

Türkiye’de Zorunlu Eğitimin Eğitim Çıktıları, Evlenme Yaşı ve Doğurganlık Üzerindeki Etkisi

Proje No: 108K251

Yrd. Doç. Dr. Murat G. Kırdar
Doç. Dr. Meltem Dayıođlu
Prof. Dr. İsmet Koç

OCAK 2010
ANKARA

Önsöz

“Türkiye’de zorunlu eğitimin eğitim çıktıları, evlenme yaşı ve doğurganlık üzerindeki etkisi” başlıklı bu çalışmanın iki temel amacı bulunmaktadır: Birincisi, betimsel ve çok değişkenli analizlerle zorunlu eğitim süresindeki artışın çocukların okul çıktılarını ne kadar iyileştirdiğini analiz etmek; ikincisi ise yine betimsel ve çok değişkenli analizler ile zorunlu eğitim süresindeki artışın adölesan kadınların evlilik ve ilk doğum yaşı üzerindeki etkisini bulmaktır. 1997 yılında Türkiye’de zorunlu eğitim yasasında yapılan değişiklik –zorunlu eğitimin beş yıldan sekiz yıla çıkarılması– bu çalışmanın amaçlarının gerçekleştirilebilmesi için büyük bir imkan sağlamıştır. Yasal değişiklikten etkilenen doğum kuşaklarının okullaşma oranlarındaki artışın her sınıf seviyesinde gerçekleştiği görülmektedir. Burada özellikle dikkat çekici nokta, yeni yasanın doğrudan etkilemediği lise ve ilk beş sınıf seviyelerindeki artışlardır. Çalışmanın sonuçları zorunlu eğitim süresindeki artışın sadece eğitim çıktılarını değil, özellikle adölesan dönemde olan kız çocuklarının evlilik ve doğurganlık yaşlarına etki yaptığını göstermektedir. Bu etki, büyüklük olarak önemli olduğu kadar zorunlu eğitim süresinin ötesine geçmesi bakımından da dikkat çekicidir.

Çalışmanın sonuçları, zorunlu eğitim süresindeki artışın eğitim çıktıları ve demografik çıktılar üzerinde olumlu etkileride bulunduğunu göstermektedir. Bu olumlu gelişmelerden kız çocuklarının daha çok yararlandığı görülmektedir. Kız çocukları yasal değişiklikle birlikte eğitim içinde daha uzun süre kalarak hem beşeri sermaye olarak daha çok gelişme imkanı bulmakta hem de evlilik ve dolayısı ile doğurganlığa daha geç başlayarak erken anneliğin getirdiği sağlık sorunlarından uzak kalmaktadır. Zorunlu eğitim yasasında yapılan değişikliğin bu çalışma ile ortaya konulan sonuçları, zorunlu eğitim süresinde yapılabilecek olan olası yeni bir değişikliğin –zorunlu eğitim süresinin 12 yıla çıkarılması gibi– olası sonuçları konusunda önemli ipuçları vermektedir.

Proje önerimizi uygun bularak projemize “Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Projelerini Destekleme Programı (1001)” kapsamında maddi destek sağlayan TÜBİTAK’a teşekkür ediyoruz.

Yrd. Doç. Dr. Murat G. Kırdar

Doç. Dr. Meltem Dayıoğlu

Prof. Dr. İsmet Koç

İçindekiler

	Sayfa No
Önsöz	2
İçindekiler	3
Tablolar	4
Şekiller	5
Özet	6
Abstract	7
A. Zorunlu Eğitim Süresindeki Artışın Eğitim Çıktıları Üzerindeki Etkisi.....	8
A.1 Veri Kaynağı	8
A.2 Betimsel Analiz.	9
A.2.1 Sınıf Seviyelerine Göre Sınıf Bitirme Oranlarının Yıllara Göre Değişimi...	9
A.2.2 Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında Sınıf Bitirme Oranlarının Yıllara Göre Değişimi.	12
A.2.3 Doğum Yıllarına Göre Sınıf Bitirme Oranlarının Değişimi.	15
A.3 Çok Değişkenli Analiz	18
A.3.1 Zaman Etkisini İhmal Eden Analizler.	20
A.3.2 Zaman Etkisini Dikkate Alan Analizler.	23
A.3.3 Sonuçların Potansiyel Ekonometrik Problemler Işığında Değerlendirilmesi	26
A.4 Sonuçlar.....	29
B. Zorunlu Eğitim Süresindeki Artışın Adölesan Kadınların Evlilik ve Doğurganlık Seviyesine Etkisi...	30
B.1 Temel Bilgiler.....	30
B.2 Türkiye’de Evlilik, Doğurganlık ve Eğitim...	34
B.3 Veri Kaynağı ve Betimsel Analizler.....	37
B.4 Yöntem.....	42
B.5 Bulgular.....	47
B.5.1 Eğitimin İlk Evlilik ve İlk Doğum Yaşına Etkisi	47
B.5.1.1 Eğitimin İlk Evlilik Yaşına Etkisi.	47
B.5.1.2 Eğitimin İlk Doğum Yaşına Etkisi..	50
B.5.1.3 Diğer Değişkenlerin Etkisi.....	52
B.5.2 Model Etkisi.	54
B.5.3 Evlenmiş Kadınlar İçin Eğitimin İlk Doğum Yaşına Etkisi..	56
B.6 Bulguların Tartışılması.	58
B.7 Sonuçlar.....	60
Kaynaklar.....	61
..	
Ek.....	64
..	
Proje Özet Bilgi Formu	66

Tablolar

	Sayfa No
1 Yeni Yasanın Sınıfı Bitirme Olasılığının Sınıf Bitirmeme Olasılığına Oranı Üzerindeki Etkisi (Odds Ratio)	21
2 Logit Regresyonu Sonuçlarına Göre Yeni Yasanın ve Zaman Trendlerinin Etkileri	24
3 Hesaplamalardaki Doğan Sapmaların Hesaplama Yöntemine ve Probleme Göre Yönü ve Miktarı	27
4 Zorunlu Eğitimin Uzatılmasından Etkilenen Doğum Kuşakları ve Yaşlar	39
5 Betimsel İstatistikler	41
6 İlk Evlenme ve İlk Doğum Yaşları için Kümülatif Risk Hızları	42
7 Yaşlara Göre Okullaşma Oranı	43
8 Yaşlara göre Evlenmiş Kadınların Oranı	44
9 Evlenme Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları	48
10 Politikanın Evlenme Kümülatif Riskine Etkisi	49
11 İlk Doğum Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları	50
12 Politikanın İlk Doğum Kümülatif Riskine Etkisi	52
13 Politikanın Evlenme Kümülatif Riskine Etkisi (Alternatif Spesifikasyon)	55
14 Politikanın İlk Doğum Kümülatif Riskine Etkisi (Alternatif Spesifikasyon)	56
15 Evlenmiş Kadınların İlk Doğum Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları	56
EK B.1 Evlenme Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları (Alternatif Spesifikasyon)	64
EK B.2 İlk Doğum Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları (Alternatif Spesifikasyon)	65

Şekiller

	Sayfa No
1 Yıllara Göre Okula Başlama ve İlk Beş Sınıf Seviyesini Bitirme Oranları	10
2 Yıllara Göre Ortaokul Seviyesinde (6. sınıftan 8. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları	11
3 Yıllara Göre Lise Seviyesinde (9. sınıftan 11. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları	12
4 Yıllara Göre Okula Başlama ve Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında İlk Beş Sınıf Seviyesini Bitirme Oranları	13
5 Yıllara Göre Ortaokul Seviyesinde Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında Sınıf Bitirme Oranları	14
6 Yıllara Göre Lise Seviyesinde Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında Sınıf Bitirme Oranları	15
7 Doğum Yıllarına Göre Okula Başlama ve İlk Beş Sınıfı Bitirme Oranları	16
8 Doğum Yıllarına Göre Ortaokul Seviyesinde (6. sınıftan 8. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları	17
9 Doğum Yıllarına Göre Lise Seviyesinde (9. sınıftan 11. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları	18
10 <i>Regression Discontinuity</i> Fikrinin Gösterilmesi	19
11 Türkiye’de 1968-2008 Döneminde Toplam Doğurganlık Hızı (TDH), Ortanca İlk Evlenme Yaşı (OİEY) ve Ortanca İlk Doğum Yaşı (OİDY)’nin Değişimi	36
12 Evlenme ve İlk Doğum için Yıl Etkileri	53
13 Evlenme ve İlk Doğum için Yaş Etkileri	54

Özet

Bu çalışmada, eğitimin adölesan kadınların evlilik ve doğurganlık davranışları üzerindeki etkisi, Türkiye’de zorunlu eğitim süresinin 5 yıldan 8 yıla uzatılmasına ilişkin politika değişikli bir araç olarak kullanılarak incelenmektedir. Çalışmanın sonuçları, zorunlu eğitim süresinin uzamasının adölesan kadınların evlilik ve doğurganlık risklerini azalttığını göstermektedir. Bu etki, büyüklük olarak önemli olduğu kadar zorunlu eğitim süresinin ötesine geçmesi bakımından da dikkat çekicidir. İlk doğumun zamanlamasında görülen ertelemenin ise ilk evlenmenin zamanlamasında görülen ertelemenin bir sonucu olduğu görülmektedir. Kadın evlendikten sonra eğitimin ilk doğuma kadar geçen süre üzerinde etkisi bulunmamaktadır.

JEL sınıflaması: J12, J13, I20, D10

Anahtar sözcükler: Evlilik yaşı, Doğurganlık, Eğitim, Zorunlu eğitim

Abstract

This paper estimates the impact of schooling on the marriage and fertility behavior of teenage women in Turkey using the extension of compulsory schooling in Turkey as an instrument. We find that education reduces the probability of marriage and fertility of teenage women. The magnitude of the effect of education is substantial and this effect persists beyond the completion of compulsory schooling. In addition, the delay in the timing of first-birth is driven by the delay in the timing of marriage. After a woman is married, schooling does not have an effect on the duration until her first-birth.

JEL classification: J12, J13, I20, D10

Keywords: Age at marriage, Fertility, Education, Compulsory Schooling

Türkiye’de Zorunlu Eğitimin Eğitim Çıktıları, Evlenme Yaşı ve Doğurganlık Üzerindeki Etkisi

Bu projenin iki temel amacı bulunmaktadır: Birincisi, betimsel ve çok değişkenli analizlerle zorunlu eğitim süresindeki artışın çocukların okul çıktılarını ne kadar değiştirdiğini analiz etmek; ikincisi ise yine betimsel ve çok değişkenli analizler ile zorunlu eğitim süresindeki artışın adölesan kadınların evlilik ve ilk doğum yaşı üzerindeki etkisini bulmaktır. Zorunlu eğitim süresinde meydana gelen bir artışın, okul çıktılarını ve evlilik ve ilk doğum yaşı gibi demografik değişkenleri olumlu yönde etkilemesi beklenir. 1997 yılında Türkiye’de zorunlu eğitim yasasında yapılan değişiklikle zorunlu eğitimin beş yıldan sekiz yıla çıkarılması, bize yukarıda açıklanan amaçlarımızı gerçekleştirebilmek için olanak sağlamıştır. Bu çalışma aracılığıyla zorunlu eğitimin kantitatif olarak okullaşmayı ne kadar artırdığını, adölesan evlilik ve doğurganlık gibi demografik olayları hangi kanallar aracılığıyla ve ne kadar etkilediğini tesbit etmek mümkün olmuştur. Türkiye gibi gelişmekte olan birçok ülkede, özellikle kız çocukları için, okullaşma oranları çok düşük olduğundan, zorunlu eğitim süresindeki artıştan kaynaklanan gerek eğitim gerekse de demografik çıktılardaki değişikliklerin incelenmesi uluslararası alanda da ilgi görecektir. Diğer taraftan, Türkiye içinse, zorunlu eğitim yasasında yapılan değişikliğin sonuçlarının incelenmesi, zorunlu eğitim süresinde yapılabilecek olan olası yeni bir değişikliğin –12 yıla çıkarmak gibi– nasıl sonuçlar doğuracağı konusunda da tahmin yapabilmemizi sağlayacaktır.

Bu rapor iki kısımdan oluşmaktadır. A bölümünde yeni zorunlu eğitim yasasının eğitim çıktıları üzerindeki etkisi irdelenecektir. B bölümünde ise yeni yasanın eğitim çıktıları üzerindeki etkisi yoluyla adölesan kadınların ilk evlenme yaşını ve ilk doğum yaşını nasıl değiştirdiği araştırılacaktır.

A. Zorunlu Eğitim Süresindeki Artışın Eğitim Çıktıları Üzerindeki Etkisi

Bu bölümde, zorunlu eğitim süresindeki artışın eğitim çıktılarını ne ölçüde iyileştirdiği tartışılacaktır. Eğitim çıktıları olarak okula başlama, ilköğretim ve lise düzeyinde sınıf tamamlama oranları alınmıştır.

A.1 Veri Kaynağı

Çalışmanın veri kaynağını Türkiye’yi temsil eden bir örnekleme dayanan 2008 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması (TNSA-2008) oluşturmaktadır. TNSA-2008, hanesinde

15-49 yaş arasında kadın bulunan hanelerde uygulanmaktadır. Her ne kadar araştırmanın esasını sağlık ve doğurganlık konuları teşkil etsede, TNSA ziyaret edilen hanelerde yaşayan tüm fertlerin temel demografik bilgilerinin yanı sıra okul durumu bilgilerini de toplamaktadır. TNSA'dan her bir fert için son devam edilen okul seviyesi ve bu okul seviyesindeki son bitirilen sınıf seviyesi, ferdin okula halen devam edip etmediği, ve devam ediyorsa hangi sınıfa gittiği bilgisini elde etmek mümkündür. Bu verileri kullanarak bir ferdin son tamamladığı sınıf seviyesini hesaplamak mümkündür.

Veri setindeki mevcut olan bir kısıt ise fertlerin hangi yaşta okula başladıklarının bulunmamasıdır. Bu nedenle bütün bireylerin aynı yaşta okula başladıkları ve bu yaşın 7 olduğu varsayımını yapmaktayız. (Analizimizde kullandığımız doğum yılı grupları için veriyi inceleyerek en uygun yaşın bu olduğu sonucuna vardık.)

Hesapladığımız son bitirilen sınıf seviyesini kullanarak her sınıf seviyesi için ferdin bu sınıf seviyesini tamamlayıp tamamlamadığını çıkarabiliriz. Örneğin, 1986 yılında doğmuş bir fert 8. sınıfı bitirdikten sonra okulu bıraktıysa, 8. sınıfa kadar olan bütün sınıf seviyeleri için sınıfı bitirme durumu 1 değerini 8. sınıftan sonra ise 0 değerini alacaktır. Eğer bir fert verinin toplandığı 2008 yılında halen okula devam etmekte ise bu kişinin verisi sağdan sansürlenmiş (right-censored) olacaktır ve 2008 yılında devam etmekte olduğu sınıf seviyesi için bilgi kullanılmayacaktır. Fakat, analizlerimizde aldığımız en genç grup 1990 doğumlular olduğundan, ki bu grup 2008 yılında 18 yaşında olacaktır, ve okula başlama yaşını 7 olarak kabul ettiğimizden dolayı ilköğretim ve lise seviyesindeki sınıflar için *right-censoring* problemi olmayacaktır.

Bu bölümde kullandığımız en geniş örneklem 1981 ile 1990 yılları arasında doğan bireyleri içermektedir. Bu örnekteki toplam fert sayısı 8,142'dir. Analizlerimizde kullandığımız diğer değişkenler ise cinsiyet kuklası, kent/kır kuklası ve 5 bölge için (batı, kuzey, güney, orta, doğu) kuklalardır.

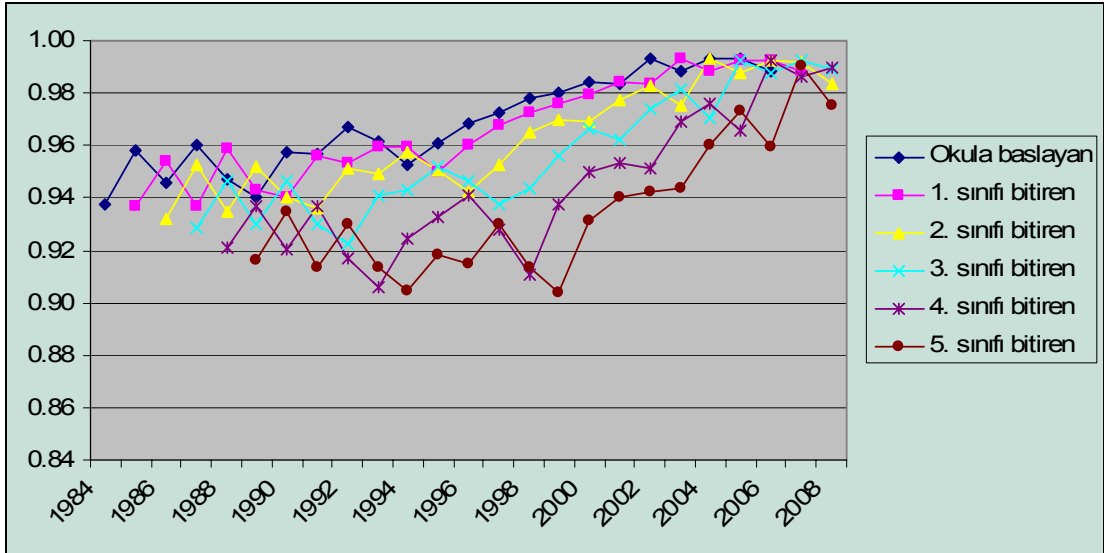
A.2 Betimsel Analiz

A.2.1 Sınıf Seviyelerine Göre Sınıf Bitirme Oranlarının Yıllara Göre Değişimi

Sınıf seviyelerine göre sınıf bitirme oranlarının analizinin iki amacı bulunmaktadır: İlki yasanın etkisi yürürlüğe girdiği yıllar itibariyle sınıf seviyelerine göre sınıf bitirme oranlarında yeni yasadaki kaynaklanan artışları gözlemlemek; ikincisi ise zaman etkileri nedeniyle yasa yürürlüğe girmeseydi bile okullaşma oranlarında gerçekleşecek artışları anlamaya çalışmaktır. Zorunlu eğitim süresindeki artışın eğitim çıktılarına ne ölçüde

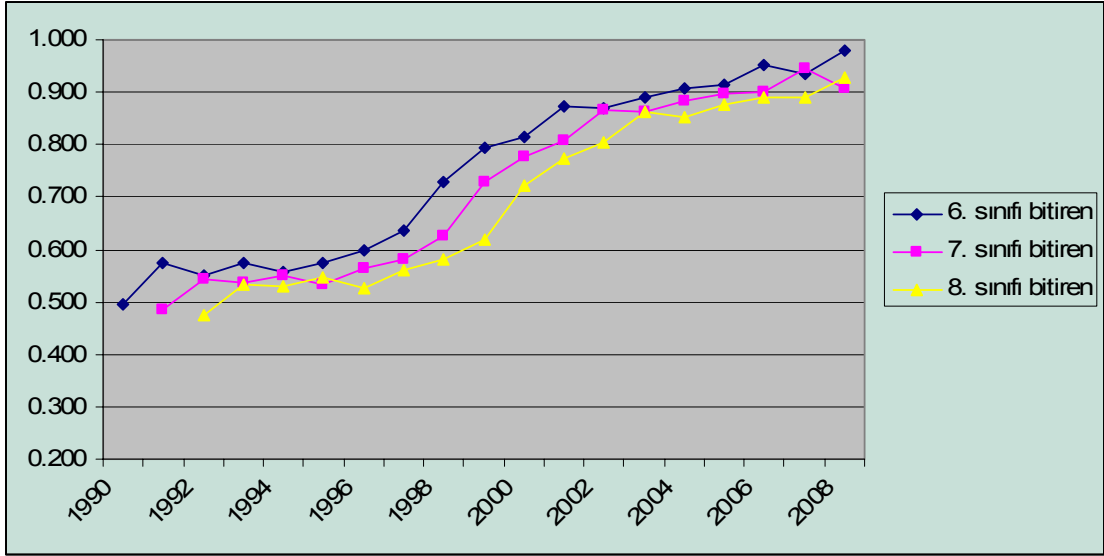
değiştirdiğini anlamak için yasadan kaynaklanan etkiyi olası zaman etkilerinden arındırmak gerekmektedir. Aksi halde, yasanın etkisi olduğundan yüksek çıkacaktır. Bu bölümün ikinci amacı zaman etkilerini – zaman içerisinde okullaşmada gözlemlenen artışları – ortaya koymaktır.

Şekil 1. Yıllara Göre Okula Başlama ve İlk Beş Sınıf Seviyesini Bitirme Oranları



Şekil 1'den görüldüğü üzere 1997 yılından sonra okula başlama oranlarında önemli bir artış görülmektedir. Okula başlama oranı, 1990 ile 1996 yılları arasında yüzde 95-96 civarında seyrederken, 1997 yılında yüzde 97'nin, 1999 yılında ise yüzde 98'in üzerine çıkmıştır. Bu artışa paralel olarak sınıf bitirme oranlarında da sonraki yıllarda başlayan benzer artışlar görülmektedir. Örneğin, Şekil 1'de görüldüğü üzere, 5. sınıfı bitirenlerin oranındaki artış 2001 yılından sonra başlamaktadır. Bu artışın zamanlaması okula başlama oranındaki artışla uyumludur: 1997 yılında okula yeni başlayanlar, 2001 yılında beşinci sınıfa başlayacaklardır.

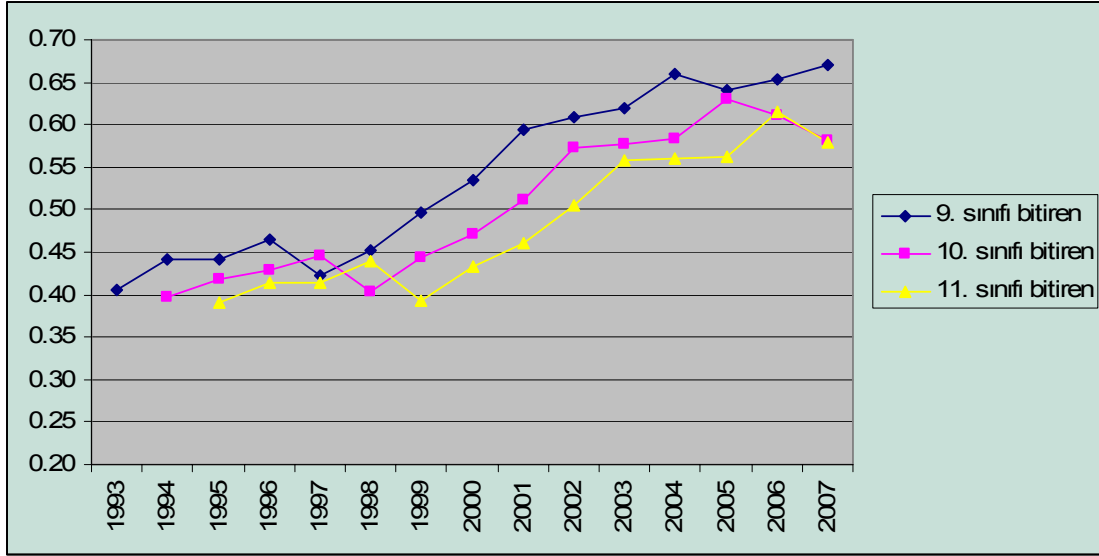
Şekil 2. Yıllara Göre Ortaokul Seviyesinde (6. sınıftan 8. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları



Yeni zorunlu eğitim yasasının etkileri Şekil 2’de çok net olarak görülmektedir. Şekil 2’de görüldüğü gibi, yeni yasaya göre zorunlu olan ancak eski yasaya göre isteğe bağlı olan 6. sınıftan 8. sınıfa kadar olan seviyelerdeki okullaşma oranlarında 1997 yılından sonra büyük bir artış olmuştur. Örneğin 1997 yılında 6. sınıfı bitirme oranı yüzde 63,7 iken, bu oran 1998 yılında yüzde 73’e, 1999 yılında ise yüzde 79,3’e çıkmıştır. Veri setinin yapısından dolayı etkiyi ancak dağınık (*fuzzy*—etkiyi birkaç yıla dağılmış) olarak görebiliyoruz. Beklendiği üzere 7. sınıfı bitirenlerin oranındaki en büyük artış 1999 yılında, 8. sınıfı bitirenlerin oranındaki en büyük artış ise 2000 yılında görülmektedir.

Şekil 2’den not edilmesi gereken diğer önemli bir nokta ise, yasadan önceki ve sonraki yıllarda 6.-8. sınıfları bitirenlerin oranındaki yatay seyirdir. Bu özellikle yasadan önceki yıllarda daha net olarak görülmektedir. Yasadan sonraki yıllarda sınıf bitirme oranlarındaki artış trendinin yasanın belli yerlerde uygulamasında var olabilecek gecikmeler nedeniyle sürmesi beklenebilir.

Şekil 3. Yıllara Göre Lise Seviyesinde (9. sınıftan 11. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları

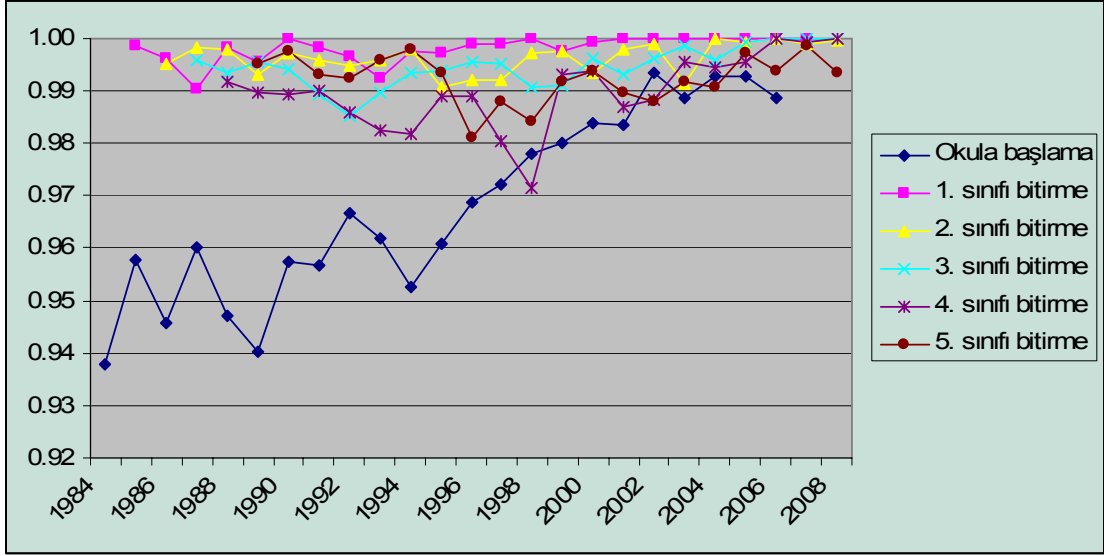


Şekil 3'te lise seviyesindeki sınıflar için bitirme oranlarının zaman üzerindeki değişimi verilmektedir. Görüldüğü üzere 1990'lı yılların ortasından sonlarına kadar bu oranlar yatay bir seyir izlerken zorunlu eğitim yasasının çıkmasıyla beraber bu oranlarda da ciddi artışlar ortaya çıkmıştır. Örneğin, 9. sınıfı bitirme oranı 1998 yılına kadar yüzde 45 seviyesinde iken, çok kısa bir süre içinde 2001 yılında 9. sınıfı bitirme oranı yüzde 60'ı bulmuştur. Bu bulgu önemli ve ilginçtir çünkü yeni zorunlu eğitim yasası sadece zorunlu kıldığı yıllardaki bitirme oranlarını etkilemekle kalmadığını, sonraki yılları—lise yıllarını—da etkilediğini göstermektedir.

A.2.2 Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında Sınıf Bitirme Oranların Yıllara Göre Değişimi

Bu bölümde, birinci bölümde sunulan sınıf bitirme oranları koşullu olarak—bir önceki sınıfı bitirme koşulu altında—incelenecektir. Bu analizler, yeni zorunlu eğitim yasasının, örneğin 5. sınıfı bitirme koşulu altında 6. sınıfı bitirme oranını nasıl değiştirdiği sorusuna yanıt verecektir.

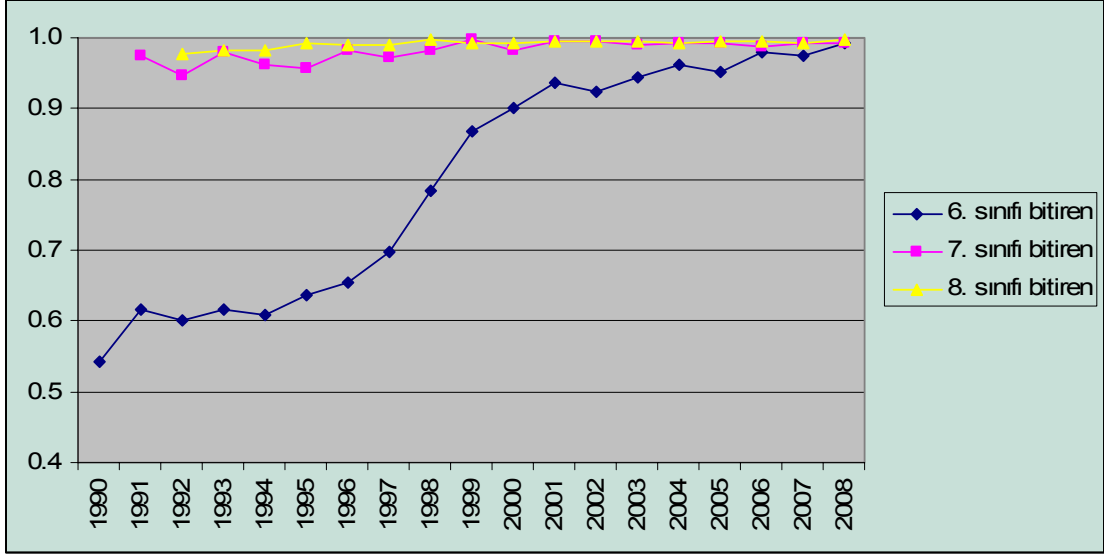
Şekil 4. Yıllara Göre Okula Başlama ve Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında İlk Beş Sınıf Seviyesini Bitirme Oranları



Not: 1. sınıfı bitirme oranları okula başlama koşulu altındadır.

Şekil 4'te görüldüğü gibi, hiç okula gitmeyen çocukların oranı 1980'li yılların ikinci yarısında ve 1990'ların ilk yarısında yüzde 4 ile 6 arasında değişmektedir. Yeni zorunlu eğitim yasasının uygulanmaya başlandığı dönemden itibaren ise, hiç okula gitmeyen çocukların oranında önemli bir düşme başlamıştır. 1990'ların ikinci yarısında yüzde 3 seviyesine gerileyen bu oran; 2000'li yıllardan itibaren yüzde 1 seviyelerine düşmüştür.

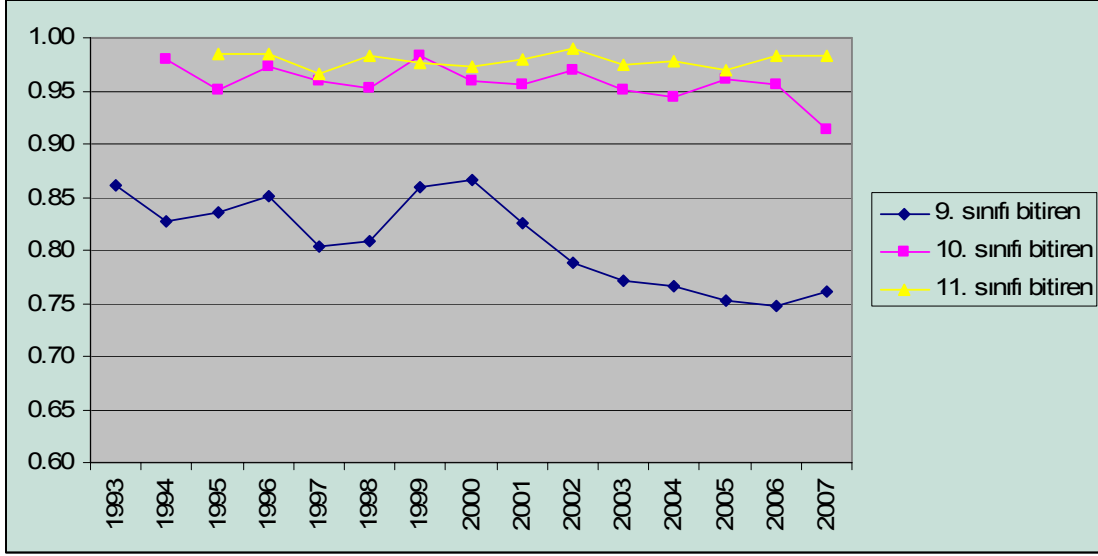
Şekil 5. Yıllara Göre Ortaokul Seviyesinde Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında Sınıf Bitirme Oranları



Yeni zorunlu eğitim yasasının etkisi Şekil 5’te daha net olarak görülmektedir. Daha önce zorunlu olmayan ancak yeni yasa ile zorunlu hale getirilen 6. sınıfı bitirme oranının yeni yasa ile birlikte önemli ölçüde arttığı görülmektedir. Yeni yasanın 6. sınıfı bitirme üzerindeki etkisini 1998 yılında -1997 yılının Eylül ayında 6. sınıfa başlayanlar bu sınıfı 1998 yılında bitirecekleri için- ve 1999 yılında -1998 yılının Haziran ayında 5. sınıfı bitiren öğrenciler için 1998 Eylül’ünde 6. sınıfa başlamak zorunlu olduğu için- bariz olarak görmekteyiz.

Yeni yasa tam olarak kabul edildiği tarihi izleyen ilk eğitim-öğretim yılında uygulamaya girmiş olsaydı, 1999 yılından itibaren 6. sınıfı bitirme oranının yüzde yüz olması gerekirdi. Ancak, Şekil 5’te de görüldüğü gibi, bu artış birden bire değil tediciler olarak gerçekleşmiştir. Bu tediciler geçişin iki nedeni olabilir: Birincisi verinin yapısı nedeniyle (*fuzziness*) gerçek etkiyi birkaç yıl hatayla ölçüyor olabiliriz. Bu nedenle etkinin bir kısmını önceki yıllarda, 1996 ve 1997 yıllarında ve sonraki yıllarda, 1999 yılı ve sonrasında, görebiliyoruz olabiliriz. İkinci neden ise yasal düzenlemenin etkisinin gerçekten tediciler olarak gerçekleşmesi olabilir. Örneğin, belli bölgelerde altyapı eksikliği nedeniyle yeni yasanın uygulanmasına hemen başlanamamış olabilir. Şekil 5’te de görüldüğü gibi, 6. sınıfı bitirme oranındaki artış -beşinci sınıfı bitirme koşulu altında- 2000’li yıllarda da devam etmiş ve ancak 2000’li yılların sonuna doğru yüzde 100’e yaklaşmıştır.

Şekil 6. Yıllara Göre Lise Seviyesinde Bir Önceki Sınıfı Bitirme Koşulu Altında Sınıf Bitirme Oranları

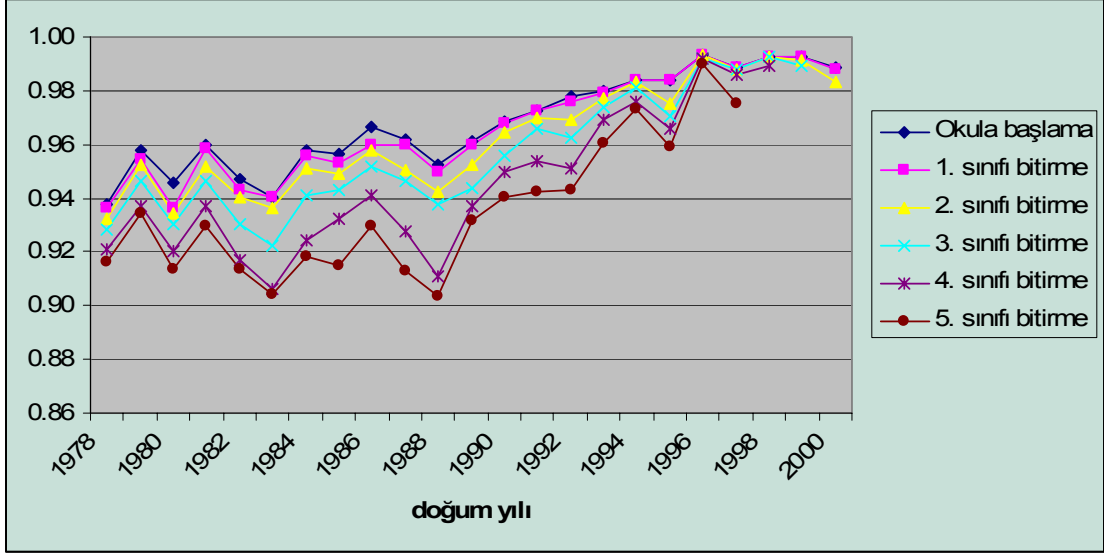


Bu bölümde son olarak lise seviyesindeki sınıflar için bir önceki sınıfı bitirme koşulu altındaki bitirme oranları üzerinde durulacaktır. Şekil 6'da dikkati çeken özellik, 9. sınıfı bitirme oranında 2001 yılından itibaren meydana gelen düşmedir. Yeni yasa ile 1998 yılında 6. sınıfa devam edenler 3 yıl sonra, yani 2001 yılında, 9. sınıf bitirme durumuna gelecektir. Bu durumda, 1998 yılından itibaren 6. sınıfı bitirme oranında gözlenen artış ile 2001 yılından sonra 9. sınıfı bitirme oranındaki düşüş uyumlu gözükmemektedir. Diğer bir ifadeyle, yeni yasayla 8. sınıfı bitiren grup genişlediğinden, 8. sınıfı bitirme koşulu altında 9. sınıfı bitirme oranında azalma meydana gelmiştir.

A.2.3 Doğum Yıllarına Göre Sınıf Bitirme Oranlarının Değişimi

1997 yılının eylül ayında yürürlüğe giren yeni zorunlu eğitim kanunundan—çocukların 7 yaşında okula başladıkları varsayımı altında—1990 ve sonrasında doğanlar etkilenecektir. Bu kapsamda, okula geç başlayan (8 yaşında) 1989 doğumlular da bu yasadaki etkileneceklerdir. Dolayısıyla doğum yılına göre yeni yasanın etkisini irdelerken de etkisini ancak dağınık (*fuzzy*) olarak görebileceğiz.

Şekil 7. Doğum Yıllarına Göre Okula Başlama ve İlk Beş Sınıfı Bitirme Oranları

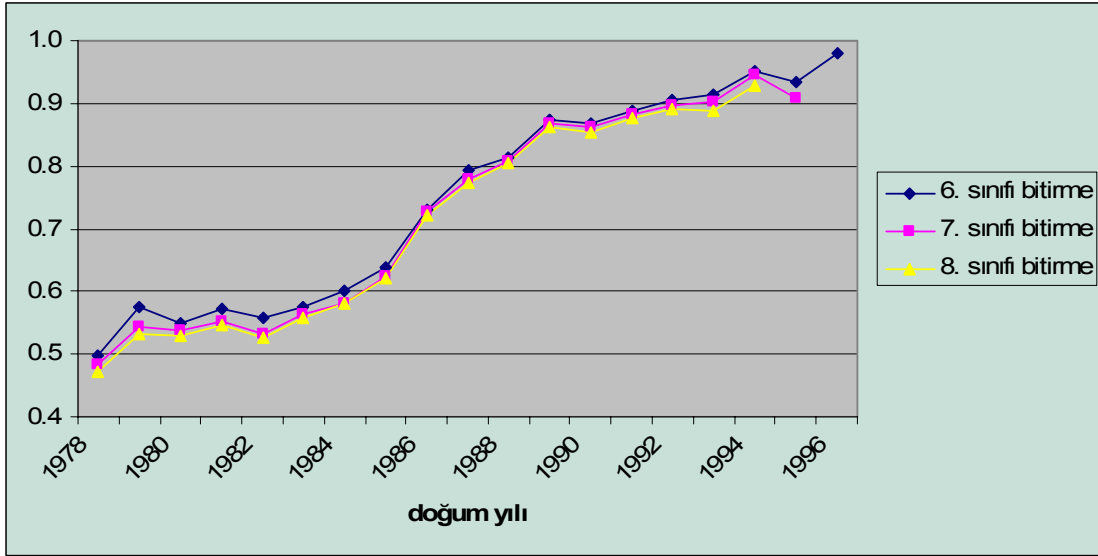


Şekil 7’de okula başlama ve ilkökul seviyesindeki sınıfları bitirme oranlarının doğum tarihlerine göre nasıl değiştiği gösterilmektedir. Yeni yasadan doğrudan etkilenen doğum tarihi grupları için bütün sınıf seviyelerinde belirgin bir artış olduğu görülmektedir. Sınıf bitirme oranlarındaki artış okula başlama oranlarındaki artışa paralel olarak gerçekleşmekte ve dolayısıyla okula başlama oranlarındaki artıştan kaynaklanmaktadır. Bu durumu daha önce Şekil 4’te de görmüştük. Yeni yasadan etkilenen çocukların okula başlama oranları artarken, bu koşul altında diğer sınıf seviyelerini tamamlama oranlarında da artış olmaktadır. Sonuç olarak, yeni zorunlu eğitim yasasıyla birlikte okula başlama oranlarında bir artış olmuştur. Bu sonuç bir tercihin sonucu olarak değil de yeni zorunlu eğitim yasası ile birlikte okula başlama zorunluluğunun daha sıkı şekilde uygulanmış olmasının bir sonucu da olabilir.

1997 yılında uygulanmaya başlanan yeni yasa 1996-97 eğitim yılında 4. sınıfı bitiren ve daha küçük çocukları etkilemiştir. Diğer bir ifadeyle, yasadan 1993-94 eğitim yılının başında, yani 1993 eylülünde, okula başlayan çocuklar etkilenmiştir. Doğum tarihi olarak baktığımızda ise, çocukların 7 yaşında okula başladıkları varsayımı altında, 1986 yılı ve sonrasında doğan çocuklar yeni zorunlu eğitim yasasından doğrudan etkilenmişler yani bu çocuklar o zamana kadar zorunlu olmayan 6., 7. ve 8. sınıfları da tamamlamak zorunda bırakılmışlardır. Bu durumun etkisini Şekil 8 de net olarak görmekteyiz. Gerçekten de ortaokul seviyesindeki sınıfları bitirme oranlarında 1986 yılında doğanlar için önemli bir artış gerçekleşmiştir. Yine okula erken ve geç başlayan çocukların olması ve doğum tarihi verisindeki olabilecek hatalar nedeniyle 1986 yılını çevreleyen yıllarda da, bu yılda olduğu kadar olmasa da, artışlar görülmektedir. Şekil 8’de not edilmesi gereken diğer önemli bir

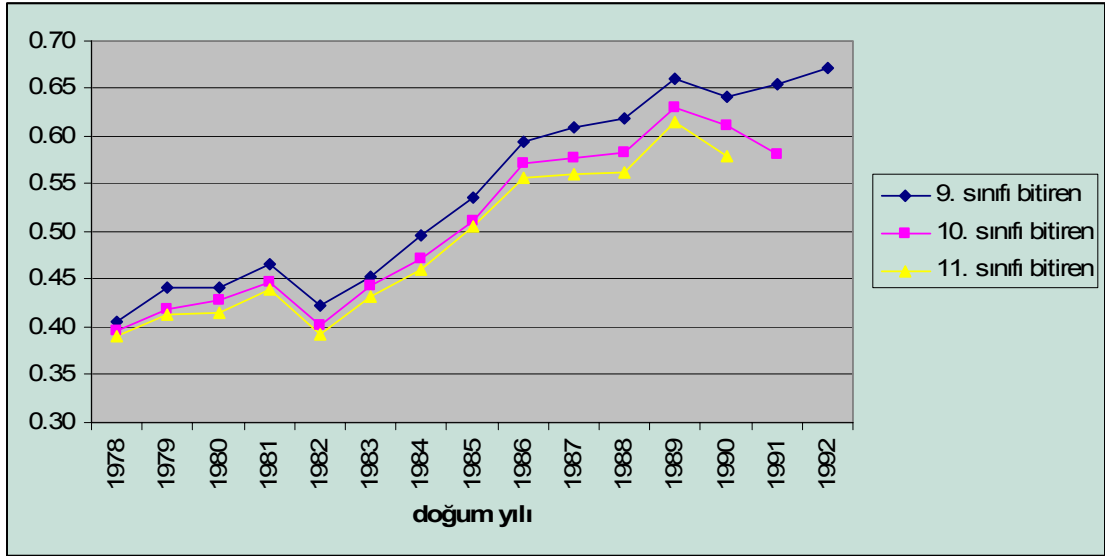
nokta ise, 1984 yılı öncesinde ve 1989 yılı sonrasında oranların görece yatay bir seyir izlemesidir. Bu durum bu olay üzerinde zaman etkilerinin sınırlı olduğu izlenimini vermektedir.

Şekil 8. Doğum Yıllarına Göre Ortaokul Seviyesinde (6. sınıftan 8. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları



Şekil 9’da ise doğum yıllarına göre lise seviyesinde sınıf bitirme oranları verilmektedir. Herkesin 7 yaşında okula başlaması durumunda 1986 ve sonra doğanların yeni yasadaki etkilendiğini daha önce belirtmiştik. Buna paralel olarak Şekil 8’de ortaokul seviyesindeki sınıf bitirme oranlarındaki artışın 1985 ve 86 yıllarında başladığını görmüştük. Lise seviyesindeki sınıf bitirme oranlarındaki artış ise, Şekil 9’dan görüldüğü üzere, daha da önceki doğum kuşakları ile başlamıştır. Yani, 1984 doğumlularla birlikte lise seviyesindeki sınıflarda bitirme oranları artmaya başlamıştır. 1983 yılı ve öncesinde doğan grupların sınıf bitirme oranlarının ise benzer olduğu görülmektedir. Aynı şekilde 1986 yılı ve sonrasında doğan gruplar için de bitirme oranları birbirlerine yakındır. Bu bulgular da bize lise seviyesindeki sınıf bitirme oranları üzerinde önemli bir zaman etkisi olmadığını göstermektedir.

Şekil 9. Doğum Yıllarına Göre Lise Seviyesinde (9. sınıftan 11. sınıfa) Sınıf Bitirme Oranları

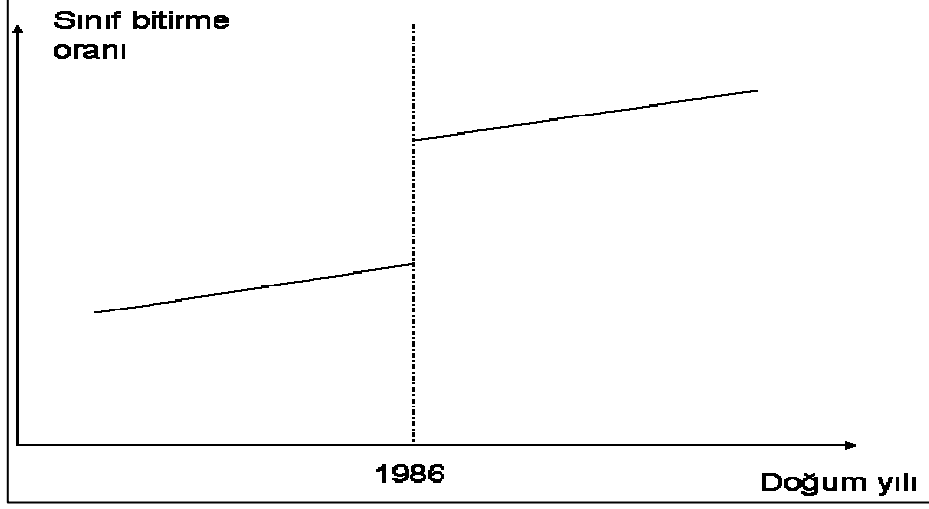


A.3 Çok Değişkenli Analiz

Bu bölümde yeni yasanın eğitim çıktıları üzerindeki etkisi diğer değişkenler kontrol edilerek incelenecektir.

Yeni yasanın etkisini diğer değişkenler kontrol altında iken analiz etmekte kullanılan yöntem *regression discontinuity* hesaplama yöntemidir. Bu analizlerde, çocukların doğum yılları onların eski zorunlu eğitim süresine mi yoksa yeni zorunlu eğitim süresine mi tabi olacaklarını belirlemektedir. Daha önce belirtildiği üzere, yeni sistem ilk olarak 1993 yılında okula başlayan çocukları etkilemiştir. Bu çocuklar yeni yasa geçtiğinde, 1997 eylülünde, 5. sınıfa başlayanlardır. Çocukların 7 yaşında okula başladıkları varsayımı altında 1986 yılında ve sonrasında doğan çocuklar yeni sisteme tabi olmuşlardır. *Regression discontinuity* yaklaşımındaki ana fikir sınıf bitirmeyi etkileyen faktörleri belirleyen regresyonda 1986 ve sonrasında doğanlar için bir kırılma olmasıdır. Bu fikrin şemasal gösterimi Şekil 10'da verilmiştir. Bu yöntemle amaçlanan 1986 yılında meydana gelen kırılmanın etkisinin miktarını sınıf seviyelerine göre hesaplamaktır.

Şekil 10. *Regression Discontinuity* Fikrinin Gösterilmesi



Şekil 10'daki teorik model, Şekiller 7, 8, ve 9'daki ampirik sonuçlara benzemektedir. Ampirik sonuçlardaki önemli bir fark, yeni yasanın etkisinin Şekil 10'daki gibi birdenbire değil; zaman içine dağılmış olarak görülmesidir.

Yeni yasal düzenleme için bir kukla kontrolü kullanılmaktadır. Bu kukla değişkeni i kişisi için D_i olacaktır. D_i , 1986 ve sonrasında doğan bir kişi için "1" değerini, diğer durumda ise "0" değerini almaktadır. Kullanılan ekonometrik eşitlik aşağıdaki şekildedir:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \rho D_i + \eta_i \quad (1)$$

Burada Y_i i kişinin sınıfı tamamlayıp tamamlamadığını, X_i diğer kontrol değişkenlerini, η_i ise hata terimini göstermektedir. Kontrol değişkenleri (X_i) bölge kukla değişkenlerini, kız çocuk kukla değişkenini ve kırsal yerleşim yeri kukla değişkenini içermektedir. ρ parametresi esas olarak ilgilendiğimiz parametredir; yeni yasa değişkeninin (D_i) sınıf bitirme durumu üzerindeki etkisini vermektedir. Burada not edilmesi gereken önemli bir nokta şudur: her ne kadar kullanılan kontrol değişkenlerinin sayısı kısıtlı olsa da, asıl ilgilenilen D_i değişkeninin etkisi diğer kontrol değişkenlerinden fazla etkilenmediği için bu durum sınırlayıcı olmamaktadır. Bunun nedeni ise D_i değişkeni ile diğer kontrol değişkenleri arasındaki korelasyonun düşük olmasıdır. (1) numaralı denklemin kestiriminde bir *logit* hesaplama yöntemi kullanılacaktır.

(1) numaralı denklemdeki belirtimde doğabilecek bir problem Y_i değişkeninde bulunabilecek bir zaman etkisidir. Örneğin, Şekil 10 bağımlı değişkende bir zaman etkisinin olduğu varsayımıyla çizilmiştir: 1986 öncesinde ve sonrasında Y_i değişkeni artmaktadır. Böyle bir durumda zaman etkilerini de kontrol etmek önemli olacaktır.

A.3.1 Zaman Etkisini İhmal Eden Analizler

Tablo 1’de (1) numaralı denklemin *logit* yöntemi ile hesaplanmasından ortaya çıkan sonuçlar verilmektedir. Tabloda gösterilen asıl olarak ilgilendiğimiz yasa değişikliği kuklasının (D_i) etkisidir ki bu etki de *odds ratio*’daki değişim olarak verilmektedir. *Odds ratio*’daki bu değişim aslında $\exp(\rho)$ ’dur ve ρ ’nun pozitif olması durumunda (yeni yasanın okulu bitirme olasılığını artırması durumunda) $\exp(\rho)$ ’nun değeri 1’in üzerinde olacaktır. Bu katsayıların yorumlanması şu şekilde olacaktır: Örneğin $\exp(\rho)$ 1.5 ise, yeni yasa sınıf bitirme olasılığının sınıfı bitirmeme olasılığına oranını 1.5 kat artırmaktadır, diğer bir ifadeyle yasanın etkisi ile okul bitirme oranı yüzde 50 artmaktadır. Örneğin, sınıfı bitirme olasılığı 0.80 ise, *odds ratio* 4 ($0.8/[1-0.8]$) olacaktır. 1.5 katlık bir artış, bu oranı 6’ya çıkaracaktır, bu da sınıfı bitirme olasılığını 0.86 ($6=0.86/[1-0.86]$) civarında bir rakama çıkaracak demektir. *Logit* hesaplaması lineer olmayan bir yöntem olduğu için bir değişkenin etkisi diğer değişkenlerin aldığı değerlere bağlı olacaktır. *Logit* yönteminde kullanılan *odds ratio* yorumlama yaklaşımı ise diğer değişkenlerin aldığı değerlerden bağımsız olarak sonuçları değerlendirmemize izin vermektedir.

Tablo 1’de üç farklı örneklem kullanılmıştır. İlkinde iki doğum yılı grubunu karşılaştırmaktayız; bunlardan ilki yeni yasadan etkilenmeyen grup, diğeri ise yeni yasadan etkilenen gruptur. Diğer bir deyişle yasanın ilk etkilediği doğum yılı grubu ile ondan bir önceki doğum yılı grubunu almaktayız. Örneğin, 6. sınıf seviyesinde ilk etkilenen grup yukarıda da anlatıldığı üzere 1986 yılında doğanlardır, bu grup ile 1985 yılında doğanları karşılaştırmaktayız. Diğer taraftan ilköğretim seviyesinde sınıflar için bu iki grubun doğum tarihleri değişmektedir. Örneğin, 1. sınıf seviyesinde yeni yasadan ilk etkilenenler 1990 doğumlulardır (bunlar 1997’de—yeni yasa geçtikten sonra—okula başlamışlardır), kontrol grubu ise 1989 doğumlulardır ki bu grup 1996 yılında yeni yasadan önce okula başlamışlardır.

Analizi sadece iki doğum yılı grubu ile yapmakta doğabilecek bir problem örneklemin görece küçük kalması, dolayısıyla istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşamamak olabilir.

Bu nedenle ikinci aşamada, doğum yılı sayısı 2'si yasadan hemen sonraki 2'si ise yasadan hemen önceki olacak şekilde 4'e; yine aynı şekilde üçüncü aşamada ise toplam doğum yılı sayısı 6'ya çıkarılmıştır.

Karşılaştırılan doğum yılı grubu sayısını artırmak bir taraftan örneklemimizi büyütürken, diğer taraftan bir sorun doğurmaktadır. Şekil 10'daki teorik modelde gösterildiği gibi (bunun uygulamada da -Şekil 7-8-9- bu şekilde olduğunu görmüştük) okul bitirme oranları üzerinde yeni yasadan bağımsız olarak bir zaman etkisi varsa —yani yıllar itibariyle okul bitirme oranları artıyorsa— artan zaman etkisini kontrol etmemek bu zaman etkisinin yanlış olarak yeni yasa etkisi olarak hesaplanmasına neden olacaktır. Dolayısıyla bu durum yeni yasanın etkisini olduğundan daha yüksek gösterecektir. Yeni yasanın etkisinin hesaplanmasındaki bu sapma, alınan yıl aralığı arttıkça daha da artacaktır, çünkü zaman etkisinden doğan sapma zaman aralığı genişledikçe kuvvetlenecektir.

Tablo 1. Yeni Yasanın Sınıfı Bitirme Olasılığının Sınıf Bitirmeme Olasılığına Oranı Üzerindeki Etkisi (Odds Ratio)

Sınıf Seviyesi	Odds Ratio	Doğum Yılı Grupları	Odds Ratio	Doğum Yılı Grupları	Odds Ratio	Doğum Yılı Grupları
0	1.444	89-90	1.726 ***	88-91	1.934 ***	87-92
1	1.420	89-90	1.781 ***	88-91	1.931 ***	87-92
2	1.203	88-89	1.477 **	87-90	1.557 ***	86-91
3	0.971	87-88	0.906	86-89	1.108	85-90
4	0.715	86-87	0.756 *	85-88	0.916	84-89
5	1.330	85-86	1.113	84-87	1.120	83-88
6	1.737 ***	85-86	2.274 ***	84-87	2.855 ***	83-88
7	1.820 ***	85-86	2.289 ***	84-87	2.863 ***	83-88
8	1.778 ***	85-86	2.244 ***	84-87	2.833 ***	83-88
9	1.338 **	85-86	1.511 ***	84-87	1.777 ***	83-88
10	1.360 **	85-86	1.493 ***	84-87	1.675 ***	83-88
11	1.300 **	85-86	1.433 ***	84-87	1.609 ***	83-88
12	1.020	85-86	1.175	84-87	1.207 **	83-88
13	0.930	85-86	1.028	84-87	0.926	83-88

Sonuçlar, *** Yüzde 1 seviyesinde anlamlı, ** yüzde 5 seviyesinde anlamlı, * yüzde 10 seviyesinde anlamlı.

Odds ratio okula gitme olasılığının okula gitmeme olasılığına oranındaki değişimi verir.

Her iki analiz de 4 bölge kuklası (güney, kuzey, orta ve doğu bölgeleri; referans grup batı), kız çocuk kuklası ve kırsal alan kuklası içerir.

Tablo 1'de ikili doğum grupları karşılaştırıldığında, yeni yasanın ortaokul seviyesindeki sınıfları bitirme olasılığını artırdığı ve bunun yüzde 1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Yeni yasa, 6. sınıf seviyesindeki okulu bitiren

bitirmeme oranını (*odds ratio*) yüzde 73 artırmaktadır. Bu artış, 7. ve 8. sınıf seviyelerinde ise sırasıyla yüzde 82 ve 78 olmuştur. Bu sonuçlar, yeni zorunlu eğitim yasasıyla hedeflenen bu eğitim seviyelerindeki artışın sağlandığını göstermektedir. Şekil 2 ve 8’de de görüldüğü üzere ortaokul seviyesindeki sınıfları bitirme oranları yeni yasadan önce yüzde 55 seviyesindedir. Bu seviyeyi *odds ratio* olarak 1,22 olarak ifade edebiliriz. Tablo 1’de görüldüğü gibi, okulu bitirip bitirmeme oranındaki artışı yüzde 80 olarak aldığımızda *odds ratio*’nun 2,2’ye çıktığı görülmektedir. Bu da ortaokul seviyesinde sınıf bitirme oranlarının yüzde 55’ten yüzde 69’a çıktığı anlamına gelmektedir.

Bu analizden çıkan en ilginç bulgu ise lise seviyesindeki sınıf bitirme oranlarının da yeni eğitim yasası ile, istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde ($p < \text{yüzde } 10$) artmış olmasıdır. Yeni yasa 9. sınıfı bitirip bitirmeme oranını yüzde 34; 10. sınıf bitirip bitirmeme oranını yüzde 36, 11. sınıf için olanı ise yüzde 30 artırmıştır. Şekil 3 ve 9’dan görüleceği üzere liseyi bitirme oranı yeni yasadan önce yüzde 40 civarındadır. Dolayısıyla liseyi bitirip bitirmeme oranı (*odds ratio*) 0,67’dir. Ekonometrik analizden elde ettiğimiz yüzde 30’luk artış, bu oranı 0,87 seviyesine çıkarmaktadır. Lise bitirme oranı ise yüzde 40’tan yüzde 46,4’e yükselmektedir.

Tablo 1’deki daha geniş zaman aralıklarıyla yapılan analizlerin sonuçları incelendiğinde yukarıdaki bulguların sadece korunmakla kalmadığını aynı zamanda daha da güçlendiği görülmektedir. Örneğin, 2 yıllık zaman aralığıyla 1,74 olarak hesaplanan 6. sınıf için bitirip bitirmeme oranı, 4 yıllık zaman aralığı ile 2,27’ye, 6 yıllık zaman aralığı ile 2,86’ya çıkmaktadır. Daha geniş zaman aralığı ile yapılan hesaplamaların, zaman etkilerini de içermesi nedeniyle, yeni yasanın etkisini olduğundan daha yüksek göstereceği daha önce vurgulanmıştı.

Ancak, daha geniş zaman aralıklarıyla yapılan analizlerde yeni yasanın etkisinin daha büyük çıkmasının tek nedeni ihmal edilen zaman etkileri değildir. Yeni yasanın uygulanmasının birdenbire değil de tedrici bir şekilde olduğu kabul edilirse, yeni yasanın kabul edildiği tarihten sonra, 6. sınıflar için sınıfı bitirme oranında zaman üzerinde bir artış olacaktır. Zaman üzerindeki bu artış, yeni yasanın geçmesinden önceki zaman aralığındaki artıştan da daha yüksek olacaktır. Bunun nedeni, yeni yasadan önce var olan okul bitirme artışı nedenlerine bir yenisinin eklenmesidir. Zamanla yeni yasanın uygulamaya geçtiği yerleşim yeri, okul ve dolayısıyla öğrenci sayısı artacaktır. Bu durumda daha geniş zaman aralıkları almak yeni yasanın etkisini artıracaktır, çünkü yeni yasanın geçmesinden sonraki yıllarda yıl ilerledikçe yasanın etkisi daha bariz hale gelecektir. Fakat bu ikinci etki ortaokul

seviyesindeki sınıflarda görülürken lise seviyesindeki sınıflarda görülmeyecektir. Bu nedenle, geniş zaman aralıkları aldığımız hesaplamalarda ortaokul seviyesindeki sınıflardaki sapma lise seviyesindeki sınıflara göre daha yüksek olacaktır.

Daha geniş zaman aralıkları almanın yeni yasanın etkisini artırıcı son bir unsur daha vardır. Bu da yeni yasanın etkisinin keskin (*sharp*) olarak değil karışık (*fuzzy*) olarak görülmesinden kaynaklanmaktadır. Bu analizlerde 1985 doğumluların yeni yasadan etkilenmemiş, 1986 doğumluları ise etkilenmiş olduğu kabul edilmektedir. Ancak, erken ve ya geç okula başlama ya da sınıf tekrarı vb. nedenlerle bu varsayım çoğunluk için doğru olacağı halde bazıları için doğru olmayacaktır. Yani, bazı 1985 doğumlular yeni yasadan etkilenmiş, bazı 1986 doğumlular ise etkilenmemiş olabilir. Fakat zaman aralığını genişlettikçe bu olasılık azalacaktır, çünkü 1984 doğumlular arasında varsayımın tutmadığı kişiler—yeni yasadan etkilenenler—1985 doğumlular arasındakilerden çok daha az olacaktır. Yine aynı şekilde 1987 doğumlular arasında varsayımın tutmadığı kişiler—yeni yasadan etkilenmeyeler—1986 doğumlular arasında varsayımın tutmadığı kişilerden daha az olacaktır.

Tablo 1’de görüleceği üzere, daha geniş zaman aralıklarıyla yapılan hesaplamalarda ortaya çıkan diğer önemli bir bulgu ise okula başlama ve ilköğretimin ilk sınıflarında görülen yeni zorunlu eğitim yasasının pozitif etkisidir. Bu bulgu yeni yasanın zaman etkilerini yakalayamamasından dolayı da ortaya çıkmış olabilir. Diğer taraftan dar (2 yıllık) zaman aralığı ile de, istatistiksel olarak anlamlı olmasa da, benzer bir pozitif etkinin çıktığını hatırlamakta yarar bulunmaktadır. Dar zaman aralığı ile yapılan analizlerin istatistiksel olarak anlamlı çıkmaması küçük örneklem büyüklüğünden de kaynaklanmış olabilir. Sonuç olarak, Tablo 1’deki bulgulardan yeni yasanın ilk sınıf seviyeleri üzerindeki etkisi konusunda kesin bir sonuca varmak zor görünmektedir.

A.3.2 Zaman Etkisini Dikkate Alan Analizler

Geniş zaman aralığı ile yapılan analizde yeni yasanın etkisiyle zaman etkilerini birbirinden ayıramamaktan kaynaklanan problemi çözmek için ikinci bir yöntem kullanılmıştır. Bu yöntemin ana farklılığı zaman trendleri içermesidir. Bu trend lineer olarak modellenmiştir. Buna ek olarak, bu lineer trendin yasadan önce ve yasadan sonra farklı olmasına izin verilmiştir. Yani, Şekil 10’da görüldüğü gibi, 1986 öncesindeki eğrinin eğimi ile 1986 sonrasındaki eğrinin eğiminin farklı olmasına izin verilmiştir. Yeni duruma ilişkin denklem (2) numaralı denklemde verilmektedir. Burada t_1^1 ve t_2^2 zaman trendlerini

vermektedir; t^1 =(doğum yılı-ilk doğum yılı +1) olarak, t^2 ise (doğum yılı-1986+1) olarak tanımlanmıştır. Yeni yasadan önce zaman trendinin parametresi φ^1 , yeni yasadan sonra ise $\varphi^1 + \varphi^2$ olmaktadır.

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \rho D_i + \varphi^1 t_i^1 + \varphi^2 D_i t_i^2 + \eta_i \dots\dots(2)$$

Tablo 2’de görüldüğü üzere bu analizlerde daha geniş, 10 yıllık, bir zaman aralığı kullanılmıştır. Bunun temel nedeni zaman etkilerini yasanın etkisinden net bir şekilde ayırma gereğidir. Tablo 2’deki bulgular Tablo 1’deki bulgularla örtüşmektedir. Bu bulgulara göre, yeni yasa hem ortaokul seviyesindeki (p<yüzde 1) ve hem de lise seviyesindeki (p<yüzde 5) sınıf bitirme olasılığını artırmıştır. Niceliksel olarak ise yeni yasanın ortaokul seviyesindeki sınıfları bitirip bitirmeme oranı üzerindeki etkisinin (1,4 ile 1,5 arasında) Tablo 1’de bulunan etkilerden daha düşük olduğu görülmektedir. Tablo 1’de iki yıllık zaman aralığı için bile bu etki 1,8 civarında bulunmuştu. Yeni yasanın lise seviyesindeki bir sınıfı bitirip bitirmeme oranı üzerindeki etkisi ise 1,3’ün biraz üzerinde bulunmuştur. Aslında bu bulgu niceliksel olarak da Tablo 1’de dar zaman aralığıyla bulunan sonuçlarla örtüşmektedir.

Tablo 2’deki önemli bir diğer bulgu, ki bu Tablo 1’de de görülmüştü, yeni yasanın lise seviyesindeki sınıflar üzerindeki etkisidir. Ayrıca, Tablo 1’de en sağlıklı sonuçları verdiği düşünülen dar zaman aralıkları ile elde edilen bulgular ile Tablo 2’de geniş zaman aralıkları ve zaman etkilerini kontrol ederek elde edilen bulgular niceliksel olarak örtüşmektedir.

Tablo 2. Logit Regresyonu Sonuçlarına Göre Yeni Yasanın ve Zaman Trendlerinin Etkileri

Sınıf Seviyesi	Ana Değişkenler					Doğum Yılı Grupları
	Yeni Yasa		Zaman Trendi 1		Zaman Trendi 2	
	Odds Ratio		Odds Ratio		Odds Ratio	
0	1.294		1.008		1.201 ***	86-95
1	1.280		1.036		1.201 ***	85-94
2	0.993		0.992		1.251 ***	84-93
3	0.640 *		1.154 **		1.230 ***	83-92
4	0.535 ***		1.158 ***		1.248 ***	82-91
5	0.977		0.981		1.102 **	81-90
6	1.433 ***		1.097 ***		1.349 ***	81-90

7	1.471	***	1.107	***	1.331	***	81-90
8	1.468	***	1.108	***	1.323	***	81-90
9	1.341	**	1.107	***	1.087	***	81-90
10	1.329	**	1.097	***	1.074	**	81-90
11	1.309	**	1.099	***	1.060	**	81-90

Sonuçlar, *** Yüzde 1 seviyesinde anlamlı, ** yüzde 5 seviyesinde anlamlı, * yüzde 10 seviyesinde anlamlı.

Odds ratio okula gitme olasılığının okula gitmeme olasılığına oranındaki değişimi verir.

Her iki analizde 4 bölge kuklası (güney, kuzey, orta, doğu bölgeleri; referans grup batı), kız çocuk kuklası ve kırsal alan kuklası içerir.

Tablo 2’de görülen yeni bir bulgu 3. ve 4. sınıfı bitirme oranları ile ilgilidir. Yeni yasanın 3. ve 4. sınıfı bitirme üzerindeki etkisi negatif olarak çıkmıştır. Bu etki 3. sınıf seviyesinde istatistiki olarak yüzde 10 seviyesinde anlamlı iken, 4. sınıf seviyesinde yüzde 1 seviyesinde anlamlıdır. Aslında benzer bir bulgu zaman trendlerinin kullanılmadığı Tablo 1’de de ortaya çıkmıştı. 4 yıllık zaman aralığının alındığı analizlerde, yeni yasanın 4. sınıfı bitirme üzerindeki etkisi negatif ve yüzde 10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıydı. Tablo 1’de 2 yıllık zaman aralığının alındığı analizde de yeni yasanın hem 3. hem de 4. sınıfı bitirme üzerindeki etkisi negatif olarak çıkmış, ama istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştı. İstatistiksel olarak düşük anlamlılık 2 yıllık zaman aralığının alındığı analizdeki gözlem sayısının yetersiz olmasından kaynaklanmış olabilir.

Hesaplanan zaman trendlerini incelediğimiz zaman ise yeni yasadaki önce ortaokul ve lise seviyesinde tüm sınıf bitirme oranlarında bir pozitif zaman etkisi buluyoruz ($p < \text{yüzde } 1$). Buna ek olarak, 3. ve 4. sınıf bitirme oranlarında da yeni yasadaki önce bir zaman etkisi vardır. Yeni yasadaki sonraki zaman etkilerini incelediğimiz zaman ise bütün sınıf seviyelerinde pozitif bir zaman etkisi görmekteyiz. Buna ek olarak yeni yasadaki önceki zaman etkilerine kıyasla, yeni yasadaki sonraki zaman etkileri bir çok sınıf seviyesinde daha da kuvvetlidir.

Yukarıda özetlenen bulgular, geniş zaman aralıklarıyla yapılan analizlerde zaman etkileri kullanımının yeni yasanın etkisini bu zaman etkilerinden ayırtmamıza izin vermekle beraber başka problemler –en azından belli sınıf seviyelerinde– doğurduğunu göstermektedir. Ortaokul seviyesindeki sınıfları (6, 7 ve 8) incelediğimiz zaman, yeni yasadaki sonraki zaman trendinin yeni yasadaki önceki zaman trendinden çok daha yüksek olduğu görülmektedir. Yeni yasadaki önceki zaman trendi sınıfı bitirip bitirme oranını 1,1 katına çıkarırken, diğer bir deyişle her yıl sınıfı bitirip bitirmeme oranını yüzde 10 artırırken, bu oran yeni yasadaki sonra her yıl 1,3’ün de üstüne çıkmaktadır. Bunun iki nedeni olabilir: i) Yasanın etkisi hedeflendiği gibi birdenbire (hemen 1997 yılında) olmamış, yavaş yavaş

gerçekleşmiştir. ii) Okula erken başlama nedeniyle, 1986 doğumlu ve sonraki gruplarda doğum yılı arttıkça yasadan etkilenme durumu zaman içinde artmıştır. Diğer bir deyişle, okula erken başlama nedeniyle 1986 doğumlularda yeni yasadan etkilenme olasılığı, 1987 doğumlulara göre daha düşüktür. Ama zaman trendinin eğimini artıran bu ikinci neden, yeni yasadan önce de geçerlidir: 1985 yılında doğanların, geç okula başlama nedeniyle, yeni yasadan etkilenme olasılıkları 1984 yılında doğanlara göre daha yüksektir. Dolayısıyla zaman trendinde pozitif yönlü bir sapma yeni yasadan önce de mevcut olacaktır. Bu da demektir ki zaman trendinin yeni yasadan sonra yeni yasadan önceye göre ortaokul seviyesindeki sınıflarda, ki bu yasanın doğrudan etkilediği sınıflardır, daha yüksek olması yasanın etkisinin anında değil zaman içerisinde yavaş yavaş yerleştiği anlamına gelmektedir.

Tablo 2’de okula başlama ve ilkokul seviyesindeki sınıfları bitirme oranlarında yeni yasadan sonraki zaman etkisinin yeni yasadan önceki zaman etkisinden yüksek olduğunu görüyoruz. İlkokul seviyesinde, yeni yasanın doğrudan bir etkisi yoktur. Fakat yeni yasadan sonraki zaman etkisinin değerinin çok daha yüksek olması, bize yeni yasanın dolaylı da olsa okula başlama ve dolayısıyla ilkokul seviyesindeki sınıfları bitirme olasılığını artırdığını göstermektedir. Yeni yasanın okula başlama ve ilkokul seviyesindeki sınıfları bitirme üzerindeki etkisini Şekil 1, 4 ve 7’de de görmüştük. Yeni yasanın okula başlama ve ilkokul seviyesindeki sınıfları bitirme üzerindeki dolaylı etkisinin, ortaokul seviyesindeki sınıfları bitirme üzerindeki doğrudan etkisi gibi, yavaş yavaş gerçekleştiği görülmektedir.

A.3.3 Sonuçların Potansiyel Ekonometrik Problemler Işığında Değerlendirilmesi

Yukarıda anlatılan çok değişkenli analizlerimizde sonuçları değerlendirirken göz önüne alınması gereken 3 potansiyel problemden bahsedilmiştir:

1. *Zaman etkileri*: Zorunlu eğitim süresi 1997 yılında artırılmamış olsaydı dahi zaman içinde okullaşma oranlarında bir artış olması muhtemeldi. Zaman etkileri, özellikle geniş zaman aralıkları alındığında ve zaman etkileri kontrol edilmediğinde (Tablo 1’deki gibi) yeni yasanın etkisini hesaplamamızda sorun çıkaracaktır.

2. *Çocukların okula başlama yaşını tam olarak belirleyememeden kaynaklanan etki*: Bu durum yeni yasanın etkisini keskin olarak değil dağınık (*fuzzy*) olarak görmemize yol açmakta ve yasanın etkisinin olduğundan küçük görülmesine neden olmaktadır. Bu etki, iki yıllık bir zaman aralığını aldığımızda, 1985 ve 1986,

kimi 1985 doğumluların yeni yasadan etkilenmiş (okula geç başlama nedeniyle), kimi 1986 doğumlular yeni yasadan etkilenmemiş olması durumunda ortaya çıkmaktadır. Yani bu etki, geniş zaman aralığı alındığında, eklenen doğum gruplarında yanlış gruba kaydedilmiş olma olasılığı azaldığı için, azalmaktadır.

3. *Yeni yasanın etkisinin birdenbire değil yavaş yavaş gerçekleşmesi etkisi:* Bu durumda, yeni yasanın kabul edilme tarihinden hemen önceki ve hemen sonraki dönemdeki okul bitirme oranları karşılaştırıldığında, yasanın hemen sonrasında etkinin tam olarak gerçekleşmemiş olduğu görülecektir. Bu problem özellikle dar zaman aralıklarıyla yapılan analizde daha bariz olarak ortaya çıkacaktır. Zaman etkileri kullanıldığında ise, yeni yasanın yavaş yavaş gerçekleşen etkisi zaman trendi etkisi olarak hesaplanacaktır; dolayısıyla da yeni yasanın etkisi olduğundan küçük görünecektir.

Tablo 3: Hesaplamalardaki Doğan Sapmaların Hesaplama Yöntemine ve Probleme Göre Yönü ve Miktarı

	Problem 1	Problem 2	Problem 3
Dar Zaman Aralığı	+ (küçük)	- (büyük)	- (büyük)
Geniş Zaman Aralığı	+ (büyük)	- (küçük)	- (küçük)
Zaman Etkili Analiz	O	- O	- sınıf seviyesine bağlı

Zaman etkileri kullanılmadan yaptığımız analizlerde dar bir zaman aralığı kullanmak, 1. problemde doğan pozitif yönlü sapma küçük, 2. ve 3. problemlerden doğan negatif sapma ise yüksek olduğu için, daha düşük bir yasa etkisi bulmamıza yol açmaktadır. İki yıllık bir zaman aralığı kullandığımızda 1. problemin göz ardı edilecek kadar küçük olacağını düşünürsek, bu durumda hesaplayacağımız yeni yasa etkisi gerçek etkinin altında olacaktır. Dolayısıyla, 2 yıllık zaman aralığı ile hesaplanan yeni yasa etkisi ile bir sonuca ulaşabiliyorsak, bu sonuç gerçekten doğru anlamına gelecektir. Bu da, 2 yıllık zaman aralığı ile yaptığımız analizlerde bulunan yeni yasanın lise seviyesindeki sınıf bitirme oranları üzerindeki pozitif etkisinin sabit olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 3'e göre geniş zaman aralığı ile hesaplanan yeni yasanın etkisi her zaman dar zaman aralığı ile hesaplanan etkiden yüksek olacaktır (Tablo 1). İki yıllık bir zaman aralığı alındığında ve bu kadar dar bir zaman aralığında zaman etkilerinin (problem 1) ihmal edilebilecek kadar küçük olduğu düşünüldüğünde, sapmanın kesinlikle negatif olduğunu,

hesaplanan deęerin gerek deęerden daha kk olduęunu vurgulamıřtık. Geniř zaman aralıęı ile yapılan analizlerde ise, sonucun gerek deęere gre daha mı byk yoksa daha mı kk olduęu konusunda kesin bir yargıya varmamız zor grnmektedir. Bu durumda problem 1’den doęan sapma pozitif; problem 2 ve problem 3’ten doęan sapma ise negatiftir. Kesin olan yargı ise zaman aralıęı geniřledike pozitif sapmaya neden olan 1. problemin bymesi, negatif sapmaya neden olan 2. ve 3. problemlerin klmesidir. Dolayısıyla zaman aralıęı geniřlięi belli bir seviyeye ulařtıktan sonra net sapmanın pozitif olacaęı kesindir.

Zaman etkileri dikkate alındıęında ise, hesaplanan deęerin gerek deęerin altında kalacaęı—ok dar zaman aralıęı ile zaman etkileri kullanılmadan yapılan analizdeki gibi— kesindir. Zaman trendlerini kullanmak gerek zaman etkilerini yakalayacaktır. Buna ek olarak, problem 2’den dolayı, yeni yasanın etkisinin bir blm zaman trendi olarak hesaplanacaktır. Bunu daha iyi anlamak iin yeni yasa ncesini dřnelim. 1986 ncesinde doęan bazı ocuklar ge okula gitme nedeniyle yeni yasadan etkilenecektir ve doęum yılı arttıa bu durumdaki ocukların bulunma olasılıęı artacaktır. Dolayısıyla hesaplanan zaman trendi gerek zaman trendinin yanında bu Őekilde ortaya ıkan bir zaman trendini de ierecektir. Bu nedenle, zaman trendindeki artıř hem yasadan nceki hem yasadan sonraki zaman trendleri iin geerli olacaktır. Zaman trendini bir dięer pozitif sapma nedeni problem 3’tr. Yeni yasa yavař yavař etkinlik kazanırsa, yeni yasadan sonraki yıllar iin bir zaman etkisi doęacaktır. Aslında yasanın etkisiyle oluřan bu trend, sadece zaman etkisiymiř gibi hesaplara dahil olacaktır.

Hem problem 2 hem de problem 3 zaman etkilerini olduęundan yksek gsterecek, dolayısıyla da yeni yasanın etkisini olduęundan dřk gsterecektir. Bununla birlikte iki problem arasındaki bir fark problem 2 hem yeni yasadan nceki hem de sonraki zaman trendini olduęundan yksek gsterirken, problem 3 sadece yeni yasadan sonraki zaman trendini artıracaktır. Gerekten de problem 3 nedeniyle yeni yasadan sonraki zaman trendinin birok sınıf seviyesi iin yeni yasadan nceki zaman trendinden yksek olduęunu grmüřtk (Tablo 2). Problem 3, lise seviyesindeki sınıflarda grlmemektedir. Tablo 2’deki zaman etkilerinin yeni yasadan nceki ve sonraki deęerleri bu sınıf seviyelerinde birbirine benzerdir. Bu nedenle lise seviyesindeki sınıflar iin hesaplanan yeni yasa etkisi, Tablo 1’de gsterilen zaman etkileri kullanılmadan dar zaman aralıęı ile hesaplanan yeni yasa etkilerine ok benzerdir. Her iki durumda da problem 1 ve problem 3 nemli deęilken, sadece problem 2 nem teřkil etmektedir. Elimizdeki veriyle problem 2’yi zmek mmkn deęildir, ama

problem 2'nin yeni yasanın etkisini olduğundan küçük göstereceğini bir kez daha vurgulamakta yarar bulunmaktadır.

Tablo 2'de ortaokul seviyesindeki sınıflar için hesaplanan yeni yasa etkisi, Tablo 1'de verilen 2 yıllık zaman aralığı ile hesaplanan değerden bile düşüktür. Bunun temel nedeni ise ortaokul seviyesindeki sınıflarda yukarıda tartışılan 3. problemin çok önemli hale gelmesidir. Tablo 2'den görüldüğü üzere bu sınıflar için yasadaki sonrasını için hesaplanan zaman trendi etkileri çok yüksektir.

A.4 Sonuçlar

Zorunlu eğitim süresinin 5 yıldan 8 yıla çıkarılması amaçlandığı gibi 6., 7. ve 8. sınıfları bitirme olasılığını önemli derecede artırmıştır. Yapılan ekonometrik analizler yeni yasanın bu sınıf seviyelerini bitirip bitirmeme oranını en az 1,8 katına çıkardığını göstermektedir.

Yeni yasanın etkisiyle ilgili en ilginç bulgu, şüphesiz, yeni yasanın lise seviyesindeki sınıfları bitirme üzerindeki pozitif etkisidir. Yeni yasa bu sınıf seviyelerini doğrudan olmasa da dolaylı olarak etkilemiştir. Lise seviyesindeki sınıfları bitirip bitirmeme oranı yeni yasayla birlikte en az 1,3 katına çıkmıştır.

Lise bitirme olasılığının yeni yasayla artmasının bir nedeni, iktisat yazınında çokça adı geçen eğitimle işverene sinyal verme (*education signaling*) teorisi olabilir. Buna göre, bazı fertler zorunlu eğitim seviyesinden bir üst seviye eğitim kurumunu tamamlayarak, potansiyel işverenlere kendilerinin farklı olduğu sinyalini vermektedirler. Zorunlu eğitim süresi 5 yıl iken, bu fertler ortaokulu tamamlayarak bu sinyali verebilmekteydiler. Ama zorunlu eğitim süresinin 8 yıla çıkmasıyla, ancak liseyi bitirerek bu sinyali verme durumunda kalmışlardır.

Okula başlama oranlarında ve dolayısıyla ilk beş sınıfı tamamlama oranlarında da yeni yasanın geçmesinden sonra bir artış vardır. Bu yeni yasayla birlikte zorunlu eğitim yasanının daha sıkı uygulanmasından kaynaklanmış olabilir. Diğer bir olası neden ise, yeni yasayla birlikte başlayan çeşitli uygulamaların—taşınmalı eğitim ya da yatılı ilköğretim bölge okullarının açılması gibi—ilk beş sınıf seviyesindeki okula gitme maliyetini de düşürmüş olmasıdır.

Yapılan analizlerden çıkan diğer önemli bir not ise yeni yasanın etkisinin birdenbire gerçekleşmemiş, zaman üzerine yayılmış olmasıdır.

B. Zorunlu Eğitim Süresindeki Artışın Adölesan Kadınların Evlilik ve Doğurganlık Seviyesine Etkisi

B.1 Temel Bilgiler

Adölesan doğurganlık konusu literatürde halen geniş bir şekilde yer almaktadır. Adölesan annelik ile kadının eğitim ve işgücü piyasasındaki çıktıları ve bu kadınların çocuklarının sağlık koşulları (örneğin düşük doğum ağırlığı ve yüksek bebek ölümlülüğü) arasındaki negatif ilişki, ve adölesan anneler arasında yüksek düzeyde gözlenen ekonomik bağımlılık ve suça karışma bu literatürde yer alan çalışmaların bulguları arasındadır. Daha yeni tarihli çalışmalar ise, adölesan doğurganlık ile bu çıktılar arasında nedensel bir ilişki olup olmadığını belirlemeye çalışmaktadır. Klepinger ve diğerleri (1999), Chevalier ve Viitanen (2003), ve Fletcher ve Wolfe (2009) çalışmalarında adölesan anneliğin okullaşma oranlarını azalttığını, çalışma yaşamına katılmayı ve ücretli bir işte çalışmayı düşürdüğünü bulmuşlardır¹. Levine ve Painter (2003) ile Holmlund (2005)'un çalışmaları da adölesan anneliğin eğitim üzerindeki negatif etkisini teyit etmektedir. Webbink ve diğerleri (2008) ise adölesan anneliğin sigara içme ve kilolu olma olasılığını arttırdığını bulmuşlardır. Diğer taraftan, adölesan doğurganlık ile çocukların sağlık çıktıları üzerine yapılan nedensellik çalışmaları farklı sonuçlar vermektedir (Rosenzweig ve Wolpin, 1995; Wolpin, 1997). Erken yaşta çocuk sahibi olmanın kuşaklar arasında geçişgenlik gösterdiğini gösteren çalışmalar da mevcuttur. Francesconi (2008) çalışmasında adölesan annelerin çocuklarının okullaşma oranlarının düşük olduğunu, düşük kazançlı işlerde çalıştıklarını ve çalışma yaşamı dışında kalma ve genç yaşta doğum yapma olasılıklarının yüksek olduğunu göstermiştir. Hunt (2006) çalışmasında adölesan annelerin suça karışma olasılıklarının yüksek olduğunu teyit etmiştir. Makroekonomik açıdan, İyigün (2000) çalışmasında erken yaşlarda anne olmanın düşük beşeri sermayenin bir sonucu olarak ülkeler için gelişme tuzağı oluşturduğunu göstermektedir.

Eğitim doğurganlığı bir kaç farklı mekanizma aracılığı ile etkilemektedir². Eğitimin artışı ile birlikte, kontraseptif kullanımı hakkında bilgi düzeyi artmakta, bu da doğurganlığı düşürmektedir (Rosenzweig ve Schultz, 1985; 1989). Çocuk yetiştirmenin fırsat maliyetinin

¹ Bu bulgulara bir istisna olarak Hotz ve diğerleri (2005) annelik ile yıllık çalışma saatleri ve gelir arasında pozitif ilişki bulmuşlardır.

² Schultz (1994a) çalışmasında düşük gelirli ülkelerde kadının okulda geçirdiği sürenin 1 yıl uzatılmasının toplam doğurganlık seviyesinin yüzde 12 azalmasına yol açtığını bulmuştur. Glewwe (2002) ise çalışmasında gelişmekte olan ülkelerde eğitim ile evlilik ve doğurganlık arasındaki ilişkiyi ele alan literatürü taramaktadır.

eğitimle birlikte artması (Becker, 1991), bebek ölüm hızının ve dolayısıyla istenilen aile büyüklüğü için gerekli olan doğum sayısının azalması (Schultz, 1994b) ve daha eğitilmiş kadınların doğurganlığa ilişkin kararlarda daha çok söz sahibi olmaları (Mason, 1986) eğitiminin doğurganlık üzerindeki etkisini açıklar niteliktedir.

Evlilik dışı doğumların sosyal olarak kabul görmediği ve bu nedenle de nadir olduğu toplumlarda, adölesanların eğitimde geçirdikleri yıl sayısını artırmaya yönelik politikalar evliliği geciktirerek ilk doğum yaşını yükseltmek bakımından da önem taşımaktadır. Bu tip toplumlarda evlilik yaşının yükselmesiyle birlikte doğurganlığa başlama yaşı otomatik olarak ertelenmektedir. Türkiye’de kadınların neredeyse tamamının ilk doğumlarını yaptıklarında evli olmaları anneliğe geçişte önemli bir özellik olarak karşımıza çıkmaktadır. Sosyoloji ve demografi literatürü sadece Türkiye’de değil diğer bir çok ülkede eğitimin tamamlanması, evlilik ve ilk çocuğun doğumunun bu sırayla gerçekleşmesini “katı demografik olaylar silsilesi” olarak tanımlamaktadır (Blossfeld ve De Rose, 1992; Marini, 1984). Bu demografik olayların sıralamasında Türkiye’de dikkati çeken en önemli nokta, ilk evlilik ile ilk doğum arasındaki sürenin oldukça kısa olmasıdır. Bu iki olayın arasındaki ortalama süre uzun yıllardır yaklaşık olarak 1.6 yıldır. İlk evlenme ve ilk doğum arasında geçen sürenin kısa olması ve evlilik ile okullaşmanın birbiri ile bağdaşmayan olaylar olması, evliliğin zamanlamasında zorunlu eğitim süresinin artırılması yoluyla sağlanacak bir gecikmenin doğurganlığın zamanlamasında da bir gecikmeye yol açacağını göstermektedir.

Bu çalışma, 1997 yılında zorunlu eğitim süresini 5 yıldan 8 yıla çıkaran yasal düzenlemeyi eğitim süresini artıran dışsal bir değişken olarak kullanarak, zorunlu eğitim süresinin artması ile ilk evlenme ve ilk doğumun zamanlaması arasındaki nedensel ilişkiyi belirlemeyi amaçlamaktadır. Bu çalışmada ele alınan konu yeni olmamakla birlikte³, kullanılan yöntem ve amaç bakımında diğerlerinde farklılaşmaktadır. Literatürde yer alan çalışmaların önemli bir kısmı, eğitim ile ilk evlenme ve ilk doğum yaşının ortak ama gözlenemeyen belirleyicilerini kontrol edemedikleri için, eğitim ile ilk evlenme ve ilk doğum yaşı arasında nedensellik ilişkisi kuramamış sadece bu olaylar arasında pozitif bir ilişki olduğunu⁴ gösterebilmişlerdir. Örneğin, bireylerin eğitime devam etme ve geç evlenme konusunda güçlü

³ Batı toplumlarında eğitim süresinin artması ve evlilik hızlarının azalmasının eşzamanlı olarak gerçekleşmesi, konuya ilişkin ilgiyi artırarak bu ilişkiye ilişkin teoriler geliştirilmesinin önünü açmıştır. Bu alandaki önemli teorilerin ilki Becker (1973; 1991) tarafından geliştirilen “evlilik modeli”; ikincisi ise Oppenheimer (1988)’in “araştırma modeli”dir.

⁴ Bu konuya ilişkin olarak örneğin Gana için Tawiah (1984), Pakistan için Sathar ve diğerleri (1988), Batı Almanya için Blossfeld and Huinink (1991), Avustralya için Santow ve Bracher (1994) ve Japonya için Raymo (2003)³’ün çalışmalarına bakılabilir.

tercihleri bulunması, bu çalışmaların pek çoğunda eğitim ile ilk evlenme yaşı arasında pozitif bir ilişki kurulması ile sonuçlanmaktadır. Bu ilişkiyi oluşturan ancak gözlenemeyen faktörlerin kontrol edilememesi sonucu ortaya çıkan bu durum, eğitimde kalma süresinin evliliği geciktirdiği şeklinde hatalı sonuçlar elde edilmesine yol açmaktadır.

Konu ile ilgili literatürde eğitim ile evlenme ve doğurganlık kararları arasındaki nedensel ilişkiyi inceleyen az sayıda çalışma bulunmaktadır. Adölesan evlilik ve doğurganlık ile eğitim arasındaki ilişki inceleyen çalışmaların sayısı ise daha da azdır. Bu çalışmaların önemli bir bölümünde eğitimin tamamlanmış doğurganlık seviyesine ve evlenme olasılığına etkisi olmadığı bulunmuştur.⁵ Diğer taraftan hem gelişmiş ve hem de gelişmekte olan ülkelerde eğitimin evlilik ve doğurganlığın zamanlamasında değişiklik yarattığını gösteren çalışmalar da mevcuttur. Örneğin, Skirbeek ve diğerleri (2004)'nin İsveç; Monstad ve diğerlerinin (2008) Norveç için yaptıkları çalışmalarda, eğitimin ilk evlenme yaşını artırdığı bulunmuştur. Gelişmekte olan ülkelerde ise, Brien ve Lillard (1994) Malezya'da doğum kuşakları arasında görülen ilk evlenme yaşı farklılıklarının okullaşma oranları ve tamamlanmış eğitim seviyesi ile ilişkili olduğunu; Breierova ve Duflo (2004) Endonezya'da eğitimin evlilik yaşını yükselttiği ve erken yaşlarda yapılan doğumları azalttığını bulmuşlardır. Benzer şekilde, Osili ve Long (2007) çalışmalarında Nijerya'da eğitimin 25 yaşına kadar yapılan doğumların sayısını azalttığını göstermişlerdir. Bu çalışmalar hernekadar eğitimin evlilik ve doğurganlığın zamanlaması üzerindeki etkisini incelemiş olsalar da hiçbirisi özel olarak adölesanların davranışlarını incelememişlerdir. Çok yakın bir zamanda yapılan bir çalışmada, Black ve diğerleri (2008) eğitimin adölesan annelik üzerindeki etkilerine odaklanarak, ABD ve Norveç için eğitimin 16 ile 20 yaşlarındaki doğurganlık davranışı üzerindeki etkisini ayrıntılı olarak incelemişlerdir.⁶ Bizim çalışmamız ile büyük benzerlik gösteren bu çalışma, zorunlu eğitim süresinin uzamasının adölesan dönemde ilk evlilik ve ilk doğum kararına olan etkisini yaşlar temelinde incelemektedir. Bizim çalışmamızın temel farklılığı, doğurganlığın yanı sıra evlilik tarihçesinin incelenmesidir. Bu bakış açısı, doğurganlık davranışındaki değişimin evlilik davranışındaki

⁵ Örneğin, Lefgren ve McIntyre (2006) doğum ayını bir araç olarak kullandıkları çalışmalarında ABD'de eğitimin evlenme olasılığı üzerinde etkisi olmadığını göstermişlerdir. Benzer bir araç kullanan Skirbeek ve diğerleri (2004) eğitimin tamamlanmış doğurganlık seviyesi ve 45 yaşından önce evlenme olasılığı üzerinde etkili olmadığını göstermişlerdir. Benzer şekilde, Monstad ve diğerleri (2008) Norveç'te eğitim ile çocuksuz kalma olasılığı arasında ve eğitim ile çocuk sayısının azalması arasında herhangi bir ilişki bulamamışlardır.

⁶ Monstad ve diğerlerinin (2008) çalışmasında eğitimin 15-19 yaş grubundaki kadınlar arasındaki ilk doğum hızını azalttığı da bulunmuştur. Ancak bu çalışmada eğitimin adölesan evliliklerin zamanlaması üzerindeki etkisi Black ve diğerleri (2008) çalışmasındaki ya da sunulan bu çalışmadaki kadar ayrıntılı olarak ele alınmamıştır.

değişimden etkilenip etkilenmediği sorusuna yanıt vermemizi sağlamaktadır. Türkiye’de adölesan kadınların önemli bir kısmının adölesan dönemde evlenmesi –2008 yılında 19 yaşındaki kadınların yüzde 22’sinden fazlası evlidir– ve kısa bir süre sonra ilk doğumlarını yapmaları, zorunlu eğitim süresinin uzamasının adölesan evlilik ve doğurganlık üzerindeki etkisinin incelenmesi için çok uygun bir ortam yaratmaktadır.

Brien ve Lillard (1994)’ın çalışması hariç olmak üzere yukarıda sayılan tüm çalışmalar, çalışmamızda olduğu gibi “doğal deneyler yöntemi”ni (*natural experiments methodology*) kullanmaktadır. Bizim çalışmamızın ayırteci özelliği kullandığımız aracın (*instrument*) - zorunlu eğitim süresinin artırılmasının - güçlülüğüdür. Bunun nedeni, Türkiye’deki zorunlu eğitim süresinin bir anda uzun sayılabilecek şekilde - 3 yıl - artırılmış olması ve bu politika değişikliğinden etkilenen oldukça yüksek oranda bir öğrenci kitlesinin bulunmasıdır. Örneğin, literatürde kullandığı aracın güçlülüğü ile bilinen Monstad ve diğerleri (2008), Norveç’te 1959 yılında zorunlu eğitim süresinin 2 yıl uzatılmasını araç olarak kullanarak kontrol grubundan 5 yaş daha genç olan ve politika değişikliğinden etkilenen kuşakların eğitim sürelerinin 0.5 yıl yükseldiğini göstermektedir. Bizim çalışmamızda ise, politika değişikliğinden etkilenen 1986-1990 doğum kuşağı ile politika değişikliğinden etkilenmeyen 1981-1985 doğum kuşağının arasında politika değişikliği sonrasında 1 yıldan daha uzun bir eğitim süresi farklılığı ortaya çıkmaktadır. Öte yandan, Türkiye’de gerçekleştirilen eğitim reformunun zamanlaması dönemin politik gelişmeleri ile ilişkili olduğu için evlilik ve doğurganlık kararına etkide bulunması muhtemel ancak gözlenemeyen değişkenler ile politika değişikliğinin zamanlaması arasında ilişki olmadığına dair güçlü bir varsayım da yapabiliyoruz.

Çalışmanın veri kaynağını ulusal ve bölgesel düzeyde Türkiye’yi temsil eden bir örnekleme dayanan Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması, 2008 oluşturmaktadır. Bu araştırmada evlilik ve doğurganlığa geçişe ilişkin çok ayrıntılı veriler toplanmıştır. Çalışmada farklı doğum kuşaklarının eğitim politikasına olan risk sürelerini dikkate alan indirgenmiş IV (*reduced-form instrumental variable*) tekniği kullanılmıştır.

Çalışmanın sonuçları zorunlu eğitim süresinin uzamasının ilk evlenme ve ilk doğum yaşı üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. İlginç olan nokta, zorunlu eğitim süresinin uzamasının etkisinin zorunlu eğitimin tamamlanmasından sonra da devam etmesidir. Politika değişikliğinin evlilik ve doğurganlık davranışları üzerindeki etkisinin büyüklüğü dikkat çekicidir. Çalışmanın sonuçları politika değişikliğinin bir sonucu olarak 16 yaşına kadar evlenme olasılığının yüzde 45 azalarak yüzde 7.9’dan yüzde 4.4’e; 17 yaşına kadar

gerçekleşen ilk doğumun ise yüzde 36 azalarak yüzde 5.6'dan yüzde 3.8'e düştüğünü göstermektedir. Bu çalışmada elde edilen etki büyüklüğü Black ve diğerleri (2008)'nin ABD ve Norveç için elde ettikleri etki büyüklüğünün çok üstündedir. Black ve diğerlerinin (2008) elde ettikleri en büyük etki, ABD'de 17 yaşına kadar okulda kalan kadınların 19 yaşına kadar doğum yapma olasılıklarının yüzde 8.8 azaldığıdır.⁷

Çalışmanın bir diğer önemli sonucu eğitim süresinin uzaması ile ortaya çıkan doğurganlık seviyesindeki azalmanın evlenme yaşında meydana gelen ertelemeden kaynaklandığının ortaya konmasıdır. Bir diğer anlatımla, kadınlar evlendikten sonra eğitim süresinin uzaması doğurganlık üzerinde herhangi bir etkisi yaratmamaktadır. Çalışmada son olarak, ilk evlenme yaşının yükseltilmesine ilişkin olarak Medeni Kanun'da 2002 yılında yapılan yasal düzenlemenin, eğitim süresini uzatan yasal düzenleme ile birlikte adölesan evlilikler üzerinde nasıl bir etkide bulunduğu bakılmıştır. Çalışmada Medeni Kanun'da yapılan bu düzenlemenin evliliklerin zamanlaması üzerinde etkili olmadığı bulunmuştur. Diğer bir ifade ile, adölesan evlilik ve doğurganlığın ertelenmesi sürecinde eğitim süresinin uzatılmasına ilişkin yasal düzenleme Medeni Kanun değiştirilerek yapılan düzenlemenden daha iyi bir sonuç vermiştir.

Bu çalışma altı bölüm olarak tasarlanmıştır. Giriş bölümünü izleyen ikinci bölümde Türkiye'deki evlilik ve doğurganlık ile eğitim sistemi hakkında temel bilgiler verilmektedir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan metodoloji ve politika değişikliklerine maruz kalan eğitim kuşaklarının tanımlanması yapılmaktadır. Dördüncü bölümde elde edilen sonuçlar sunulmakta; beşinci bölümde temel bulguların ayrıntılı bir tartışması yapılmakta ve son bölüm olan altıncı bölümde ise çalışma ana sonuçları vurgulanmaktadır.

B.2 Türkiye'de Evlilik, Doğurganlık ve Eğitim

Batı toplumlarında evlilik dışı birliktelikler artış eğiliminde olmasına karşın Türkiye'de evlilikler sosyal bir kurum olarak halen güçlü bir şekilde varlığını sürdürmektedir. Türkiye'de kadınların neredeyse tamamı (yüzde 98) 49 yaşına kadar evlenmektedir. Boşanma nadir bir olay olarak 15-49 yaş grubu kadınlar arasında yüzde 1 seviyesinin altında kalmaktadır. Bu nedenlerle, Türkiye'de ortalama bir kadın için evliliğin hayat boyu süren bir kurumsal yapılanma olduğu çok rahatlıkla söylenebilir. Bu kapsamda Türkiye'de evlilik dışı doğurganlığın çok minimal düzeyde olduğu görülmektedir. Son 20-25 yılda yapılan demografik araştırmalar Türkiye'de hemen tüm doğumların evlilik içinde gerçekleştiğini

⁷ Black ve diğerleri (2008)'nin Norveç için buldukları etki daha küçüktür.

göstermektedir. Türkiye’de ilk evlenme yaşı ile ilk doğum yaşının yakın bir ilişki içinde olduğu ve aralarındaki sürenin ortalama olarak 1.6 yıl olduğu görülmektedir.

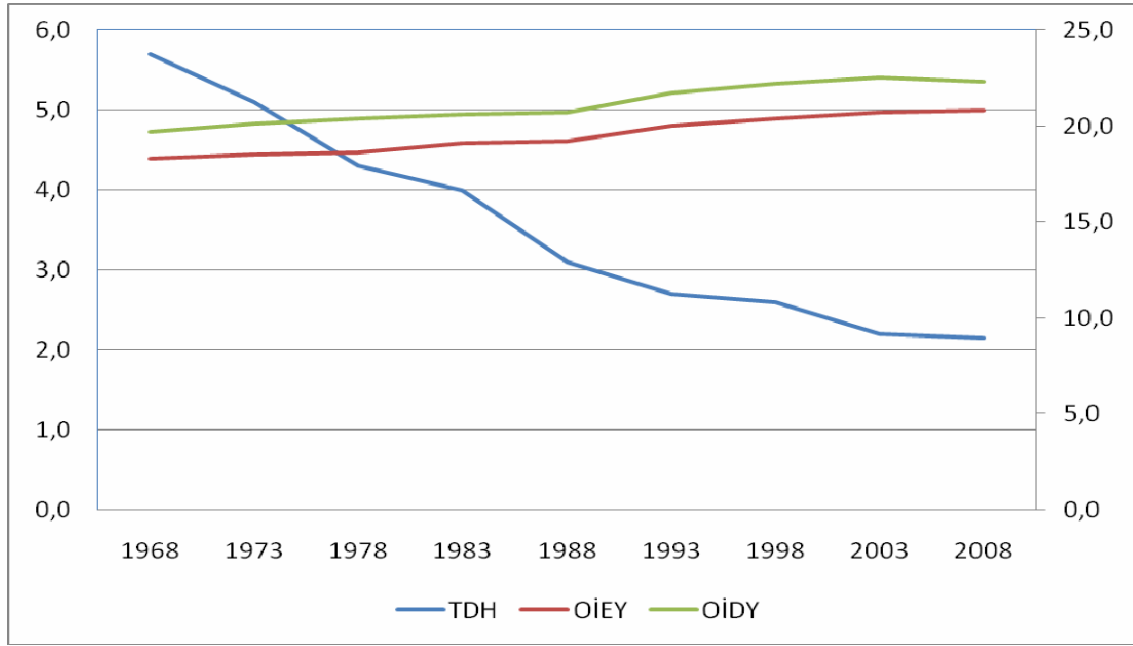
Türkiye’de yükselme eğiliminde olan ilk evlilik yaşı halen yaşamın erken dönemlerinde gerçekleşmektedir. TNSA-2008 sonuçlarına göre 25-49 yaş grubundaki kadınlar arasında ortanca ilk evlilik yaşı 20.8’dir. Ancak, daha önce de söylendiği gibi, Türkiye’de ilk evlenme ve ilk doğum yaşı yükselmekte; bunların sonucu olarak da kadın başına düşen çocuk sayısı olan toplam doğurganlık hızı azalmaktadır (Şekil 11). Demografik araştırmalar 1983 yılında 19.1 olan ortanca evlenme yaşının 2008 yılında 20.8’e; 1983 yılında 20.6 olan ilk doğum yaşının ise 22.3’e yükseldiğini göstermektedir. Toplam doğurganlık hızı ise son 20 yılda neredeyse yarı yarıya azalarak 4.10’dan e 2.15’e gerilemiştir. Türkiye’de ilk evlenme yaşının yükselmesine koşut olarak adölesan evlilikler azalma eğilimine girmiştir. On dokuz yaşındaki kadınlar arasında 1993 yılında yüzde 30.3 olan adölesan evliliklerin yüzdesi 2008 yılında 22.2 seviyesine gerilemiş olmasına karşın halen epeyince yüksek bir seviyededir.

Türkiye’de 2002 yılına kadar Medeni Kanun hükümlerine göre kadınlar için asgari evlenme yaşı 15’dir.⁸ Toplumsal cinsiyet eşitliği temelinde 2002 yılında Medeni Kanun’da yapılan düzenlemeler ile hem erkekler hem de kadınlar için asgari evlenme yaşı 17 olarak değiştirilmiştir.⁹ Bu yasal düzenlemelere karşın Türkiye’de kadınların belirlenen yaşlardan önce imam nikâhı ile evlenmelerinin mümkün olduğu görülmektedir. Örneğin, 1993’de asgari evlenme yaşı 15 olmasına karşın 14 yaşındaki kadınların yüzde 1.24’ünün evli olduğu görülmektedir. Benzer şekilde, 2002 yılında minimum evlenme yaşı 17’ye yükseltildikten sonra 2003 yılında 16 yaşında olan kadınların yüzde 3.35’i, 2008 yılında ise bu kadınların yüzde 3.84’ü evlidir.

⁸ Gebelik gibi beklenmeyen durumlarda ebeveynin izni ve mahkeme kararı ile 15 yaşından küçük kadınların evlenmesine izin verilebilmektedir.

⁹ Gebelik gibi beklenmeyen durumlarda ebeveynin izni ve mahkeme kararı ile 17 yaşından küçük kadınların evlenmesine izin verilebilmektedir.

Şekil 11. Türkiye’de 1968-2008 Döneminde Toplam Doğurganlık Hızı (TDH), Ortanca İlk Evlenme Yaşı (OİEY) ve Ortanca İlk Doğum Yaşı (OİDY)’nin Değişimi



Türkiye’de evliliklerin çok önemli bir bölümü hem resmi hem de dini nikâh ile gerçekleştirilmektedir. 15-49 yaş grubundaki kadınların küçük bir bölümü sadece imam nikâhı ile evlenmektedir. 1993 ve 1998’de yaklaşık yüzde 8 olan sadece imam nikâhı ile yapılan evliliklerin oranı, 2003 yılında yüzde 6’ya; 2008 yılında ise yüzde 4’e düşmüştür. Bu gelişmelere karşın, 15-19 yaş grubundaki adölesanlar arasında sadece dini nikâh ile yapılan evliliklerin oranı oldukça yüksek seviyededir. 1993 yılında bu yaş grubundaki kadınların yüzde 33’ü sadece imam nikâhı evlenmişlerdir. 2008 yılında ise bu oran çok az azalarak ancak yüzde 29’a düşmüştür.

Temel Eğitim Kanunu’nda 1997 yılında yapılan değişiklik öncesinde Türkiye’deki eğitim sistemi ilköğretim (5 yıl), ortaokul (3 yıl) ve lise (3 yıl) eğitiminden oluşmaktaydı. Bu dönemde sadece ilk 5 yıllık dönemi kapsayan ilköğretim “zorunlu eğitim” kapsamındaydı. 1997 yılında yapılan yasal düzenleme ile ilköğretim ve ortaokul “ilköğretim” adı altında birleştirildi ve zorunlu eğitim süresi 5 yıldan 8 yıla yükseltildi. Bu düzenlemenin temel amacı, yıllardır düşük düzeyde kalmış olan ortaokul okullaşma oranlarının yükseltilmesi olarak belirlenmiştir. Ancak, eğitim sisteminde yapılan bu değişikliğin zamanlamasının Türkiye’de yaşanan bazı siyasal gelişmelerle eş zamanlı olması, bu yasal değişikliğin altında başka gerekçeler aranmasına yol açmıştır. Bunlardan birisi de yasal düzenlemenin 1997 yılında

iktidara gelen laik eğilimli koalisyon hükümetinin imam hatip okullarının ortaöğretim kısmına olan talebi azaltma ve dini eğitimi 3 yıl erteleme amacı olduğudur.

Zorunlu eğitim süresinin uzatılmasına ilişkin yasanın kabulünden 1 yıl önce, 1996 yılında, 5 yıllık ilkokul düzeyindeki net okullaşma oranı kız çocuklar için yüzde 86.9'dur. Yasanın kabulünden sonraki 10 yılda 8 yıllık ilköğretimdeki okullaşma oranı artarak kız çocukları için yüzde 87.9 seviyesine yükselmiştir (TÜİK, 2008). Ortaokuldaki okullaşma oranındaki kız çocuklar arasında görülen artış daha da dikkat çekicidir: 1996'da yüzde 33.8 olan okullaşma oranı 2006'da yüzde 52.2'ye yükselmiştir¹⁰.

B.3 Veri Kaynağı ve Betimsel Analizler

Çalışmanın veri kaynağını Türkiye'yi temsil eden bir örnekleme dayanan 2008 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması (TNSA-2008) oluşturmaktadır. TNSA-2008, 15-49 yaşlarındaki evlenmiş kadınların ilk evlilik ve ilk ve takip eden doğumları ile her yaş grubundaki bekar ve evlenmiş kadınların bireysel ve hanehalkı seviyesindeki temel özelliklerine ilişkin çok ayrıntılı bilgiler içermektedir. TNSA-2008 çalışması kapsamında 10-49 yaşları arasındaki 13,988 kadın hakkında bilgi toplanmıştır. Bu kadınların yüzde 57.2'dini oluşturan 8,003 kadın araştırma tarihinde ya halen evlidir veya dul ya da boşanmıştır. TNSA-2008'de evlenmiş olan bu kadınlardan 7,405'i ile bireysel görüşme yapılarak kendilerinden ayrıntılı evlilik ve doğurganlık tarihçeleri aracılığı ile bilgi toplanmıştır. Araştırma tarihinde hiç evlenmemiş kadınların sayısı ise 5,985'dir.

Bu veri seti kullanarak çalışmanın analizlerinde kullanılmak üzere evlilik ve doğurganlık davranışlarının zamanlamasını içeren retrospektif olay tarihçeleri oluşturulmuştur. Veri setindeki ilk evlilik ve ilk doğurganlığın başlama yaşları dikkate alınarak olay tarihçeleri evlilik için 10 yaşında; ilk doğum için ise 12 yaşında başlatılmıştır. Analizlerde, olay tarihçelerinin izlenmesi evliliğin ya da ilk doğumun gerçekleşmesi ile ya da kadının 30 yaşını tamamlaması ile bırakılmıştır.¹¹ Araştırma tarihinde 30 yaşından genç olan ve olay tarihçelerinde hiç evlenme ya da doğum olmayan bazı kadınların izlenmesine, bu kadınlar için oluşturulan retrospektif veri seti araştırma tarihine kadar başka bir bilgi içermediği için 30 yaşından önce son verilmiştir.

¹⁰ Kız çocuklarının ilköğretim ve ortaokul okullaşma oranlarının erkek çocukların ilköğretim ve ortaokul okullaşma oranlarından sırası ile 5.0 ve 8.5 puan daha düşük seviyede olduğu görülmektedir.

¹¹ Çalışmada 30 yaş üst sınırı olarak belirlenmiştir. Bu seçimde analize giren gözlemlerin homojen olmasının sağlanması kadar analize giren gözlem sayısının mümkün olduğu kadar artırılması da rol oynamıştır. Bu üst sınırın getirilmesi ile birlikte, veri setinde yer alan kişi-yaş gözlemlerinin yaklaşık yarısının eğitim politikası değişikliğinden etkilenen gruba ait olduğu görülmüştür.

Retrospektif olay tarihçesi veri seti “kişi-yaş” formatına uygun olarak tasarlanmıştır. Araştırma tarihinde 10 yaşında olan bir çocuk, (1998 doğum kuşağı) veri setinde sadece 10 yaşındaki bilgilerini içeren bir satırlık bir yer kaplarken; araştırma tarihinde 15 yaşında olan bir çocuk (1993 doğum kuşağı) veri setinde 10’dan 15’e kadar her bir yaş için (ya da 1993’den 2008’e kadarki her bir yıl için) bir satır olmak üzere toplam 6 satırlık bir yer kaplamaktadır.

Evlilik analizleri için oluşturulan veri setinde 10-30 yaş grubunda olan 2,752’si (yüzde 32.5) evlenmiş 8,458 kadın bulunmaktadır. Bu kadınların verileri “kişi-yaş” formatlı veri setine dönüştürüldüğünde, veri setinde toplam olarak 72,847 gözlem yer almaktadır. 12-30 yaş grubundaki kadınların dikkate alındığı doğurganlık analizlerinde 2,207’si (yüzde 29) ilk çocuklarını doğurmuş 7,607 kadın ile çalışılmıştır. Bu kadınlar için oluşturulan “kişi-yaş” formatlı veri setinde ise 61,477 gözlem bulunmaktadır.

Zorunlu eğitimin uzatılmasına ilişkin yasal düzenleme 1997-1998 öğretim yılının başından itibaren uygulanmaya başladığı için 1996-1997 öğretim yılında 4. veya daha alt sınıflarda olan tüm öğrenciler yasadan etkilenmektedir. Bir başka anlatımla, zorunlu eğitim süresi eğitim yaşamlarına Eylül 1993’de ya da daha sonra başlayan öğrenciler için 8; daha önce başlayan öğrenciler için ise 5 yıldır. Çalışmada kullanılan veri seti okula başlama yaşına ilişkin bilgi içermediği için tüm çocukların okula belirli bir yaşta başladıkları varsayılmıştır. Okula başlama yaşının tahmin edilebilmesi için 1993, 1998 ve 2003 yıllarında gerçekleştirilen TNSA’lardan araştırma tarihinde okula devam eden çocukların yüzdeleri hesaplanmıştır. Bu analizler, 1993 ve 1998 yıllarında çocukların genellikle 7, 2003 ve 2008 yıllarında ise genellikle 6 yaşında okula başladıklarını göstermiştir. Çalışmada kullanılan veri setinde yer alan kadınların 1978-1998 doğum kuşağından olması, bu kadınların önemli bir bölümünün 1998’den önce okula başladıkları anlamına gelmektedir. Bu nedenle, bu çalışmada okula başlama yaşı olarak 7 esas alınmıştır. Zorunlu eğitim süresini uzatan yeni yasal düzenlemenin Eylül 1993 ve sonrasında okula başlayan çocukları etkilemesi ve okula başlama yaşının 7 olarak kabüllü ise, yasal düzenlemenin 1986 ve sonrasında doğan çocukları etkilediği anlamına gelmiştir.

İstatistiksel analizlerde zorunlu eğitim süresinin uzatılmasının etkisini görmek için bir “politika değişikliği kukla değişkeni” üretilmiştir. Tablo 4’de “politika değişikliği kukla değişkeni”nin aldığı değer doğum kuşaklarına göre nasıl değiştiği ve çalışma kapsamına alınan yaşlar görülmektedir. Takvim yıllarının koyu olarak yazıldığı yıllar için söz konusu kukla değişkeni “1” değerini; diğer durumda ise “0” değerini almaktadır. 1986 ve

sonrasındaki tüm doğum kuşakları için “politika değişikliği kukla değişkeni” 1 değerini almaktadır. 1986 doğum kuşağı için ise, “politika değişikliği kukla değişkeni”, politika değişikliğinin etkili olduğu yaşlar için yani sadece 11 yaşından sonra (1997 takvim yılından başlayarak) “1” değerini almaktadır. Diğer tüm doğum kuşakları için politika kukla değişkeni “0” değerini almaktadır. Bunlara ek olarak, 1997 yılı öncesinde okulu bırakan çocuklar için, bu çocuklar politika değişikliğinden etkilenmediklerinden, bir düzeltme yapılmıştır. Bu düzeltme işlemi, 1986 doğum kuşağında olan çocuklar arasından okulu 4. sınıftan önceki sınıflardan herhangi birinde; 1987 doğum kuşağında yer alan çocuklar arasından okulu 3. sınıftan önceki sınıfların herhangi birinde bırakanlar için politika kukla değişkeninin aldığı değer “0” olarak değiştirilmiştir. Daha sonraki doğum kuşakları için de bu varsayım altında düzeltme işlemi yapılmıştır. Bu nedenle, 1986-1989 doğum kuşaklarında yer alan çok az sayıdaki çocuk için politika kukla değişkeni “0” değerini almıştır.

Tablo 4. Zorunlu Eğitimin Uzatılmasından Etkilenen Doğum Kuşakları ve Yaşlar

Doğum Kuşağı	Takvim Yılı														
	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998	1997	1996	...	1988
1998	10														
1997	11	10													
1996	12	11	10												
1995	13	12	11	10											
1994	14	13	12	11	10										
1993	15	14	13	12	11	10									
1992	16	15	14	13	12	11	10								
1991	17	16	15	14	13	12	11	10							
1990	18	17	16	15	14	13	12	11	10						
1989	19	18	17	16	15	14	13	12	11	10					
1988	20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	10				
1987	21	20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	10			
1986	22	21	20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	10		
1985	23	22	21	20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	
1984	24	23	22	21	20	19	18	17	16	15	14	13	12	
.....	
1978	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18	10

Bu çalışma kapsamında ele alınan bir başka politika değişikliği de 2002 yılında Medeni Kanun’da yapılan düzenleme ile asgari evlenme yaşının 15’de 17’ye yükseltilmesine ilişkin yasal düzenlemedir. Bu yasal düzenleme, 2002 yılı sonrasında 15 ve 16 yaşında olan

kadınları doğrudan etkilemiştir. Bu yasal düzenlemenin etkisini kontrol etmek için veri setinde bir başka kukla değişkeni daha üretilmiştir. Tablo 3’de Medeni Kanun’da yapılan bu düzenlemeden etkilenen yaşlar ve doğum kuşakları hücre içlerinde altı çizili olarak gösterilmiştir.

Modelde etnik grup ve coğrafi bölge değişkenleri de kullanılmıştır. Bu çalışmada kadınların etnik grubu “anadil”leri temel alınarak belirlenmiştir. Bu kapsamda üç etnik grup tanımlanmıştır: Türkler, Kürtler ve Araplar. Coğrafi bölge değişkeni için ise kadınların halen yaşadıkları coğrafi bölgeler değil, çalışmanın konusu ile daha yakından ilişkili olması nedeniyle kadınların 12 yaşına kadar yaşadıkları daha doğrusu sosyalleşme sürecini tamamladıkları bölge esas alınmıştır. Bu kapsamda iki coğrafi bölge tanımı yapılmıştır: Birincisi 12 bölge ayırımında; ikincisi ise yerleşim yeri tipi (il merkezi, ilçe merkezi ve bucak ve köy) ayırımındadır.

Tablo 5’te evlilik ve doğurganlık veri setlerinde yer alan değişkenler için ayrı ayrı olmak üzere gözlem sayıları, ortalama değerler ve standart sapmalar verilmektedir. Zorunlu eğitim süresinin uzatılmasına ilişkin politika değişikliği kukla değişkeni evlilik veri setindeki “kişi-yaş” gözlemlerinin yüzde 46’sı; doğurganlık veri setinde yer alan gözlemlerin ise yüzde 40’ı için “1” değerini almaktadır. Minimum evlenme yaşını yükselten politika değişikliği kukla değişkeni, evlilik “kişi-yaş” gözlemlerinin ancak yüzde 7.6’sı için; doğurganlık “kişi-yaş” gözlemlerinin yüzde 9.1’i için “1” değerini almaktadır. Evlilik veri setine dahil olan kadınların ortalama yaşı 15.1’dir. Bu ortalama yaş, veri setinde yer alan 10-30 yaş grubundaki kadınların analizden evlilik durumunda veya gözlem yılında 30’un altında olmaları durumunda çıktıkları için bu yaş grubunun alt aralığına yakın gerçekleşmektedir. Her iki veri setinde yer alan kadın gözlemlerinin kabaca yüzde 17’si Kürt; yüzde 2’sinin biraz üzerindeki bir bölümü ise Arap’tır. Yerleşim yeri tipi esas alındığında kadın gözlemlerinin yüzde 75’inin kent merkezlerine; yüzde 22.5’inin ilçelere ve geriye kalanın da bucak ve köylere ait olduğu görülmektedir. Oniki bölge temelinde bakıldığında ise, gözlemlerin en önemli bölümünün, yaklaşık yüzde 15’inin, İstanbul’dan olduğu görülmektedir.

Tablo 6’da veri setinde yer alan evlilikler ve ilk doğumlar için kümülatif risk hızları (cumulative hazard rates) verilmektedir. Çok genç yaşlarda evlenen kadınların oranı ihmal edilemeyecek boyuttadır. Bu oran özellikle 15 yaşından sonra önemli hale gelmektedir. 15 yaşındaki kadınların yüzde 4.1’i evlenmiştir. Bu oran 16 yaşında yüzde 7.9’a; 19 yaşında yüzde 25’e yükselmekte ve daha sonra ise 23 yaşında yüzde 50’nin üzerine çıkmaktadır. Adölesan dönemde doğum yapan kadınların oranı da yüksektir. 16 yaşındaki kadınların

yüzde 2.5’i ilk doğumlarını gerçekleştirmiştir. Bu oran 17 yaşındaki kadınlar arasında yüzde 5.6’ya yükselmektedir. 18 yaşındaki kadınların yüzde 10’dan fazlası; 20 yaşındaki kadınların dörtte biri ve 24 yaşındaki kadınların ise yarısından fazlası ilk doğumlarını yapmışlardır.

Tablo 5. Betimsel İstatistikler

Değişkenler	Evlilik Verisi			Doğurganlık Verisi		
	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma
Eğitim politikası değişikliği	72847	0.458	0.499	61477	0.400	0.493
Medeni Kanun değişikliği	72847	0.076	0.271	61477	0.091	0.295
Yaş	72847	15.142	4.039	61477	16.835	3.824
Yıl	72847	2000.802	5.101	61477	2001.618	4.614
Etnik grup						
Kürt	72183	0.171	0.424	61190	0.166	0.420
Arap	72183	0.023	0.160	61190	0.022	0.161
12 yaşına kadar yaşanan yer						
Kent merkezi	72285	0.458	0.493	60975	0.451	0.492
İlçe	72285	0.224	0.423	60975	0.225	0.424
Bucak-Köy	72285	0.318	0.476	60975	0.324	0.478
12 yaşına kadar yaşanan bölge (12 bölge)						
İstanbul	72247	0.148	0.243	60936	0.144	0.241
Batı Marmara	72247	0.034	0.193	60936	0.034	0.194
Ege	72247	0.110	0.238	60936	0.109	0.239
Doğu Marmara	72247	0.077	0.230	60936	0.078	0.231
Batı Anadolu	72247	0.089	0.258	60936	0.089	0.260
Akdeniz	72247	0.122	0.340	60936	0.121	0.339
Orta Anadolu	72247	0.058	0.249	60936	0.059	0.252
Batı Karadeniz	72247	0.085	0.285	60936	0.088	0.287
Doğu Karadeniz	72247	0.037	0.221	60936	0.038	0.222
Kuzeydoğu Anadolu	72247	0.036	0.278	60936	0.036	0.275
Ortadoğu Anadolu	72247	0.075	0.318	60936	0.075	0.317
Güneydoğu Anadolu	72247	0.129	0.377	60936	0.127	0.375

Tablo 6. İlk Evlenme ve İlk Doğum Yaşları için Kümülatif Risk Hızları

İlk Evlenme Yaşı		İlk Doğum Yaşı	
Yaş	Kümülatif Risk Hızı	Yaş	Kümülatif Risk Hızı
10	0.0002		
11	0.0009		
12	0.0016	12	0.0003
13	0.0057	13	0.0008
14	0.0171	14	0.0035
15	0.0412	15	0.0095
16	0.0785	16	0.0249
17	0.1324	17	0.0558
18	0.2108	18	0.1013
19	0.2853	19	0.1614
20	0.3585	20	0.2417
21	0.4305	21	0.3152
22	0.4885	22	0.3831
23	0.5521	23	0.4549
24	0.6053	24	0.5122
25	0.6619	25	0.5667
26	0.7007	26	0.6211
27	0.7314	27	0.6636
28	0.7598	28	0.7025
29	0.7780	29	0.7321
30	0.7841	30	0.7394

B. 4 Yöntem

Eğitimin evlilik ve doğurganlık kararlarına olan etkisini basit regresyon yöntemleri ile analiz etmek, eğitimin, evlilik ve doğurganlık kararlarını etkileyen çocuğa ve ailesine ait gözlenemeyen özelliklerle ilişkili olma olasılığı nedeniyle, yanlış sonuçlar elde edilmesine yol açacaktır. Bu nedenle, bu çalışmaya konu olan “nedensel ilişki”sinin bu tür basit analizlerle ortaya konması mümkün olmamaktadır. Nedenselliği yakalayabilmek için eğitim süresini değiştiren ancak evlilik ve doğurganlık kararlarına doğrudan etkilemeyen bir değişkene ihtiyaç vardır. Bu çalışmada eğitim ile evlilik ve doğurganlık arasındaki nedensel ilişkiyi gösterebilmek için farklı doğum kuşakları için zorunlu eğitim yıllarındaki farklılık dışsal bir araç olarak kullanılmıştır.

Bu aracın geçerliđi için zorunlu eğitim süresindeki deđişikliđin evlilik ve doğurganlık kararları üzerinde doğrudan bir etkisi olmaması gereklidir. Eđer eğitim sistemindeki bu deđişikliđin zamanlaması aynı zamanda evlilik ve doğurganlık kararları üzerinde de etkili olan ama gözlenemeyen özelliklerle ilişkili ise yöntem geçerliliđini yitirecektir. Örneđin, bu politika deđişikliđi okullaşma hızlarını düşüren, evlenme ve doğurganlık hızlarını ise artıran beklenmedik bir durumun ardından yapılmışsa, yöntemin uygulanmasında sorunlar yaşanacaktır. Burada söz konusu politika deđişikliđinin zamanlamasının 1997 yılındaki siyasal koşulların ürünü olduđunu tekrar hatırlatmakta yarar vardır. Bölüm 2’de tartışıldıđı gibi, temel amacı düşük düzeyde seyreden ortaokul okullaşma oranlarını yükseltmek olmakla birlikte 1997 yılında hayata geçirilen bu politika deđişikliđinin, dönemin laik eğilimli koalisyon hükümetinin aynı zamanda imam hatip okullarının ortaokul bölümüne olan yüksek talebi düşürmek istemesinin de bir sonucudur. Buna karşın, politika deđişikliđinin bu tür bir gözlenemeyen özellikle ilgili olup olmadıđını test etme imkanımız bulunmamaktadır.¹²

Bu çalışmada kullanılan aracın geçerliliđini test etmek için 8-14 yaşlarındaki kız çocuklarının politika deđişikliđi öncesindeki ve sonrasındaki okullaşma oranlarının, 1993-2008 yılları arasında gerçekleştirilen dört demografik araştırmanın verileri kullanılarak, karşılaştırması yapılmıştır. Bu karşılaştırmaya ilişkin sonuçlar Tablo 7’de verilmektedir.

Tablo 7. Yaşlara Göre Okullaşma Oranı

Yıl	Yaş 8	Yaş 9	Yaş 10	Yaş 11	Yaş 12	Yaş 13	Yaş 14
1993	89.8	91.6	90.0	79.7	56.7	49.0	42.6
1998	85.9	91.2	89.8	80.5	61.6	58.5	39.6
2003	92.4	96.3	94.2	94.7	88.7	85.1	70.2
2008	99.9	99.9	99.5	98.3	98.4	88.4	78.4

Bu analizlerde, zaman içindeki okullaşma oranlarında başka faktörlerin etkisiyle meydana gelen gelişmeleri, yasal deđişikliđin etkisiyle meydana gelen gelişmelerden ayırt etmek için basit bir “farkların farkı stratejisi” (*difference-in-differences strategy*) izlenmiştir. Politika deđişikliđinden en fazla 6.-8. sınıflara devam etme olasılıđı en yüksek olan 12-14 yaş grubundaki kızların etkilenmesi beklenmektedir. 12 yaşındaki kızların okullaşma oranlarında 1993-1998 döneminde yaklaşık 5 puanlık; 2003-2008 döneminde ise yaklaşık 10 puanlık bir

¹² Rosenzweig ve Wolpin (2000) “dođal deneyler” literatürünü analiz ettikleri çalışmalarında bu çalışmaya benzer çalışmalarda benzer varsayımlar olduđunu tartışmaktadırlar.

artış olduğu görülmektedir. Ancak yasanın uygulanmaya başlandığı dönem olan 1998-2003 döneminde bu yaş grubundaki kız çocuklarının okullaşma oranında 27 puanlık bir artış meydana gelmiştir. Benzer şekilde, 13-14 yaşlarındaki kız çocuklarının okullaşma oranlarında 1998-2003 döneminde 30 puanlık bir artış olurken, 1993-1998 ve 2003-2008 dönemlerinde gerçekleşen artış miktarı sınırlı düzeyde kalmıştır. Burada vurgulanması gereken nokta, politika değişikliğiyle birlikte görülen okullaşma oranlarındaki önemli iyileşmedir.

Bununla birlikte, kız çocuklarının okullaşma oranlarında 1998-2003 döneminde görülen önemli iyileşmenin arkasında güdülen eğitim politikasının dışında başka faktörler de etken olmuş olabilir. Ancak, 12-14 yaşlarındaki kız çocuklarının okullaşma oranlarındaki değişim daha küçük çocukların okullaşma oranlarındaki değişimle karşılaştırıldığında, 1998-2003 döneminde meydana gelen okullaşma oranlarındaki önemli artışın 6.-8. sınıflara devam eden 12-14 yaşlarındaki kız çocuklarıyla sınırlı olduğu görülür. 1998-2003 döneminde her ne kadar 8-10 yaşlarında olan ve politika değişikliğinden etkilenmeyen kız çocuklarının okullaşma oranlarında bir iyileşme görülse de, bu iyileşme 2003-2008 döneminde meydana gelen iyileşmeden çok da farklı değildir. Burada dikkat çekici nokta, 2003-2008 döneminde 8-10 yaşlarında olan kız çocuklarının okullaşma oranlarındaki iyileşmenin daha yüksek oranda olmasıdır. Bu nedenlerle, zorunlu eğitim süresinin uzatılmasına ilişkin politika değişikliğinin hedeflenen grupların okullaşma oranlarında önemli artışlara neden olduğunu söyleyebiliyoruz.

Tablo 8. Yaşlara göre Evlenmiş Kadınların Oranı

Yıl	Yaş 14	Yaş 15	Yaş 16	Yaş 17	Yaş 18	Yaş 19
1993	0.0124	0.0163	0.0449	0.1244	0.2216	0.3026
1998	0.0031	0.0166	0.0453	0.1229	0.2352	0.2755
2003	0.0013	0.0031	0.0335	0.0962	0.1832	0.2760
2008	0.0000	0.0081	0.0384	0.0897	0.1397	0.2221

Tablo 8’de çalışmada kullanılan dışsal aracın geçerliliğini test etmek için 1993-2008 döneminde gerçekleştirilen TNSA verileri kullanılarak yapılan bir başka analize - farklı yaşlardaki evli kadınların yüzde dağılımına - yer verilmektedir.¹³ Tabloda koyu rakamlarla

¹³ Tablo 5’de kadınların medeni durumları temelinde verilen değerlerin Tablo 3’de kadınların evlilik yaşı temelinde verilen benzer değerlere göre daha düşük değerler olduğu görülmektedir. Bunun nedeni, Tablo 3’de

gösterilen değerler politika değişikliğinden etkilenen yaşları/dönemleri göstermektedir. Bu analizlerde de “farkların farkı stratejisi” kullanılarak politika değişikliğinin evlilik hızları üzerindeki etkisi incelenmiştir. 2003 yılında, 17 yaşına kadar olan kız çocukları politika değişikliğinden etkilenmiştir. 17 yaşındaki kadınların evlilik hızları incelendiğinde, evlilik hızlarının 1993-1998 döneminde 0.15 puan; 2003-2008 döneminde 0.65 puan azalmasına karşın, 1998-2003 döneminde çok daha yüksek bir seviyede - 2.65 puan - azaldığı görülmektedir. Benzer şekilde, 16 yaşındaki kadınların 1998-2003 dönemindeki evlilik hızlarındaki azalma 1993-1998 ve 2003-2008 dönemlerinde gözlenen azalmadan daha yüksektir. Diğer taraftan, politika değişikliğinden 2003 yılında etkilenmeyen ancak 2008 yılında etkilenen 19 yaşındaki kadınların evlilik hızlarında 1998-2003 döneminde herhangi bir değişiklik gözlenmezken, 2003-2008 döneminde 5 puanlık bir azalma olduğu görülmektedir. 18 yaşındaki kadınların evlilik hızları analiz edildiğinde, 2003-2008 döneminde yine kabaca 5 puanlık bir azalma görülmektedir. Bu kadınların evlilik hızlarında görülen bu azalmanın 1993-1998 dönemindeki azalmadan oldukça farklı olduğu görülürken, 1998-2003 dönemindeki azalmadan çok da farklı olmadığı görülmektedir. Ancak, 2003 yılında 18 yaşında olan kadınlardan okula geç başlayanların politika değişikliğinden etkilenmeleri mümkündür. Bu analizler, eğitim politikasında gerçekleştirilen bu değişikliğin daha sonraki bölümlerde ayrıntılı olarak tartışacağımız evlilik hızları üzerinde etkili olduğu izlenimi vermektedir.

Farklı doğum kuşakları belirli bir sınıfa farklı takvim yıllarında devam ettiği için takvim yıllarının eğitime olan etkisini – örneğin, zaman içinde artan okullaşma oranı gibi - belirli bir zamanda uygulanmaya başlanan zorunlu eğitim süresinin uzatılmasının etkisinden arındırarak ölçebilmek önemli bir sorun alanı olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu çalışmada kullanılan istatistiksel yöntem bu iki faktörün etkisini birbirinden ayırtıran bir stratejiye sahiptir. Bu ayırıştırma, politika kukla değişkeninin farklı doğum kuşakları için farklı değer (1,0) almasıyla mümkün olmuştur. Örneğin, Tablo 4’de görüldüğü gibi 1986 sonrası doğum kuşağı için 2003 yılına ait politika kukla değişkeni “1” değerini alırken; 2003 yılında diğer tüm doğum kuşakları için “0” değerini almaktadır. Benzer bir sorun yaş etkisini politika değişikliği etkisinden ayırıştırma sürecinde de karşımıza çıkmaktadır. Buradaki ayırıştırma yine doğum kuşakları arasındaki farklılığa dayanmaktadır. Örneğin, Tablo 4’deki 15

yaşın sonuna kadar evlenenlerin yüzdesinin; Tablo 5’de ise yaşın herhangi bir yerinde evlenenlerin yüzdesinin alınmış olmasıdır. Örneğin, Tablo 5’de 15 yaşındaki kadınlar için bu yüzde hesaplanırken eğer kadın 15 yaşının başında evli değilse “evlenmemiş” olarak listelenecektir. Ancak eğer bu kadın geride kalan 364 günde evlenirse Tablo 3’de “evlenmiş” olarak listelenecektir.

yaşındaki çocuklar dikkate alındığında, 1986 sonrası doğum kuşakları için politika değişkeninin “1” değerini; diğer doğum kuşakları için ise “0” değerini aldığı görülmektedir. Bu sınıflama, politika değişikliği ile yaşın etkilerini ayırtmaktadır. Bu ayırıştırma stratejisi, yaş ve takvim yılı arasında etkileşim olmadığı, yani evlilik ve doğurganlık davranışında zaman içinde görülen değişimin yaş gruplarına göre farklılaşmadığı varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayım, bir sonraki bölümde yaşlara göre değişkenlik gösteren ve zaman etkisi de içeren ikinci bir tanımlama (spesifikasyon) kullanılarak da test edilmiştir. Bunlara ek olarak bu çalışmada kullanılan ayırıştırma yöntemi, doğum yılının evlilik ve doğurganlık üzerinde doğrudan bir etkisi olmadığını, yani tüm doğum yıllarında aynı evlilik ve doğurganlık davranışının geçerli olduğunu varsaymaktadır.

Çalışmada kullanılan “süre analizinde” (*duration analysis*) risk fonksiyonlarının hesaplanmasında lojistik dağılım kullanılmıştır. Bu yaklaşımın matematiksel gösterimi Eşitlik 1’de verilmektedir. Bu eşitlikte t bekleme zamanını –ki bizim örneğimizde yaştır–; X açıklayıcı değişkenler vektörünü ve β tahmin edilecek olan parametreleri göstermektedir. $h(t,X)$ verili X ve t zamanındaki risk hızını ve $b(t)$ ise t zamanındaki başlangıç risk hızını göstermektedir.

$$\log \left[\frac{h(t, X)}{1 - h(t, X)} \right] = \log \Omega(t, X) = b(t) + X\beta \quad (1)$$

Yukarıdaki $\Omega(t, X)$ verili X ve t zamanındaki olayın olma olasılığını göstermektedir. Böylece hesaplanan parametrelerin olasılık olarak yorumlanması mümkün olmaktadır.

$$\frac{\Omega(t, x, x_k + 1)}{\Omega(t, x, x_k)} = \exp(\beta_k)$$

Bu çalışmada parametrik olmayan risk fonksiyonu yani “parçalı sabit risk fonksiyonu” (*piece-wise constant baseline hazard*) kullanılmıştır. Bu fonksiyonda bekleme süresi olarak yaş kullanıldığı için 10 ile 30 yaşları arasındaki her bir yaş için bir kukla değişkeni oluşturulmuştur. Analiz sürecinde eğitim politikası değişkeninin farklı yaşlara olan farklı etkisini görebilmek için bu değişkenin risk fonksiyonuna göre değişkenlik göstermesine izin verilmiştir.¹⁴

Çalışmada, iki politika değişikliği kukla değişkeni, yaş ve takvim yılı kukla değişkenlerinin yan sıra etnik grubu ve coğrafi bölgeleri kontrol eden değişkenler de

¹⁴ Diğer taraftan Medeni Kanun’da yapılan düzenlemenin etkisi, etkinin bir başka araçsal değişkenle ayıştırılması mümkün olmadığı için, 15 ve 16 yaşları için sabit tutulmuştur.

kullanılmıştır. Yerleşim yerlerindeki farklılaşmayı ortaya koyabilmek için çalışmada 12 coğrafi bölge kukla değişkeni ile 3 yerleşim yeri tip değişkeni etkileşim halinde tutulmuştur.

B.5 Bulgular

Bu bölümde, kurduğumuz model çerçevesinde eğitimin evlilik ve ilk doğum yaşına olan etkisi tartışılmaktadır. Kestirim sonuçlarının ne ölçüde model spesifikasyonuna bağlı olduğu yine bu bölümde ele alınmaktadır. Bu bölümde ayrıca eğitimin ilk doğum yaşına olan etkisinin nereden kaynaklandığı sorusuna cevap aranmaktadır: İlk doğum yaşı, evliliğin zamanlamasından mı yoksa evlilik sonrasında ilk doğuma kadar olan süredeki değişimden mi etkilenmektedir?

B.5.1 Eğitimin İlk Evlilik ve İlk Doğum Yaşına Etkisi

Bu alt bölümde, sırasıyla, evlilik ve ilk doğum yaşına ilişkin süre analizlerinin sonuçları tartışılmaktadır.

B.5.1.1 Eğitimin İlk Evlilik Yaşına Etkisi

Tablo 9’da verilen kestirim sonuçları, politika kukla değişkeni aracılığıyla ölçülen eğitim artışının 16 yaşına kadar olan evlilikleri azalttığı yönündedir. (Bu etki yüzde beş düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır). Üstelik bu etki oldukça büyüktür. Eğitim politikasındaki değişiklik, 10-11 yaşlarındaki evlilik olasılığını yüzde 92, 12-13 yaşlarındaki evlilik olasılığını yüzde 63, 14 yaşındaki evlilik olasılığını yüzde 49, ve 15 yaşındaki evlilik olasılığını yüzde 56 seviyesinde düşürmüştür. Medeni kanundaki değişikliğin ise evlilik olasılığını değiştirmedığı görülmektedir.

Zorunlu eğitim süresinin artırılmasının bir sonucu olarak evlilik oranlarında yaşanan düşüşün büyüklüğünün daha iyi anlaşılması için belli yaşlarda kümülatif (toplam) evlilik oranları hesaplanarak Tablo 10’da verilmiştir. Veriden hesaplanan gerçek kümülatif değerler ise Tablo 6’da verilmiştir. Eğitim politikasından kaynaklanan risk hızları, Tablo 9’da verilen eğitim politikası kukla değişkeninin katsayıları ve gerçek risk hızları¹⁵ kullanılarak her yaş

¹⁵ Her yaş için politika risk hızı aşağıdaki denklem yardımı ile hesaplanmıştır. Burada, $h^p(\cdot)$ politika risk hızını, $h^a(\cdot)$ gerçek (gözlemlenen) risk hızını ve β_t^p eğitim politikası değişkeninin t zamanındaki katsayısını

vermektedir.
$$\frac{h^p(t, x)}{1 - h^p(t, x)} = \frac{h^a(t, x)}{1 - h^a(t, x)} \exp(\beta_t^p)$$

için hesaplanmış, daha sonra ise Tablo 10’da verilen yaşlar için toplanarak kümülatif hızlar elde edilmiştir. Ayrıca, Tablo 10’da verilen her yaş için Tablo 9’deki katsayıların toplu olarak istatistiksel anlamlılık düzeyi iki ayrı test yardımı ile ölçülmüştür. Birinci test için seçilmiş yaşlarda politika risk hızı gerçek (gözlemlenen) risk hızıyla bölünmüş ve politikadan ötürü yaşanan düşüş elde edilmiştir. Daha sonra bu rasyonun etrafında yüzde 95 güven aralığı oluşturulmuş ve bunun 1’den küçük olup olmadığı sınanmıştır. İkinci olarak ise, politika risk hızının ne ölçüde istatistiksel olarak gerçek (gözlemlenen) risk hızından farklılaştığı test edilmiştir.

Tablo 9. Evlenme Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları

	Katsayı	Odds ratios
Politika* Yaş 10-11	-2.571** [1.051]	0.076
Politika* Yaş 12-13	-0.995** [0.441]	0.369
Politika* Yaş 14	-0.672** [0.337]	0.510
Politika*Yaş 15	-0.826** [0.375]	0.437
Politika*Yaş 16	-0.434 [0.357]	0.647
Politika*Yaş 17	0.229 [0.175]	1.257
Politika*Yaş 18	-0.021 [0.169]	0.978
Politika*Yaş 19	0.253 [0.176]	1.288
Politika*Yaş 20	0.167 [0.195]	1.181
Politika*Yaş 21	-0.168 [0.263]	0.845
Politika*Yaş 22	-0.211 [0.461]	0.809
Medeni Kanun’daki değişiklik	0.451 [0.341]	1.570
Gözlem sayısı		8,457
Evli Kadınlar		2,752
Risk seti		71,556
Wald Ki2 (119)		1563.89
Prob>Ki2		0.000
Pseudo R kare		0.1977

Not: Parantez içinde robust standart hatalar verilmektedir. * %10’da anlamlı, ** %5’te anlamlı; ve *** %1’de anlamlı. Modeldeki diğer kontrol değişkenler: 12 yaşına kadar

yaşanan bölge ile bölge nüfusunun çarpımını gösteren kukla değişkenler, etnik köken ile yaşın çarpımını gösteren kukla değişkenler, yıl ve yaş kukla değişkenleri.

Tablo 10. Politikanın Evlenme Kümülatif Riskine Etkisi

	Yaş=15	Yaş=16	Yaş=17
Kümülatif Risk			
Gözlemlenen (Gerçek)	0.0412	0.0785	0.1324
Politika	0.0185	0.0436	0.1129
Rasyo (Politika/Gerçek)	0.4496	0.5553	0.8528
%95 Güven Aralığı			
Alt Sınır	0.2310	0.2521	0.6105
Üst Sınır	0.6682	0.8584	1.0950
Test: Gerçek=Politika			
Ki2	24.34	8.26	1.42
Prob>Ki2	0.0000	0.0040	0.2338

Tablo 10’da verilen sonuçlar, eğitim politikasının, yüzde 5 anlamlılık düzeyinde, 16 yaşına kadar olan evlilikleri azalttığı yönündedir ve bu etki oldukça büyüktür. Eğitim politikası 15 yaşına kadar olan evlenme olasılığını yüzde 4.12’den yüzde 1.85’e, 16 yaşına kadar olan evlenme olasılığını ise yüzde 7.85’ten yüzde 4.36’ya düşürmüştür. 17 yaşına kadar olan evlenme olasılığı her ne kadar yüzde 13.2’den yüzde 11.3’e önemli bir düşüş gösterse de bu düşüş istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Tablo 9’da verilen sonuçlar, evlilik ve okula devamın birbiriyle uyumlu olaylar olmadığını göstermektedir. Okula 7 yaşında başlayan bir kız çocuğu 14-15 yaşlarında zorunlu eğitim süresini tamamlamaktadır. Bulgularımız 15 yaşına kadar olan evlilik riskinin değişen eğitim politikası nedeniyle önemli ölçüde düştüğünü göstermektedir. Kızların evlilik kararını, evlilik ve okula devamın uyumlu olaylar olmaması nedeniyle ertelediklerini düşünürsek, değişen eğitim politikası nedeniyle bu kararlarını öteleyen kızların mezun olur olmaz evlenmelerini, yani zorunlu eğitim süresinin bitiminde evlilik risk hızlarında bir artış olmasını bekleriz. Halbuki, Tablo 9’da verilen sonuçlara göre, 16 yaşında – yani, pek çok kızın zorunlu eğitim süresini tamalanmasının üzerinden bir yılı aşkın bir süre geçmesine rağmen – eğitim süresinin uzamış olmasının etkisi devam etmektedir. Buradan hareketle, okulun etkisinin sadece okulda kalınan süreyle ilgili olmadığı, eğitimin başka bir takım mekanizmalar aracılığı ile de kızların evlilik kararlarını etkilediği sonucu çıkmaktadır.

Kestirim sonuçlarımız, eğitim politikasının aksine, Medeni kanunda yapılan değişikliğin evlenmesi artık yasal olarak mümkün olmayan 15 ve 16 yaşındaki kızların evlenme kararları üzerinde anlamlı bir etki yapmadığını göstermiştir. Bunun bir nedeni, çalışmamızda hem imam hem de resmi nikahı almamız, halbuki yasanın sadece resmi nikahları etkiliyor olması olabilir. Bölüm 2’de de değinildiği gibi küçük yaştaki evliliklerin büyük bir ölümü imam nikahıyla gerçekleşmektedir.

B.5.1.2 Eğitimin İlk Doğum Yaşına Etkisi

Eğitim politikasındaki değişikliğin ilk doğum yaşı üzerindeki etkisini gösteren kestirim sonuçları Tablo 11’de verilmektedir. Bu sonuçlar, güdülen eğitim politikasının 14 ve 15 yaşında doğum yapma riskini önemli ölçüde düşürdüğünü göstermektedir. (Bu etkiler 15 yaşında yüzde 5, 14 yaşında ise yüzde 10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.) Eğitim politikasından ötürü, 14 yaşında doğum yapma riski yüzde 71, 15 yaşında doğum yapma riski ise yüzde 72 azalmıştır. Bunlar oldukça önemli değişimlerdir. Doğum yapma riski 12-13 yaşlarında da azalma göstermekle birlikte bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bunun bir nedeni, bu yaşlarda az sayıda doğumun gözlemleniyor olması olabilir. Zorunlu eğitim süresinin ötesine baktığımızda, 16 ve 17 yaşlarında ilk doğum riskinde bir azalma görülmektedir, ancak bu etkiler istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Tablo 11. İlk Doğum Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları

	Katsayı	Odds Ratios
Politika*Yaş 12-13	-1.702 [1.099]	0.182
Politika*Yaş 14	-1.244* [0.661]	0.288
Politika*Yaş 15	-1.284** [0.631]	0.276
Politika*Yaş 16	-0.420 [0.317]	0.656
Politika*Yaş 17	-0.312 [0.218]	0.732
Politika*Yaş 18	0.087 [0.214]	1.091
Politika*Yaş 19	-0.134 [0.191]	0.874
Politika*Yaş 20	-0.005 [0.194]	0.995
Politika*Yaş 21	0.009 [0.227]	1.010
Politika*Yaş 22	.234 [0.297]	1.263

Gözlem sayısı	7,607
Doğum yapmış kadınlar	2,247
Risk seti	60,626
Wald Ki2 (119)	1217.25
Prob>Ki2	0.000
Pseudo R kare	0.1892

Not: Parantez içinde robust standart hatalar verilmektedir. * %10'da anlamlı, ** %5'te anlamlı; ve *** %1'de anlamlı. Modeldeki diğer kontrol değişkenler: 12 yaşına kadar yaşanan bölge ile bölge nüfusunun çarpımını gösteren kukla değişkenler, etnik köken ile yaşın çarpımını gösteren kukla değişkenler, yıl ve yaş kukla değişkenleri.

Politika değişkeninin yaşlar itibariyle istatistiksel anlamlılık düzeyini ölçmek ve etkinin kaç yıl devam ettiğini görmek için kümülatif risk hızları hesaplanmıştır. Eğitim politikası sonucunda, kümülatif risk hızlarının yaşlar itibariyle nasıl değiştiği kestirilen katsayılar yardımı ile hesaplanmış ve Tablo 12'de verilmiştir. Gözlemlenen kümülatif risk hızları ile eğitim politikasından kaynaklı risk hızları arasında anlamlı bir farklılık olup olmadığını test etmek için bu iki risk hızının rasyosu etrafında yüzde 95 güven aralığı oluşturulmuş ve birden küçük olup olmadığına bakılmıştır. Ayrıca, bu iki risk hızının birbirlerinden farkı test edilmiştir.

Tablo 12'de verilen sonuçlar ışığında, eğitim politikasından ötürü 17 yaşına kadar olan ilk doğum olasılığının düştüğü görülmektedir. Eğitim politikasından ötürü 16 yaşına kadar gözlemlenen düşüş yüzde 1, 17 yaşına kadar olan düşüş ise yüzde 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Gözlemlenen etki ise oldukça büyüktür: 16 yaşına kadar ilk doğumunu gerçekleştiren kadınların yüzdesi eğitim politikasından ötürü yüzde 48 azalarak, yüzde 2.5'ten yüzde 1.3'e, 17 yaşına kadar gerçekleşen doğumlar ise yüzde 36 azalarak yüzde yüzde 5.6'dan yüzde 3.6'ya düşmüştür. Bu bulgular, evlenme yaşıyla ilgili bulgularımızla örtüşmektedir. Daha önce bahsedildiği gibi Türkiye'de evlilik dışı doğum nadiren görülen bir durumdur. Bu gözlem ise, eğitim politikasından ötürü evlilik yaşında gözlemlenen artışın, ilk doğum yaşında da bir artış yol açacağı anlamına gelmektedir ki bulgularımız da bu yöndedir. Bunun ötesinde, eğitim politikasının evlilik yaşını istatistiksel olarak 16 yaşına kadar etkilediği bulgumuz ise, eğitim politikasının ilk doğum yaşını 17'ye kadar etkilediği bulgusuyla örtüşmektedir.

Tablo 12. Politikanın İlk Doğum Kümülatif Riskine Etkisi

	Yaş=16	Yaş=17	Yaş=18
Kümülatif Risk			
Gözlemlenen (Gerçek)	0.0249	0.0558	0.1013
Politika	0.0128	0.0359	0.0864
Rasyo (Politika/Gerçek)	0.5154	0.6439	0.8533
%95 Güven Aralığı			
Alt Sınır	0.2390	0.4213	0.6064
Üst Sınır	0.7919	0.8666	1.1003
Test: Gerçek=Politika			
Ki2	11.80	9.82	1.35
Prob>Ki2	0.0006	0.0017	0.2445

B.5.1.3 Diğer Değişkenlerin Etkisi

Evlenme ve ilk doğum yaşını etkileyen diğer faktörlere geçmeden önce, eğitim politikasının evlenme ve ilk doğum yaşı üzerinde Tablo 9 ve 11’de sunulan etkilerinin yaş ve yıl etkilerinden arındırılarak verildiğini hatırlatmakta yarar var. Şekil 11’de de gösterildiği gibi Türkiye’deki evlenme ve ilk doğum yaşında yıllar içinde bir artış görülmektedir. Bu artışın nedenlerinden birisi basitçe zaman etkisi olabilir. Bu etkinin göz ardı edilmesi, eğitim politikasından ötürü gerçekleşen değişimi olduğundan büyük gösterecektir.

Evlenme ve ilk doğum yaşı kestirimlerinden elde edilen yıl etkileri ve yaş etkileri Şekil 12’de verilmektedir. Evlenme yaşı için 2000 öncesi, ilk doğum yaşı için ise 2002 yılı öncesi yıl etkileri oldukça sabit olmakla birlikte, bu tarihlerden sonra her iki olay için de önemli düşüşler gözlemlenmektedir. Örneğin, baz yılı olarak aldığımız 1988-1994 dönemine göre, 2001 yılında evlenme olasılığı yüzde 40, 2008 yılında ise yüzde 78 daha düşüktür. (Her iki etki de yüzde 1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.) İlk doğum olasılığı ise 2008 yılında yüzde 48 daha düşüktür. (Bu etki yüzde 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.) Bu bulgular, kullandığımız kestirim stratejisinin zaman etkilerini ayırtılabildiğini göstermektedir.

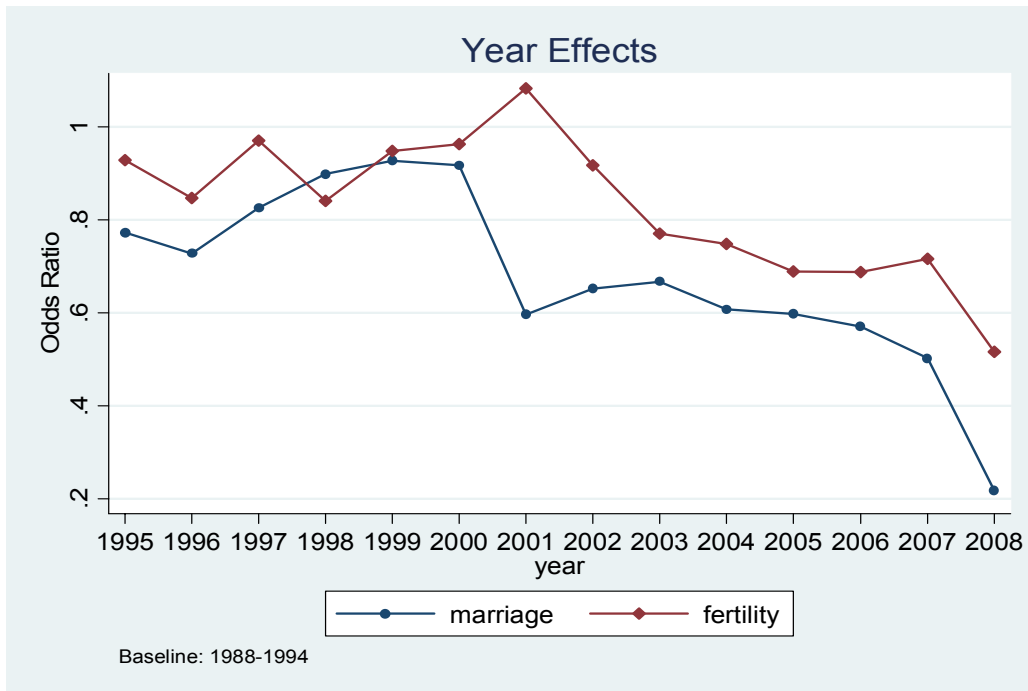
Evlenme ve ilk doğum yaşına ilişkin yaş etkileri, 25 yaşındaki olasılık (odds ratio) 1 olacak şekilde düzeltilerek, Şekil 13’te verilmektedir. Beklenildiği gibi, genç yaşlarda evlenme ve ilk doğum olasılığı yaşla hızla artmaktadır. Fakat bu artış 20’li yaşların ortalarında durmaktadır. Hem evlenme hem de ilk doğum yaşı çerçevesinde 25 yaşındaki kadınlarla 23 ile 30 yaşları arasındaki kadınlar için gözlemlenen olasılıklar istatistiksel olarak

birbirlerinden farklı değildir. Bu duruma tek istisna, ilk doğum yaşındaki regresyonda, 30 yaşındaki kadınlardır. Bu yaştaki ilk doğum olasılığı baz yaşa göre düşüktür.

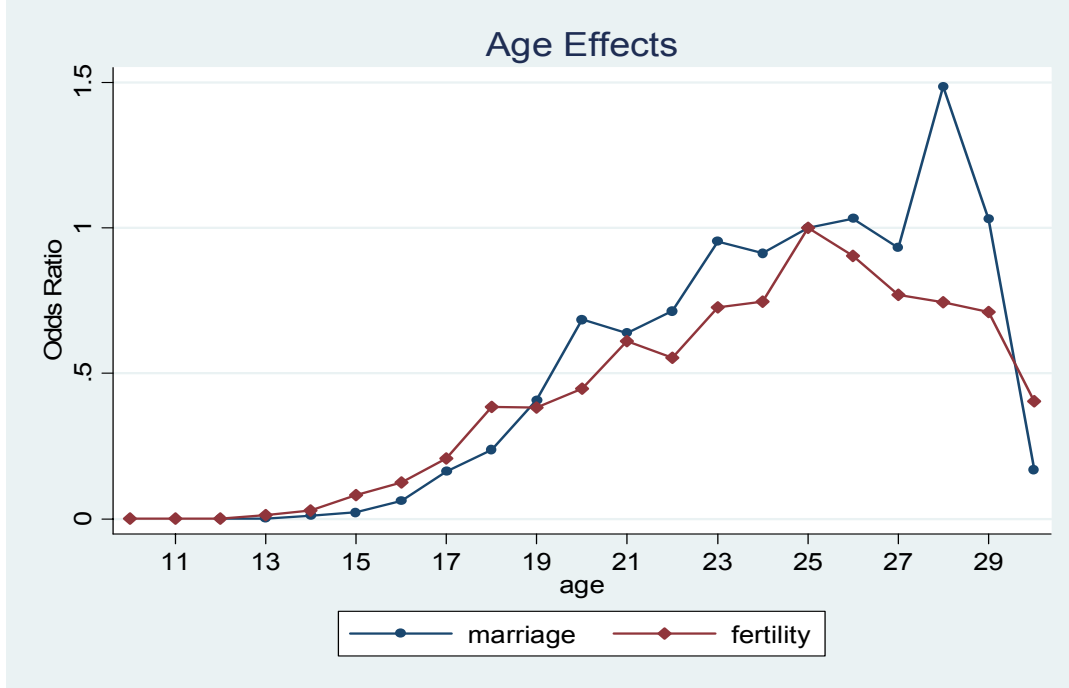
Bölge ve nüfus olarak çocuklukta yaşanan yer, evlenme ve ilk doğum yaşının önemli belirleyicileri olarak karşımıza çıkmaktadır. Çocukluk yıllarını ilçe merkezleri veya köy yerine, kent merkezlerinde geçiren kadınların evlenme ve ilk doğum riskleri her yaşta daha düşüktür. Evlenme ve ilk doğum yaşında bölgesel farklılıklar da mevcuttur. Çocukluk yıllarını İstanbul dışında geçiren kadınların evlenme ve ilk doğum olasılıkları her yaşta daha yüksektir.

Genç yaşta evlilik olasılığı Türk kadınlara göre, Kürt ve Arap kadınları arasında daha yüksektir. Bu risk özellikle 10-16 yaşlarındaki Kürt kızları arasında yüksektir. Etnik köken, ilk doğum yaşını belirlemede de önemli olmaktadır. 18 yaşından önce ilk doğumunu gerçekleştirme olasılığı Türk kadınlarına göre, Kürt kadınlar arasında çok daha yüksektir. Etnik gruplar arasındaki farklılık genç yaşlarda daha da belirgindir. Türk kadınlara göre, Arap kadınlarının 18 yaşından önce ilk doğumlarını gerçekleştirme riski daha yüksek olmakla birlikte, bu iki grup arasındaki risk 15 yaşına kadar farklılık göstermemektedir.

Şekil 12. Evlenme ve İlk Doğum için Yıl Etkileri



Şekil 13. Evlenme ve İlk Doğum için Yaş Etkileri



Tablolarda gösterilmemekle birlikte, eğitim politikasının etkisi bu değişkenlerin modele eklenmesiyle değişmemektedir. Yukarıda bahsedilen kontrol değişkenlerinin politika değişiminden bağımsız olduğu düşünüldüğünde bu şartırtıcı bir sonuç değildir.

B.5.2 Model Etkisi

Bölüm 5'te kullandığımız ayrıştırma stratejisi yaş ve yılın etkileşim içinde olmadığı varsayımına dayanıyordu. Ancak, evlenme ve doğum hızı zaman içerisinde yaş gruplarına göre farklılaşıyorsa, bu durum yukarıdaki varsayımın geçerli olmadığı anlamına gelecektir. Modelde, her ne kadar politika değişkeni ile beraber, yaş, yıl, ve bu iki değişkenin etkileşimini ifade eden değişkenlerin etkilerini ayırtetmek mümkün olmasa da, modele yaş grupları için farklı zaman trendleri koymak mümkündür. Böylece, politika değişkeninin yanı sıra, yaş ve yaşlara göre değişen yıl etkilerini ayırtetmek mümkün olacaktır.

Tablo 13. Politikanın Evlenme Kümülatif Riskine Etkisi (Alternatif Spesifikasyon)

	Yaş=15	Yaş=16	Yaş=17
Kümülatif Risk			
Gözlemlenen (Gerçek)	0.0412	0.0785	0.1324
Politika	0.0191	0.0430	0.1057
Rasyo (Politika/Gerçek)	0.4628	0.5483	0.7985
%95 Güven Aralığı			
Alt Sınır	0.1674	0.2436	0.5063
Üst Sınır	0.7582	0.8530	1.0908
Test: Baseline=Politika			
Ki2	12.70	8.44	1.82
Prob>Ki2	0.0004	0.0037	0.1767

Yeni spesifikasyona göre eğitim politikası değişkeninin yaşlara göre evlilik kümülatif risk hızlarına olan etkisi Tablo 13’de verilmektedir. Yukarıda da değinildiği gibi yeni spesifikasyon daha öncekine benzer bir biçimde oluşturulmuş ancak yıl etkilerini gösteren kukla değişkenleri yerine, yaş kukla değişkenlerinin zaman trendi ile çarpılması sonucu elde edilen bir dizi başka kukla değişkenler kullanılmıştır. (Kestirim sonuçları EK 1’de yer alan Tablo B.1’de verilmektedir.) Yeni kestirim sonuçları, Bölüm B.5.1.1’de sunulan sonuçları destekler niteliktedir. Önceki sonuçlarımızda olduğu gibi yeni kestirim sonuçları da 16 yaşına kadar olan evlenme olasılığının eğitim politikası sonucunda düştüğünü göstermektedir ki bu etki yüzde 1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Politika etkisinin büyüklüğü de model spesifikasyonu ile değişmemektedir. Yeni model sonuçlarına göre, 15 yaşına kadar olan evlenme olasılığı yüzde 54 oranında düşerken, bu etki daha önce Bölüm B.5.1.1.’de yüzde 55 olarak bulunmuştu. Benzer şekilde, 16 yaşına kadar olan evlilik olasılığı yeni model sonuçlarına göre yüzde 45 azalırken, bu etki Bölüm 5.1.1’de yüzde 44 olarak bulunmuştu.

İlk doğum yaşının ele alındığı ikinci alternatif spesifikasyon sonuçlarına göre eğitimin ilk doğum yaşına olan etkisi, yaşlara göre kümülatif risk hızları olarak Tablo 14’de verilmektedir. (Tablo 14’ün oluşturulmasında kullanılan kestirim sonuçları EK 1’de yer alan Tablo B.2’de sunulmaktadır.) Eğitimin ilk doğum yaşına olan etkisi de model spesifikasyonu ile değişmemektedir. Model sonuçları, daha önce sunulan sonuçlara paralel olarak, eğitim politikasının 17 yaşına kadar kadınların doğum yapma riskini azalttığını göstermektedir. Yeni model sonuçları, yüzde 10 istatistiksel anlamlılık düzeyinde, 18 yaşına kadar olan doğumların da azaldığını göstermektedir. Yeni modelden çıkan büyüklükler de Bölüm B.5.1.2’de verilen büyüklüklere benzerdir. Yeni spesifikasyon sonuçları 16 yaşına kadar olan doğum yapma

riskinin yüzde 52, 17 yaşına kadar olan doğum yapma riskinin ise yüzde 41 azaldığını göstermektedir. Bölüm B.5.1.2’de bulunan sonuçlar ise sırasıyla yüzde 48 ve yüzde 36’ydı.

Tablo 14. Politikanın İlk Doğum Kümülatif Riskine Etkisi (Alternatif Spesifikasyon)

	Yaş=16	Yaş=17	Yaş=18
Kümülatif Risk			
Gözlemlenen (Gerçek)	0.0249	0.0558	0.1013
Politika	0.0120	0.0329	0.0754
Rasyo (Politika/Gerçek)	0.4821	0.5903	0.7442
%95 Güven Aralığı			
Alt Sınır	0.0878	0.2785	0.4511
Üst Sınır	0.8764	0.9021	1.0373
Test: Gerçek=Politika			
Ki2	6.63	6.63	2.92
Prob>Ki2	0.0100	0.0100	0.0872

B.5.3 Evlenmiş Kadınlar için Eğitimin İlk Doğum Yaşına olan Etkisi

Genç yaşlarda ilk doğumlarını gerçekleştiren kadınların oranının azalması iki nedenden kaynaklanıyor olabilir. Birinci neden, evlilik yaşındaki artış olabilir. Bölüm B.5.1.1’de gösterildiği gibi incelenen dönemde genç yaşta evlenen kadınların oranında bir düşüş yaşanmıştır. İkinci neden ise eğitim politikası sonucu eğitimde yaşanan artışla birlikte evli kadınların ilk doğumlarını daha ileri yaşlara ertelemeleri olabilir. Bu bölümde, bu konu ele alınmakta, kadınların evlendikten sonra eğitimdeki artışla birlikte ilk doğum zamanlamalarını değiştirip değiştirmedikleri incelenmektedir.

Tablo 15. Evlenmiş Kadınların İlk Doğum Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları

	Katsayı	Odds ratio
Politika*Yaş 12-13	0.111 [1.248]	1.117
Politika*Yaş 14	0.124 [0.700]	1.133
Politika*Yaş 15	-0.504 [0.673]	0.604
Politika*Yaş 16	-0.132 [0.344]	0.876
Politika*Yaş 17	-0.277 [0.241]	0.758
Politika*Yaş 18	0.148 [0.233]	1.159

Politika*Yaş 19	-0.236 [0.213]	0.789
Politika*Yaş 20	-0.163 [0.221]	0.849
Politika*Yaş 21	0.096 [0.266]	1.099
Politika*Yaş 22	.302 [0.352]	1.352
Gözlem sayısı		2,698
Doğum yapmış kadınlar		2,219
Risk seti		7,876
Wald Ki2 (119)		338.82
Prob>Ki2		0.000
Pseudo R kare		0.0350

Not: Parantez içinde robust standart hatalar verilmektedir. * %10'da anlamlı, ** %5'te anlamlı; ve *** %1'de anlamlı. Modeldeki diğer kontrol değişkenler: 12 yaşına kadar yaşanan bölge ile bölge nüfusunun çarpımını gösteren kukla değişkenler, etnik köken ile yaşın çarpımını gösteren kukla değişkenler, yıl ve yaş kukla değişkenleri.

Bu bölümdeki analizlerde, kadınlar evlendikten sonra risk setimize girmektedir. Sadece evli kadınların ele alındığı süre analizi sonuçları Tablo 15'de verilmektedir. Tablodaki sonuçlardan da görülebileceği gibi hiçbir yaş grubunda politika değişkeninin etkisi istatistiksel olarak anlamlı çıkmamaktadır. Diğer bir anlatımla, kadınlar evlendikten sonra, herhangi bir yaş grubunda, eğitimin ilk doğum yaşını etkilediğine dair bir bulguya rastlanmamıştır. Bununla birlikte, politika değişkeninin etkisi yaşlar itibariyle toplandığında – Tablo 10 ve 12'de olduğu gibi – istatistiksel olarak anlamlı olabilir. Bunu sınamak için 10 ve 12'ye benzer, yaşlar bazında kümülatif etkiler gösteren bir tablo – Tablo 13 - üretilmiştir. Her ne kadar Tablo 15, Tablo 12 ve 14'e bezer şekilde üretilmişse de bu iki set tablo arasında önemli bir fark vardır. Tablo 12 ve 14 oluşturulurken, yaş bazındaki etkiler, sırasıyla, Tablo 10 ve 12 yaşlarından itibaren toplanmaya başlanmıştır. Bunun nedeni kadınların bu yaşlardan itibaren risk setine girmeleriydi. Halbuki, Tablo 15'teki toplama işlemi belirli bir yaşta başlamamaktadır çünkü kadınlar risk setine ancak evlilikle girmektedir ki bu durum kadından kadına farklılık gösterebilmektedir. Dolayısıyla, politika değişkeninin toplam etkisi hesaplanırken, toplama işlemine Tablo 13'de verilen herhangi bir yaşta başlanabilir. Örneğin, politika değişkeninin katsayısı 15, 16, ve 17 yaşlarında negatiftir. Yani, 15 yaşında evlenmiş bir kadının ilk doğum yapma riski 3 yıl boyunca düşüktür. Ancak, Tablo 10 ve 12'deki metodoloji kullanılarak, bu etkiler toplandığı zaman kümülatif etki yine de istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu durum 15 yaşında evlenen kadınlara özel olmamakta, eksersizlerin tekrarlandığı her yaş için geçerli olmaktadır. Bu eksersizlerden, eğitimin ilk doğum yaşını

kadınlar evlendikten sonra etkilemediği sonucu çıkmaktadır. Bu sonucun anlamı ise eğitimle birlikte gözlemlediğimiz ilk doğum yaşındaki artışın, evlilik yaşındaki artış ile ilgili olduğudur.

Modeldeki diğer değişkenlerin etkisi ise şöyle özetlenebilir: Zaman etkisini gösteren yıl kukla değişkenleri istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu da zaman içinde evlilik ve ilk doğum yaşı arasında geçen sürenin değişmediğini göstermektedir ki bu bulgu daha önce Şekil 11’de sunulan betimsel analizlerle uyumludur. Daha geç yaşta evlenen kadınlara göre, 16 yaşından önce evlenen kadınlar için evlilik ve ilk doğum arasında geçen süre daha uzundur. 12-15 yaşında evlenen Kürt kızların ilk doğum riskleri, aynı yaşlarda evlenen Türk kızlarına göre, daha yüksektir.

B.6 Bulguların Tartışılması

Black ve diğerleri (2008) ve Monstand ve diğerleri (2008) çalışmalarında eğitimin doğurganlığı etkilemesini iki mekanizma aracılığı ile açıklamaktadır. Birinci mekanizma, “gecikme etkisi” olarak adlandırılabilir: okulda geçirilen süre hamilelik riskini azaltmaktadır. Gecikme etkisi okuldan çıkışla birlikte son bulmaktadır. İkinci mekanizma ise beşeri sermayeyle ilgilidir. Beşeri sermayedeki artış, uzun dönemde, doğurganlığın getiri-maliyet dengesini (örneğin, emek piyasasındaki ücreti) değiştirerek doğurganlığı azaltmaktadır.

Türkiye örneğinde ise gerek gecikme gerekse de beşeri sermaye etkisini doğurganlık değil de evlilik bağlamında düşünmekte yarar vardır. Bunun nedeni, evliliğin doğurganlık için bir ön şart olması ve evlilikle ilk doğum yaşı arasındaki sürenin uzun yıllardır 1.6 yıl olarak korunmasıdır. Bir önceki bölümde sunulan sonuçlar eğitimin evlilik üzerinde kuvvetli bir gecikme etkisi olduğuna işaret etmektedir. Kız çocukların yasayla zorunlu eğitimde daha uzun bir süre tutulması, evlenme risklerini önemli ölçüde düşürmüştür. Bunun yanı sıra, eğitimin evlilik üzerindeki etkisinin 16 yaşına kadar sürmesi, eğitimin etkisinin zorunlu okul süresini - 1 yıldan uzun bir süre – aştığını göstermektedir. Analiz sonuçları, düşüşün 17 yaşında da önemli bir büyüklüğü sahip olduğunu göstermekle birlikte, küçük örneklem yapımız nedeniyle bu yaş için kesin bir yargıya ulaşamamaktayız. Tüm bu bulgular, eğitimin “gecikme etkisi” dışında beşeri sermaye etkisi de olduğuna işaret etmektedir. Bununla birlikte, Tunalı ve Yüret (2008), zorunlu eğitim süresindeki artışın lise eğitimine de yansıdığını göstermektedir: Zorunlu eğitimde yapılan değişiklikten önce 6-8. sınıfları tamamlamayacak olan öğrencilerden bazıları, sadece 8. sınıfa kadar okumakla kalmayıp daha üst sınıflara da devam etmektedir. Dolayısıyla, beşeri sermayedeki değişikliğin Türkiye’de

evliliği geciktirdiği açıklaması, gecikme etkisinin daha sonraki yıllarda da devam etme olasılığı göz önüne alındığında, çok ikna edici olmamaktadır. Öte yandan, eğitimin evlilikten sonraki ilk doğumun zamanlamasını etkilemediği sonucu da beşeri sermaye açıklamasını desteklememektedir.

Bizim bulgularımızın aksine, Black ve diğerleri (2008), ABD ve Norveç'te kuvvetli bir beşeri sermaye ve zayıf bir gecikme etkisi bulmaktadır. Batı toplumlarında, adölesan gebelikler her zaman planlı olmamakta, duruma özel vakalar olarak ortaya çıkabilmektedir. Halbuki Türkiye'de gebelikler, evlikle birlikte planlanmaktadır. Dolayısıyla, Türkiye'de okullaşma, evliliği geciktirerek, ilk doğum yaşını ertelemekte, ABD ve Norveç'te ise sadece gebelik riskini azaltmaktadır. Black ve diğerlerinin bulgularına göre Türkiye için hesaplanan ilk doğum yaşındaki düşüşün büyüklüğü – 17 yaşına kadar ki doğumlarda yüzde 36 - bu teze destek verir niteliktedir.

ABD ve Norveç'in aksine Türkiye'de bulunan görece daha zayıf beşeri sermaye etkisi kadınların işgücü piyasasındaki durumları ile de ilişkili olabilir. Eğitimdeki artış, emek piyasasındaki ücreti artırarak, çocuk sahibi olmanın fırsat maliyetini artırmaktadır. Bu etkinin ABD ve Norveç'e göre Türkiye'de daha zayıf olmasını bekleriz. Bunun nedeni, özellikle düşük eğitime sahip kadınların, işgücü piyasasındaki düşük katılımlarıdır. Dolayısı ile, ücret artışı emek piyasasında yer almayan pek çok kadın için birşey ifade etmemektedir. Doğal olarak, daha yüksek ücret, daha fazla kadının işgücü piyasasına girmesine anlamına gelecektir. Ancak, Türkiye'de üniversite eğitimi dışındaki eğitim seviyeleri işgücü katılımını çok fazla artıramamaktadır. Örneğin, 2006 Hanehalkı İşgücü Anketi sonuçlarına göre beş yıllık bir eğitime sahip kadınların işgücüne katılım oranları kentsel kesimde yüzde 13.3 olurken, sekiz yıllık eğitime sahip kadınların katılım oranı yüzde 15.3'tür. Dolayısıyla, Türkiye'deki genç kadınlar, eğitimin işgücü piyasasında yarattığı fırsatlar dolayısıyla ilk doğumlarını daha geç yaşlara ertelemeye daha az eğilimli olacaklardır.

Evli kadınlar arasında eğitimin ilk doğum yaşını etkilemediği bulgusu, ilk doğum yaşının artmasının ardında yatan nedenin zorunlu eğitim süresinin uzamasıyla birlikte evlenme yaşındaki artış olduğunu göstermektedir. Türkiye'de evlenme ve çocuk sahibi olmak bu katı sırayla gerçekleştiğinden, bu sonuç şaşırtıcı değildir. Daha önce bahsedildiği gibi zaman içerisinde her ne kadar evlilik yaşı artmış, toplam doğurganlık düşmüşse de evlilik ve ilk doğum arasında geçen süre değişmemiştir. 1993, 1998, 2003 ve 2008 TNSA'lar iki olay arasında geçen zamanın yaklaşık olarak 1.6 yıl olduğunu göstermektedir. Bu gözlem

çocuksuzluğun oldukça düşük seyrettiği bir ortamda olması nedeniyle de dikkat çekicidir. Türkiye’de doğurganlıkların sonuna erişmiş kadınlardan sadece yüzde birinin çocuğu yoktur.

B.7 Sonuçlar

Bu çalışma, zorunlu eğitim süresini uzatan yasal düzenlemeyi eğitim süresini artıran dışsal bir değişken olarak kullanarak, eğitimin, adölesan kadınların evlenme ve ilk doğum kararlarını nasıl etkilediğini anlamaya çalışmıştır. Bulgularımız, eğitimdeki artışın bu kadınların evlenme ve ilk doğum riskini azalttığını göstermektedir. Bu açıdan bulgularımız, ABD ve Norveç’te eğitimle ilk doğum arasında negatif bir ilişki bulan Black ve diğerleri (2008) çalışması ile benzerdir. Ancak ABD ve Norveç için hesaplanan aksine Türkiye’de bulunan etkiler çok büyüktür. 16 yaşında evlenen kadınların oranı eğitim politikası sayesinde yüzde 7.9’dan yüzde 4.4’e yani yüzde 44 azalmıştır. 17 yaşında ilk doğumunu gerçekleştiren kadınların oranı ise yüzde 5.6’dan yüzde 3.6’ya düşerek, yüzde 36 oranında azalmıştır.

Türkiye’de eğitimin evlilik ve dolayısıyla, ilk doğum yaşı üzerinde kuvvetli bir gecikme etkisi yarattığı bulunmuştur. 15 yaşına kadar olan evlenme olasılığı, her yaşta azalmıştır. Bununla birlikte, zorunlu eğitimin sonunda, 15 ve 16 yaşlarında, evlenme hızında bir artış görülmemektedir. Bu bulgu, eğitimin etkisinin beşeri sermaye yoluyla da oluştuğu izlenimini uyandırmaktadır. Ancak bu etkiyi destekleyen bulgular oldukça sınırlıdır.

Eğitim, ilk doğum yaşını ise iki yolla artırıyor olabilir: Birincisi, evlenme yaşını artırarak, ikincisi ise evlendikten sonra ilk doğuma kadar olan zamanı değiştirerek. Bulgularımız, eğitimin doğurganlık üzerindeki negatif etkisinin birinci nedenden dolayı, yani evlenme yaşının artmasından dolayı arttığını göstermektedir. Kadınlar evlendikten sonra ise eğitimin ilk doğum yaşına etki yaptığına dair bulguya rastlanmamıştır.

Eğitimin, adölesan kadınların evlenme ve ilk doğum yaşı üzerinde oldukça etkili olduğunu bulmamıza rağmen, çalışmamızda, asgari evlenme yaşını artırmaya yönelik olarak Medeni Kanun’da yapılan değişikliğin adölesan kadınların evlenme riskini azalttığına dair bir bulguya rastlanmamıştır. Medeni Kanun’daki değişikliğin evlenme riskini değiştirmemesinin nedeni, kızların imam nikahı ile evlenmeye devam etmeleri olabilir. Türkiye’de erken yaşlarda gerçekleşen evliliklerin büyük bir kısmı imam nikahıyla olmaktadır. Ancak, eğitim politikası – ister resmi ister imam nikahlı olsun – adölesan kadınların evlenme riskini azaltmayı başarmıştır.

Kaynakça

- Becker G. A Theory of Marriage, Part I. *Journal of Political Economy* 1973; 81; 813-846.
- Becker G. A Treatise on the Family: Enlarged Edition. Harvard University Press: Cambridge, Mass; 1991.
- Black S, Devereux P, ve Salvanes, K. Staying in the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effect of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births. *Economic Journal* 2008; 118; 1025-1054.
- Blossfeld HP, Huinink J. Human Capital Investment or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation. *American Journal of Sociology* 1991; 97(1); 143-168.
- Blossfeld HP, ve De Rose A. Educational Expansion and the Changes in Entry into Marriage and Motherhood: The Experience of Italian Women. *Genus* 1992; 48(3-4); 73-89.
- Brien M, Lillard L. Education, Marriage, and First Conception in Malaysia. *Journal of Human Resources* 1994; 29(4); 1167-1204.
- Breierova L, Duflo E. The Impact of Education on Fertility and Child Mortality: Do Fathers Really Matter Less than Mothers? NBER Working Paper 10513; 2004.
- Chevalier A, Viitanen TK. The Long-Run Labor Market Consequences of Teenage Motherhood in Britain. *Journal of Population Economics* 2003; 16; 323-343.
- Fletcher JM, Wolfe BL. Education and Labor Market Consequences of Teenage Childbearing Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects. *Journal of Human Resources* 2009; 44: 303-325.
- Francesconi M. Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers. *Scandinavian Journal of Economics* 2008; 110(1); 93-117.
- Glewwe P. Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes. *Journal of Economic Literature* 2002; 40(2); 436-482.
- Holmlund H. Estimating Long-Term Consequences of Teenage Childbearing: An Examination of the Siblings Approach. *Journal of Human Resources* 2005; 40(3); 716-743.
- Hotz J, McElroy S, ve Sanders S. Teenage Childbearing and Its Life Cycle Consequences: Exploiting a Natural Experiment. *Journal of Human Resources* 2005; 40(3); 683-715.
- Hunt J. Do Teen Births Keep American Crime High? *Journal of Law and Economics* 2005; 49; 533-66.

- İyigün M. Timing of Childbearing and Economic Growth. *Journal of Development Economics* 2000; 61; 255-69.
- Klepinger D, Lundberg S, ve Rlotnick R. How Does Adolescent Fertility Affect the Human Capital and Wages of Young Women? *Journal of Human Resources* 1997; 34: 421-448.
- Lefgren L, McIntyre F. The Relationship between Women's Education and Marriage Outcomes. *Journal of Labor Economics* 2006; 24(4); 787-830.
- Levine DI, Painter G. The Schooling Costs of Teenage Out-of-Wedlock Childbearing: Analysis with a Within-School Propensity-Score-Matching Estimator. *The Review of Economics and Statistics* 2003; 85(4); 884-900.
- Marini M. Women's Educational Attainment and the Timing of Entry into Parenthood. *American Sociological Review* 1984; 49; 491-511.
- Mason KO. The Status of Women: Conceptual and Methodological Debates in Demographic Studies. *Sociological Forum* 1986; 1; 284-300.
- Monstad K, Propper C, ve Salvanes K. Education and Fertility: Evidence from a Natural Experiment. *Scandinavian Journal of Economics* 2008; 110(4); 827-852.
- Oppenheimer VK. A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology* 1988; 94 (3); 563-591.
- Osili UO, Long BT. Does Female Schooling Reduce Fertility? Evidence from Nigeria. *Journal of Development Economics* 2008; 87; 57-75.
- Raymo JM. Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women. *Demography* 2003; 40(1); 83-103.
- Rosenzweig MR, Schultz TP. The Demand and Supply of Births and Its Life-cycle Consequences, *American Economic Review* 1985; 75(5); 992-1015.
- Rosenzweig MR. Schultz TP. Schooling, Information, and Nonmarket Productivity: Contraceptive Use and Its Effectiveness. *International Economic Review* 1989; 30(2); 457-477.
- Rosenzweig MR, Wolpin KI. Sisters, Siblings, and Mothers: The Effect of Teen-Age Childbearing on Birth Outcomes in a Dynamic Family Context. *Econometrica* 1995; 63(2); 303-326.
- Rosenzweig MR, Wolpin KI. Natural 'Natural Experiments' in Economics. *Journal of Economic Literature* 2000; 38; 827-74.

- Santow G, Bracher M. Change and Continuity in the Formation of First Marital Unions in Australia. *Population Studies* 1994; 48; 475-496.
- Sathar Z, Crook N, Callum C, Kazi S. Women's Status and Fertility Change in Pakistan. *Population and Development Review* 1988; 14(3); 415-432.
- Schultz TP. Human Capital, Family Planning, and Their Effects on Population Growth. *American Economic Review* 1994a; 84(2); 255-260.
- Schultz TP. Studying the Impact of Household Economic and Community Variables on Child Mortality. *Population and Development Review* 1994b; 10; 215-235.
- Skirbekk V, Kohler HP, Prskawetz A. Birth Month, School Graduation, and the Timing of Births and Marriages. *Demography* 2004; 41(3); 547-568.
- Tawiah EO. Determinants of Cumulative Fertility in Ghana. *Demography* 1984; 21(1); 1-8.
- Tunalı İ, Yüret T. How a Change in Compulsory Attendance Law for Primary Education Increased High School Enrollment in Turkey. 2008; mimeo.
- TUIK. Population and Development Indicators. <http://nkg.tuik.gov.tr/goster.asp?aile=3>.
- Webbink D, Martin NG, Visscher PM. Does Teenage Childbearing Increase Smoking, Drinking, and Body Size? *Journal of Health Economics* 2008; 27; 888-903.
- Wolpin KI 1997. Determinants and Consequences of the Mortality and Health of Infants and Children. In: Rosenzweig MR, Stark O. (Eds), *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1A. Elsevier: The Netherlands; 1997. p. 483-557.

EK

**Tablo B.1 Evlenme Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları
(Alternatif Spesifikasyon)**

	Katsayı	Odds ratios
Politika*Yaş 10-11	-0.937 [1.685]	0.392
Politika*Yaş 12-13	-0.251 [0.929]	0.778
Politika*Yaş 14	-0.733 [0.537]	0.480
Politika*Yaş 15	-0.958** [0.455]	0.384
Politika*Yaş 16	-0.479 [0.401]	0.619
Politika*Yaş 17	0.121 [0.278]	1.128
Politika*Yaş 18	-0.222 [0.255]	0.801
Politika*Yaş 19	0.349 [0.236]	1.418
Politika*Yaş 20	0.164 [0.253]	1.178
Politika*Yaş 21	-0.542* [0.304]	0.581
Politika*Yaş 22	-1.209** [0.474]	0.298
Medeni Kanun'daki değişiklik	0.451 [0.341]	1.711
Gözlem sayısı		8,194
Evli Kadınlar		2,752
Risk seti		71,556
Wald Ki2 (119)		1518.92
Prob>Ki2		0.000
Pseudo R kare		0.1947

Not: Parantez içinde robust standart hatalar verilmektedir. * %10'da anlamlı, ** %5'te anlamlı; ve *** %1'de anlamlı. Modeldeki diğer kontrol değişkenler: 12 yaşına kadar yaşanan bölge ile bölge nüfusunun çarpımını gösteren kukla değişkenler, etnik köken ile yaşın çarpımını gösteren kukla değişkenler, yaş ve yaşın zaman trendiyle çarpımını gösteren kukla değişkenleri.

**Tablo B.2 İlk Doğum Yaşına İlişkin Süre Analizi Lojistik Kestirim Sonuçları
(Alternatif Spesifikasyon)**

	Katsayı	Odds Ratios
Politika*Yaş 12-13	0.090 [1.535]	0.182
Politika*Yaş 14	-2.083** [0.966]	0.288
Politika*Yaş 15	-1.473 [0.959]	0.276
Politika*Yaş 16	-0.506 [0.497]	0.656
Politika*Yaş 17	-0.414 [0.362]	0.732
Politika*Yaş 18	-0.098 [0.308]	1.091
Politika*Yaş 19	-0.282 [0.263]	0.874
Politika*Yaş 20	-0.229 [0.240]	0.995
Politika*Yaş 21	0.094 [0.281]	1.010
Politika*Yaş 22	.084 [0.330]	1.263
Gözlem sayısı		7,417
Doğum yapmış kadınlar		2,247
Risk seti		60,626
Wald Ki2 (113)		1332.43
Prob>Ki2		0.000
Pseudo R kare		0.1898

Not: Parantez içinde robust standart hatalar verilmektedir. * %10'da anlamlı, ** %5'te anlamlı; ve *** %1'de anlamlı. Modeldeki diğer kontrol değişkenler: 12 yaşına kadar yaşanan bölge ile bölge nüfusunun çarpımını gösteren kukla değişkenler, etnik köken ile yaşın çarpımını gösteren kukla değişkenler, yaş ve yaşın zaman trendiyle çarpımını gösteren kukla değişkenleri.

TÜBİTAK
PROJE ÖZET BİLGİ FORMU

Proje No: 108K251
Proje Başlığı: Türkiye’de Zorunlu Eğitimin Eğitim Çıktıları, Evlenme Yaşı ve Doğurganlık Üzerindeki Etkisi
Proje Yürütücüsü ve Araştırmacılar: Yrd. Doç. Dr. Murat G. Kırdar (Proje Yürütücüsü) Doç. Dr. Meltem Dayıoğlu Prof. Dr. İsmet Koç
Projenin Yürütüldüğü Kuruluş ve Adresi: Orta Doğu Teknik Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü Ankara
Destekleyen Kuruluş(ların) Adı ve Adresi: TÜBİTAK
Projenin Başlangıç ve Bitiş Tarihleri: 15 Ekim 2008-15 Ekim 2009
Öz (en çok 70 kelime) Bu çalışmada, eğitimin adolesan kadınların evlilik ve doğurganlık davranışları üzerindeki etkisi, Türkiye’de zorunlu eğitim süresinin 5 yıldan 8 yıla uzatılmasına ilişkin politika değişikli bir araç olarak kullanılarak incelenmektedir. Çalışmanın sonuçları, zorunlu eğitim süresinin uzamasının adolesan kadınların evlilik ve doğurganlık risklerini azalttığını göstermektedir. Bu etki, büyüklük olarak önemli olduğu kadar zorunlu eğitim süresinin ötesine geçmesi bakımından da dikkat çekicidir. İlk doğumun zamanlamasında görülen ertelemenin ise ilk evlenmenin zamanlamasında görülen ertelemenin bir sonucu olduğu görülmektedir. Kadın evlendikten sonra eğitimin ilk doğuma kadar geçen süre üzerinde etkisi bulunmamaktadır.
Anahtar Kelimeler: <i>JEL sınıflaması:</i> J12, J13, I20, D10 <i>Anahtar sözcükler:</i> Evlilik yaşı, Doğurganlık, Eğitim, Zorunlu eğitim
Fikri Ürün Bildirim Formu Sunuldu mu? Evet <input type="checkbox"/> Gerekli Değil <input checked="" type="checkbox"/>
Projeden Yapılan Yayınlar: <ul style="list-style-type: none">• Dönem içinde proje araştırmacılarından Dr. Murat G. Kırdar, Economic Research Forum tarafından Kahire/Mısır’da düzenlenen “ERF 15th Annual Conference – Equity and Economic Development” toplantısına katılmış ve projenin ikinci bölümüne ilişkin bulgulardan üretilen “The Impact of Schooling on the Timing of Marriage and Fertility: Evidence from a Change in Compulsory Schooling Law” başlıklı çalışmayı sunmuştur. Sunulan bu çalışma, toplantıda “Best Paper” ödülünü almış ve ERF Working Paper (No: 470) olarak yayınlanmıştır.• Projenin ikinci bölümüne ilişkin bulguları içeren “The Impact of Schooling on the Timing of Marriage and Fertility: Evidence from a Change in Compulsory Schooling Law” başlıklı çalışma ayrıca Munich Üniversitesi tarafından MPRA Paper serisi içinde (No: 13410) yayınlanmıştır.• Bu çalışma, ayrıca, 29 Nisan-3 Mayıs 2009 tarihlerinde Detroit-ABD’de düzenlenen Population Association of America (PAA)’de; 5 Mayıs 2009’da Toronto-Kanada’da düzenlenen Ryerson Üniversitesi Ekonomi Bölümünün Bölüm Semineri’nde; 8-9 Mayıs 2009’da Boston-ABD’de düzenlenen Society of Labor Economics Annual Conference toplantısında sunulmuştur.• Bu çalışmanın uluslararası hakemli ve SSCI’e giren bir degede yayınlanması için yapılan çalışmalar sürmektedir.