısı ile, vergiler, transferler ve sermaye varlıkları söz konusu değildir. Temsili birey, her dönem tek bir homojen malın bir kısmını tüketmekte ve kalan kısmını bir sonraki dönemin üretimi için sermaye olarak tasarruf etmektedir. Temsili bireyin her dönem 1 birim emeği vardır (bu 8 saatlik emek olarak düşünülebilir ve

²Bu tip modeller “Robinson Crusoe” ekonomisi olarak adlandırılmaktadır (Long ve Plosser, 1983).

1'e normalleştirilmiştir). Birey bu emeğini inelastik olarak temsili firmaya arz eder ve boş vakitlerinden fayda elde edemez. Dolayısı ile, temsili bireyin ne kadar saat çalışacağını belirleme gibi bir sorunu yoktur. Ayrıca bu model ekonomi DSGD modellerinin en temel iskeletini oluşturduğu için, elde edilen sonuçların daha kompleks modellere genelleştirilebilme olanağı mevcuttur.

Bu bölümde iki farklı model ekonomi ele alınacaktır. Bu model ekonomiler, bireyin tercihlerinin tanımlanması haricinde her yönüyle aynıdır. Birinci model ekonomide temsili bireyin tercihleri CRRA tipi ZBF fonksiyonu ile ifade edilirken, diğer ekonomide temsili birey kararlarını EZ fayda fonksiyonunu kullanarak oluşturur. Bu nedenle ekonominin ortak özellikleri ZBF bireyinin yer aldığı ekonomide anlatılacaktır.

4.2.1. Model 1

Birinci tip ekonomide temsili birey ZBF fonksiyonu ile tanımlanan tercihlere sahiptir. Temsili bireyin hayat boyu faydası

$$U_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t), \quad 0 < \beta < 1 \quad (3.2)$$

şeklinde ifade edilir. Bu ifadede $u(C_t)$, bireyin t dönemindeki tüketiminden elde ettiği fayda, yani dönemlik fayda fonksiyonu, β ise temsili bireyin gelecekteki tüketiminden elde edeceği faydayı bugüne indirgemek için kullandığı indirgeme faktörüdür.

Dönemlik fayda fonksiyonu $u : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}$ ve $\lim_{c \rightarrow 0} u'(C) = \infty$ olacak şekilde, kesinlikle artan, en az iki kez türevi alınabilen ve kesinlikle konkav bir fonksiyondur.

Dönemlik fayda fonksiyonunun aşağıdaki gibi CRRA fonksiyonel formuna sahiptir:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3.3)$$

Bu ifadede C_t t dönemindeki tüketim düzeyi ve γ , temsili bireyin sabit göreceli riskten kaçınma katsayısıdır.

Temsili firma ölçeğe göre sabit getirili Neoklasik üretim teknolojisine sahiptir. Firma girdi olarak temsili bireyin arz ettiği emeği (N) ve geçen dönemden tasarruf edilen sermaye stoğunu (K) kullanır:

$$Y_t = F(z_t, K_t, N_t) \quad (3.4)$$

Yukarıdaki ifadede $F(\cdot)$ bütün argümanlarında konkav, kesinlikle artan bir fonksiyondur. Her iki model için de, üretim teknolojisinin aşağıdaki gibi Cobb-Douglas fonksiyonel formuna sahip olduğu varsayılacaktır.

$$Y_t = e^{z_t} K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.5)$$

$N = 1$ olduğu için, yukarıdaki fonksiyon,

$$Y_t = e^{z_t} K_t^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.6)$$

şeklinde yazılabilir. Üretim sürecinde toplam faktör verimliliğini etkileyen rassal şoklar söz konusudur (z_t). Cooley ve Prescott (1995) takip edilerek, verimlilik veya teknoloji şokları olarak yorumlanabilecek bu rassal etkenler üretim fonksiyonuna üssel olarak dahil edilmiştir. Rassal değişken z_t , aşağıdaki gibi bir AR(1) süreci

olarak tanımlanmıştır:³

$$z_t = \rho z_{t-1} + \epsilon_t, \quad 0 < \rho < 1 \quad \text{ve} \quad \epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (3.7)$$

Böyle bir ekonomide dengenin mevcut olabilmesi için z_t 'nin durağan olması, diğer bir deyişle $0 < \rho < 1$ olması gerekmektedir (Kydland ve Prescott, 1982).

Model ekonomide sermaye stoğu her dönem δ oranında yıpranmaktadır. Her dönem temsili birey üretilen çıktının ne kadarını tüketeyeğine, dolayısı ile ne kadarını tasarruf edeyeğine karar verir. Bu kararın ekonominin üretim kısıtına uyması gerekmektedir:

$$C_t + X_t \leq F(z_t, K_t, N_t) \quad (3.8)$$

Bireyin t döneminde tasarruf ettiği çıktı, diğer bir deyişle yatırım (X_t), $t + 1$ döneminde üretim için kullanılacak sermaye stoğuna yaptığı katkıdır. Ekonomideki sermaye stoğunun dinamik denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + X_t, \quad 0 < \delta < 1 \quad (3.9)$$

Yukarıda verilen (3.4), (3.6), (3.8) ve (3.9) nolu denklemleri kullanarak temsili bireyin bütçe kısıtı aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$C_t = e^{z_t} K_t^\alpha + (1 - \delta)K_t - K_{t+1} \quad (3.10)$$

Model ekonomideki olayların zamanlaması şöyledir:

³Literatürde teknoloji şokları AR(1) olarak modellenmektedir (örneğin bkz. Cooley ve Hansen (1989); Cooley ve Prescott (1995); Hansen (1985); Kydland ve Prescott (1982)). Ayrıca bu çalışmada iki modelin birbirlerine göre performansı karşılaştırılacağı için bu seçimin kritik bir önemi yoktur.

- ◇ Her t döneminin başında rassal şok z_t belli olur.
- ◇ Daha sonra mevcut sermaye stoğu ve bireyin 1 birimlik emeği kullanılarak t dönemindeki üretim gerçekleşir.
- ◇ Gerçekleşen bu üretime göre temsili birey, t dönemi için tüketim ve yatırım kararını verir.
- ◇ Bu dönemdeki yatırım miktarı $t + 1$ dönemine üretimde kullanılacak sermaye olarak aktarılır.

Böyle bir ekonomide sosyal plancının optimizasyon problemi ile bireyin optimizasyon problemi aynıdır. Temsili bireyin amacı, (3.2) ile verilen hayat boyu faydasını (3.10) ile verilen bütçe kısıtı altında maksimize etmektir.

$$\max_{C_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3.11)$$

kısıtlar:

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

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + X_t$$

$$F(z_t, K_t, N_t) = e^{z_t} K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$$

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

$$N_t = 1$$

$$C_t \geq 0$$

$$X_t \geq 0$$

Yukarıdaki optimizasyon problemini aşağıdaki gibi bir dinamik programlama

problemi olarak ifade etmek mümkündür:

$$J(K, z) = \max_{C, X} \left\{ \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta E [J(K', z') | z] \right\} \quad (3.12)$$

kısıtlar:

$$C + X \leq F(z, K, N) \quad (3.13)$$

$$K' = (1 - \delta)K + X \quad (3.14)$$

$$F(z, K, N) = e^z K^\alpha N^{1-\alpha} \quad (3.15)$$

$$z' = \rho z + \epsilon' \quad (3.16)$$

$$N = 1 \quad (3.17)$$

$$C \geq 0 \quad (3.18)$$

$$X \geq 0 \quad (3.19)$$

Yukarıdaki problemde (3.12) ifadesi *Bellman denklemi* olarak adlandırılır (Bertsekas, 1995, s. 8). Bu dinamik programlama probleminde x' ifadeleri ilgili değişkenin bir sonraki dönem değerini göstermektedir. Belirli koşullar altında bu tip Bellman denklemlerinin $g(K, z)$ formundaki politika kuralları için tekil çözümleri mevcuttur.⁴

4.2.2. Model 2

İkinci model ekonomi temsili bireyin tercihleri haricinde tamamiyle birinci ekonomi ile aynıdır. Bu model ekonomide temsili bireyin hayat boyu fonksiyonu (3.2) nolu ZBF fonksiyonu yerine, aşağıdaki EZ tipi dögüsel fayda fonksiyonu ile

⁴Stokastik Bellman denklemlerinin çözümlerinin var olabilmesi için gerekli asgari koşullar için bkz. Lucas ve Stokey (1989, ch. 9), Ljungqvist ve Sargent (2000, s. 31) veya Bertsekas (1995, ch. 1).

tanımlanmıştır:

$$U_t = \left\{ (1 - \beta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta [E_t U_{t+1}^{1-\gamma}]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (3.20)$$

Bu fonksiyonda γ , temsili bireyin göreceli RK katsayısıdır ve ZİE katsayısı σ ile ifade edilirse, fonksiyondaki θ parametresi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Campbell, 1993, s. 491):

$$\theta = (1 - \gamma) / [1 - (1/\sigma)] \quad (3.21)$$

Yukarıdaki EZ fayda fonksiyonu (2.35) ile tamamen aynıdır. Bu çalışmada Campbell (1993) tarafından önerilen bu formülasyonun seçilmesinin nedeni, RK ve ZİE parametrelerinin (3.3) ile verilen CRRA tipi ZBF fonksiyonu le karşılaştırılabilir olmasıdır. Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından önerilen ve (2.35) ile verilen orijinal fonksiyonel formdaki parametrelerin Campbell (1993) formülasyonundaki karşılıkları Tablo 3.1 ile verilmiştir.

Tablo 3.1. (2.35) ve (3.20) notasyonlarının karşılaştırılması

Epstein ve Zin (1991)	Campbell (1993)
ρ	$1 - (1/\sigma)$
α	$1 - \gamma$
ρ/α	θ

Bu formülasyonda $\gamma = 1/\sigma$, yani $\theta = 1$ olduğunda CRRA tipi ZBF fonksiyonu elde edilir ve eğer $\gamma = \sigma = 1$ ise, logaritmik ZBF fonksiyonu elde edilir (Campbell, 1993).

Temsili bireyin hayat boyu faydasının (3.20) ile verilen ve ekonominin diğer özelliklerinin Model 1 ile aynı olduğu bu model için dinamik programlama problemi

aşağıdaki şekilde ifade edilir (Altuğ ve Labadie, 1994):

$$J(K, z) = \max_{C, X} \left\{ (1 - \beta) C^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta [E_t J(K', z')^{1-\gamma}]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (3.22)$$

kısıtlar:

$$C + X \leq F(z, K, N) \quad (3.23)$$

$$K' = (1 - \delta)K + X \quad (3.24)$$

$$F(z, K, N) = e^z K^\alpha N^{1-\alpha} \quad (3.25)$$

$$z' = \rho z + \epsilon' \quad (3.26)$$

$$N = 1 \quad (3.27)$$

$$C \geq 0 \quad (3.28)$$

$$X \geq 0 \quad (3.29)$$

4.3. Nümerik Çözüm Metodu ve Kalibrasyon

Çalışmada amaçlanan karşılaştırılmanın yapılabilmesi için Model 1 ve 2 nümerik metodlar yardımı ile çözülecektir. Bunun iki temel nedeni vardır. Öncelikle, 2. Modelin amaç fonksiyonunun döngüsel doğası nedeniyle kapalı formda analitik ifadeler bulmak zordur. Birinci sıra koşullarından elde edilecek ifadeler oldukça kompleksdir. Nitekim, 2. Model için literatürde analitik olarak çözülmüş herhangi bir örneğe rastlanılmamıştır.⁵

Nümerik çözümün tercih edilmesinin bir diğer ve en önemli nedeni ise, politika ve karar kuralları için kapalı formda analitik ifadeler bulunması mümkün olsa bile,

⁵Ayrıca belirtmek gerekir ki, literatürde 2. Modeli nümerik olarak çözen bir çalışmaya da rastlanılmamıştır.

bu ifadeler her iki modelin öngörülerinin karşılaştırılmasına olanak vermeyecektir. Dolayısı ile, her iki modelin de nümerik çözümlerinin elde edilmesi bir alternatiften öte bir zorunluluktur.

Nümerik çözümlemenin analitik çözümlere üzerine önemli üstünlükleri vardır. Novales (2000), bir DSGD modelinin nümerik çözümünü "*model ekonomideki her değişken için modelin bütün şartlarını sağlayan zaman serileri*"(s. 7) olarak tanımlamaktadır. Nümerik çözümün sonucunda ortaya çıkan zaman serilerinden, çözüm sürecini belirleyen stokastik sürecin bütün karakteristik özellikleri elde edilebilir. Bu analitik çözümde mümkün değildir. Ayrıca, nümerik çözümleme, sadece denge durumu veya durağan durumu değil, dengeye geçiş sürecini de analiz edilmeye olanak sağlar.

Model 1 ve Model 2 için sırasıyla (3.12) ve (3.22) ile verilen stokastik optimizasyon problemleri kesikli zaman (discrete time) ve sürekli durum (continuous state) problemlerdir. Bu tip stokastik dinamik programlama problemlerini çözmek için değişik metodlar geliştirilmiştir.⁶ Bu nümerik metodlar doğrusal ve doğrusal olmayan metodlar olarak iki gruba ayrılabilir.

Doğrusal metodlar, amaç fonksiyonunun veya birinci sıra denklemlerinin durağan durum etrafında doğrusal hale getirilmesine dayanır. Doğrusal-Kuadratik Yaklaşırma (Linear Quadratic Approximation) Metodu (örneğin bkz. Kydland ve Prescott (1982) ve Christiano (1990)), Logaritmik Doğrusal Metod (örneğin bkz. Uhlig (1995) King ve diğerleri (2002) ve McCallum (1983)) ve Özdeğer-Özvektör Dekompozisyon (Eigenvalue-Eigenvector Decomposition) Metodu (Sims, 2002) bu grup nümerik tekniklerdendir. Doğrusal olmayan metodların başlıcaları ise Ağırlıklandırılmış Kalıntılar (Weighted residuals) Metodu (örneğin bkz. McGrattan,

⁶Nümerik metodlar için Miranda ve Fackler (2002) ve Judd (1998) iki temel referanstır.

1999), PEA (Parameterized Expectations Approach) (örneğin bkz. Marcet ve Lorenzoni, 1999) ve Değer Fonksiyonu İterasyonu (Value Function Iteration) Metodu (örneğin bkz. Christiano, 1990; Tauchen ve Hussey, 1991) olarak sayılabilir.

Doğrusal metodlar nümerik çözüm teknikleri arasında en hızlı ve en kolay olanlarıdır (Taylor ve Uhlig, 1990). Bununla birlikte bu gruptaki metodlar belirlilik eşitliği (certainty equivalence) özelliğine dayanırlar. Bu nedenle doğrusal metodlarda çözümün elde edilmesinde risk herhangi bir rol oynamaz. Doğrusal metodlar, durağan durum etrafındaki yaklaşımlara dayandığı için, rassal şoklar belirlilik eşitliği kullanılarak kendi koşulsuz beklenen değerlerine eşitlenir. Dolayısı ile, çözümde stokastik sürecin etkisi dışlanır (Imrohoroğlu, 1989). Bu çalışmada nümerik çözüm tekniği olarak doğrusal olmayan bir teknik olan Değer Fonksiyonu İterasyonu (DFİ) metodu kullanılmıştır.

DFİ metodu doğrusal olmayan teknikler arasında en yavaş fakat çözümün elde edilmesi açısından en güvenilir olanıdır (Adda ve Cooper, 2003, s. 34). Bu teknik Bellman denklemi için bir sabit noktanın bulunması temeline dayanır.⁷ Model 1 ve 2 gibi kesikli zaman ve sürekli durum modellerini DFİ metodu ile çözmek için iki önemli adım vardır. İlk olarak durum değişkeninin, ki burada sermaye stoğudur (K), kesikli hale getirilmesi gerekir. İkinci olarak ise rassal şokların kesikli hale getirilmesidir. Çünkü bilgisayarlar sürekli değişkenlerle işlem yapamazlar.

Sermaye stoğunu kesikli hale getirmek için üniform ızgara (uniform grid) tekniği kullanılmıştır (Christiano, 1990). Bu teknikte kesikli hale getirilecek değişken uzayı,

$$\mathcal{K} = \{K_1, K_2, \dots, K_N\} \quad (3.30)$$

olacak şekilde N adet eşit aralığa bölünür. N değeri ne kadar büyük olursa, değer

⁷DFİ metodunun ayrıntıları için bkz. Santos (1999), Miranda ve Fackler (2002, ch. 8,9), Judd (1998, s. 412), Christiano (1990) ve Tauchen ve Hussey (1991).

fonksiyonu yaklaştırması da gerçek değerine o kadar yakın olacaktır. Bu çalışmada her iki model için de $N = 1000$ olarak alınmıştır. Her iki model için de için $K = [K_1, K_N]$ aralığı durağan durumu kapsayacak şekilde belirlenmiştir.

Model 1 ve 2'yi nümerik dinamik programlama teknikleri ile çözmek için rassal şokların da kesikli hale getirilmesi gerekmektedir. Diğer bir ifade ile, (3.7) ile verilen AR(1)sürecinin

$$\mathcal{Z} = \{z_1, z_2, \dots, z_M\} \quad (3.31)$$

şeklinde ifade edilmesi gerekmektedir. Tauchen ve Hussey (1991), $AR(P)$ (genel olarak $VAR(P, Q)$) süreçlerinin kesikli *Markov süreçleri* ile, yani *Markov Zincirleri* ile ifade edilebileceğini göstermiştir.

Tanım 3.1. $\{z_t\}$, sadece $\{1, 2, \dots, N\}$ değerlerini alabilen bir rassal değişken olsun. Ayrıca $\{z_t\}$ değişkeninin j gibi belli bir değeri alma olasılığı sadece bir önceki değerine bağlı olsun. Diğer bir ifade ile,

$$P\{z_t = j | z_{t-1} = i, z_{t-2} = k, \dots\} = P\{z_t = j | z_{t-1} = i\} = \pi_{ij}$$

olsun. Bu durumda $\{z_t\}$, N boyutlu bir *Markov zinciri* olarak adlandırılır (Hamilton, 1994, s. 678-679).

Yukarıdaki tanımda, $\{\pi_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$ *geçiş olasılıkları* olarak adlandırılır ve aşağıdaki koşulları sağlarlar:

1. $\pi_{ij} \geq 0, \forall i, j = 1, 2, \dots, N$
2. $\sum_{j=1}^N \pi_{ij} = 1, \forall i = 1, 2, \dots, N$

Geçiş olasılıkları genellikle

$$\mathbf{\Pi} = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1N} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2N} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \pi_{N1} & \pi_{N2} & \cdots & \pi_{NN} \end{pmatrix}$$

şeklinde *geçiş olasılıkları matrisi* adı verilen bir matris ile ifade edilir.

(3.7) ile verilen toplam faktör verimlilik şok süreci, Tauchen ve Hussey (1991) tarafından önerilen algoritma kullanılarak z_t süreci 2×2 boyutlu bir Markov zinciri ile gösterilecek şekilde kesikli hale getirilmiştir. İlgili MATLAB® program kodu `tauch-hussey.m` adı ile EK B.'de verilmiştir.

Model 1 ve 2'nin nümerik çözümünde kullanılan DFİ algoritması aşağıdaki adımları içerir:

Adım 1: Sermaye stoğu için $\mathcal{K} = \{K_1, K_2, \dots, K_N\}$ şeklinde bir eşit aralıklı (*uniform*) ızgara belirle.

Adım 2: Rassal şokların alabileceği kesikli değerleri $\mathcal{Z} = \{z_1, z_2, \dots, z_M\}$ ve geçiş matrisini $\mathbf{\Pi} = \pi_{ij}$ tanımla.

Adım 3: Değer fonksiyonu için tahmini bir başlangıç değeri $J_0(K, z)$ belirle, karar kuralı indeksini $g_0 = 1$ olarak belirle ve iterasyonun durması gereken kriteri $\varepsilon > 0$ seç.

Adım 4: Her bir $K_l \in \mathcal{K}$, $l = 1, 2, \dots, N$ ve $z_k \in \mathcal{Z}$, $k = 1, 2, \dots, M$ değeri için aşağıdaki değer fonksiyonlarını hesapla:

Model 1 için

$$J_{i+1}(K_l, z_k) = \max_{K' \in \mathcal{K}} \left\{ u(C(K_l, K', z_k)) + \beta E \left[\sum_{j=1}^M \pi_{kj} J_i(K', z'_j) \right] \right\}$$

Model 2 için,

$$J_{i+1}(K_l, z_k) = \max_{K' \in \mathcal{K}} \left\{ (1 - \beta) C(K_l, K'_l, z_k)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta \left[\sum_{j=1}^M \pi_{kj} J_i(K', z'_j)^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}}$$

Adım 5: J_{i+1} fonksiyonunu maksimum yapan K^* indeksini bul ve karar kuralını $g_{i+1} = K^*$ olarak belirle.

Adım 6: Eğer $\|J_{i+1}(K_l, z_k) - J_i(K_l, z_k)\| < \varepsilon$ ise bir sonraki adıma geç. Aksi halde $J_{i+1} = J_i$ ve $g_{i+1} = g_i$ olarak eşitle ve **Adım 4**'e geri dön.

Adım 7: Programı durdur.

Her iki modelde de $N = 1000$, $M = 2$ ve $\varepsilon = 10^{-4}$ alınmıştır. Şüphesiz N değerinin daha büyük ve ε değerinin de daha küçük belirlenmesi nümerik çözümlerin güvenilirliğini artırmaktadır. Bununla birlikte, farklı N ve ε ile yapılan birçok denemede çalışmanın bulgularını önemli ölçüde değiştirecek sonuçlar alınmamış, sadece bilgisayarın hesaplama zamanı üssel şekilde artmıştır. Bu nedenle elde edilen sonuçlarla tatmin olunarak, bütün çözümler bahsedilen değerler kullanılarak elde edilmiştir. Bütün çözümler MATLAB[®] programlama ortamı kullanılarak yapılmıştır.

Modellerin kalibrasyonu aşamasında Model 1 için toplam 7, Model 2 için toplam 8 adet parametrenin değerlerinin belirlenmesi gerekmektedir. Hatırlanacağı gibi, Model 1'de $\sigma = 1/\gamma$ olduğu için ZİE parametresi mevcut değildir. Model 1 için RK (γ) ve Model 2 için de RK (γ) ve ZİE (σ) parametreleri her model çözümü için değişmektedir. Kalibrasyon için seçilecek parametrelerin belirlenmesinde Hansen (1985) ve Cooley ve Prescott (1995) takip edilmiştir. Her iki çalışmada da modeller çeyrek yıllık frekansa göre kalibre edilmiştir. Bu çalışmada hedeflenen, modelleri gerçek veriler ile test etmek değil, iki modeli karşılaştırmak olduğu için, kalibrasyon parametrelerinin sözü edilen yazarlar tarafından nasıl belirlendiği ile ilgili ayrıntılara girilmesine gerek duyulmamıştır. Kullanılan parametre değerleri Tablo 3.2 ile verilmiştir.

Tablo 3.2. Modellerin kalibrasyonunda kullanılan parametre değerleri

β	α	δ	ρ	σ_ϵ	γ	σ
0.96	0.36	0.025	0.85	0.12	1-30	0.01-1.2

Model 1 ve 2 yukarıdaki gibi kalibre edildikten sonra, her iki model için de farklı γ ve σ değerleri için nümerik çözümler elde edilmiştir. Bu aşamada iki yol izlenmiştir. Öncelikle Model 1 $\gamma=1.5$ ve Model 2 $\gamma=1.5$ ve $\sigma=0.66$ değerleri kullanılarak çözülmüştür. Daha sonra Model 2 için $\gamma=0.66$ olarak sabit tutulmuş ve $\sigma=0.01, 0.05, 0.1, 0.5, 1.01, 1.2$ değerleri kullanılarak nümerik çözümler elde edilmiştir. Alternatif olarak ayrıca yine Model 2 için $\sigma=0.66$ değerinde sabit tutularak $\gamma=1, 2, 5, 10, 15, 20, 30, 40$ değerleri için nümerik çözümler elde edilmiştir.

Nümerik çözümlenmeden elde edilen karar kuralları kullanılarak, bütün modeller için sermaye stoğu, yatırım, çıktı ve tüketim değişkenlerine ait 500 dönemlik (125 yıllık) zaman serileri elde edilmiştir. Elde edilen bu zaman serilerinden standart sapmalar, diğer değişkenlerle olan çarpı korelasyonları ve çıktının gecikmeli değerleri ile olan korelasyonları hesaplanmıştır. Bu işlem her model için 500 kez tekrarlanarak, her istatistik için örneklem standart hataları elde edilmiştir. Modellerden elde edilen zaman serileri herhangi bir filtrelemeye tabi tutulmamıştır. Bunun nedeni en yaygın kullanılan HP filtresi (Hodrick-Prescott filtresi, bkz. Hodrick ve Prescott (1997)) ile trendden arındırılan serilerin ikinci momentler ve korelasyonlar ile ilgili sonuçları değiştirmedeğinin görülmesidir.

4.4. Bulgular ve Değerlendirme

Modellerden simülasyon yoluyla elde edilen sonuçlar tablolar halinde verilmiştir. Bütün tablolarda parantez içinde yer alan değerler, ilgili istatistiğin 500 gözlemlik

örneklemelerden elde edilen standart hatalarıdır. Modellerden elde edilen istatistiklerin karşılaştırılması için z testi (Sheskin, 2000, s. 266-267) ve *Hartley'in* F_{max} testi (Sheskin, 2000, s. 253-257) kullanılmıştır. Korelasyonların farklılığının testi için ise *Fisher'in r-z transformasyonu* kullanılmıştır (Anderson (1984, s. 120-1125) ve Sheskin (2000, s. 782-783)). İlgili test istatistiği aşağıdaki formül yardımı ile hesaplanmıştır:

$$z = \frac{1/2 \ln \left(\frac{1+r_1}{1-r_1} \right) - 1/2 \ln \left(\frac{1+r_2}{1-r_2} \right)}{1/(N_1 - 3) + 1/(N_2 - 3)} \quad (3.32)$$

Bu ifadede r_1 ve r_2 iki bağımsız örneklemden elde edilen korelasyon katsayılarıdır. N_1 ve N_2 ise örneklem büyüklükleridir. Çalışmadaki analiz boyunca bütün testler 0.05 anlamlılık düzeyinde uygulanmıştır.

$\gamma = 1.5$ ve $\sigma = 0.66$ olarak alındığında elde edilen standart sapmalar Tablo A.1 ile verilmiştir. Görüldüğü gibi standart hatalar açısından ZBF ve EZ fayda fonksiyonlarının kullanımları arasında belirgin bir fark yaratmamıştır. Bu gözlem çarpaz korelasyonlar (Tablo A.2) ve değişkenlerin çıktı ile olan korelasyonları (Tablo A.3) için de geçerlidir. Fisher'in r-z transformasyonu ile yapılan testlerde çarpaz korelasyonların ve çıktı ile korelasyonların istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde birbirlerinden farklı olmadıkları görülmüştür. Buradan öncelikle, EZ fayda fonksiyonunda tanımlanan RK ve ZİE katsayılarının ZBF fonksiyonundaki ile aynı, dolayısı ile karşılaştırılabilir olduğu sonucu çıkmaktadır. Bir diğer önemli sonuç ise, EZ fayda fonksiyonunun modelin çalışma mekanizmasını değiştirmedir. ZBF fonksiyonu kullanılan DSGD modellerinin (özellikle reel modeller için) temel değişkenleri taklit etmekteki başarısı düşünüldüğünde bu sonuç EZ fayda fonksiyonunun hanesine artı olarak yazılabilir.

Model 1 ve 2'nin aynı parametre değerlerinde aynı davranışı gösterdikleri tesbit

edildikten sonra, Model 2 kullanılarak zaman serilerinin temel karakteristiklerinin RK ve ZİE parametrelerine duyarlılıkları ve eğer bir değişim söz konusu ise, bu değişim yönü ve özellikleri araştırılmıştır. Öncelikle RK parametresi 1.5 olarak sabit tutularak, ZİE parametresinin değeri artırılmıştır. Bu deneyden elde edilen standart sapmalar Tablo A.4. ile verilmiştir. Bu tabloda ilk bakışta ZİE parametresinin değeri arttıkça yatırım haricindeki bütün değişkenlerin standart sapmalarının düştüğü göze çarpmaktadır. Gerçekten de ZİE parametresinin değeri arttıkça standart sapmalarda gözlemlenen bu farklar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Zamanlararası ikame derecesinin yüksek olması, temsili bireyin tüketimini zaman içerisine yayma eğiliminin yüksek olması anlamına gelmektedir. Bu durumda temsili birey daha fazla tasarruf etmeye meyilli olacaktır. Tüketim serisinin değişkenliği ise azalacaktır. Tablo A.4.'de ZİE parametresi arttıkça tüketim serisinin standart sapmasının azalması bunun bir göstergesidir. Tüketimdeki değişkenliğin azalması bütün model ekonomiye yansımakta ve diğer değişkenlerin değişkenlikleri de azalmaktadır. Nitekim, sermaye stoğu, yatırım ve çıktının değişkenlikleri istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde azalmaktadır. Tablo A.4.'de yatırım serilerinin ZİE parametresindeki artışa duyarlılığı, ilk bakışta diğerlerine oranla yüksek görünmese de örneklem standart hataları oldukça küçük olduğundan bu değişkenin standart hatalarındaki düşüş de istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

Tablo A.8.'de yatırım, tüketim ve sermaye stoğu serilerinin birbirleri ile olan korelasyonları verilmiştir. ZİE parametresinin değeri arttıkça, tüketim serisinin sermaye stoğu ile olan korelasyonunun azaldığı görülmektedir. İstatistiksel olarak da anlamlı bulunan bu düşüş, ZİE derecesi arttıkça t dönemindeki tüketimin t dönemindeki sermaye stoğuna bağlılığının azalması demektir. Bu tabloda, ZİE parametresinin değeri arttıkça tüketimin yatırım ile olan korelasyonunun arttığı görülmektedir. Ayrıca yatırım ve sermaye stoğu arasındaki korelasyonun, ZİE parametresinin değeri

arttıkça hızlı bir şekilde düştüğü gözlemlenmektedir. Bütün bu değişimlerin istatistiksel olarak da anlamlı olduğu görülmüştür.

Tablo A.8.'de tüketim ve sermaye stoğunun korelasyonları ile ilgili gözlem, Tablo A.11. ile verilen çıktı ile korelasyonlarda da yapılmaktadır. Tüketim serileri aynı davranışı, çıktı ile de çok yakın korelasyon katsayıları ile sergilemektedir. Temsili birey, tüketim kararlarını verirken karar dönemindeki kullanabileceği çıktı ve sermaye stoğuna çok bağlı kalmadan tüketimini zaman içerisinde belli bir düzeyde tutmaya yönelik hareket etmektedir. ZİE parametresinin değeri 0.01'den 1.2'ye yükselirken tüketim serilerinin standart sapmalarında %26 gibi büyük bir düşüş olmaktadır. Tablo A.8.'de çıktı ve sermaye stoğu arasındaki korelasyonlarda ilginç bir davranış göze çarpmaktadır. Bu iki değişken arasındaki korelasyon, ZİE=0.01-1 arasında istatistiksel olarak sabit kalırken, ZİE=1 den sonra hızla artmaya başlamaktadır.

İkinci bir adım olarak, Model 2'de ZİE=0.66 olarak sabit tutularak, RK parametresinin 1,2,5,10,15,20,30 ve 40 değerlerini aldığı durumlar için sonuçlar elde edilmiştir. Serilerin değişkenliklerinde ZİE parametresinin değerinin artmasıyla oluşan azalma, RK parametresinin değerinin artması durumunda da gözlemlenmektedir. Tablo A.5.'te ZİE katsayısının 0.66 olarak sabit tutulup, RK katsayısının 1'den 40'a artırılması durumunda elde edilen standart sapmalar verilmiştir. Görüldüğü gibi, tüketim dahil bütün değişkenlerin standart sapmalarında bir düşüş vardır. Gözlemlenen bu düşüş, istatistiksel olarak da anlamlı bulunmuştur.

Tablo A.9.'daki çarpaz korelasyonlara bakıldığında, değişkenler arasındaki korelasyonların Tablo A.8. ile aynı seyri izledikleri görülmektedir. RK parametresinin değeri arttıkça istatistiksel olarak tüketim ve sermaye stoğu arasındaki korelasyon azalmakta, tüketim ve yatırım arasındaki korelasyon artmakta ve sermaye stoğu ile yatırım arasındaki korelasyon azalmaktadır.

ZİE parametresinin sabit tutularak, RK parametresinin değerlerinin değiştirildiği durumda, yatırım dışındaki değişkenlerin çıktı ile olan korelasyonlarında anlamlı bir farklılık veya herhangi belirgin bir seyir gözlemlenmemektedir (Tablo A.12.). Sadece yatırımın çıktı ile olan korelasyonları RK değerinin artmasıyla birlikte azalmaktadır.

Bir diğer deneyde ise Model 1'de RK parametresinin değeri artırılmış ve Model 2'de aynı ZİE ve RK değerlerine karşılık gelecek şekilde kalibre edilmiştir. Bu deneyde RK parametresinin değeri artarken, ZİE parametresinin değeri azalmaktadır. Öncelikle, bu deneyden elde edilen sonuçların, birkaç istisna dışında Model 1 ve 2'de tamamen aynı oldukları, yani istatistiksel olarak farklı olmadıkları gözlemlenmiştir. Bu sonuç, EZ fayda fonksiyonunun modelin çalışma dinamiklerini değiştirmedeği şeklinde daha önce ulaşılan sonucu teyid eder niteliktedir.

Diğer deneylerdeki bulgular tüketimin değişkenliğinin RK ve ZİE parametrelerinin değerlerinin artmasıyla, ters yönde hareket ederek azalmakta olduğunu göstermektedir. Bu deneyde ise RK artarken ZİE azalmaktadır. Diğer bir ifade ile, önceki iki deneyden elde edilen bulgulara göre, bu deneyde iki zıt etki söz konusudur. Yani iki farklı etkinin bir bileşimi söz konusudur.

Tablo A.6. ve Tablo A.7. ile verilen standart sapmalarda, sermaye stoğu ve çıktıdaki değişkenliğin RK değerinin artmasıyla birlikte yükseldiği, tüketim ve yatırımdaki değişkenliğin ise aynı kaldığı gözlemlenmektedir. Buradan, sermaye stoğu ve çıktı için ZİE etkisinin baskın çıktığı anlaşılmaktadır. Tüketim ve yatırım için ise, ZİE ve RK etkilerinin birbirlerini nötrleştirdiği yorumunu yapmak mümkündür.

Tablo A.10. ile verilen çarpaz korelasyonlarda ise bütün değerlerde istatistiksel olarak anlamlı farklılıkların olduğu görülmektedir. Bu tablodan çıkarılacak bir

diğer sonuç da, çarpaz korelasyonlarda ZİE etkisinin daha baskın olduğudur. Aynı değerlendirmelerin Tablo A.13. ve Tablo A.14. ile verilen çıktı korelasyonları için de doğru olduğu gözlemlenmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmanın konusu, makro iktisat alanında temel analiz araçları haline gelen DSGD modellerinde ekonomik birimlerin tercihlerinin modellenmesidir. Çalışmada, DSGD modellerinde standart olarak kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu yerine, Epstein ve Zin (1989, 1991) tarafından geliştirilen döngüsel zamanlararası fayda fonksiyonunun kullanımının makro ekonomik öngörüler açısından ortaya çıkaracağı sonuçlar araştırılmıştır.

Üç ana bölümden oluşan çalışmanın ilk bölümü, DSGD modellerinin tarihsel gelişimleri ve analiz araçları olarak makro iktisat alanında nasıl kullanıldıkları konusuna ayrılmıştır. DSGD modelleri Keynesyen yaklaşımın getirdiği toplulaştırılmış makro modellerin aksine, Lucas Kritiği'nden etkilenmeden alternatif politika analizlerine olanak sağlamaktadır. Bu özellikleri sayesinde DSGD modelleri, makro iktisadın hemen bütün alanlarında kullanılan önemli araçlar haline gelmişlerdir.

DSGD modellerinin, alternatif makro ekonomik politikaların analizi amacıyla kullanılmadan önce gerçek ekonomik verilerle karşılaştırılarak, teorik geçerliliklerinin test edilmesi gerekmektedir. DSGD modellerinin gerçek ekonomik veri ile karşılaştırılmasında kullanılan yöntemlerden biri tahmin yöntemidir. Bu yöntemde, eldeki DSGD modelinin yapısal parametreleri yine bu modelden elde edilen Euler denklemleri yardımıyla ekonometrik olarak tahmin edilirler. Bu parametre değerleri kullanılarak, simülasyonlar yardımı ile ilgili zaman serileri üretilir ve bu seriler gerçek ekonomik veriler ile istatistiksel olarak karşılaştırılır. Bir diğer yöntem ise kalibrasyon yöntemidir. Bu yöntemde modelin yapısal parametreleri, gerçek ekonomik veri ile benzeşen zaman serileri üretecek şekilde belirlenir. Kalibrasyon yönteminde parametrelerin belirlenmesi amacıyla kullanılması gerek ölçütler net

değildir. Bahsedilen iki yöntemden hangisinin kullanılması gerektiği, iktisatçılar arasında tartışma konusu olmuştur. Bununla birlikte, DSGD modellerinde en yaygın kullanıma sahip yöntemin kalibrasyon yöntemi olduğu görülmektedir.

Gerçek verilerle karşılaştırmak amacıyla hangi yöntem kullanılırsa kullanılsın, DSGD modellerinin ampirik performansları tatmin edici olmaktan uzaktır. Bu modeller, gerçek ekonomik veride gözlemlenen özelliklerin birçoğunu açıklamakta güçlük çekmektedirler. Gerçek verilerde gözlemlenen ve DSGD modellerinin taklit edemediği bu durumlar DSGD bilmeceleri olarak isimlendirilmektedir. Bazı iktisatçılar tarafından DSGD bilmecelerinin nedenlerinden birinin de, bu modellerde kullanılan fayda fonksiyonları olabileceği ileri sürülmüştür. Bu iktisatçılara göre, DSGD modellerinde kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonunun yetersizlikleri ve kısıtlayıcı varsayımları bu modellerin öngörülerini önemli ölçüde etkilemektedir.

Çalışmanın ikinci ana bölümünde, DSGD modellerinde artık bir standart hale gelmiş olan Zamanlararası Beklenen Fayda modelinin mikro ekonomik temelleri ve bu modele alternatif olarak sunulan Epstein-Zin döngüsel fayda fonksiyonu ele alınmıştır. Zamanlararası Beklenen Fayda modeli, zamanlararası tercihleri modellemek amacıyla kullanılan İndirgenmiş Fayda modeli ve belirsizlik altındaki tercihleri modellemek amacıyla kullanılan Beklenen Fayda modelinin birlikte kullanılmasından oluşmaktadır. Gerek İndirgenmiş Fayda, gerek se Beklenen Fayda modelleri bireylerin tercihlerini açıklamakta bazı yetersizliklere ve ampirik bulgularla desteklenmeyen bir takım kısıtlayıcı varsayımlara sahiptir. Bu iki modelin birleşiminden oluşması nedeniyle, sözü edilen bu yetersizlikler ve kısıtlayıcı varsayımları Zamanlararası Beklenen Fayda modeli de taşımaktadır. Epstein ve Zin (1989, 1991), Zamanlararası Beklenen Fayda modelinin bu olumsuzluklarına çözüm olarak alternatif bir fayda fonksiyonu önermişlerdir. Zamanlararası Beklenen Fayda modelinin olumsuzluklarını taşımayan ve döngüsel bir yapıya sahip olan Epstein-Zin fayda fonksiyonu, DSGD bilmecelerine çözüm olabilme potansiyeline sahiptir.

Çalışmanın üçüncü ana bölümünde, makro iktisat literatüründeki bazı DSGD bilmecelerine değinilerek, Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu yerine Epstein-Zin döngüsel fayda fonksiyonunun kullanılmasının DSGD modellerinin öngörülerine

anamlı bir katkı sağlayabileceği hipotezi test edilmiştir. Bazı iktisatçılar, makro iktisadın birçok alanında ortaya çıkan DSGD bilmecelerinin bir nedeninin de, bu modellerde kullanılan Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu olabileceğini ileri sürmüşlerdir. Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu birbirlerinden farklı kavramlar olan zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayılarının, birbirlerinin tersi olduklarını varsaymaktadır. Bu fayda fonksiyonunda sadece riskten kaçınma katsayısı belirlenebilmektedir. Zamanlararası ikame esnekliği parametresi modelde, riskten kaçınma parametresinin tersi olacak şekilde yer almaktadır. Epstein-Zin fayda fonksiyonu diğer birçok avantajının yanısıra, Zamanlararası Beklenen Fayda modelinin zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma parametreleri ile ilgili bu kısıtlayıcı varsayımı ortadan kaldırmaktadır.

Epstein-Zin fayda fonksiyonunda zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma parametrelerinin birbirlerinden bağımsız olarak belirlenebilmektedir. Bu durumun, DSGD modellerinin öngörülerini açısından doğuracağı sonuçları araştırmak amacıyla Epstein-Zin fayda fonksiyonunun kullanıldığı bir DSGD modeli, aynı modelin Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonunun kullanılan versiyonu ile karşılaştırılmıştır. Ayrıca Epstein-Zin fayda fonksiyonunun kullanıldığı DSGD modelinde, farklı zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma katsayılarının model öngörülerinde meydana getirdiği değişiklikler araştırılmıştır.

Aynı DSGD modelinin, Epstein-Zin ve Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonları kullanıldığı nümerik çözümler karşılaştırıldığında, model öngörülerinin değişmedikleri görülmüştür. Buradan, Epstein-Zin fayda fonksiyonunun, modelin çalışma dinamiklerinde önemli farklılıklara yol açmadığı sonucu çıkmaktadır.

Epstein-Zin fayda fonksiyonunun kullanıldığı DSGD modeli farklı zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma kombinasyonları ile çözüldüğünde ise, model öngörülerinin önemli ölçüde değiştiği görülmüştür. Analize konu olan DSGD modelinde, reel değişkenler ile ilgili öngörülerin hem zamanlararası ikame esnekliği parametresine, hem de riskten kaçınma parametresine duyarlı oldukları saptanmıştır. Ayrıca, her iki parametre arasında Zamanlararası Beklenen Fayda modelince öngörülen türden bir ilişki gözlemlenmemiştir. Bu nedenle, zamanlararası ikame esnekliği ve riskten kaçınma parametrelerinin birbirlerinin tersi olacak şekilde

ilişkilendirilmeleri önemli öngörü hatalarına yol açacaktır. Epstein-Zin fayda fonksiyonunda her iki parametrenin de bağımsız olarak belirlenbilmeleri, DSGD modellerinin gerçek veriyi daha iyi taklit edebilmelerine olanak sağlayacaktır.

Çalışmadan elde edilen bu bulgular, Epstein-Zin fayda fonksiyonunun kullanılmasının DSGD modellerinin öngörülerinin iyileştirilmesine katkı sağlayacağını göstermektedir. Sözü edilen bu iyileştirmenin iki boyutu vardır. Bir yandan Epstein-Zin fayda fonksiyonu, DSGD modellerinin Zamanlararası Beklenen Fayda fonksiyonu kullanıldığında elde edilen başarılı sonuçları aynı şekilde taklit edebilmektedir. Çünkü bu fayda fonksiyonu, modelin çalışma dinamiklerinde önemli bir değişikliğe neden olmamaktadır. Öte yandan, iki önemli parametrenin birbirlerinden bağımsız belirlenebilmelerine olanak vererek, DSGD modellerine esneklik sağlamaktadır. Model öngörülerinin bu parametrelere olan duyarlılıkları düşünüldüğünde, bu esneklik DSGD modellerinin gerçek veriyi daha başarılı bir şekilde taklit edebilmelerine olanak sağlayacaktır. Bu şekilde, DSGD modellerinde Epstein-Zin fayda fonksiyonunun kullanılması, bazı DSGD bilmecelerinin çözümüne de katkı sağlayabilecektir.

ZİE ve RK derecelerinin bireyler ve ülkeler arasında önemli farklılıklar gösterdiği düşünülürse, bu iki parametre arsında ZBF modeli tarafından varsayılan teorik ilişkinin ortadan kaldırılmasının heterojen ekonomik bireylerden oluşan ekonomilerin modellenmesine de önemli katkılar sağlayacaktır. Farklı tercihlere sahip bireylerden oluşan ekonomilerin modellenebilmesi birçok alanda önemli makro ekonomik analizlere olanak sağlayacaktır (Benabou, 2002).

EKLER

Sayfa

EK A. Tablolar	136
EK B. MATLAB® Program Kodları	145

EK A. Tablolar

Tablo A.1. $\gamma = 1.5$ ve $\sigma = 0.66$ için Standart Sapmalar (Referans Modeller)

	ZBF ($\gamma = 1.5$)	EZ ($\gamma = 1.5, \sigma = 0.66$)
Sermaye stoğu	1.2427 (0.148)	1.2399 (0.147)
Tüketim	0.2236 (0.016)	0.2236 (0.015)
Yatırım	0.2196 (0.006)	0.2198 (0.006)
Çıktı	0.1098 (0.087)	0.1144 (0.094)

Tablo A.2. $\gamma = 1.5$ ve $\sigma = 0.66$ için Çarpaz Korelasyonlar (Referans Modeller)

	Sermaye stoğu		Tüketim		Yatırım	
	ZBF	EZ	ZBF	EZ	ZBF	EZ
Sermaye stoğu	1.0000	1.0000	0.3604	0.3711	0.0555	0.0547
Tüketim	-	-	1.0000	1.0000	-0.7757	-0.7530
Yatırım	-	-	-	-	1.0000	1.0000

Tablo A.3. $\gamma = 1.5$ ve $\sigma = 0.66$ için Değişkenlerin Çıktı ile Korelasyonları

	Y		Y(-1)		Y(-2)		Y(-3)		Y(-4)	
	ZBF	EZ	ZBF	EZ	ZBF	EZ	ZBF	EZ	ZBF	EZ
<i>K</i>	0.941	0.934	0.945	0.940	0.922	0.918	0.882	0.879	0.833	0.829
<i>C</i>	0.347	0.356	0.438	0.446	0.485	0.492	0.504	0.509	0.502	0.5071
<i>I</i>	0.158	0.169	0.013	0.019	-0.080	-0.077	-0.139	-0.137	-0.173	-0.173
<i>Y</i>	1.000	1.000	0.956	0.952	0.903	0.897	0.844	0.836	0.784	0.775

Tablo A.4. Model 2, $\gamma = 1.5$ için Standart Sapmalar

σ	Sermaye stoğu	Tüketim	Yatırım	Çıktı
0.01	2.1318 (0.664)	0.2439 (0.020)	0.2283 (0.009)	0.1823 (0.103)
0.05	2.1251 (0.451)	0.2414 (0.025)	0.2306 (0.006)	0.1819 (0.088)
0.10	1.8887 (0.370)	0.2358 (0.026)	0.2295 (0.005)	0.1624 (0.088)
0.50	1.3411 (0.169)	0.2236 (0.018)	0.2207 (0.006)	0.1286 (0.099)
1.01	1.1386 (0.109)	0.2227 (0.014)	0.2190 (0.006)	0.1094 (0.096)
1.20	1.0941 (0.107)	0.2234 (0.013)	0.2190 (0.007)	0.0990 (0.088)

Tablo A.5. Model 2, $\sigma = 0.66$ için Standart Sapmalar

γ	Sermaye stoğu	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)	0.2105 (0.018)	0.1969 (0.010)	0.1054 (0.106)

Tablo A.6. Model 1 için Standart Sapmalar

γ	Sermaye stoğu	Tüketim	Yatırım	Çıktı
1	1.3423 (0.1356)	0.2344 (0.0232)	0.2351 (0.0059)	0.1255 (0.1010)
2	1.5065 (0.1771)	0.2331 (0.0255)	0.2345 (0.0054)	0.1361 (0.0979)
5	1.7169 (0.2802)	0.2363 (0.0264)	0.2356 (0.0053)	0.1442 (0.0903)
10	1.8125 (0.3745)	0.2366 (0.0241)	0.2339 (0.0062)	0.1546 (0.0953)

Tablo A.7. Model 2 için Standart Sapmalar ($\sigma=1/\gamma$)

γ	Sermaye stoğu	Tüketim	Yatırım	Çıktı
1	1.3555 (0.1297)	0.2348 (0.0222)	0.2349 (0.0057)	0.1242 (0.0988)
2	1.5222 (0.1929)	0.2358 (0.0227)	0.2340 (0.0058)	0.1247 (0.0854)
5	1.7470 (0.2952)	0.2376 (0.0237)	0.2351 (0.0057)	0.1435 (0.0892)
10	1.8337 (0.3589)	0.2370 (0.0234)	0.2338 (0.0063)	0.1530 (0.0921)

Tablo A.8. Model 2, $\gamma = 1.5$ için Çarpıraz Korelasyonlar

σ		K	C	I
0.01	K	1.000	0.470	0.184
	C	-	1.000	-0.604
	I	-	-	1.000
0.05	K	1.000	0.495	0.178
	C	-	1.000	-0.601
	I	-	-	1.000
0.1	K	1.000	0.459	0.148
	C	-	1.000	-0.646
	I	-	-	1.000
0.5	K	1.000	0.399	0.072
	C	-	1.000	-0.701
	I	-	-	1.000
1	K	1.000	0.366	0.036
	C	-	1.000	-0.760
	I	-	-	1.000
1.2	K	1.000	0.345	0.027
	C	-	1.000	-0.802
	I	-	-	1.000

Tablo A.9. Model 2, $\sigma = 0.66$ için Çarpıraz Korelasyonlar

γ		K	C	I	γ		K	C	I
1	K	1.000	0.400	0.082	15	K	1.000	0.379	0.060
	C	-	1.000	-0.696		C	-	1.000	-0.716
	I	-	-	1.000		I	-	-	1.000
2	K	1.000	0.377	0.079	20	K	1.000	0.359	0.049
	C	-	1.000	-0.742		C	-	1.000	-0.749
	I	-	-	1.000		I	-	-	1.000
5	K	1.000	0.389	0.072	30	K	1.000	0.364	0.041
	C	-	1.000	-0.709		C	-	1.000	-0.735
	I	-	-	1.000		I	-	-	1.000
10	K	1.000	0.381	0.066	40	K	1.000	0.333	0.020
	C	-	1.000	-0.719		C	-	1.000	-0.765
	I	-	-	1.000		I	-	-	1.000

Tablo A.10. Model 1 ve 2 için Çarpıraz Korelasyonlar

Model 1					Model 2 ($\sigma=1/\gamma$)				
γ	K	C	I		γ	K	C	I	
1	K	1	0.38452	0.05966	1	K	1	0.3809	0.0620
	C		1	-0.72475		C		1	-0.7340
	I			1		I			1
2	K	1	0.39955	0.088503	2	K	1	0.3713	0.0911
	C		1	-0.69689		C		1	-0.7586
	I			1		I			1
5	K	1	0.40547	0.12068	5	K	1	0.4041	0.1243
	C		1	-0.69646		C		1	-0.7072
	I			1		I			1
10	K	1	0.42191	0.13587	10	K	1	0.4175	0.1400
	C		1	-0.66335		C		1	-0.6762
	I			1		I			1

Tablo A.11. Model 2, $\gamma = 1.5$ için Değişkenlerin Çıktı ile Korelasyonları

σ		Y	$Y(-1)$	$Y(-2)$	$Y(-3)$	$Y(-4)$
0.01	K	0.930	0.936	0.928	0.911	0.888
	C	0.473	0.524	0.548	0.554	0.552
	I	0.294	0.180	0.105	0.059	0.031
	Y	1.000	0.959	0.918	0.881	0.847
0.05	K	0.930	0.939	0.934	0.921	0.901
	C	0.480	0.531	0.559	0.573	0.576
	I	0.299	0.189	0.114	0.063	0.027
	Y	1.000	0.961	0.925	0.891	0.858
0.1	K	0.929	0.938	0.931	0.914	0.890
	C	0.442	0.501	0.534	0.550	0.553
	I	0.270	0.152	0.071	0.016	-0.022
	Y	1.000	0.960	0.920	0.881	0.843
0.5	K	0.921	0.932	0.917	0.885	0.844
	C	0.382	0.461	0.503	0.519	0.517
	I	0.211	0.061	-0.038	-0.100	-0.139
	Y	1.000	0.948	0.893	0.837	0.780
1	K	0.933	0.939	0.913	0.868	0.812
	C	0.349	0.446	0.495	0.512	0.507
	I	0.156	-0.003	-0.105	-0.167	-0.203
	Y	1.000	0.950	0.888	0.821	0.752
1.2	K	0.946	0.946	0.914	0.863	0.801
	C	0.330	0.434	0.485	0.502	0.495
	I	0.124	-0.033	-0.131	-0.188	-0.218
	Y	1.000	0.953	0.892	0.823	0.752

Tablo A.12. Model 2, $\sigma = 0.66$ ve $\gamma = 1 - 40$ için Değişkenlerin Çıktı ile Korelasyonları

γ		Y	Y(-1)	Y(-2)	Y(-3)	Y(-4)
1	K	0.919	0.931	0.918	0.890	0.852
	C	0.376	0.455	0.498	0.516	0.517
	I	0.224	0.077	-0.021	-0.084	-0.124
	Y	1.000	0.949	0.896	0.841	0.787
2	K	0.935	0.941	0.924	0.892	0.851
	C	0.358	0.442	0.488	0.508	0.510
	I	0.193	0.051	-0.042	-0.103	-0.140
	Y	1.000	0.955	0.905	0.852	0.798
5	K	0.919	0.930	0.916	0.884	0.842
	C	0.367	0.450	0.494	0.511	0.511
	I	0.210	0.059	-0.040	-0.104	-0.143
	Y	1.000	0.947	0.891	0.834	0.777
10	K	0.922	0.932	0.915	0.882	0.837
	C	0.363	0.447	0.492	0.510	0.509
	I	0.199	0.047	-0.053	-0.117	-0.156
	Y	1.000	0.948	0.891	0.832	0.772
15	K	0.920	0.931	0.913	0.878	0.832
	C	0.363	0.448	0.492	0.509	0.508
	I	0.197	0.040	-0.061	-0.124	-0.163
	Y	1.000	0.946	0.887	0.827	0.766
20	K	0.926	0.934	0.913	0.873	0.822
	C	0.347	0.437	0.484	0.501	0.497
	I	0.171	0.015	-0.085	-0.147	-0.184
	Y	1.000	0.948	0.888	0.825	0.760
30	K	0.921	0.931	0.908	0.866	0.812
	C	0.355	0.446	0.491	0.506	0.499
	I	0.172	0.009	-0.096	-0.158	-0.193
	Y	1.000	0.944	0.880	0.813	0.746
40	K	0.916	0.920	0.889	0.840	0.784
	C	0.364	0.446	0.471	0.464	0.441
	I	0.129	-0.032	-0.118	-0.159	-0.175
	Y	1.000	0.940	0.871	0.799	0.731

Tablo A.13. Model 1 için Çıktı ile Korelasyonlar

γ		Y	$Y(-1)$	$Y(-2)$	$Y(-3)$	$Y(-4)$
1	K	0.9230	0.9332	0.9155	0.8801	0.8339
	C	0.3585	0.4477	0.4946	0.5129	0.5120
	I	0.1947	0.0404	-0.0606	-0.1252	-0.1644
	Y	1	0.9478	0.8897	0.8289	0.7676
2	K	0.9194	0.9306	0.9186	0.8915	0.8548
	C	0.3774	0.4542	0.4958	0.5134	0.5149
	I	0.2256	0.0818	-0.0140	-0.0768	-0.1158
	Y	1	0.9496	0.8972	0.8444	0.7926
5	K	0.9279	0.9368	0.9271	0.9051	0.8751
	C	0.3907	0.4585	0.4964	0.5139	0.5172
	I	0.2394	0.1125	0.0264	-0.0311	-0.0699
	Y	1	0.9570	0.9128	0.8686	0.8241
10	K	0.9234	0.9333	0.9256	0.9062	0.8792
	C	0.4116	0.4734	0.5081	0.5238	0.5264
	I	0.2616	0.1361	0.0507	-0.0059	-0.0437
	Y	1	0.9557	0.9121	0.8697	0.8280

Tablo A.14. Model 2 için Çıktı ile Korelasyonlar ($\sigma=1/\gamma$)

γ		Y	Y(-1)	Y(-2)	Y(-3)	Y(-4)
1	K	0.9273	0.9362	0.9182	0.8833	0.8377
	C	0.3561	0.4452	0.4926	0.5116	0.5116
	I	0.1901	0.0390	-0.0595	-0.1230	-0.1618
	Y	1	0.95024	0.89455	0.8354	0.77554
2	K	0.9412	0.9464	0.9306	0.9012	0.8634
	C	0.3558	0.4364	0.4810	0.5009	0.5040
	I	0.1905	0.0600	-0.0270	-0.0835	-0.1198
	Y	1	0.96087	0.91579	0.86776	0.81793
5	K	0.9354	0.9422	0.9315	0.9093	0.8796
	C	0.3904	0.4585	0.4971	0.5148	0.5187
	I	0.2327	0.1102	0.0275	-0.0283	-0.0647
	Y	1	0.96068	0.91946	0.87692	0.83469
10	K	0.9287	0.9375	0.9294	0.9102	0.8838
	C	0.4078	0.4697	0.5049	0.5211	0.5247
	I	0.2567	0.1354	0.0536	-0.0019	-0.0384
	Y	1	0.95859	0.91787	0.877	0.83719

EK B. MATLAB® Program Kodları

Program 1: Model 1 için Değer Fonksiyonu İterasyonu [zbfsolve.m]

```

%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
% Parametrelerin tanımlanması
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
theta=0.36; beta=0.96; delta=0.025; sigma=10; eis=0.1;
%Rassal şok : Z(t+1) = Zbar*(1-rho) + rho * Z(t) + epsilon(t+1)
rho=0.85;          % AR katsayısı
se=0.12;          % standart sapma(epsilon)
Zbar=0; alpha=(1-sigma)/(1-(1/eis));
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
nK=1000; nZ=2; K_max=16; K_min=6; K_step=(K_max-K_min)/(nK);
K=linspace(K_min,K_max,nK)';
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
% Z : 1 * nZ rassal şok vektörü
% PI : nZ * nZ geçiş olasılıkları matrisi
[Z,PI]=tauch_huss(Zbar,rho,se,nZ);
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
e=exp(1); C=zeros(nK,nZ); U=zeros(nK,nZ); v=ones(nK,nZ); v=v*2.218;
Tv=zeros(nK,nZ); tol=1e-4; crit=1; iter=1; tic while crit>tol;
    for i=1:nK
        for j=1:nZ;

```

```

        C = e^(Z(j))*K(i)^theta+(1-delta)*K(i)-K;
        C = max(C,1e-8);
        U(:,j) = (C.^(1-sigma)-1)/(1-sigma);
    end
    [Tv(i,:),dr(i,:)] = max(U+beta*(v*PI));
end;

crit = max(max(abs(Tv-v)));
v=Tv;
iter = iter+1

end toc Knext      = K(dr); for j=1:nZ;
    C(:,j) = e^(Z(j))*K.^theta+(1-delta)*K-Knext(:,j);
    Y(:,j) = e^(Z(j))*K.^theta;
    I(:,j) = Y(:,j)-C(:,j);
end

```

Program 2: Model 2 için Değer Fonksiyonu İterasyonu [ezsolve.m]

```

%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
% Parametrelerin tanımlanması
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
theta=0.36;
beta=0.96;
delta=0.025;
sigma=10;

```

```

eis=0.1;

%Rassal şok :  $Z(t+1) = Zbar*(1-rho) + rho * Z(t) + epsilon(t+1)$ 
rho=0.85;      % AR katsayısı
se=0.12;      % standart sapma(epsilon)
Zbar=0;

alpha=(1-sigma)/(1-(1/eis));

%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%

nK=1000;

nZ=2;

K_max=16;

K_min=6;

K_step=(K_max-K_min)/(nK);

K=linspace(K_min,K_max,nK)';

%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%

% Z : 1 * nZ rassal şok vektörü
% PI : nZ * nZ geçiş olasılıkları matrisi
[Z,PI]=tauch_huss(Zbar,rho,se,nZ);

%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%

e=exp(1); C=zeros(nK,nZ); U=zeros(nK,nZ); v=ones(nK,nZ); v=v*2.218;

Tv=zeros(nK,nZ);

tol=1e-4;

crit=1;

iter=1;

tic

while crit>tol;

    for i=1:nK

        for j=1:nZ;

            C = e^(Z(j))*K(i)^theta+(1-delta)*K(i)-K;

            C = max(C,1e-8);

```

```
    U(:,j) = (1-beta)*(C.^((1-sigma)/alpha));
end
v1=v.^(1-sigma);
ev=(v1*PI).^(1/alpha);
ev1=(U+(beta*ev));
ev2=ev1.^(alpha/(1-sigma));
[Tv(i,:),dr(i,:)] = max(ev2);
end;

crit = max(max(abs(Tv-v)));
v=Tv;
iter = iter+1
end
toc
Knext      = K(dr);
for j=1:nZ;
    C(:,j)  = e^(Z(j))*K.^theta+(1-delta)*K-Knext(:,j);
    Y(:,j)  = e^(Z(j))*K.^theta;
    I(:,j)  = Y(:,j)-C(:,j);
end
```

Program 3: Simülasyon Programı [ezsolve.m]

```

clear;

load ez10.mat; %nümerik çözümden elde edilen verileri yükle
ns=500;        %simülasyon sayısı
nba=nZ;
nbk=nK;
long=500;      % simülasyon dönemi
k0=14;

kmin  = K_min;
kmax  = K_max;
kgrid = K;
kp    = Knext;
n     = 8;                %oChebychev Polinomlarının derecesi
transk = 2*(kgrid-kmin)/(kmax-kmin)-1;
Tk     = [ones(nbk,1) transk];
for ii=3:n;
    Tk=[Tk 2*transk.*Tk(:,ii-1)-Tk(:,ii-2)];
end
b=Tk\kp;
corrk=zeros(ns,5);
corry=zeros(ns,5);
corrc=zeros(ns,5);
corri=zeros(ns,5);
ort=zeros(ns,4);
errors=zeros(ns,4);
croscorrs=zeros(ns,3);
for mc=1:ns;                %simulasyon döngüsü
[a,id]=markov(PI,Z,long,1); %Markov Zinciri simülasyonu

```

```

k=zeros(long+1,1);
y=zeros(long,1);
k(1)=k0;
for t=1:long;
    trkt=2*(k(t)-kmin)/(kmax-kmin)-1;
    Tk      = [1 trkt];
    for ii=3:n;
        Tk=[Tk 2*trkt.*Tk(:,ii-1)-Tk(:,ii-2)];
    end
    k(t+1)=Tk*b(:,id(t));
y(t)=e^a(id(t))*k(t).^theta;
end
i=k(2:long+1)-(1-delta)*k(1:long);
c=y-i;
k(long+1,:)=[];
y1=lagmatrix(y,1);
y2=lagmatrix(y,2);
y3=lagmatrix(y,3);
y4=lagmatrix(y,4);
yk=[k c i y y1 y2 y3 y4];
cyk=corrcoef(yk,'rows','complete');
corrk(mc,:)=[cyk(1,4) cyk(1,5) cyk(1,6) cyk(1,7) cyk(1,8)];
corrc(mc,:)=[cyk(2,4) cyk(2,5) cyk(2,6) cyk(2,7) cyk(2,8)];
corri(mc,:)=[cyk(3,4) cyk(3,5) cyk(3,6) cyk(3,7) cyk(3,8)];
corry(mc,:)=[cyk(4,4) cyk(4,5) cyk(4,6) cyk(4,7) cyk(4,8)];
c1=[k c i y];
mm=mean(c1);
states(mc,:)=mm;
cc=cov(c1);

```

```

cm=corrcoef(c1);
errors(mc,:)=[sqrt(cc(1,1)) sqrt(cc(2,2)) sqrt(cc(3,3)) sqrt(cc(4,4))];
croscorrs(mc,:)=[cm(1,2) cm(1,3) cm(2,3)]; %[(K,C) (K,I) (C,I)]
clear k y c i cv cm c1 cc;
end
mk=mean(corrk);
sdk=std(corrk);
mc=mean(corrk);
sdc=std(corrk);
mi=mean(corri);
sdi=std(corri);
my=mean(corry);
sdy=std(corry);
ss=mean(states)';
sess=std(states)';
sderrors=std(errors);
err=mean(errors);
cros=mean(croscorrs);
sdcros=std(croscorrs);

```

Program 4: AR(1) sürecini Markov Zincirine yaklaştırmak için program
[tauch-hussey.m]

```
function [st,p]=tauch_huss(zbar,rho,sigma,nz)
```

```
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
```

```
%          AR(1) :
```



```

%           z(t+1) = zbar*(1-rho) + rho * z(t) + eps(t+1)
%           eps: sigma standart sapmasına sahip normal dağılan iid şok
%
%Input:     nz      Markov Zincirindeki durum sayısı
%           zbar
%           rho     AR parametresi
%           sigma   epsilonların standart sapması
%Output:
%           st :    1 * nz  Z değerleri vektörü
%           p:     nZ * nz  geçiş olasılıkları
%
% Tauchen and Hussey (1991), Econometrica, 59:2
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
[xx,wx]=gauss_herm(nz);
st=(sqrt(2)*sigma*xx+zbar)';
x=xx(:,ones(nz,1));
y=x';
w=wx(:,ones(nz,1))';
p=(exp(y.*y-(y-rho*x).*(y-rho*x)).*w)./sqrt(pi);
sm=sum(p)';
p=p./sm(:,ones(nz,1));

```

Program 5: Hermit Polinomunun katsayılarını bulmak için program

[gauss_herm.m]

```

function [x,w,int]=gauss_herm(n,f,varargin);
% H(n+1)=2H(n)-2nH(n-1)
p0 = 1;
p1 = [2;0];
for i=1:n-1;
    p = 2*[p1;0]-2*i*[0;0;p0];
    p0 = p1;
    p1 = p;
end
% Köklerin bulunması
x = sort(roots(p));

A = zeros(n);
A(1,:) = ones(1,n);
A(2,:) = 2*x';
for i=1:n-2;
    A(i+2,:) = 2*x'.*A(i+1,)-2*i*A(i,);
end
w = A\[sqrt(pi);zeros(n-1,1)];

if nargin>1;
    int=w'*feval(f,x,varargin{:});
end

```

Program 6: Markov Zinciri için simülasyon programı [markov.m]

```

function [zsim,simindex]=markov(PI,s,n,s0,seed);
% PI      : geçiş olasılıkları matrisi
% s       : durum vektörü
% n       : simülasyon dönemi
% s0      : başlangıç durum indexi
%
% zsim     : simülasyon değerleri
% simindex : durum indeksi
[rpi,cpi]=size(PI);
s=s(:);
if ~(rpi==cpi);
    error('Geçiş matrisi kare matris olmalıdır')
end
if ~(size(s,1)==cpi);
    error('Durum sayısı geçiş matrisi ile uyumlu değil')
end
cum_PI=[zeros(rpi,1) cumsum(PI')'];
if nargin<4;
    s0=1;
end
if nargin>4;
    rand('state',seed)
end
sim      = rand(n,1);
simindex = zeros(n,1);
simindex(1) = s0;
for k=2:n;

```

```
simindex(k)=find(((sim(k)<=cum_PI(state(k-1),2:cpi+1))&
(sim(k)>cum_PI(state(k-1),1:cpi))));
end;
zsim=s(state);
```

KAYNAKÇA

- Abdulkadri, A. and M. R. Langemeier. "Using Farm Consumption Data to Estimate the Intertemporal Elasticity of Substitution and the Relative Risk Aversion Coefficient." **Agricultural Finance Review**. vol. 60: pp. 61–70, 2000.
- Acemoglu, D. and A. Scott. "Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory?" **Economic Journal**. vol. 104, no. 422: pp. 1–19, January 1994.
- Adda, J. and R. W. Cooper. **Dynamic Economics, Quantitative Methods and Applications** Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2003.
- Aiyagari, S. R.. "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Savings." **Quarterly Journal of Economics**. vol. 109, no. 3: pp. 659–684, 1994.
- Allais, M.. "Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Americaine." **Econometrica**. vol. 21, no. 4: pp. 503–546, October 1953.
- Altuğ, S.. "Time-to-Build and Aggregate Fluctuations: Some New Evidence." **International Economic Review**. vol. 30, no. 4: pp. 889–920, November 1989.
- Altuğ, S. and P. Labadie. **Dynamic Choice and Asset Markets** San Diego: Akademic Press, 1994.

- Alvarez, F., A. Atkeson and P. J. Kehoe. "Money, Interest Rates, and Exchange Rates with Endogenously Segmented Markets." **Journal of Political Economy**. vol. 110, no. 1: pp. 73–112, February 2002.
- Anderson, T. W.. **An Introduction to Multivariate Statistical Analysis**. Second ed. Chichester: John Wiley, 1984.
- Arrow, K. J.. "The Theory of Risk Aversion." in "Essays in the Theory of Risk Bearing," edited by K. J. Arrow. pp. 90–109 Chicago: Markham, 1970.
- Aruoba, S. B., J. Fernandez-Villaverde and J. F. Rubio-Ramirez. "Comparing solution methods for dynamic equilibrium economies." Working Paper 2003-27. Federal Reserve Bank of Atlanta, 2003. URL <http://www.frbatlanta.org/filelegacydocs/wp0327.pdf>.
- Attanasio, O. P. and G. Weber. "Intertemporal Substitution, Risk Aversion and the Euler Equation for Consumption." **Economic Journal**.. vol. 99, no. 395: pp. 59–73, 1989. supplement: Conference Papers.
- Backus, D. K., A. W. Gregory and C. I. Telmer. "Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency." **Journal of Finance**. vol. 48, no. 5: pp. 1887–1908, December 1993.
- Backus, D. K., P. J. Kehoe and F. E. Kydland. "International Real Business Cycles." **Journal of Political Economy**. vol. 100, no. 4: pp. 745–775, August 1992.
- Bansal, R. and A. Yaron. "Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles." NBER Working Papers 8059. National Bureau of Economic Research, Inc, December 2000. URL <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/8059.html>.
- Barro, R. J.. "The Neoclassical Approach to Fiscal Policy." in "Modern Business

Cycle Theory,” edited by R. J. Barro. pp. 178–235 Cambridge, MA: Harvard University Press, 1989.

Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin. **Economic Growth** New York: McGraw-Hill, 1995.

Barsky, e. a., Robert B. “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study.” **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 112, no. 2: pp. 537–579, May 1997.

Baxter, M.. “International Trade and Business Cycles.” in “Handbook of International Economics,” edited by G. M. Grossman and K. Rogoff. vol. 3. chapter 35, pp. 1801–1864 Amsterdam: North-Holland, 1995.

Baxter, M. and M. J. Crucini. “Explaining Saving-Investment Correlations.” **American Economic Review**. vol. 83, no. 3: pp. 416–436, June 1993.

———. “Business Cycles and the Asset Structure of Foreign Trade.” **International Economic Review**. vol. 36, no. 4: pp. 821–854, November 1995.

Beaudry, P. and E. van Wincoop. “The Intertemporal Elasticity of Substitution: An Exploration Using a US Panel of State Data.” **Economica**. vol. 63, no. 251: pp. 495–512, August 1996.

Bekaert, G., R. J. Hodrick and D. A. Marshall. “The implications of first-order risk aversion for asset market risk premiums.” **Journal of Monetary Economics**. vol. 40, no. 1: pp. 3–39, 9 1997.

Benabou, R.. “Tax and Education Policy in a Heterogeneous Agent Economy: What Levels of Redistribution Maximize Growth and Efficiency?” **Econometrica**. vol. 70, no. 2: pp. 481–517, March 2002.

- Benzion, U., A. Rapoport and J. Yagil. "Discount Rates Inferred From Decisions: An Experimental Study." **Management Science**. vol. 35, no. 3: pp. 270–284, March 1989.
- Bernoulli, D.. "Specimen Theoriae Novae de Mensura Sortis." **Commentarii Academiae Scientiarum Imperialis Petropolitanae**. vol. Tomus V: pp. 175–192, 1738. Translated by Louise Sommer as "Expositions of a New Theory on the Measurement of Risk." **Econometrica**. vol.22, no.1: pp.23-36, Jan. 1954.
- Bertsekas, D. P. **Dynamic Programming and Optimal Control**. vol. II Massachusetts: Athena Scientific, 1995.
- Blanchard, O.. "What do We Know about Macroeconomics that Fisher and Wicksell did not?" **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 115, no. 4: pp. 1375–1409, November 2000.
- Blanchard, O. J.. "Debt, Deficits and Finite Horizons." **Journal of Political Economy**. vol. 93, no. 2: pp. 223–247, April 1985.
- Blanchard, O. J. and S. Fischer. **Lectures on Macroeconomics** Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1996.
- Boccanfuso, D., S. Gordon and A. Guay. "Econometric comparisons of stochastic dynamic general equilibrium models.", 2001. unpublished Working Paper.
- Cagan, P.. "The Monetary Dynamics of Hyperinflation." in "Studies in the Quantity Theory of Money," edited by M. Friedman. pp. 25–120 Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- Calvo, G. A.. "On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy." **Econometrica**. vol. 46, no. 6: pp. 1411–28, November 1978.

- Campbell, J. Y.. "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data." **American Economic Review**. vol. 83, no. 3: pp. 487–512, June 1993.
- . "Understanding Risk and Return." **Journal of Political Economy**. vol. 104, no. 2: pp. 298–345, April 1996.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw. "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence." in "MIT Macroeconomics Annual 1989," edited by O. J. Blanchard and S. Fischer. pp. 185–216 Cambridge, MA: MIT Press, 1989.
- Canova, F.. "Statistical Inference in Calibrated Models." **Journal of Applied Econometrics**. vol. 9, no. Supplement: Special Issue on Calibration Techniques and Econometrics: pp. S123–S144, December 1994.
- Canova, F. and E. Ortega. "Testing Calibrated General Equilibrium Models." in "Simulation-based Inference in Econometrics: Methods and Applications," edited by R. Mariano, T. Schuermann and M. J. Weeks. chapter 15, pp. 400–436 Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- Cass, D.. "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation." **Review of Economic Studies**. vol. 32, no. 3: pp. 233–240, July 1965.
- Castaneda, A., J. Diaz-Gimenez and J. Rios-Rull. "Exploring the income distribution business cycle dynamics." **Journal of Monetary Economics**. vol. 42, no. 1: pp. 93–130, 6 1998.
- Chatterjee, S., P. Giuliano and S. J. Turnovsky. "Capital Income Taxes and Growth in a Stochastic Economy: A Numerical Analysis of the Role of Risk Aversion and Intertemporal Substitution." **Journal of Public Economic Theory**. vol. 6, no. 2: pp. 277–310, 05 2004.

- 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**. vol. 51, no. 4: pp. 1065–1092, July 1983.
- Christiano, L. J.. "Solving the Stochastic Growth Model by Linear-Quadratic Approximation and by Value-Function Iteration." **Journal of Business and Economic Statistics**. vol. 8, no. 1: pp. 23–26, January 1990.
- . "Modeling the Liquidity Effect of a Money Shock." **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. vol. 15, no. 1, Winter 1991. URL <http://woodrow.mpls.frb.fed.us/research/qr/qr1511.pdf>.
- Christiano, L. J. and M. Eichenbaum. "Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations." **American Economic Review**. vol. 82, no. 3: pp. 430–450, June 1992.
- . "Liquidity Effects, Monetary Policy, and the Business Cycle." **Journal of Money, Credit and Banking**. vol. 27, no. 4: pp. 1113–1136, November 1995.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans. "Sticky price and limited participation models of money: A comparison." **European Economic Review**. vol. 41, no. 6: pp. 1201–1249, 6 1997.
- Clower, R. W.. "A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory." **Western Economic Journal**. vol. 6: pp. 1–8, December 1967.
- Conlisk, J.. "Three Variants on the Allais Example." **American Economic Review**. vol. 79, no. 3: pp. 392–407, June 1989.
- Constantinides, G. M., J. B. Donaldson and R. Mehra. "Junior Can'T Borrow: A New Perspective On The Equity Premium Puzzle." **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 117, no. 1: pp. 269–296, February 2002.

- Constantinides, G. M. and D. Duffie. "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers." **Journal of Political Economy**. vol. 104, no. 2: pp. 219–240, April 1996.
- Cooley, T. F. and G. D. Hansen. "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model." **American Economic Review**. vol. 79, no. 4: pp. 733–748, September 1989.
- Cooley, T. F. and E. C. Prescott. "Economic Growth and Business Cycles." in "Frontiers of Business Cycle Research," edited by T. F. Cooley. chapter 1, pp. 1–38 Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- Cox, J. C. and V. Sadiraj. "Risk Aversion and Expected Utility Theory: Coherence for Small- and Large-Stakes Gambles.", 2002. university of Arizona, Unpublished Working Paper. URL <http://uaeller.eller.arizona.edu/~jcox/working-papers/riskavers.pdf>.
- de la Croix, D. and P. Michel. **A Theory of Economic Growth: Dynamics and Policy in Overlapping Generations** Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2002.
- Deaton, A.. **Understanding Consumption** New York: Oxford University Press, 1992.
- Dekel, E.. "An axiomatic characterization of preferences under uncertainty: Weakening the independence axiom." **Journal of Economic Theory**. vol. 40, no. 2: pp. 304–318, December 1986.
- Diamond, P. A.. "National Debt in a Neoclassical Growth Model." **American Economic Review**. vol. 55, no. 5: pp. 1126–1150, December 1965.
- Diebold, F. X.. "The Past, Present and Future of Macroeconomic Forecasting." **The Journal of Economic Perspectives**. vol. 12, no. 2: pp. 175–192, Spring 1998.

- Duffie, D. and L. G. Epstein. "Stochastic Differential Utility." **Econometrica**. vol. 60, no. 2: pp. 353–94, March 1992.
- Duffie, D. and K. J. Singleton. "Simulated Moments Estimation of Markov Models of Asset Prices." **Econometrica**. vol. 61, no. 4: pp. 929–952, July 1993.
- Dumas, B. and R. Uppal. "Global Diversification, Growth and Welfare with Imperfectly Integrated Markets for Goods." **Review of Financial Studies**. vol. 14, no. 1: pp. 277–305, Spring 2001.
- Eichenbaum, M. S. and L. P. Hansen. "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data." **Journal of Business & Economic Statistics**. vol. 8, no. 1: pp. 53–69, January 1990.
- Eichenbaum, M. S., L. P. Hansen and K. J. Singleton. "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty." **Quarterly Journal of Economics**. vol. 103, no. 1: pp. 51–78, February 1988.
- Epstein, L. G.. "Behavior under Risk: Recent Developments in Theory and Applications." in "Advances in Economic Theory, Sixth World Congress of the Econometric Society," edited by J.-J. Laffont. vol. 2. chapter 1, pp. 1–63 Cambridge, U.K.: Cambridge Univ. Press, 1992.
- Epstein, L. G. and S. E. Zin. "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework." **Econometrica**. vol. 57, no. 4: pp. 937–969, July 1989.
- . "First-order risk aversion and the equity premium puzzle." **Journal of Monetary Economics**. vol. 26, no. 3: pp. 387–407, December 1990.

- . “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis.” **Journal of Economic Theory**. vol. 99, no. 2: pp. 263–286, April 1991.
- . “The independence axiom and asset returns.” **Journal of Empirical Finance**. vol. 8, no. 5: pp. 537–572, 12 2001.
- Evans, L. and T. Kenc. “Welfare Cost of Monetary and Fiscal Policy Shocks.” **Macroeconomic Dynamics**. vol. 7, no. 2: pp. 212–238, April 2003.
- Feldstein, M. and C. Horioka. “Domestic Saving and International Capital Flows.” **Economic Journal**. vol. 90, no. 127: pp. 314–29, June 1980.
- Fishburn, P. C.. **Utility Theory for Decision Making** New York: Wiley, 1970.
- Fishburn, P. C. and A. Rubinstein. “Time Preference.” **International Economic Review**. vol. 23, no. 3: pp. 677–694, October 1982.
- Frederick, S., G. Loewenstein and T. O’Donoghue. “Time Discounting and Time Preference: A Critical Review.” **Journal of Economic Literature**. vol. 40, no. 2: pp. 351–401, June 2002.
- Gattig, A. L. W.. “Intertemporal Decision Making: Studies on the Working of Myopia.” Ph.D. thesis. Rijksuniversiteit Groningen (University of Groningen). Groningen, Netherlands, 2002.
- Giuliano, P. and S. J. Turnovsky. “Intertemporal substitution, risk aversion, and economic performance in a stochastically growing open economy.” **Journal of International Money and Finance**. vol. 22, no. 4: pp. 529–556, 8 2003.
- Gül, F.. “A Theory of Disappointment Aversion.” **Econometrica**. vol. 59, no. 3: pp. 667–86, May 1991.

- Grossman, S. J. and R. J. Shiller. "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices." **American Economic Review**. vol. 71, no. 2: pp. 222–227, May 1981.
- Ha-Duong, M. and N. Treich. "Recursive Intergenerational Utility in Global Climate Risk Modeling." CIRANO Working Papers 99s-40. CIRANO, November 1999. URL <http://ideas.repec.org/p/cir/cirwor/99s-40.html>.
- Hall, R. E.. "Intertemporal Substitution in Consumption." **Journal of Political Economy**. vol. 96, no. 2: pp. 339–357, April 1988.
- . "Labor-Market Frictions and Employment Fluctuations." in "Handbook of Macroeconomics," edited by J. B. Taylor and M. Woodford. vol. 1B. chapter 17, pp. 1137–1170 North-Holland, Amsterdam: Elsevier Science, 1999.
- Hamilton, J. D.. **Time Series Analysis** New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- Hamori, S.. "Defying the conventional wisdom: US consumers are found to be more risk averse than those of Japan." **Economic Modelling**. vol. 15, no. 2: pp. 217–235, April 1998.
- Hansen, G. D.. "Indivisible Labor and the Business Cycle." **Journal of Monetary Economics**. vol. 16, no. 3: pp. 309–327, November 1985.
- Hansen, G. D. and R. Wright. "The labor market in real business cycle theory." **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. vol. 16, no. 2: pp. 2–12, Spring 1992.
- Hansen, L. P. and J. J. Heckman. "The Empirical Foundations of Calibration." **Journal of Economic Perspectives**. vol. 10, no. 1: pp. 87–104, Winter 1996.

Hansen, L. P. and T. J. Sargent. "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models." **Journal of Economic Dynamics and Control**. vol. 2, no. 1: pp. 7–46, February 1980.

———. "Discounted Linear Exponential Quadratic Gaussian Control." **IEEE Transactions on Automatic Control**. vol. 40, no. 5: pp. 968–971, May 1995.

———. "Acknowledging Misspecification in Macroeconomic Theory." **Review of Economic Dynamics**. vol. 4, no. 3: pp. 519–535, July 2001a.

———. "Robust Control and Model Uncertainty." **American Economic Review**. vol. 91, no. 2: pp. 60–66, May 2001b.

Hansen, L. P., T. J. Sargent and J. Tallarini, Thomas D. "Robust Permanent Income and Pricing." **Review of Economic Studies**. vol. 66, no. 4: pp. 873–907, October 1999.

Hansen, L. P. and K. J. Singleton. "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models." **Econometrica**. vol. 50, no. 5: pp. 1269–1286, September 1982a.

———. "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models: Errata." **Econometrica**. vol. 50, no. 5: pp. 1269–1286, September 1982b.

———. "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns." **Journal of Political Economy**. vol. 91, no. 2: pp. 249–265, April 1993.

Hartley, J. E.. **The Representative Agent in Macroeconomics** New York: Routledge, 2002.

- Heaton, J. and D. J. Lucas. "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing." **Journal of Political Economy**. vol. 104, no. 3: pp. 443–487, June 1996.
- Herstein, I. N. and J. Milnor. "An Axiomatic Approach to Measurable Utility." **Econometrica**. vol. 21, no. 2: pp. 291–297, April 1953.
- Hey, J. and M. Paradiso. "Dynamic Choice and Timing-Independence: An Experimental Investigation." Discussion Papers 1999/26. Department of Economics, University of York. Heslington, York, USA, 1999. URL <http://www.york.ac.uk/depts/econ/dp/9926.pdf>.
- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." **Journal of Money, Credit and Banking**. vol. 29, no. 1: pp. 1–16, February 1997.
- Hoover, K. D.. **The New Classical Macroeconomics: A Sceptical Inquiry** New York: Basil Blackwell Inc., 1988.
- Imrohoroğlu, A.. "Cost of Business Cycles with Indivisibilities and Liquidity Constraints." **Journal of Political Economy**. vol. 97, no. 6: pp. 1364–1383, December 1989.
- Ireland, P. N.. "A Method for Taking Models to the Data." Working Paper 9903. Federal Reserve Bank of Cleveland. Cleveland, Ohio, 1999.
- Jacops, J., G. Kuper and E. Sterken. "Macro Models as Workhorses." in "Economic Assessment of Election Programs: Does it Make Sense?", edited by A. P. Ros and J. J. Graafland. pp. 45–60 Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2003.
- Jehle, G. A. and P. J. Reny. **Advanced Microeconomic Theory** Massachusetts: Addison-Wesley, 1998.

- Johnsen, T. H. and J. B. Donaldson. "The Structure of Intertemporal Preferences under Uncertainty and Time Consistent Plans." **Econometrica**. vol. 53, no. 6: pp. 1451–58, November 1985.
- Jones, L. E., R. E. Manuelli and E. Stacchetti. "Technology (and Policy) Shocks in Models of Endogenous Growth." NBER Working Papers 7063. National Bureau of Economic Research, Inc, April 1999. URL <http://www.nber.org/papers/w7063.pdf>.
- Judd, K. L.. **Numerical Methods in Economics** Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1998.
- Kahneman, D. and A. Tversky. "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk." **Econometrica**. vol. 47, no. 2: pp. 263–91, March 1979.
- Kahneman, D., P. P. Wakker and R. Sarin. "Back to Bentham? Explorations of Experienced Utility." **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 112, no. 2: pp. 375–405, May 1997.
- Kandel, S. and R. F. Stambaugh. "Asset returns and intertemporal preferences." **Journal of Monetary Economics**. vol. 27, no. 1: pp. 39–71, February 1991.
- Karayalçın, C.. "Temporary and permanent government spending in a small open economy." **Journal of Monetary Economics**. vol. 43, no. 1: pp. 125–141, February 1999.
- Kareken, J. and N. Wallace. "On the Indeterminacy of Equilibrium Exchange Rates." **Quarterly Journal of Economics**. vol. 96, no. 2: pp. 207–222, May 1981.
- Kehoe, P. J. and F. Perri. "International Business Cycles with Endogenous Incomplete Markets." **Econometrica**. vol. 70, no. 3: pp. 907–928, May 2002.

- Kehoe, T. J.. "Intertemporal General Equilibrium Models." in "The Economics of Missing Markets, Information, and Games," edited by F. H. Hahn. chapter 16, pp. 363–393 Oxford University Press, 1989.
- Kim, J.. "Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Monetary Policy." **Journal of Monetary Economics**. vol. 45, no. 2: pp. 329–359, April 2000.
- King, R. G.. "Quantitative Theory and Econometrics." **Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Quarterly**. vol. 81, no. 3: pp. 53–105, Summer 1995.
- King, R. G. and C. I. Plosser. "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle." **American Economic Review**. vol. 74, no. 2: pp. 363–380, June 1984.
- King, R. G., C. I. Plosser and S. T. Rebelo. "Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix." **Computational Economics**. vol. 20, no. 1: pp. 87–116, October 2002.
- King, R. G. and S. Rebelo. "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications." **Journal of Political Economy**. vol. 98, no. 5: pp. S126–50, October 1990.
- King, R. G. and S. T. Rebelo. "Resuscitating Real Business Cycles." in "Handbook of Macroeconomics," edited by J. B. Taylor and M. Woodford. vol. 1B. chapter 14, pp. 927–1007 Amsterdam: Elsevier Science, 1999.
- King, R. G. and M. W. Watson. "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle." **The Review of Economics and Statistics**. vol. 78, no. 1: pp. 35–53, February 1996.
- Kirman, A. P.. "Whom or What Does the Representative Individual Represent?" **Journal of Economic Perspectives**. vol. 6, no. 2: pp. 117–136, Spring 1992.

Kiyotaki, N. and R. Wright. "On Money as a Medium of Exchange." **Journal of Political Economy**. vol. 97, no. 4: pp. 927–954, August 1989.

———. "A Search-Theoretic Approach to Monetary Economics." **American Economic Review**. vol. 83, no. 1: pp. 63–77, March 1993.

Knight, F. H.. **Risk, Uncertainty, and Profit**. online ed. Boston, MA: Hart, Schaffner & Marx; Houghton Mifflin Company, 1921. retrieved July 20, 2004 from Library of Economics and Liberty, <http://www.econlib.org/library/Knight/knRUP.html>.

Kocherlakota, N. R.. "Disentangling the Coefficient of Relative Risk Aversion from the Elasticity of Intertemporal Substitution: An Irrelevance Result." **Journal Finance**. vol. 45, no. 1: pp. 175–190, March 1990.

Koopmans, T. C.. "Stationary Ordinal Utility and Impatience." **Econometrica**. vol. 28, no. 2: pp. 287–309, April 1960.

———. "On the Concept of Optimal Economic Growth." **Pontificiae Academiae Scientiarum Scripta Varia**. vol. 28, no. 1: pp. 225–300, 1965. - Cowles Foundation Reprints No.238. URL <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p02a/p0238.pdf>.

Koopmans, T. C., P. A. Diamond and R. E. Williamson. "Stationary Utility and Time Perspective." **Econometrica**. vol. 32, no. 1/2: pp. 82–100, January-April 1964.

Krebs, T.. "Growth and Welfare Effects of Business Cycles in Economies with Idiosyncratic Human Capital Risk." **Review of Economic Dynamics**. vol. 6, no. 4: pp. 846–868, October 2003.

Kreps, D. M. and E. L. Porteus. "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory." **Econometrica**. vol. 46, no. 1: pp. 185–200, January 1978.

- . “Temporal von neumann-morgenstern and induced preferences.” **Journal of Economic Theory**. vol. 20, no. 1: pp. 81–109, February 1979.
- Krusell, P. and A. Smith. “Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy.” **Journal of Political Economy**. vol. 106, no. 5: pp. 867–896, 1998.
- Kydland, F. and E. Prescott. “Time to Build and Aggregate Fluctuations.” **Econometrica**. vol. 50: pp. 1345–1370, November 1982.
- . “The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles.” **Scandinavian Journal of Economics**. vol. 93, no. 2: pp. 161–178, 1991.
- Kydland, F. E.. “On the Econometrics of World Business Cycles.” **European Economic Review**. vol. 36, no. 2-3: pp. 476–482, April 1992.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott. “Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans.” **Journal of Political Economy**. vol. 85, no. 3: pp. 473–91, June 1977.
- . “The Computational Experiment: An Econometric Tool.” **The Journal of Economic Perspectives**. vol. 10, no. 1: pp. 69–85, Winter 1996.
- Laffont, J.-J.. **The Economics of Uncertainty and Information** Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1989.
- Laibson, D.. “Golden Eggs and Hyperbolic Discounting.” **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 112, no. 2: pp. 443–77, May 1997.
- Lancaster, K.. “An Axiomatic Theory of Consumer Time Preference.” **International Economic Review**. vol. 4, no. 2: pp. 221–231, May 1963.
- Leeper, E. M. and C. A. Sims. “Toward a Modern Macroeconomic Model Usable for Policy Analysis.” Working Paper 4761. NBER. Cambridge, MA, 1994.

- Lengwiler, Y.. **Microfoundations of Financial Economics: An Introduction to General Equilibrium Asset Pricing** Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 2004. Preprint copy by the courtesy of the author.
- Li, H., D. Xie and H.-F. Zou. "Dynamics of income distribution." **Canadian Journal of Economics**. vol. 33, no. 4: pp. 937–961, November 2000.
- Ljungqvist, L. and T. J. Sargent. **Recursive Macroeconomic Theory** Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2000.
- Loewenstein, G. and D. Prelec. "Anomalies in Intertemporal Choice: Evidence and an Interpretation." **Quarterly Journal of Economics**. vol. 107, no. 2: pp. 573–597, May 1992.
- Loewenstein, G. F.. "Frames of Mind in Intertemporal Choice." **Management Science**. vol. 34, no. 2: pp. 200–214, February 1988.
- Loewenstein, G. F. and D. Prelec. "Preferences for Sequences of Outcomes." **Psychological Review**. vol. 100, no. 1: pp. 91–108, January 1993.
- Long, J. B. and C. I. Plosser. "Real Business Cycles." **Journal of Political Economy**. vol. 91, no. 1: pp. 39–69, February 1983.
- Lucas, J., Robert E. "Asset Prices in an Exchange Economy." **Econometrica**. vol. 46, no. 6: pp. 1429–45, November 1978.
- Lucas, R. E.. "Expectations and the Neutrality of Money." **Journal of Economic Theory**. vol. 4: pp. 103–124, April 1972.
- . "Econometric Policy Evaluation: A Critique." in "The Phillips Curve and Labor Markets," edited by K. Brunner and A. H. Meltzer. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, vol. 1. pp. 19–46 Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1976.

- . “Equilibrium in a Pure Currency Economy.” **Economic Inquiry**. vol. 18, no. 2: pp. 203–220, 1980a.
- . “Methods and Problems in Business Cycle Theory.” **Journal of Money, Credit and Banking**. vol. 12, no. 4: pp. 696–715, November 1980b.
- . “Macroeconomic Priorities.” **American Economic Review**. vol. 93, no. 1: pp. 1–14, March 2003.
- Lucas, R. E. and N. Stokey. “Money and Interest Rate in a Cash-in-Advance Economy.” **Econometrica**. vol. 55, no. 3: pp. 491–513, May 1987.
- Lucas, R. E. and N. L. Stokey. **Recursive Methods in Economic Dynamics** Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1989.
- Luce, R. D. and H. Raiffa. **Games and Decisions** New York: Wiley, 1957.
- Ma, C.. “A Discrete-Time Intertemporal Asset Pricing Model: GE Approach with Recursive Utility.” **Mathematical Finance**. vol. 8, no. 3: pp. 249–275, July 1998.
- Machina, M. J.. ““Expected Utility” Analysis without the Independence Axiom.” **Econometrica**. vol. 50, no. 2: pp. 277–323, March 1982.
- . “Temporal risk and the nature of induced preferences.” **Journal of Economic Theory**. vol. 33, no. 2: pp. 199–231, August 1984.
- . “Choice under Uncertainty: Problems Solved and Unsolved.” **Journal of Economic Perspectives**. vol. 1, no. 1: pp. 121–54, Summer 1987.
- . “Dynamic Consistency and Non-expected Utility Models of Choice under Uncertainty.” **Journal of Economic Literature**. vol. 27, no. 4: pp. 1622–68, December 1989.

- Marcet, A. and G. Lorenzoni. "Parameterized Expectations Approach: Some Practical Issues." in "Computational Methods for the Study of Dynamic Economies," edited by R. Marimon and A. Scott. chapter 7, pp. 143–171 New York: Oxford University Press, 1999.
- Mas-Colell, A., M. D. Whinston and J. R. Green. **Microeconomic Theory** New York: Oxford University Press, 1995.
- McCallum, B. T.. "On Non-Uniqueness in Rational Expectations Models: An Attempt at Perspective." NBER Working Papers 0684. National Bureau of Economic Research, Inc, September 1983. URL <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/0684.html>.
- . "Postwar Developments in Business Cycle Theory: A Moderately Classical Perspective." **Journal of Money, Credit and Banking**. vol. 20, no. 3: pp. 459–471, August 1988.
- McCandless, G. T. and N. Wallace. **Introduction to Dynamic Macroeconomic Theory: An Overlapping Generations Approach** Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1992.
- McGrattan, E. R.. "Application of Weighted Residual Methods to Dynamic Economic Models." in "Computational Methods for the Study of Dynamic Economies," edited by R. Marimon and A. Scott. chapter 6, pp. 114–142 New York: Oxford University Press, 1999.
- Mehra, R. and E. C. Prescott. "The Equity Premium: A Puzzle." **Journal of Monetary Economics**. vol. 15, no. 2: pp. 145–161, March 1985.
- Miranda, M. J. and P. L. Fackler. **Applied Computational Economics and Finance** Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2002.

- Moran, K.. "Dynamic General-Equilibrium Models and Why the Bank of Canada is Interested in Them." **Bank of Canada Review**. pp. 3–12, Winter 2000-2001.
- Novales, A.. "The Role of Simulation Methods in Macroeconomics." **Spanish Economic Review**. vol. 2, no. 3: pp. 155–181, December 2000.
- Obstfeld, M.. "Evaluating Risky Consumption Paths: The Role of Intertemporal Substitutability." **European Economic Review**. vol. 38, no. 7: pp. 1471–1486, August 1994a.
- . "Risk-Taking, Global Diversification, and Growth." **American Economic Review**. vol. 84, no. 5: pp. 1310–1329, December 1994b.
- Ogaki, M. and C. M. Reinhart. "Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods." **Journal of Political Economy**. vol. 106, no. 5: pp. 1078–1098, October 1998.
- Palsson, A.-M.. "Does the degree of relative risk aversion vary with household characteristics?" **Journal of Economic Psychology**. vol. 17, no. 6: pp. 771–787, December 1996.
- Parrado, E. and A. Velasco. "Optimal Interest Rate Policy in a Small Open Economy." NBER Working Papers 8721. National Bureau of Economic Research, Inc, January 2002. URL <http://www.nber.org/papers/w8721.pdf>.
- Patterson, K. D. and B. Pesaran. "The Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption in the United States and the United Kingdom." **The Review of Economics and Statistics**. vol. 74, no. 4: pp. 573–84, November 1992.
- Pratt, J. W.. "Risk Aversion in the Small and in the Large." **Econometrica**. vol. 32, no. 1/2: pp. 122–136, January-April 1964.

- Pratt, J. W., H. Raiffa and R. Schlaifer. "The Foundations of Decision Under Uncertainty: An Elementary Exposition." **Journal of the American Statistical Association**. vol. 59, no. 306: pp. 353–375, June 1964.
- Prelec, D. and G. Loewenstein. "Decision Making Over Time and Under Uncertainty: A Common Approach." **Management Science**. vol. 37, no. 7: pp. 770–786, July 1991.
- Prescott, E. C.. "Ahead of Business Cycle Measurement." **Minneapolis FED, Quarterly Review**. vol. Fall: pp. 9–22, 1986.
- . "Real Business Cycle Theories: What have We Learned?" Working Paper 486. Federal Reserve of Minneapolis. Minneapolis, 1991.
- Quah, D. T.. "Business Cycle Empirics: Calibration and Estimation." **Economic Journal**. vol. 105, no. 433: pp. 1594–1596, November 1995.
- Quiggin, J.. "A theory of anticipated utility." **Journal of Economic Behavior & Organization**. vol. 3, no. 4: pp. 323–343, December 1982.
- Rabin, M.. "Diminishing Marginal Utility of Wealth Cannot Explain Risk Aversion." Working Paper E00-287. Economics Department, University of California, Berkeley. Berkeley, CA, 2000a. URL <http://repositories.cdlib.org/iber/econ/E00-287>.
- . "Risk Aversion and Expected-Utility Theory: A Calibration Theorem." **Econometrica**. vol. 68, no. 5: pp. 1281–1292, September 2000b.
- Rabin, M. and R. H. Thaler. "Anomalies: Risk Aversion." **Journal of Economic Perspectives**. vol. 15, no. 1: p. 219232, Winter 2001.
- Ramsey, F.. "A Mathematical Theory of Savings." **Economic Journal**. vol. 38, no. 152: pp. 543–559, December 1928.

- Rios-Rull, J.-V.. "Models with Heterogeneous Agents." in "Frontiers of Business Cycle Research," edited by T. F. Cooley. chapter 4, pp. 99–125 Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- Ritter, J. A.. "The Transition from Barter to Fiat Money." **American Economic Review**. vol. 85, no. 1: pp. 134–149, March 1995.
- Romer, D.. **Advanced Macroeconomics** New York: McGraw-Hill, 1996.
- Rubinstein, A.. "“Economics and Psychology”? The Case of Hyperbolic Discounting." **International Economic Review**. vol. 44, no. 4: pp. 1207–1216, 2003.
- Ruge-Murcia, F. J.. "Methods to Estimate Dynamic Stochastic General Equilibrium Models." Working Paper 17-2003. CIREQ. Montreal, Canada, 2003. URL <http://www.cireq.umontreal.ca/publications/17-2003-cah.pdf>.
- Samuelson, P. A.. "A Note on Measurement of Utility." **Review of Economic Studies**. vol. 4, no. 2: pp. 155–161, February 1937.
- . "An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money." **Journal of Political Economy**. vol. 66, no. 6: pp. 467–482, December 1958.
- Santos, M. S.. "Numerical Solution of Dynamic Economic Models." in "Handbook of Macroeconomics," edited by J. B. Taylor and M. Woodford. vol. 1A. chapter 5, pp. 311–386 North-Holland, Amsterdam: Elsevier Science, 1999.
- Sargent, T. J.. **Dynamic Macroeconomic Theory** Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1987.
- Savage, L. J.. **The Foundations of Statistics** New York: Wiley, 1954.

Segal, U. and A. Spivak. "First Order Versus Second Order Risk Aversion." UCLA Economics Working Papers 540. UCLA Department of Economics, December 1998. available at <http://ideas.repec.org/p/cla/uclawp/540.html>.

Sheskin, D. J.. **Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures**. Second ed. Boca Raton, FL: Chapman & Hall / CRC, 2000.

Shoemaker, P. J. H.. "The Expected Utility Model: Its Variants, Purposes, Evidence and Limitations." **Journal of Economic Literature**. vol. 20, no. 2: pp. 529–563, June 1982.

Sidrauski, M.. "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy." **American Economic Review**. vol. 57, no. 2: pp. 534–544, May 1967.

Sims, C. A.. "Macroeconomics and Methodology." **Journal of Economic Perspectives**. vol. 10, no. 1: pp. 105–120, Winter 1996.

———. "Solving Linear Rational Expectations Models." **Computational Economics**. vol. 20, no. 1: pp. 1–20, October 2002.

Skiadas, C.. "Robust Control and Recursive Utility." **Finance and Stochastics**. vol. 7, no. 4: pp. 475–489, 2003.

Smith, A. A.. "Estimating Nonlinear Time-Series Models Using Simulated Vector Autoregressions." **Journal of Applied Econometrics**. vol. 8, no. Supplement: Special Issue on Econometric Inference Using Simulation Techniques: pp. S63–S84, December 1993.

Starmer, C.. "Developments in Non-expected Utility Theory: The Hunt for a Descriptive Theory of Choice under Risk." **Journal of Economic Literature**. vol. 38, no. 2: pp. 332–382, June 2000.

- Strotz, R. H.. "Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization." **Review of Economic Studies**. vol. 23, no. 3: pp. 165–180, 1955-1956.
- Summers, L. H.. "Tax Policy, the Rate of Return, and Savings." NBER Working Papers 0995. National Bureau of Economic Research, Inc, September 1982. URL <http://www.nber.org/papers/w0995.pdf>.
- Svensson, L. E.. "Portfolio Choice with Non-expected Utility in Continuous Time." **Economics Letters**. vol. 30, no. 4: pp. 313–317, 1989.
- Tallarini, T. D. Jr.. "Risk-sensitive Real Business Cycles." **Journal of Monetary Economics**. vol. 45, no. 3: pp. 507–532, June 2000.
- Tauchen, G. and R. Hussey. "Quadrature-Based Methods for Obtaining Approximate Solutions to Nonlinear Asset Pricing Models." **Econometrica**. vol. 59, no. 2: pp. 371–396, March 1991.
- Taylor, J. B. and H. Uhlig. "Solving Nonlinear Stochastic Growth Models: A Comparison of Alternative Solution Methods." **Journal of Business and Economic Statistics**. vol. 8, no. 1: pp. 1–17, January 1990.
- Thaler, R.. "Some Empirical Evidence on Dynamic Inconsistency." **Economics Letters**. vol. 8, no. 3: pp. 201–207, 1981.
- Trejos, A. and R. Wright. "Search, Bargaining, Money and Prices: Recent Results and Policy Implications." **Journal of Money, Credit and Banking**. vol. 25, no. 3: pp. 558–576, August 1993.
- Trostel, P. A.. "The Effect of Taxation on Human Capital." **Journal of Political Economy**. vol. 101, no. 2: pp. 327–350, April 1993.
- Uhlig, H.. "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily."

Discussion Paper 101. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Minneapolis, Minnesota, 1995.

van Praag, B. M. S. and A. S. Booij. "Risk Aversion and the Subjective Time Discount Rate: A Joint Approach." Tinbergen Institute Discussion Papers 03-018/3. Tinbergen Institute, March 2003. URL <http://ideas.repec.org/p/dgr/uvatin/20030018.html>.

Vickrey, W.. "Measuring Marginal Utility by Reactions to Risk." **Econometrica**. vol. 13, no. 4: pp. 319–333, October 1945.

Vissing-Jorgensen, A.. "Limited Asset Market Participation and the Elasticity of Intertemporal Substitution." **Journal of Political Economy**. vol. 110, no. 4: pp. 825–853, August 2002.

von Neumann, J. and O. Morgenstern. **Theory of Games and Economic Behavior**. Second ed. New Jersey: Princeton University Press, 1947.

Watson, M. W.. "Measures of Fit for Calibrated Models." **Journal of Political Economy**. vol. 101, no. 6: pp. 1011–1041, December 1993.

Weil, P.. "The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle." **Journal of Monetary Economics**. vol. 24, no. 3: pp. 401–421, November 1989.

———. "Nonexpected Utility in Macroeconomics." **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 105, no. 1: pp. 29–42, February 1990.

Wickens, M.. "Real Business Cycle Analysis: A Needed Revolution in Macroeconomics." **The Economic Journal**. vol. 105, no. 433: pp. 1637–1648, November 1995.

Woodford, M.. "Revolution and Evolution in Twentieth-Century Macroeconomics." in "Frontiers of the Mind in the Twenty-First Century," edited by

P. Gifford Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, Baskıda. URL
[http://www.princeton.edu/~ woodford/macro20C.pdf](http://www.princeton.edu/~woodford/macro20C.pdf).

Yaari, M. E.. "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of Consumer."
Review of Economic Studies. vol. 32, no. 2: pp. 137–150, April 1965.

———. "The Dual Theory of Choice under Risk." **Econometrica**. vol. 55,
no. 1: pp. 95–115, January 1987.