

## Türkiye İşgücü Piyasasında Kalıcı İşsizlik\*

### Unemployment Persistence in The Turkish Labor Market

Selçuk GEMİCİOĞLU<sup>1</sup> , Hasan ŞAHİN<sup>2</sup> 

#### ÖZ

Bu çalışmanın amacı Türkiye işgücü piyasasında kalıcı işsizliğin varlığını araştırmaktır. Bu doğrultuda 2013-2016 Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması ve Hanehalkı İşgücü Araştırmasından elde edilen veriler kullanılarak gerçek duruma bağımlılığın varlığı ve boyutu analiz edilmiştir. Dinamik rassal etkiler probit modeli tahmin sonuçları Türkiye işgücü piyasasında gerçek duruma bağımlılığın olduğunu göstermiştir. Diğer bir ifade ile gözlenen ve gözlenemeyen heterojenlik ve başlangıç koşulları kontrol edildikten sonra, geçmiş dönemde yaşanan işsizlik deneyimlerinin gelecek dönemde işsiz olma olasılığını artırdığı ortaya çıkmıştır. Bunun yanı sıra gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi başlangıç döneminde istihdam edilen bireylere göre işsiz olan bireyler için daha yüksek bulunmuştur. Eğitim seviyesi azaldıkça işsiz kalma olasılığının azaldığı görülürken kadınlara kıyasla erkeklerin daha yüksek işsiz kalma olasılığına sahip olduğu görülmüştür. İşsiz olma olasılığının yaş, cinsiyet, eğitim seviyesi, medeni durum ve hanede çalışan birey sayısından etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. İşsizlik ve istihdamın büyüme oranı gibi talep yönlü faktörlerin ise işsiz olma olasılığını etkilemediği ortaya çıkmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Başlangıç Koşulları, Duruma Bağımlılık, Heterojenlik, İşsizlik, Türkiye

**Jel Sınıflaması:** J64, J65, C23

#### ABSTRACT

The aim of this study is to investigate the existence of unemployment persistence in the Turkish labor market. In this regard, the existence and degree of genuine state dependence was analyzed using the data obtained from the 2013-2016 Survey on Income and Living Conditions and Household Labor Force Survey. The dynamic random effects probit model estimation results showed that there is genuine state dependence in the Turkish labor market. In other words, after controlling for observed and unobserved heterogeneity and initial conditions, past unemployment experiences increased the probability of being unemployed in the future. In addition, the marginal effect of genuine state dependence was found to be higher for the unemployed individuals than for the individuals employed in the initial period. As one's education level increases, the likelihood of being jobless declines, however, men are more likely than women to do so. Age, gender, education level, marital status, and the



DOI: 10.26650/JEPR1197535

\* Bu çalışma Arş. Gör. Dr. Selçuk Gemicioğlu'nun Prof. Dr. Hasan Şahin danışmanlığında hazırlanmış olduğu Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde yayınlanan doktora tezinden üretilmiştir.

<sup>1</sup>Arş. Gör. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, Van, Türkiye

<sup>2</sup>Prof. Dr., Ankara Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi İktisat Bölümü, Ankara, Türkiye

ORCID: S.G. 0000-0001-7952-5456;  
H.Ş. 0000-0001-5922-068X

#### Sorumlu yazar/Corresponding author:

Selçuk GEMİCİOĞLU,  
Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İktisadi ve İdari  
Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, Van, Türkiye  
**E-posta/E-mail:**  
selcukgemici28@gmail.com

**Başvuru/Submitted:** 02.11.2022

**Revizyon Talebi/Revision Requested:**  
01.01.2023

**Son Revizyon/Last Revision Received:**  
02.01.2023

**Kabul/Accepted:** 02.01.2023

**Atf/Citation:** Gemicioğlu, S., Şahin, H. (2022). Türkiye işgücü piyasasında kalıcı işsizlik. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 10(1), 181-211. <https://doi.org/10.26650/JEPR1197535>



number of household employees all have an impact on the likelihood of being unemployed. Demand-side factors such as the unemployment rate and growth rate of employment do not affect the probability of remaining unemployed.

**Keywords:** Initial Conditions, State Dependence, Heterogeneity, Unemployment, Turkey

**Jel Classification:** J64, J65, C23

## EXTENDED ABSTRACT

The aim of this study is to examine the existence of unemployment persistence in the Turkish labor market. In other words, it aims to investigate the existence of genuine state dependence, which means that past experiences of unemployment cause unemployment again in the future.

In this study, we sought answers to several questions: Does the degree of genuine state dependence vary according to the initial conditions and unobservable heterogeneity? What is the expected duration of the spell of unemployment and the probability of entry and exit to unemployment, unemployment persistence, and steady state, according to individual characteristics that be constant over time such as gender and education level? What are individual factors that increase the probability of being unemployed?

Unemployment persistence is based on two factors (Arulampalam, Booth & Taylor, 2000; Stewart, 2007). The first factor is the heterogeneity, which refers to individual differences that are either observe or not. Genuine state dependence is the other factor. Genuine state reliance is when a past event raises the probability of experiencing the same event in the future (Heckman, 1981a). Theoretically, genuine state dependence may occur due to a loss of human capital, unemployment insurance disincentives, stigmatization by employers, a decline in search intensity, habituation, or discouragement (Ayllon, 2013). Empirical findings have shown that there is genuine state dependence on unemployment across many countries (Gangji & Plasman, 2008; Biewen & Steffes, 2010; Plum & Ayllon, 2015; Fok, Scutella, & Wilkins, 2015; Pasaribu, 2016; Cai, Mavromaras, & Sloane, 2018).

The research investigated genuine state dependence on unemployment and utilise dynamic models and estimators. The Dynamic Random Effects Probit Model is the most preferred of these models. Among the estimators, Heckman, Orme, and Wooldridge estimators are used depending on the information provided by the data. As in previous studies (Arulampalam et al., 2000; Stewart, 2007; Gangji & Plasman, 2008; Pasaribu, 2016), we used the Dynamic Random Effects Probit Model to examine the existence of genuine state dependence. We estimated parameters using another version of the Wooldridge maximum likelihood estimator, which was suggested in Rabe-Hesketh and Skrondal (2013). This estimator offers reliable parameter estimates and enables control over both observed

and unobserved heterogeneity. It also addresses the issue of beginning conditions. To investigate genuine state dependence on unemployment in the Turkish labor market, we estimate the Dynamic Random Effects Probit Model using the Survey on Income and Living Conditions and Household Labor Force Survey. The evidence shows that there is genuine state dependence on the Turkish labor market. In addition, according to the components of the unobserved heterogeneity, the conditional unemployment probability and the marginal effects of genuine state dependence vary significantly. The probability of conditional unemployment and the marginal effect of genuine state dependence are both significantly increased by being unemployed in the first period and being in the last two percent of the sample distribution in the part of the unobserved heterogeneity linked to the explanatory variables. Demand-side factors in the labor market such as the unemployment rate and employment growth rate do not affect the probability of unemployment, while factors such as gender, education level, marital status, and the number of employees in the household affect the probability of unemployment. When it comes to the probability of remaining unemployed, disadvantageous groups include men and those with low levels of education. To fight unemployment persistence, policymakers should develop policies that take into account factors such as a loss of human capital, unemployment insurance disincentives, stigmatization by employers, a decline in search intensity, habituation, or discouragement, which cause genuine state dependence. Making pre-graduate internships, which are currently applied in some departments of universities, compulsory for all departments to meet the experience requirement for newly graduated individuals by employers can accelerate and facilitate the transition to employment.

Unemployed individuals suffer from a loss of human capital, skills, and qualifications as they remain unemployed, and thus employers may adopt negative attitudes towards the employment of individuals who are unemployed for a long time. In order to protect the unemployed from these negative situations, governments can implement programs that protect and increase the skills and qualifications of the unemployed. These programs can be very important, especially for skilled workers working in technology-intensive sectors where high-added value can be created. Modifying unemployment insurance benefits is another policy that may be put into place to help the unemployed find work more quickly and to make sure that people stay on the job market and keep looking for work.

## 1. Giriş

Ekonomik gidişatın göstergelerinden biri olan işsizlik, Türkiye’de uzun yıllardan beri sürmekte olan ciddi bir ekonomik sorundur. Türkiye’de 2000-2019 döneminde işsizlik oranı, küresel krizin etkilerinin derin bir şekilde hissedildiği 2009 yılında %14 ile en yüksek seviyesine ulaşırken bu dönem için ortalama işsizlik oranı %11,12 olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2021a). Aynı dönem için ortalama işsizlik oranının sırası ile %6,83 ve %9,06 değerlerini aldığı OECD ve Avrupa Birliği ülkeleri ile karşılaştırıldığında, Türkiye’de ortalama işsizlik oranının daha yüksek olduğu görülmektedir (World Bank, 2021). Hatta işsizliğin azalmasının beklendiği ekonomik büyüme dönemlerinde bile Türkiye’de işsizlik oranları çift haneli değerler almıştır. Örneğin 2002-2007 ve 2010-2019 dönemlerinde sırası ile ortalama %7,17 ve %5,86 gibi görece yüksek ekonomik büyüme oranlarına ulaşılmasına rağmen bu iki dönem için ortalama işsizlik oranı yine sırası ile %10,45 ve %10,6 gibi yüksek düzeylerde kalmıştır.

Türkiye işgücü piyasasında görülen yüksek işsizlik oranları akıllara işsizlikte kalıcılığın mı? olduğu sorusunu getirmektedir. Akıllara gelen diğer bir soru da niçin bireyler kendilerini sürekli ya da kalıcı olarak işsizler havuzunda bulmaktadır? İşsizlikte kalıcılık, gözlenen ve gözlenemeyen heterojenlikten (bireyler arasında gözlenen ve gözlenemeyen farklılıklar) ve/veya geçmiş dönemde yaşanan işsizlik deneyiminin gelecek dönemde de işsizliğe neden olması durumu olarak tanımlanan gerçek duruma bağımlılıktan kaynaklanabilmektedir. Bu faktörlerden hangisinin daha baskın olduğunu bilmek kalıcı işsizliğin azalmasında uygulanacak politikalar açısından önemlidir. Cappellari ve Jenkins (2008)’te heterojenlik etkisi gerçek duruma bağımlılık etkisinden baskın ise belirli gruplara yönelik işsizliği azaltıcı politikaların uygulanması gerektiği ifade edilmiştir. Bununla birlikte gerçek duruma bağımlılığın etkisinin heterojenlik etkisinden büyük olduğu durumda ise işsizliğin ortaya çıkmasını önleyici politikaların uygulanması gerektiği belirtilmiştir.

Kalıcı işsizlik, Türkiye gibi işsizlik oranının yüksek olduğu bir ülkede hem bireysel hem de toplumsal açıdan ciddi ekonomik, sosyolojik ve psikolojik sorunlara yol açan işsizliğin yüksek seviyelerde devam etmesine neden olabilmektedir. Bu açıdan bakıldığında, Türkiye’de işsizlik konusunu ele alan çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada kalıcı işsizlik sorununun araştırılması, kalıcı işsizliğe karşı savunmasız grupların belirlenmesi ve kalıcı işsizlikle mücadelede hangi politikaların oluşturulabileceğinin ortaya çıkarılması çalışmanın önemini ve farklılığını ortaya koymaktadır. Bu bağlamda çalışmanın üç ana amacı vardır. Birincisi Türkiye işgücü piyasasında gerçek duruma bağımlılığın varlığını ve boyutunu araştırmaktır. İkincisi gerçek duruma bağımlılığın hangi gruplar için daha yüksek düzeyde olduğunu belirlemektir. Başka bir ifade ile gerçek duruma bağımlılıkta görülen heterojenliği ölçmektir. Üçüncüsü ise işsizlikte kalıcılığa neden olan faktörleri belirlemek ve işsizliğin azalmasına katkıda bulunacak politika önerilerinde bulunmaktır.

Çalışmanın ilgili literatüre birkaç katkısı bulunmaktadır. Kongre Bütçe Ofisi (CBO) (2012)'de belirtildiği gibi işsizliği ve özellikle de uzun süreli işsizliği açıklamada işgücü piyasasındaki talep yönlü hareketlerin önemli olduğu bilinmektedir. Buna rağmen Türkiye üzerine işsizliğin ele alındığı çalışmalarda (Selim, Kırgel, Çelik, & Yazıcıoğlu, 2014; Alcan, Can, & Pektaş, 2015; Acar, 2016), daha çok işgücü piyasasının arz yönüne odaklanılmakta ve işgücü piyasasının talep yönü göz ardı edilmektedir. Bunun yanı sıra yine bu çalışmalarda gözlenemeyen heterojenliğin ve başlangıç koşulları probleminin de dikkate alınmadığı görülmektedir. Bu doğrultuda Türkiye üzerine işsizliği konu alan çalışmaların bu açıklarını kapatmak için kalıcı işsizlik analizi, işgücü piyasasının arz ve talep yönünü, gözlenemeyen heterojenlik ve başlangıç koşulları problemini dikkate alacak şekilde gerçekleştirilmiştir. Ayrıca koşullu işsizlik olasılıkları ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi, gözlenemeyen heterojenliğin bileşenlerine göre elde edilerek hangi grupların daha dezavantajlı olduğu ortaya konmuştur.

Çalışmanın akışı ise şu şekilde oluşturulmuştur. İkinci bölümünde kalıcı işsizlikle ilgili teorik tartışmalar ve ampirik bulgular sunulmuştur. Üçüncü bölümde analizde kullanılan veri seti tanımlanmış ve değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Dördüncü bölümde kalıcı işsizlik analizlerinde kullanılan model hakkında detaylı bilgilere yer verilmiştir. Beşinci bölümde ekonometrik analizden elde edilen bulgular raporlanmış ve yorumlanmıştır. Son bölümde ise ulaşılan sonuçlara yer verilmiş ve kalıcı işsizlikle mücadele için birtakım politika önerileri yapılmıştır.

## 2. Literatür

İşsizlikte kalıcılık iki faktöre dayandırılmıştır (Arulampalam ve ark., 2000; Stewart, 2007). Bu faktörlerden ilki heterojenliktir. Başka bir ifade ile bireyler arasındaki gözlenen ya da gözlenemeyen farklılıklardır. Gözlenen heterojenlik işsiz kalma olasılığını etkilediği düşünülen yaş, cinsiyet, eğitim seviyesi, medeni durum ve iş tecrübesi gibi bireyler arasında farklılık gösteren özelliklerin yanı sıra hanehalkı geliri ve hanehalkındaki çalışan fert sayısı gibi hanehalkları arasında da farklılık gösteren özelliklerdir. Gözlenemeyen heterojenlik yine işsiz kalma olasılığını etkilediği düşünülen çalışma isteği, yetenek ve motivasyon gibi bireyden bireye değişkenlik gösteren özelliklerdir.

İşsizlikte kalıcılığa neden olan ikinci faktör ise gerçek duruma bağımlılıktır. Gerçek duruma bağımlılık geçmiş dönemde yaşanan bir deneyimin gelecek dönemde aynı deneyimi yaşama ihtimalini artırmasıdır (Heckman, 1981a). Bu doğrultuda, işsizlikte gerçek duruma bağımlılık, geçmiş ve cari dönem işsizlik durumları arasında nedensel bir ilişkinin var olması şeklinde tanımlanmıştır (Arulampalam ve ark., 2000). Teorik açıdan işsizlikte gerçek duruma bağımlılığın ortaya çıkması; işsizlik sigortasının caydırıcı etkileri, iş arama yoğunluğundaki azalma, beşeri sermaye aşınımı, cesaretin kırılması veya alışkanlık ve damgalanma etkisine dayandırılmıştır (Ayllon, 2013).

Bireylerin işgücünde kalmaları ve iş aramaya devam etmeleri için yapılan işsizlik sigortası ödemelerinin gereğinden uzun süre verilmesi, bireylerin iş arama sürecinin yavaşlamasına neden olabilmekte ve yeniden çalışma istediği üzerinde caydırıcı etkiler yaratabilmektedir (CBO, 2012). Bu görüşü destekler biçimde Katz ve Meyer (1990)'da işsizlere yapılacak ilave beş haftalık işsizlik ödemesinin işsiz kalan süreyi ortalama olarak bir hafta artırdığı görülmüştür.

Uzun süreli işsizlik beşeri sermaye aşınımına, beceri ve vasıf kayıplarının yaşanmasına neden olabilmektedir (Pissarides, 1992; Blanchard & Diomand, 1994). Bireyler iş hayatında almış oldukları eğitimle ya da iş tecrübesi ile beceri ve vasıf kazanabilmekte ve zamanla edindikleri beceri ve vasıfları geliştirebilmektedir. İşverenler uzun süreli işsizliğin vasıf ve beceri kayıplarına neden olabileceğini bildiği için uzun süre işsiz kalan bireyleri istihdam etmek istememektedirler. Dolayısıyla bu durum bazı gruplar için işsizliğin kronikleşmesine sebep olabilmektedir. Pissarides (1992)'ye göre işsiz bireyler vasıf kaybına uğrarsa ve işverenler tarafından bu bireyleri istihdam etmek daha az cazip hale gelirse, gelecek dönemde işgücü piyasasında daha az iş yaratılacaktır. İş arayan bireyler bir bütün olarak daha düşük beşeri sermaye birikimine sahip olacağı için işgücü piyasasının zayıflayacağı ve bu zayıflığın daha fazla iş kaybına yol açarak işgücü piyasasının daha da zayıflamasına neden olacağı ifade edilmektedir. Sonuç olarak işgücü piyasasının giderek zayıflaması başka bir ifade ile işgücü piyasasında yaşanan talep yetersizliği işsiz bireylerin uzun süre işsiz kalmasına sebep olacaktır.

İşsizlikte gerçek duruma bağımlılığa neden olan faktörlerden biri de damgalanma etkisidir (Lockwood, 1991; Omori, 1997; Biewen & Steffes, 2010). Damgalanma etkisi işverenlerin uzun süreli işsizlik öyküsü olan veya sık sık işsiz kalan bireyleri istihdam etmek istememesi durumu olarak bilinmektedir. İşsizlik oranının yüksek olduğu ekonominin durgunluk ve daralma dönemlerinde işverenler bireylerin işsiz kalmasını, bireyin kendi yetersizliğinden daha çok ekonomideki olumsuz koşullara bağlayabilmektedir. Başka bir ifade ile ekonomik daralma ve durgunluk dönemlerinde işverenler genellikle firmaların kapatılması ya da küçülmeye gitmelerinden dolayı bireylerin işsiz kaldıklarını düşünmektedir. İşsizlik oranının görece düşük olduğu ekonomik büyüme dönemlerinde ise tam tersi şekilde işverenler, bireylerin işsiz kalmasını ekonomideki olumsuz koşullardan ziyade bireyin kendi yetersizliğinden kaynaklandığını düşünebilmektedir. Bu doğrultuda ekonominin durgunluk ve daralma dönemlerine göre ekonominin genişleme dönemlerinde damgalanma etkisinin daha büyük olması beklenmektedir. Bu görüşü destekler biçimde Biewen ve Steffes (2010)'de Almanya işgücü piyasasında işsizlikte kalıcılık ve ekonomik konjonktür arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğu ortaya çıkmıştır.

Ardışık dönemlerde tekrar eden işsizlik durumu bireylerin cesaretlerinin kırılması ya da içinde buldukları duruma alışmaları ile de açıklanabilmektedir (Clark, Georgellis, &

Sanfey, 2001). Daha önce yaşanan işsizlik deneyimleri, işsiz kalmayı istemeyen bireyler için istihdama geçişi teşvik edici bir etken olabilirken işsizliği normal bir durum gibi kabul eden bireyler içinse böyle bir etki görülememektedir. Bireylerin psikolojik açıdan işsizliği normal bir durummuş gibi kabul etmeleri, yeni bir iş bulmanın kolay olmayacağı düşüncesinin içselleştirilmesine yol açarak bireylerin cesaretlerinin kırılmasına ve içinde buldukları duruma alışmalarına neden olabilmektedir. Ayllon (2013)'te özellikle işsizlik oranlarının yüksek olduğu dönemlerde, işsiz bireylerin iş bulmanın daha zor hale geldiğinin farkına varması sonucu bu bireylerin cesaretlerinin kırıldığı ifade edilmiştir.

Türkiye özelinde işsizliği konu alan dinamik analizlerde, daha çok işsizlikte geçirilen sürenin ve işsizlikte kalma olasılığının belirleyenlerinin araştırıldığı görülmektedir. Süre modellerinin kullanıldığı Tansel ve Taşçı (2004)'te yaş ve eğitim seviyesinin işsizlikten çıkış olasılıklarını sırası ile negatif ve pozitif yönde etkilediği görülürken Multinomial Logit modelinin kullanıldığı Alcan ve ark. (2015)'te ise işsiz kalma olasılığı ile yaş ve eğitim arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Geçiş olasılıklarının bazı faktörlere (cinsiyet, yaş ve vasıf) göre hesaplandığı Acar (2016)'da kriz öncesi (2008 krizi) dönemde orta yaş grubundaki bireylerin (25-34 ve 35-54) genç (15-24) ve yaşlı (55-64) bireylere göre işsiz kalma olasılıkları daha yüksek bulunurken kriz döneminde tüm yaş grupları için işsiz kalma olasılıkları birbirlerine oldukça yakın değerler almış ve krizden en çok etkilenen kesimin yaşlılar olduğu ortaya çıkmıştır.

Tansel ve Taşçı (2004)'te kadınların erkeklerden daha uzun süre işsizlik deneyimi yaşadığı sonucuna ulaşıırken Alcan ve ark. (2015) ve Acar (2016)'da erkeklere kıyasla kadınların işsiz kalma olasılıkları daha düşük bulunmuştur. Tansel ve Taşçı (2004)'te evlilerin işsizlikten çıkış olasılığının daha yüksek olduğu, Alcan ve ark. (2015)'te bekarlara kıyasla evlilerin işsizlikte kalma olasılığının daha düşük olduğu saptanmıştır. Bunlara ilaveten Tansel ve Taşçı (2004)'te il işsizlik oranıyla temsil edilen yerel işgücü piyasası koşullarının kötüleşmesinin başka bir ifade ile il işsizlik oranlarındaki artışın işsizlikten çıkış olasılığını azalttığı görülmüştür. Kadınlar ve erkekler için işsizlikten çıkış olasılığının süreye bağımlılığının farklı olduğu saptanmıştır. Erkekler için U şeklinde bir süre bağımlılığına ulaşıırken, kadınlar için süre bağımlılığının olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Diğer ülke örneklerini konu alan çalışmalar incelendiğinde ise işsizlikte gerçek duruma bağımlılığın varlığının ve boyutunun araştırıldığı geniş bir çalışma alanı olduğu görülmektedir. Bu alandaki çalışmalarda (Arulampalam ve ark., 2000; Stewart, 2007; Gangji & Plasman, 2008; Biewen & Steffes, 2010; Plum & Ayllon, 2015; Fok ve ark., 2015; Pasaribu, 2016; Cai ve ark., 2018) ekonometrik analizler genellikle Heckman, Orme veya Wooldridge gibi rassal etkiler tahminçileri ile gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmalardan elde edilen bulgulara göre işsizlikte gerçek duruma bağımlılığın olduğu ve boyutunun belirli gruplar arasında değişkenlik gösterdiği ortaya çıkmıştır.

Arulampalam, Booth ve Taylor (2000)'de gençlere göre orta ve ileri yaştaki bireyler için gerçek duruma bağımlılığın daha yüksek olduğu görülmüştür. Başka bir ifade ile gençlere kıyasla orta ve ileri yaştaki bireyler için geçmiş dönemde yaşanan işsizlik deneyimlerinin gelecek dönemde işsizliğe yol açma olasılığının daha yüksek olduğu ortaya çıkmıştır. Fok ve ark. (2015) 'te de hem erkekler hem de kadınlar için aynı doğrultuda sonuçlar elde edilirken Cai ve ark. (2018)'de kadınlar için ileri yaşlarda gerçek duruma bağımlılığın azaldığı görülmüştür. Fok ve ark. (2015) ve Cai ve ark. (2018)'de hem erkekler hem de kadınlar için eğitim seviyesi yükseldikçe genel olarak gerçek duruma bağımlılığın azaldığı ortaya çıkmıştır. Buna ilaveten Fok ve ark. (2015)'te kadınlar için en küçük yaştaki bağımlı çocuğun yaşındaki artış ile birlikte gerçek duruma bağımlılığın arttığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmalarda işsiz olma olasılığı üzerinde cinsiyetin net bir etkisinin olmadığı görülmüştür.

Stewart (2007) ve Pasaribu (2016)'da erkeklere göre kadınların işsizlik olasılığı daha düşük bulunurken Gangji ve Plasman (2008)'de kadınların işsizlik olasılığı daha yüksek bulunmuştur. Arulampalam ve ark. (2000), Gangji ve Plasman (2008) ve Biewen ve Steffes (2010)'da eğitim seviyesindeki artış ile birlikte işsizlik olasılığının azaldığı görülürken yaş ile işsizlik olasılığı arasında U şeklinde bir ilişkiye rastlanmıştır. Stewart (2007)'de de tecrübe düzeyi ve işsizlik olasılığı arasında yine U şeklinde bir ilişkinin olduğu gözlemlenmiştir. Arulampalam ve ark. (2000) ve Stewart (2007)'de talep yönlü hareketlerin işsizlik olasılığını etkilediği görülürken sağlık sorunu olan bireylerin işsiz olma olasılığı daha yüksek bulunmuştur.

Talep yönlü etkilerin dikkate alındığı Gangji ve Plasman (2008)'de ise istihdamın büyüme oranı ile işsiz olma olasılığı arasında negatif yönlü bir ilişki saptanırken işsizlik oranı ve işsizlik olasılığı arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır. Ek olarak Biewen ve Steffes (2010) ve Pasaribu (2016)'da medeni durumun da işsizlik olasılığı ile ilişkili olduğu ortaya çıkmıştır. Evli olmayanlara göre evlilerin işsizlik olasılığı daha düşük bulunmuştur. Pasaribu (2016)'da hanehalkında çalışan birey sayısının ve hanehalkı gelirinin işsiz olma olasılığını negatif yönde etkilediği gözlemlenmiştir.

### **3. Veri ve Değişkenler**

#### **3.1. Veri**

Kalıcı işsizlik analizinde TÜİK tarafından derlenen 2013-2016 Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması (GYKA) ve Hanehalkı İşgücü Araştırmasından (HİA) elde edilen veriler kullanılmıştır. GYKA gelir dağılımı, yoksulluk, sosyal dışlanma ve yaşam koşullarına ilişkin göstergeleri hesaplamak amacı ile panel anket yöntemi kullanılarak 2006 yılından itibaren her yıl düzenli bir şekilde gerçekleştirilmektedir. GYKA ferдин yaşı, cinsiyeti, eğitim



durumu, medeni durumu ve istihdam durumu gibi fertlerle ilgili bilgilerin yanı sıra hanehalkı büyüklüğü ve tipi gibi hanehalkı özellikleri ile ilgili bilgiler de içermektedir. Bununla birlikte GYKA'da bireyin geçmişteki ve özellikle de şu anki işgücü durumu ile ilgili de birçok bilgi yer almaktadır.

GYKA kesit ve panel veri elde edecek şekilde tasarlanmıştır. Rotasyonel tasarımın kullanıldığı panel araştırmada, bir yıldan diğer yıla hanehalklarının bazıları örnekte kalırken bazı hanehalkları örnekten çıkmakta ve yerlerine yeni hanehalkları örneğe dahil edilmektedir. Bir yıldan gelecek yıla geçildiğinde örneğin %25'lik kısmı değişirken %75'lik kısmı aynı kalmaktadır. Bu doğrultuda panel uygulama hedef kitleyi temsil edebilecek temel örnek seçimi ile başlamakta ve seçilen bu temel örnek hanehalkındaki 13 ve daha yukarı yaştaki tüm fertler, bazı izleme kuralları doğrultusunda 4 yıl takip edilmektedir (TÜİK, 2021b).

GYKA'da panelin son yılı temel alınarak geriye doğru oluşturulan 2, 3 ve 4 yıllık panel veri setleri yer almaktadır. 2013-2016 GYKA, 2016-2015 yıllarında çakışan fertlerden oluşan 2 yıllık, 2016-2015-2014 yıllarında çakışan fertlerden oluşan 3 yıllık ve 2016-2015-2014-2013 yıllarında çakışan fertlerden oluşan 4 yıllık panel veri seti olmak üzere 3 panel veri setini içermektedir. Bu üç panel veri seti için örneklem büyüklüğü ise sırası ile 54238, 34698 ve 16670 ferttir. GYKA'nın bu dinamik yapısı işsizlikten istihdama geçiş, işsizlikten işsizliğe geçiş ya da işsizlikten işgücü piyasası dışına geçiş gibi farklı işgücü durumları arasındaki geçiş olasılıklarının hesaplanmasına izin vermektedir. Bunun yanı sıra bu olasılıkların fertlerin özelliklerine göre (örneğin cinsiyete ya da eğitim seviyesine) ne derece değişkenlik gösterdiği de ele alınabilmektedir.

Ampirik analiz bireylere ait ardışık gözlemler gerektirdiği ve bireylerin panele giriş tarihlerinin aynı olmasını zorunlu kıldığı için 2013-2016 GYKA'da dört yıl boyunca takip edilen bireyler arasından, 2013'te 15-61 yaş aralığında ve işgücü piyasasında aktif olan bireyler (işsizler ve istihdam edilenler) örnekleme dahil edilmiştir. Burada bireylerin istihdam durumu GYKA'daki fert formunda yer alan "Ferdin kendi tanımlamasına göre şu anki istihdam durumu" sorusuna verilen yanıtla göre tanımlanmıştır. Bu soruya "iş arıyor" şeklinde cevap veren bireyler işsiz kabul edilirken ücretli/yevmiyeli veya işveren/kendi hesabına çalışan şeklinde cevap veren bireyler istihdamda kabul edilmiştir.

### 3.2. İşgücü Durumları Arasındaki Geçiş Olasılıkları

İşgücü piyasasında farklı işgücü durumları arasındaki geçiş olasılıklarından faydalanılarak kalıcılığın başka bir ifade ile duruma bağımlılığın olup olmadığı incelenabilmektedir. Bu doğrultuda dört yıl boyunca takip edilen bireyler için farklı işgücü durumları (istihdam ve işsizlik) arasındaki geçiş olasılıkları hesaplanmıştır. Farklı işgücü durumları arasındaki geçiş olasılıkları aşağıdaki formül yardımı ile hesaplanmaktadır.

$$P_{ij} = \frac{N_{(t-1,t)}^{i,j}}{N_{(t-1)}^i}$$

Yukarıdaki formülde  $P_{ij}$ , t-1. dönemde  $i$  durumunda olan bir bireyin t. dönemde  $j$  durumuna geçiş olasılığını vermektedir.  $N_{(t-1,t)}^{i,j}$  t-1. dönemde  $i$  durumunda iken t. dönemde  $j$  durumuna geçen birey sayısıdır.  $N_{(t-1)}^i$  ise t-1. dönemde  $i$  durumunda olan toplam birey sayısıdır.

Tablo 1’de işsiz ve istihdam edilen bireyler için 2013-2014, 2014-2015, 2015-2016 bir yıllık ve tüm yıllardaki hareketlerin toplulaştırılması ile elde edilen bütünlük geçiş olasılıkları yer almaktadır.

**Tablo 1: İşgücü Durumları Arasındaki Geçiş Olasılıkları (Koşullu Olasılıklar)**

	Yıl				
	2013	2014	2015	2016	Bütünlük
<b>Pr (<math>y_t = 1   y_{t-1} = 1</math>)</b>	-	0,361	0,345	0,382	0,362
<b>Pr (<math>y_t = 1   y_{t-1} = 0</math>)</b>	-	0,031	0,033	0,033	0,032
<b>Gözlem Sayısı</b>	4746	4746	4746	4746	18984

**Kaynak:** 2013-2016 GYKA’dan yazarın kendi hesaplamalarıdır.

**Not:**  $y_t$  t. dönemde birey işsiz ise 1 istihdam ediliyorsa 0 değerini almaktadır.  $y_{t-1}$ ’de t-1. dönemde birey işsiz ise 1 istihdam ediliyorsa 0 değerini almaktadır.

Tablo 1’de görüleceği üzere ilk satır t-1. dönemde işsiz olma koşulu altında t. dönemde işsiz olma başka bir ifade ile işsiz kalma olasılığını vermektedir. Bu geçiş olasılıkları incelendiğinde 2014’te %36,1, 2015’te %34,5 ve 2016’da %38,2 değerlerini aldığı görülmektedir. İkinci satırda t-1. dönemde istihdam edilme koşulu altında t. dönemde işsiz olma diğer bir ifade ile istihdamdan çıkış ya da işsizliğe giriş olasılıkları yer almaktadır. Bu koşullu olasılıklar ise 2014’te %3,1, 2015 ve 2016’da %3,3 değerlerini almaktadır. Açıkça görülmektedir ki bir önceki dönemde istihdam edilen bireylere kıyasla işsiz bireylerin cari dönemde işsiz olma olasılığı yıllara göre sırası ile %33, %31,2 ve %34,9 puan daha yüksek bulunmuştur. Bu bağlamda işsizlikte önemli ölçüde kalıcılığın yani duruma bağımlılığın olduğu görülmüştür.

Türkiye işgücü piyasası için geçiş olasılıklarının hesaplandığı daha önceki çalışmalar incelendiğinde yine işsizlikte önemli ölçüde duruma bağımlılığın varlığına ulaşılmıştır. Örneğin Alcan ve ark. (2015)’te 2008-2009, 2009-2010 ve 2010-2011 dönemleri için elde edilen işsizlikten işsizliğe geçiş olasılıklarının %28 civarında olduğu görülürken kayıtlı ve kayıt dışı istihdam edilenler için işsizliğe geçiş olasılıkları ortalama olarak %4 gibi bir değer almıştır. Acar (2016)’da 2008 küresel krizine göre oluşturulan kriz öncesi dönem ve kriz dönemi için işsizlikte kalma olasılıklarının sırası ile %29 ve %36 değerini aldığı, ücretli veya yevmiyeli ve işveren veya kendi hesabına çalışanların ortalama olarak işsizliğe geçiş

olasılıklarının ise kriz öncesi dönem ve kriz dönemi için sırası ile %3,6 ve %4,6 değerini aldığı ortaya çıkmıştır.

### 3.3. Değişkenler

Kalıcı işsizlik analizinde kullanılmak üzere literatürü (Arulampalam ve ark., 2000 ve Stewart; 2007) takiben oluşturulan değişkenlere ve bu değişkenlerin tanımlarına Tablo 2’de yer verilmiştir.

**Tablo 2: Kalıcı İşsizlik Analizinde Kullanılan Değişkenler ve Tanımları**

Değişkenler	Tanımlar	Kaynaklar
<b>Bağımlı Değişken</b>		
İstihdam Durumu	1: Birey işsiz ise 0: Birey istihdam ediliyor ise	GYKA
<b>Bağımsız Değişkenler</b>		
İstihdam Durumu(t-1)	Bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri	GYKA
<b>Bireysel Özellikler</b>		
Yaş	19-24 (Ref), 25-34, 35-44, 45-54 ve 55-64	GYKA
Tecrübe	Bireyin ilk çalışmaya başladığı zamandan beri gelir getirici bir işte çalışarak geçirdiği süre	GYKA
Tecrübe <sup>2</sup> /(10 <sup>2</sup> )	Bireyin ilk çalışmaya başladığı zamandan beri gelir getirici bir işte çalışarak geçirdiği sürenin karesi	GYKA
Cinsiyet	Erkek (Ref), Kadın	GYKA
Eğitim Seviyesi	Okuma yazma bilmeyen veya bir okul bitirmeyen (Ref), İlkokul veya İlköğretim, Ortaokul, Lise, Üniversite ve üzeri	GYKA
Sağlık Durumu	İyi veya Orta (Ref), Kötü	GYKA
Medeni Durum	Evli Değil (Ref), Evli	GYKA
HHÇS	Bireyin kendisi dışında hanehalkında çalışanların toplam sayısı	GYKA
Çocuk7	Hanehalkında 7 yaşından küçük toplam çocuk sayısı	GYKA
<b>İşgücü Piyasası Koşulları</b>		
İşsizlik Oranı (%)	Cinsiyete ve yaş gruplarına göre işsizlik oranı	HİA
İstihdamın Büyüme Oranı (%)	Cinsiyete ve yaş gruplarına göre istihdamın büyüme oranı	HİA
Yıl	2013-2016	GYKA

Not: (Ref) kukla veya kategorik değişkenler için referans alınan grubu temsil etmektedir. Değişken tanımında (Ref) ifadesi yer almayan değişkenler sürekli değişkenlerdir.

Yukarıdaki tabloda görüleceği üzere kalıcı işsizlik analizinde bireyin istihdam durumu bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bu çalışmanın odak noktası olan işsizlikte gerçek duruma bağımlılığın varlığını araştırmak içinse bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri analizde açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Gözlenen heterojenliği kontrol etmek için bireyin yaşı, tecrübe ve karesi, cinsiyeti, eğitim durumu, medeni durumu, sağlık durumunun yanı sıra hanede bulunan 7 yaşından küçük toplam çocuk sayısı ve bireyin kendisi dışında hanede çalışanların toplam sayısı analizde yer alan diğer açıklayıcı değişkenlerdir. Buna ilaveten çalışmanın model bölümünde ayrıntılı bir şekilde anlatılacağı üzere bu değişkenler arasından cinsiyet, medeni durum ve eğitim durumu hariç diğer açıklayıcı değişkenlerin

bireysel ortalamaları ve başlangıç dönemindeki değerleri gözlenemeyen heterojenliği modellemek için açıklayıcı değişken olarak analize eklenmiştir. İşgücü piyasasının talep yönünü ele almak içinse cinsiyete ve yaş gruplarına (15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59 ve 60-64) göre oluşturulan işsizlik ve istihdamın büyüme oranı ve yıl değişkeni analizde açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır.

Tablo 3'te kalıcı işsizlik analizinde kullanılan değişkenlere ait özet istatistikler yer almaktadır.

**Tablo 3: Kalıcı İşsizlik Analizinde Kullanılan Değişkenlere ait Özet İstatistikler**

	2013		2016	
	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma
<b>İstihdam Durumu</b> <b>(İşsizlik Oranı (%))</b>	0,058	0,234	0,050	0,218
<b>Bireysel Özellikler</b>				
<b>Yaş</b>				
19-24	0,106	0,308	0,047	0,211
25-34	0,311	0,462	0,266	0,441
35-44	0,330	0,470	0,342	0,474
45-54	0,192	0,394	0,242	0,428
55-64	0,061	0,239	0,103	0,304
<b>Tecrübe</b>	17,254	11,171	20,860	11,324
<b>Tecrübe<sup>2</sup>/(10<sup>2</sup>)</b>	4,224	4,622	5,634	5,358
<b>Cinsiyet</b>				
Kadın	0,249	0,432	0,249	0,432
<b>Eğitim Seviyesi</b>				
Okuma yazma bilmeyen veya bir okul bitirmeyen	0,080	0,271	0,079	0,269
İlkokul	0,371	0,483	0,369	0,482
Ortaokul	0,160	0,366	0,159	0,365
Lise	0,193	0,395	0,189	0,391
Üniversite ve üzeri	0,196	0,396	0,204	0,403
<b>Medeni Durum</b>				
Evli	0,794	0,404	0,836	0,369
<b>Sağlık Durumu</b>				
Kötü	0,222	0,416	0,238	0,426
<b>Çocuk7</b>	0,602	0,869	0,555	0,861
<b>HHÇS</b>	0,947	1,048	0,926	1,045
<b>İşgücü Piyasası Koşulları</b>				
<b>İşsizlik Oranı (%)</b>	9,040	4,126	9,245	3,707
<b>İstihdamın Büyüme Oranı (%)</b>	2,858	1,806	2,654	3,735
<b>Gözlem Sayısı</b>		4746		4746

Kaynak: 2013-2016 GYKA'dan yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Bu istatistiklere göre 2013'te örneklemin %5,8'i işsiz bireylerden oluşurken 2016 yılına gelindiğinde bu oran %5'e düşmüştür. 2013 yılındaki istatistiklere göre bireylerin yaklaşık %65'lik kısmı 25-34 ve 35-44 yaş kategorilerinde yer alırken %35'i 19-24, 45-54 ve 55-64 yaş kategorisinde bulunmaktadır. Ortalama iş tecrübesi 17,25 yıldır. Kadınlar örneklemin

dörtte birini oluşturmaktadır. Üniversite ve üzeri derecede eğitim seviyesine sahip bireylerin oranı yaklaşık %20'dir. Medeni durumu evli ve sağlık durumu kötü olanların oranı sırası ile %80 ve %22 civarındadır. Hanehalkında 7 yaşından küçük toplam çocuk sayısının ortalama değeri 0,602 ve bireyin kendisi dışında hanehalkında çalışan birey sayısının ortalaması yaklaşık 1'dir. İşsizlik ve istihdamın büyüme oranları ise sırası ile %9,04 ve %2,86'dır.

#### 4. Model

İşsizlikte gerçek duruma bağımlılığın araştırıldığı çalışmalarda dinamik modellerin ve tahmincilerin kullanıldığı görülmektedir. Bu modeller arasından en çok tercih edileni ise Dinamik Rassal Etkiler Probit Modelidir. Probit, Logit ve Multinomial Logit gibi statik modellerde başlangıç koşulları probleminin ve gözlenemeyen heterojenliğin göz ardı edilmesi gerçek duruma bağımlılığın varlığının saptanmasına izin vermemektedir. Ancak Dinamik Rassal Etkiler Probit Modeli, başlangıç koşulları probleminin çözümüne ve gözlenen ve gözlenemeyen heterojenliğin kontrol edilerek gerçek duruma bağımlılığın varlığının araştırılmasına izin vermektedir. Bu modelin sağlamış olduğu faydalardan yararlanmak için işsizlikte gerçek duruma bağımlılığın varlığını araştıran daha önceki çalışmalarla (Arulampalam ve ark., 2000; Stewart, 2007; Gangji & Plasman, 2008; Pasaribu, 2016) aynı doğrultuda ekonometrik analizler Dinamik Rassal Etkiler Probit Modeli ile gerçekleştirilmiştir.

##### 4.1. Dinamik Rassal Etkiler Probit Modeli (DREPM)

Stewart (2007)'yi takiben DREPM aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

$$y_{it} = 1(x'_{it}\beta + \gamma y_{it-1} + v_{it} > 0) \quad (i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T) \quad (1)$$

1 nolu denklemde  $i$  alt indisi bireyleri,  $t$  alt indisi zamanı temsil etmektedir.  $y_{it}$ , birey  $t$ . dönemde işsiz ise 1 istihdam ediliyorsa 0 değerini alan ikili bağımlı değişkeni,  $y_{it-1}$  bağımlı değişkenin bir önceki dönemde aldığı değeri,  $x_{it}$  açıklayıcı değişken vektörünü ve  $v_{it}$  ise bileşik (toplam) hata terimini ifade etmektedir.

Gerçek duruma bağımlılığı modellemek için bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri  $y_{it-1}$ , açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmektedir. Gerçek duruma bağımlılığın varlığı  $\gamma$  parametresi test edilerek belirlenmektedir. Bunun yanı sıra  $\gamma$  parametresinin işaretinin pozitif değer alması beklenmekte fakat iki veya daha fazla işsizlik döneminin (yıl) çakışması diğer bir ifadeyle üst üste iki yıl ve üzeri işsizliğin yaşanması veya bireyin işsizlik durumu ile ilişkili olan gözlenen ve gözlenemeyen bireysel etkenlerin modelde yer almaması sonucu ortaya çıkan sahte korelasyon, bu parametrenin işaretinin pozitif değer almasına neden olabilmektedir (Arulampalam ve ark., 2000).

Bu problemlerden ilkini çözmek için üst üste iki yıl ve üzeri işsiz olanlar örneklerden çıkarılarak yeni oluşan alt örneklem ya da bağımlı değişkenin farklı gecikme değerleri (genellikle iki gecikmeli değeri tercih edilmekte) kullanılarak analiz yeniden gerçekleştirilmelidir. Diğer problemin çözümü içinse modele gözlenen ve gözlenemeyen heterojenlik eklenmektedir. Modele gözlenemeyen heterojenliği eklemek için bireye özgü gözlenemeyen farklılığın zaman içinde değişmediği varsayılmaktadır ve bu varsayım altında bileşik hata terimi ( $v_{it}$ ) iki parçadan oluşmaktadır.

$$v_{it} = \varepsilon_i + u_{it} \quad (2)$$

2 nolu denklemde  $\varepsilon_i$  bireye özgü gözlenemeyen heterojenliği ve  $u_{it}$  hata terimini ifade etmektedir.  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  özelliklerine sahip bir rassal bir terim olduğu ve  $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$  özelliklerine sahip ve tüm  $i$  ve  $t$ 'ler için  $x_{it}$  ve  $u_{it}$ 'nin bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımlar altında 3 nolu denklemde yer alan model rassal etkiler probit modeli ile tahmin edilebilmektedir.

$$y_{it} = 1(x'_{it}\beta + \gamma y_{it-1} + \varepsilon_i + u_{it} > 0) \quad (i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T) \quad (3)$$

Rassal etkiler probit modelinde açıklayıcı değişkenler ve bireye özgü gözlenemeyen heterojenlik ( $\varepsilon_i$ ) arasında bağımlılığın olmadığı varsayılmaktadır fakat bu varsayım bazı durumlarda ihlal edilebilmektedir. Böyle bir durumda tahmin edilen açıklayıcı değişkenlerin katsayıları ( $\beta$ ) ve gerçek duruma bağımlılığın katsayısı ( $\gamma$ ) bireye özgü gözlenemeyen heterojenliğin ( $\varepsilon_i$ ) etkilerini barındıracağı için en çok olabilirlik tahminlerinin tutarlı sonuçlar üretmediği ifade edilmiştir (Arulampalam ve ark., 2000). Örneğin bireye özgü gözlenemeyen heterojenliğin bireyin çalışma isteğini içerdiğini düşündüğümüzde, açıklayıcı değişken vektöründe yer alan tecrübe değişkeni ile gözlenemeyen heterojenliğin ilişkili olması beklenebilir. Bu durumda tecrübe değişkeni ve  $\varepsilon_i$  arasında korelasyona izin verilmezse, model dışlanan açıklayıcı değişken sorunundan etkilenecek ve tecrübe değişkeninin işsizlik üzerindeki etkisi negatif yönde sapmalı olacaktır.

Zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin bireysel ortalaması modele dahil edilerek, açıklayıcı değişkenler ve bireye özgü gözlenemeyen heterojenlik arasındaki bağımsızlık varsayımı gevşetilebilmektedir. Mundlak (1978) yaklaşımı doğrultusunda,  $\varepsilon_i$  ve zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin bireysel ortalaması arasında doğrusal bir ilişki olduğu varsayılarak,  $\varepsilon_i$  ve açıklayıcı değişkenler arasındaki bağımlılığa izin verilmektedir.

$$\varepsilon_i = a_0 + \bar{x}'_i a + \alpha_i \quad (4)$$

4 nolu denklemde  $\bar{x}_i$   $i$ . birey için zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin (örneğin yaş ve tecrübe değişkenleri gibi) ortalama vektörünü vermektedir.  $\alpha_i$  bireye özgü

gözlenemeyen heterojenliği ifade etmekte ve  $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$  özelliklerine sahip olduğu varsayılmaktadır.

Bu bilgiler altında 1 nolu denklem yeniden yazıldığında,

$$y_{it} = 1(x'_{it}\beta + \gamma y_{it-1} + \bar{x}'_i a + \alpha_i + u_{it} > 0) \quad (i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T) \quad (5)$$

4 nolu denklemde yer alan sabit terim ( $a_0$ ), 5 nolu denklemde  $\beta$  katsayısının içinde gömülüdür. 5 nolu denklem zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin ortalamasının yer aldığı rassal etkiler probit modelidir.

$$\rho = \text{Corr}(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2} \quad t, s = 2, \dots, T; t \neq s \quad (6)$$

6 nolu denklemde görüleceği üzere bu modelde, aynı birey için zamanın herhangi farklı iki noktasında hata terimleri arasındaki korelasyon sabittir. Burada  $\rho$ 'nun istatistiki açıdan 0'dan farklı olması ve 0'a yakın değer almaması, bireye özgü gözlenemeyen heterojenliğin dikkate alınması gerektiği anlamına gelmektedir. Böyle bir durumda, havuzlanmış probit modeli yerine rassal etkiler probit modelinin kullanılması gerekmektedir. Aynı zamanda  $\rho$  bileşik hata teriminin varyansının (toplam varyansın) yüzde kaçının bireye özgü gözlenemeyen heterojenlik tarafından açıklandığını göstermektedir.

Başlangıç koşulları probleminin çözümüne yönelik birden fazla öneride bulunulmuştur. Bu önerilerden ilki Heckman (1981b), ikincisi ise Orme (1997) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada uygulama kısıtından ötürü Heckman'nın ve Orme'nin önerdiği yöntemler kullanılamamıştır. Burada uygulama kısıtı bireyin işgücü piyasasına ilk girdiği döneme ait bilgilere ulaşamamasından dolayı ortaya çıkmaktadır. Başlangıç koşulları probleminin çözümüne ilişkin diğer bir öneri ise Wooldridge (2005)'te yapılmış olup bu çalışmada Wooldridge (2005) takip edilerek başlangıç koşulları problemi çözülmeye çalışılmıştır.

#### 4.1.1. Wooldridge'in Koşullu En Çok Olabilirlik Tahmincisi

Wooldridge (2005) başlangıç koşulları problemini çözmek için bağımlı değişkenin başlangıç dönemindeki değerini ( $y_{i1}$ ) ve açıklayıcı değişkenler veri iken,  $t \geq 2$  için bağımlı değişkeni ( $y_{it}$ ) modellemeyi önermiştir. Buna göre bireye özgü gözlenemeyen heterojenliğin ( $\alpha_i$ ) koşullu dağılımı aşağıdaki yardımcı denklemde verilmiştir.

$$\alpha_i = a_0 + a_1 y_{i1} + x'_{i2} a_2 + \xi_i \quad (7)$$

7 nolu denklemde  $a_0$  sabit terimi,  $y_{i1}$  bağımlı değişkenin başlangıç dönemindeki değerini,  $x'_i = (x'_{i2}, \dots, x'_{iT})$  zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin başlangıç dönemi hariç

diğer dönemlerde aldığı değerleri ve  $\xi_i$  bireye özgü gözlenemeyen heterojenliği ifade etmektedir. Burada bağımlı değişkenin başlangıç dönemindeki değeri ( $y_{i1}$ ) ve gözlenemeyen heterojenlik arasında ( $\alpha_i$ ) korelasyona izin verilmektedir. Bu yüzden bağımlı değişkenin başlangıç dönemindeki değeri ( $y_{i1}$ ) ile korelasyona sahip olmayan başka bir bireye özgü gözlenemeyen heterojenlik terimi ( $\xi_i$ ) denklemde yer almaktadır.

Rabe-Hesketh ve Skrondal (2013)'te bazı çalışmalarda Wooldridge (2005)'te önerilen yardımcı denklemin başka bir formu olan 8 nolu denklemin kullanıldığı ifade edilmiş ve bu yardımcı denklemin kullanıldığı modeller kısıtlı model olarak adlandırılmıştır.

$$\alpha_i = a_0 + a_1 y_{i1} + \bar{x}'_i a + \xi_i \quad (8)$$

Buna göre kısıtlı model 9 nolu denklemle ifade edilmiştir.

$$y_{it} = 1(x'_{it}\beta + \gamma y_{it-1} + a_0 + a_1 y_{i1} + \bar{x}'_i a + \xi_i + u_{it} > 0) \quad (9)$$

Rabe-Hesketh ve Skrondal (2013)'te kısıtlı modelin tahmininden tutarsız parametre tahminleri elde edileceği ileri sürülmüştür. Tutarsız parametre tahminlerine ulaşılmasının nedeni ise bireye özgü gözlenemeyen heterojenliğin ( $\alpha_i$ ) koşullu dağılımının, zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin diğer dönemlerde alacağı değerlere kıyasla başlangıç dönemindeki değerlerine daha fazla bağımlı olması ile açıklanmıştır. Zaman boyutu kısa olan panellerde, zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin bireysel ortalamaları ( $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$ ) yerine, zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin başlangıç dönemindeki değerleri ( $x_{i1}$ ) ve bu değişkenlerin başlangıç dönemi hariç diğer dönemlerdeki değerlerinin bireysel ortalamaları ( $\bar{x}_i = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T x_{it}$ ), modele eklenerek bu sorunun üstesinden gelineceği belirtilmiştir. Bu bilgiler altında yardımcı denklem yeniden yazıldığında 10 nolu denkleme ulaşılır.

$$\alpha_i = a_0 + a_1 y_{i1} + \bar{x}'_i a_2 + x'_{i1} a_3 + \xi_i \quad (10)$$

Buna göre Rabe-Hesketh ve Skrondal (2013)'te önerilen model, 11 nolu denklemle ifade edilmiştir.

$$y_{it} = 1(x'_{it}\beta + \gamma y_{it-1} + a_0 + a_1 y_{i1} + \bar{x}'_i a_2 + x'_{i1} a_3 + \xi_i + u_{it} > 0) \quad (11)$$

Sonuç olarak kalıcı işsizlik analizi en çok olabilirlik yöntemi ile 11 nolu denklem tahmin edilerek gerçekleştirilmiştir. Buna ilaveten 3 nolu denklem ile ifade edilen rassal etkiler probit modeli ve Rabe-Hesketh ve Skrondal (2013)'te kısıtlı model olarak adlandırılan 9 nolu denklem için de tahminler gerçekleştirilmiştir. Tüm modellerden ulaşılan parametre tahminlerine ise çalışmanın bulgular kısmında yer verilmiştir.



## 4.2. Tahmin Sonrası İstatistikler

Bağımlı değişkenin beklenen değerinin olasılıklar cinsinden elde edildiği DREPM gibi modellerin tahmininden sonra, bağımlı değişkenin koşullu olasılık değerlerine ulaşılabilmektedir. Bu doğrultuda Wooldridge tahmincisinin Rabe-Hesketh ve Skrondal (2013) versiyonu için bazı yardımcı istatistiklerin elde edilebileceği ve gözlenemeyen heterojenliğin bileşenlerine göre gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisindeki değişkenliğin incelenebileceği ifade edilmiştir (Grotti & Cutuli, 2018).

### 4.2.1. Yardımcı İstatistikler

Grotti ve Cutuli (2018)'de bahsedilen yardımcı istatistikler, tüm  $t$ 'ler için  $X_{it} = X_i$  şeklinde tanımlanan durağan durum varsayımı altında elde edilen işsizliğe geçiş, işsizlikte kalma, işsizlikten çıkış olasılıklarının yanı sıra işsiz olarak geçirilen ortalama (beklenen) süre ve durağan durum olasılığıdır.

Aşağıdaki denklemlerde sırası ile işsizliğe geçiş, işsizlikten çıkış, işsizlikte kalma olasılıkları yer almaktadır. Bu denklemlerde  $X$  zaman içinde sabit değer alan, değişkenlik gösteren ve gözlenemeyen heterojenlikle ilişkili olan tüm açıklayıcı değişkenleri içermektedir.  $\beta$  ise bu açıklayıcı değişkenlere ilişkin katsayı vektörünü vermektedir.

İşsizliğe geçiş olasılığı,

$$Pr(1|0) = Pr(y_{it} = 1|y_{it-1} = 0, X) = \Phi[\beta X] \quad (12)$$

İşsizlikte kalma olasılığı,

$$Pr(1|1) = Pr(y_{it} = 1|y_{it-1} = 1, X) = \Phi[\gamma + \beta X] \quad (13)$$

Burada  $\gamma$ ,  $y_{it-1}$  değişkeninin katsayısını ve  $\Phi$  standart normal kümülatif dağılım fonksiyonunu temsil etmektedir.

İşsizlikten çıkış olasılığı,

$$Pr(0|1) = 1 - Pr(1|1) \quad (14)$$

İşsiz olarak geçirilen ortalama süre ve durağan durum olasılığı (işsiz olarak geçirilen sürenin toplam zamana oranı) ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

İşsiz olarak geçirilen ortalama süre,

$$\frac{1}{Pr(0|1)} \quad (15)$$

Durağan durum olasılığı,

$$\frac{Pr(1|0)}{(Pr(1|0) + Pr(0|1))} \quad (16)$$

Bu istatistiklerin sağlamış olduğu fayda, durağan durum varsayımı sağlanıyorken nispeten kısa dönemli bir analiz gerçekleştirilse bile belirli gruplar arasında (örneğin eğitim seviyesi yüksek ve düşük olan bireyler) uzun dönemli karşılaştırmalar yapmaya olanak sağlamasıdır.

#### 4.2.2. Gözlenemeyen Heterojenliğin Bileşenlerine Göre Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi

Grotti ve Cutuli (2018) gözlenemeyen heterojenliğin farklı seviyeleri için koşullu işsizlik olasılıkları ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisindeki değişkenliği göz önünde bulunduran bir yaklaşım ileri sürmüştür. Daha öncede bahsedildiği üzere gözlenemeyen heterojenlik, bağımlı değişkenin başlangıç değeri ( $a_1 y_{i1}$ ), zaman içinde değişen açıklayıcı değişkenlerin başlangıç değeri ( $x'_{i1} a_3$ ) ve bu değişkenlerin bireysel ortalamaları ( $\bar{x}'_i a_2$ ) ile açıklanmaktadır. Buna göre gözlenemeyen heterojenlik ( $UH$ ) aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

$$UH = UH_y + UH_x \quad (17)$$

17 nolu denklemde  $UH_y$  ve  $UH_x$  sırası ile gözlenemeyen heterojenliğin bağımlı değişken ve açıklayıcı değişkenlerle ilişkili kısımlarını vermektedir. Burada asıl amaç gözlenemeyen heterojenliği oluşturan  $UH_y$  ve  $UH_x$  bileşenleri arasında ayrıma giderek, bu bileşenlerin farklı değerleri için gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisinin ne derece değişkenlik gösterdiğini ortaya koymaktır

$$UH_x = \bar{x}'_i a_2 + x'_{i1} a_3 \quad (18)$$

$$UH_y = \begin{cases} a_1 y_{i1} = 0 \\ a_1 y_{i1} = 1 \end{cases} \quad (19)$$

18 ve 19 nolu denklemin yardımı ile  $UH_y$ 'nin farklı değerleri ve  $UH_x$ 'e ait dağılımın farklı %20'lik dilimleri için koşullu işsizlik olasılıkları ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi hesaplanabilmektedir. Daha açık bir şekilde belirtecek olursak, öncelikle 12

ve 13 nolu denklemi takiben sırası ile  $Pr(1|0)$  ve  $Pr(1|1)$  tahmin edilmektedir. Ardından spesifik gruplar için bu iki koşullu işsizlik olasılığının aldığı değerlere ulaşılmaktadır. Burada spesifik gruplar  $UH_y$  ve  $UH_x$ 'in farklı değerlerine göre oluşturulmaktadır. Örneğin bağımlı değişkenin başlangıç değeri  $UH_y = 0$  olanlar ve  $UH_x$ 'in dağılımında dördüncü %20'lik dilimde yer alanların oluşturduğu grup gibi.

## 5. Bulgular

Tablo 4'te üç farklı modele ilişkin parametre tahminleri yer almaktadır. Model (1) 3 nolu denklem ile ifade edilen rassal etkiler probit modeli, Model (2) 9 nolu denklem ile ifade edilen kısıtlı model ve Model (3) ise 11 nolu denklemde tanımlanan ve Rabe-Hesketh ve Skrondal (2013)'te önerilen modeldir.

**Tablo 4: DREPM Parametre Tahminleri (Model 1-3)**

Değişkenler	Model (1a)	Model (1b)	Model (2a)	Model (2b)	Model (3a)	Model (3b)
<b>İstihdam Durumu(<i>t</i>-1)</b>	1,139*** (0,086)		0,590*** (0,109)		0,605*** (0,110)	
<b>İstihdam Durumu(<i>t</i>-2)</b>		0,972*** (0,106)		0,591*** (0,132)		0,581*** (0,132)
<b>Bireysel Özellikler</b>						
<b>Yaş (ref: 15-24)</b>						
25-34	0,211* (0,114)	0,045 (0,195)	-0,136 (0,265)	-0,689* (0,394)	-0,059 (0,279)	-0,635 (0,446)
35-44	0,432*** (0,152)	0,390 (0,271)	0,072 (0,330)	-0,337 (0,475)	0,065 (0,345)	-0,588 (0,555)
45-54	0,486*** (0,167)	0,514* (0,299)	-0,193 (0,385)	-0,605 (0,558)	-0,265 (0,399)	-1,113* (0,650)
55-64	0,070 (0,230)	0,216 (0,399)	-0,418 (0,556)	-0,797 (0,801)	-0,601 (0,552)	-1,652* (0,927)
<b>Tecrübe</b>	-0,053*** (0,010)	-0,065*** (0,018)	-0,088*** (0,034)	-0,157*** (0,057)	-0,049 (0,039)	-0,053 (0,066)
<b>Tecrübe<sup>2</sup>/(10<sup>2</sup>)</b>	0,080*** (0,024)	0,090** (0,042)	0,221*** (0,071)	0,348*** (0,113)	0,160** (0,080)	0,190 (0,144)
<b>Cinsiyet (ref: Erkek)</b>						
Kadın	-0,542*** (0,075)	-0,687*** (0,139)	-0,710*** (0,106)	-0,881*** (0,167)	-0,691*** (0,149)	-0,765*** (0,228)
<b>Eğitim Seviyesi (ref: Okuma yazma bilmeyen veya bir okul bitirmeyen)</b>						
İlkokul	-0,226*** (0,078)	-0,412*** (0,143)	-0,230** (0,097)	-0,387** (0,151)	-0,239** (0,097)	-0,395*** (0,151)
Ortaokul	-0,227*** (0,085)	-0,327** (0,155)	-0,240** (0,107)	-0,285* (0,165)	-0,256** (0,106)	-0,300* (0,163)
Lise	-0,401***	-0,591***	-0,428***	-0,546***	-0,432***	-0,555***

	(0,087)	(0,158)	(0,107)	(0,167)	(0,107)	(0,168)
Üniversite ve üzeri	-0,807***	-1,262***	-0,921***	-1,264***	-0,938***	-1,277***
	(0,104)	(0,184)	(0,125)	(0,195)	(0,126)	(0,196)
<b>Sağlık Durumu (ref: İyi veya Orta)</b>						
Kötü	0,204***	0,190**	0,071	-0,038	0,072	-0,036
	(0,051)	(0,087)	(0,079)	(0,116)	(0,082)	(0,121)
<b>Medeni Durum (ref: Evli değil)</b>						
Evli	-0,538***	-0,747***	-0,607***	-0,761***	-0,584***	-0,745***
	(0,065)	(0,113)	(0,080)	(0,119)	(0,079)	(0,119)
HHÇS	-0,132***	-0,223***	-0,269***	-0,339***	-0,281***	-0,389***
	(0,024)	(0,042)	(0,063)	(0,088)	(0,065)	(0,097)
Çocuk 7	0,042	0,059	0,088	0,105	0,117	0,088
	(0,028)	(0,050)	(0,074)	(0,108)	(0,081)	(0,145)
<b>İşgücü Piyasası Koşulları</b>						
İşsizlik Oranı	0,024**	0,038*	-0,011	0,002	-0,016	-0,020
	(0,012)	(0,020)	(0,033)	(0,047)	(0,034)	(0,053)
İstihdamın Büyüme Oranı	-0,004	-0,018	-0,007	-0,039	-0,004	-0,027
	(0,009)	(0,019)	(0,013)	(0,026)	(0,013)	(0,027)
Yıl (ref: 2014)						
2015	0,055		0,049		0,022	
	(0,052)		(0,063)		(0,063)	
2016	0,089*	0,056	0,101	0,103	0,061	0,078
	(0,050)	(0,063)	(0,077)	(0,075)	(0,079)	(0,081)
<b>Zaman İçinde Değişen Değişkenlerin Ortalaması</b>						
Ort(25-34)			0,515	1,217**	0,198	0,827
			(0,332)	(0,509)	(0,371)	(0,651)
Ort(35-44)			0,669	1,261**	0,466	1,334*
			(0,421)	(0,609)	(0,456)	(0,776)
Ort(45-54)			1,067**	1,735**	0,981*	2,234**
			(0,476)	(0,692)	(0,515)	(0,890)
Ort(55-64)			0,794	1,583*	1,187*	2,887**
			(0,664)	(0,960)	(0,687)	(1,214)
Ort(Tecrübe)			0,033	0,099*	-0,124**	-0,133
			(0,036)	(0,058)	(0,048)	(0,095)
Ort(Tecrübe <sup>2</sup> /(10 <sup>2</sup> ))			-0,157**	-0,305**	0,125	0,089
			(0,079)	(0,122)	(0,115)	(0,222)
Ort(Kötü)			0,333***	0,584***	0,255**	0,441**
			(0,122)	(0,184)	(0,125)	(0,195)
Ort(Çocuk 7)			-0,052	-0,072	-0,109	-0,018
			(0,081)	(0,118)	(0,098)	(0,188)
Ort(HHÇS)			0,152**	0,159*	0,147**	0,241*

	(0,067)	(0,095)	(0,075)	(0,123)
<b>Ort(İşsizlik Oranı)</b>	0,059	0,073	0,056	0,094
	(0,039)	(0,057)	(0,044)	(0,076)
<b>Ort(İstihdamın Büyüme Oranı)</b>	-0,009	0,039	-0,008	0,027
	(0,031)	(0,054)	(0,029)	(0,048)
<i>Bağımlı Değişkenin ve Zaman İçinde Değişen Açıklayıcı Değişkenlerin Başlangıç Değeri</i>				
<b>B(İstihdam Durumu)</b>	0,751***	0,708***	0,751***	0,718***
	(0,121)	(0,163)	(0,123)	(0,166)
<b>B(25-34)</b>			0,317	0,292
			(0,245)	(0,390)
<b>B(35-44)</b>			0,290	0,118
			(0,287)	(0,459)
<b>B(45-54)</b>			0,250	-0,022
			(0,321)	(0,513)
<b>B(55-64)</b>			-0,182	-0,618
			(0,458)	(0,685)
<b>B(Tecrübe)</b>			0,112***	0,126**
			(0,032)	(0,051)
<b>B((Tecrübe<sup>2</sup>/(10<sup>2</sup>))</b>			-0,227***	-0,243**
			(0,074)	(0,120)
<b>B(Kötü)</b>			0,074	0,136
			(0,069)	(0,105)
<b>B(Çocuk 7)</b>			0,020	-0,035
			(0,041)	(0,063)
<b>B(HHÇS)</b>			0,028	-0,040
			(0,046)	(0,077)
<b>B(İşsizlik Oranı)</b>			0,014	-0,002
			(0,031)	(0,048)
<b>B(İstihdamın Büyüme Oranı)</b>			-0,020	-0,041
			(0,041)	(0,061)
<b>Sabit Terim</b>	-0,987***	-1,034***	-1,583***	-2,010***
	(0,226)	(0,389)	(0,332)	(0,524)
<b>Log Olabilirlik</b>	-2200,098	-1496,350	-2158,719	-1471,399
<b><math>\sigma^2_\alpha</math></b>	0,037	1,012***	0,359***	1,127***
	(0,054)	0,177	(0,096)	(0,198)
<b><math>\rho</math></b>	0,035	0,503	0,261	0,529
<b>LR Test (<math>\rho = 0</math>)</b>	0,57	102,10***	23,55***	108,70***
	[0,226]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
<b>N</b>	14238	9492	14238	9492

Not: \*\*\*,\*\* ve \* sırası ile %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistikî bakımdan anlamlılık düzeylerini, parantez içindeki değerler ise robust standart hataları ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler LR test istatistiğine ilişkin olasılık değerlerini vermektedir.

Tablo 4'te görüleceği üzere tüm modeller bağımlı değişkenin bir ve iki gecikmeli değeri için de tahmin edilmiştir. LR test istatistiğine göre Model (1a) hariç diğer tüm modellerde  $\rho$  parametresi istatistiki açıdan %1 anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunmuş ve 0,247-0,529 aralığında değer almıştır. Buna göre kalıcı işsizlik analizinde rassal etkileri dikkate almayan havuzlanmış probit modeli yerine DREPM'nin kullanılması gerektiği ortaya konmuştur.

Tüm modellerde bağımlı değişkenin bir ve iki gecikmeli değerinin katsayısı pozitif ve istatistiki bakımdan %1 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu doğrultuda Türkiye işgücü piyasasında gerçek duruma bağımlılığın varlığı ortaya konmuştur. Buna ilaveten gözlenemeyen heterojenliğin ve başlangıç koşullarının dikkate alındığı Model (2) ve (3)'e göre Model (1)'de bağımlı değişkenin gecikmeli katsayısının daha yüksek olduğu ortaya çıkmıştır. Başka bir ifade ile gözlenemeyen heterojenliğin ve başlangıç koşullarının göz önünde bulundurulmaması, gerçek duruma bağımlılığın olduğundan daha fazla hesaplanmasına yol açmıştır. Ayrıca Model (2) (kısıtlı model) ve Model (3) (önerilen model) için elde edilen parametre tahminlerinin önemli derecede farklılık göstermediği görülmüştür.

Açıklayıcı değişkenlerin işsizlik olasılığı üzerindeki etkileri incelendiğinde, Model (2a) ve (2b) ile Model (3a) ve (3b)'den ulaşılan bulgulara göre işgücü piyasasındaki talep yönlü etkileri kontrol etmek için kullanılan yıl, işsizlik oranı ve istihdamın büyüme oranı değişkenlerinin işsizlik olasılığını etkilemediği görülmüştür. Bununla birlikte diğer açıklayıcı değişkenler arasında yaş, sağlık durumu ve çocuk7 değişkenleri ile işsiz olma olasılığı arasında da istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Model (2) ve Model (3)'ten elde edilen bulgulara göre tecrübe düzeyi ile işsizlik olasılığı arasında net bir ilişkiye ulaşılamamıştır. Stewart (2007) ile benzer şekilde Model (2a) ve (2b)'de tecrübe düzeyi ile işsiz olma olasılığı arasında U şeklinde bir ilişki bulunmuştur. Model (3a)'da işsiz olma olasılığı ile yalnızca tecrübe düzeyinin karesi arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişki bulunurken Model (3b)'de hem tecrübe hem de tecrübe düzeyinin karesinin işsiz olma olasılığını etkilemediği ortaya çıkmıştır. Tecrübe düzeyi ile işsiz olma olasılığı arasındaki U şeklindeki ilişki, belirli bir tecrübe düzeyine ulaşıncaya kadar bireylerin işsiz olma olasılığının azaldığı belirli bir tecrübe düzeyinden sonra arttığı anlamına gelmektedir. Belirli bir tecrübe seviyesine sahip işsiz bireylerin yüksek ücretli, tam zamanlı ve kalıcı işler gibi çalışma koşullarının daha iyi olduğu işlerde istihdam edilme isteği bu bireylerin işsizlik olasılığının artmasına neden olabilmektedir. Bunun yanı sıra işverenler de tecrübe seviyesi yüksek bireyleri istihdam etme maliyetlerinin daha yüksek olduğunu bildiği için aynı işi yapabilecek daha az deneyimli bireyleri istihdam etmeyi tercih edebilirler ve bu durum işsizlik olasılığının artmasına sebep olabilmektedir.

Stewart (2007) ve Alcan ve ark. (2015) ile benzer şekilde erkeklere göre kadınların işsiz olma olasılığının daha düşük olduğu ortaya çıkmıştır. Türkiye'de toplumsal cinsiyet rolleri

gereği, erkeğin hanenin bakımını üstlenmesi, kadınların çocuk ve yaşlı bakımı ve ev işleri ile uğraşması erkeklere göre kadınların işsiz olma olasılığını azaltmaktadır. Arulampalam ve ark. (2000) ve Gangji ve Plasman (2008)'de olduğu gibi eğitim düzeyindeki artışın işsiz olma olasılığını düşürdüğü gözlemlenmektedir. Eğitim seviyesi yüksek bireylerin işverenler tarafından daha çok istihdam edilmek istenmesi, iş arama sürecini daha etkin bir şekilde yönetmeleri, işten çıkarma maliyetinin ve verimliliğinin daha yüksek olması, bu bireyler için işsizlik olasılığının daha düşük olmasını sağlamaktadır (Arulampalam ve ark., 2000).

İşsizlik olasılığı ile ilişkili olduğu gözlenen bir diğer faktör ise medeni durumdur. Biewen ve Steffes (2010) ile aynı doğrultuda evli olmayan bireylere göre evli bireylerin işsizlik olasılığı daha düşük bulunmuştur. Evli olmayan bireylere kıyasla evli bireylerin istihdamda kalma eğiliminin daha yüksek olması, işverenler tarafından evli olmayan bireylerin işten ayrılma eğiliminin daha fazla olduğunun düşünülmesi ve evli bireylerin birbirlerine karşı olan sorumlulukları işsiz olma olasılığını azaltabilmektedir. Hanehalkında çalışan sayısındaki artış işsiz bireylerin finanse edilmesini sağladığı için işsizlik olasılığı ile arasında pozitif yönlü bir ilişki beklenmektedir. Burada ise hanehalkında istihdam edilen fert sayısındaki artışın işsiz olma ihtimalini negatif yönde etkilediği gözlenmektedir. Hanehalkında çalışan sayısındaki artışın işsiz bireylere finansal destek sağlamak yerine bu bireyler üzerinde iş bulmaya yönelik baskılar oluşturabileceği ve işsizlik olasılığını azaltabileceği ifade edilmiştir (Pasaribu, 2016). Bunun yanı sıra hanede istihdam edilen birey sayısındaki artış işsiz bireylerin işgücü piyasası hakkında daha hızlı bilgiye ulaşmasını sağlayabilmekte ve böylece işsiz bireyler daha kolay bir şekilde iş bulabilmektedir.

### **5.1. Model (3a) için Yardımcı İstatistikler**

Grotti ve Cutuli (2018)'de belirtildiği üzere yardımcı istatistiklerin zaman içinde sabit kalan bireysel özelliklere göre ne ölçüde farklılaştığı izlenebilmektedir. Bu doğrultuda Model (3a) için eğitim durumuna ve cinsiyete göre elde edilen yardımcı istatistikler Tablo 5'te raporlanmıştır.

**Tablo 5: Model (3a) için Eğitim Seviyesine ve Cinsiyete Göre Yardımcı İstatistikler**

		Yardımcı İstatistikler				
		İşsizliğe Geçiş (%)	İşsizlikten Çıkış (%)	İşsiz Kalma (%)	Durağan Durum Olasılığı (%)	İşsiz Olarak Geçirilen Ortalama Süre (Yıl)
Eğitim Seviyesi	Okur yazar olmayan veya bir okul bitirmeyen	5,27	86,65	13,35	5,73	1,1540
	İlkokul	3,46	90,53	9,47	3,68	1,1046
	Ortaokul	3,35	90,78	9,23	3,56	1,1016
	Lise	2,4	92,99	7,01	2,52	1,0754
	Üniversite ve üzeri	0,85	97,08	2,9	0,87	1,0299
Cinsiyet	Erkek	3,48	90,5	9,5	3,7	1,1049
	Kadın	0,87	97,03	2,97	0,89	1,0306

Eğitim seviyesindeki artış ile birlikte istihdamdan işsizliğe geçiş, işsizlikte kalma, durağan durum olasılığı ve işsiz olarak geçirilen ortalama süre azalırken işsizlikten çıkış olasılığının arttığı görülmektedir. Bu artış ve azalışlar bazı gruplar arasında daha belirgin bir şekilde yaşanmıştır. İşsizlikte kalma olasılığı incelendiğinde bazı gruplar için işsizlikte kalma olasılıkları arasındaki fark daha yüksektir. Örneğin okur yazar olmayan veya bir okul bitirmeyenler ile ilkokul mezunu olanlar arasında bu fark %3,88 puan, lise mezunu olanlar ile üniversite ve üzeri dereceye sahip bireyler arasında %4,11 puandır. Bunun yanı sıra okur yazar olmayan ve bir okul bitirmeyen bireylerin üniversite ve üzeri düzeyde eğitim seviyesine sahip bireylere göre işsizlikte kalma olasılığı %10,45 puan daha fazladır. Yine aynı grupların durağan durum olasılığı ve işsiz olarak geçirilen ortalama süreleri karşılaştırıldığında, eğitim seviyesi düşük grubun durağan durum olasılığı yaklaşık %5 puan ve işsiz olarak geçirdiği süre ise 1,12 kat daha fazladır.

Bu istatistikler cinsiyet bağlamında ele alındığında erkeklere göre kadınların istihdamdan işsizliğe geçiş, işsizlikte kalma, durağan durum olasılığı ve işsiz olarak geçirilen ortalama süresi daha az iken işsizlikten çıkış olasılığının daha yüksek olduğu görülmektedir. Yine işsizlikte kalma olasılığı ele alındığında kadınlara kıyasla erkeklerin bu olasılık değeri %6,53 puan daha fazladır. Sonuç olarak eğitim seviyesi düşük olanlar ve erkekler işsizlikte kalıcılık açısından dezavantajlı gruplar olarak öne çıkmaktadır.



## 5.2. Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi

Gözlenemeyen heterojenliğin bileşenlerine ayrılmadığı durumda, Model (3a) için elde edilen koşullu işsizlik olasılıklarına ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisine Tablo 6'da yer verilmiştir.

**Tablo 6: Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi**

Gerçek Duruma Bağımlılık	Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi	
İstihdam Durumu(t-1)	Olasılıklar	Marjinal Etkiler
0	0,027***	
1	0,077***	0,050

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla istatistiki bakımdan %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 6'da görüleceği üzere t-1. dönemde istihdam edilen bireyler için koşullu işsizlik olasılığı %2,7 iken t-1. dönemde işsiz bireyler için bu olasılık değeri başka bir ifade ile gerçek duruma bağımlılık %7,7'dir. Gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi ise %5'tir. Buna göre geçmiş dönemde istihdam edilenlere kıyasla işsizlerin gelecek dönemde işsiz olma olasılığı %5 puan daha yüksektir.

Model (3a) için gözlenemeyen heterojenliğin bileşenlerine göre koşullu işsizlik olasılıkları ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi ise Tablo 7'de raporlanmıştır.

**Tablo 7: Gözlenemeyen Heterojenliğin Bileşenlerine Göre Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi**

Gerçek Duruma Bağımlılık	Gözlenemeyen Heterojenlik (UH)		Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi	
	UHy	UHx	Olasılıklar	Marjinal Etkiler
0	0	1	0,011***	
1	0	1	0,042***	0,031
0	0	2	0,012***	
1	0	2	0,046***	0,034
0	0	3	0,014***	
1	0	3	0,049***	0,035
0	0	4	0,020***	
1	0	4	0,063***	0,043
0	0	5	0,040***	
1	0	5	0,113***	0,073
0	1	1	0,091***	
1	1	1	0,224***	0,133
0	1	2	0,097***	
1	1	2	0,233***	0,136

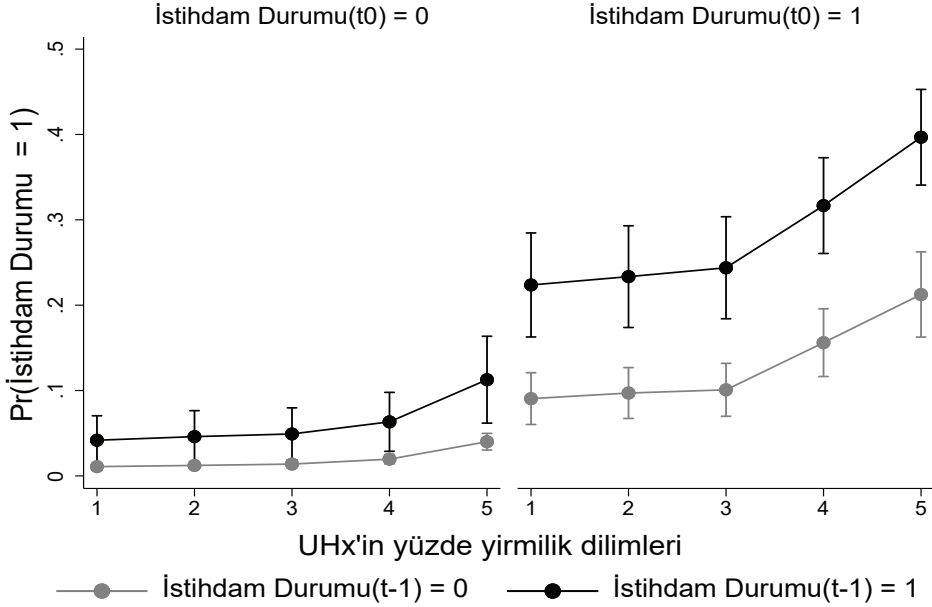
0	1	3	0,101***	
1	1	3	0,244***	0,143
0	1	4	0,156***	
1	1	4	0,317***	0,161
0	1	5	0,213***	
1	1	5	0,397***	0,184

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla istatistikî bakımdan %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 7’de gerçek duruma bağımlılık başlığı altındaki sütun bağımlı değişkenin bir gecikmeli değerini vermektedir. Gözlenemeyen heterojenlik başlığı altındaki ilk sütun bağımlı değişkenin başlangıç dönemindeki değerini ( $UH_y$ ), ikinci sütun ise  $UH_x$ ’in dağılımına ilişkin %20’lik dilimleri göstermektedir. Koşullu işsizlik olasılıkları ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi başlığı altındaki birinci sütun, bağımlı değişkenin bir gecikmeli değerine ve gözlenemeyen heterojenliğin bileşenlerine göre koşullu işsizlik olasılıklarını vermektedir. Örneğin bir önceki dönem istihdam edilen bireyler arasından başlangıç döneminde istihdam edilen ve  $UH_x$ ’in örneklem dağılımında birinci %20’lik dilimde yer alan bireyler için koşullu işsizlik olasılığı 0,011 değerini almaktadır. Koşullu işsizlik olasılıkları ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi başlığı altındaki ikinci sütun ise  $UH_y$  ve  $UH_x$  değerleri aynı olan bireyler arasından bir önceki dönem işsiz olan bireyler (İstihdam Durumu(t-1) = 1) ve istihdam edilen bireylerin (İstihdam Durumu(t-1) = 0) koşullu işsizlik olasılıkları arasındaki farkı vermektedir. Aynı zamanda bu fark gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisini göstermektedir. Örneğin  $UH_y = 0$  ve  $UH_x = 1$  olan bireyler için bir önceki dönem işsiz ve istihdam edilen bireylerin koşullu işsizlik olasılıkları arasındaki fark (0,042 – 0,011) 0,031’dir. Diğer bir ifade ile  $UH_y = 0$  ve  $UH_x = 1$  olan bireyler için gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi 0,031’dir.

Tablo 7’deki istatistikleri yorumlamaya geçmeden önce bu istatistikler aynı zamanda Şekil 1’de grafiksel olarak gösterilmiştir.

Şekil 1. Koşullu İşsizlik Olasılıkları ve Gerçek Duruma Bağımlılığın Marjinal Etkisi



Şekil 1'de yatay eksen  $UH_x$ 'in dağılımına ilişkin %20'lik dilimleri, dikey eksen ise koşullu işsizlik olasılıklarını göstermektedir. Siyah ve gri çizgiler sırası ile bir önceki dönem işsiz ve istihdam edilen bireylerin koşullu işsizlik olasılıklarını vermektedir. Sol ve sağ panel ise yine sırası ile başlangıç döneminde istihdam edilen ve işsiz bireylerin koşullu işsizlik olasılıklarını göstermektedir. Bu panellerde siyah ve gri çizgiler arasındaki fark ise gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisini vermektedir. Buna göre Şekil 1 incelendiğinde gözlenemeyen heterojenliğin ilk parçası olan başlangıç dönemindeki istihdam durumuna ( $UH_y$ ) göre işsizler için gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi daha büyük bulunmuştur. Gözlenemeyen heterojenliğin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olan kısmında ( $UH_x$ ) örneklem dağılımı boyunca ilerledikçe gerçek duruma bağımlılığın arttığı görülmüştür.

Özetle gözlenemeyen heterojenlik bileşenlere ayrılmadığında %5 olan gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi, gözlenemeyen heterojenlik bileşenlere ayrıldığında %18,4'e kadar yükselebilmektedir. Bu açıdan ele alındığında gerçek duruma bağımlılığın etkisi aslında bireyler arasında önemli ölçüde değişkenlik göstermektedir. Diğer bir deyişle bazı bireyler için işsizliğin kalıcılığı çok daha yüksektir.

## Sonuç

Kalıcı işsizliğin analiz edildiği bu çalışmada Türkiye işgücü piyasasında gerçek duruma bağımlılığın varlığına ulaşılmıştır. Diğer bir ifade ile gözlenen ve gözlenemeyen

heterojenlikler ve başlangıç koşulları kontrol edildikten sonra bir önceki dönemde yaşanan işsizlik deneyimlerinin cari dönemde işsiz olma olasılığını artırdığı ortaya çıkmıştır. Bunun yanı sıra gözlenemeyen heterojenliğin bileşenlerine göre koşullu işsizlik olasılığının ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisinin önemli ölçüde değişkenlik gösterdiği görülmüştür. Başlangıç döneminde işsiz olmanın ve gözlenemeyen heterojenliğin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili kısmında örneklem dağılımının son iki %20'lik diliminde yer almanın, koşullu işsizlik olasılığını ve gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisini artırdığı gözlenmiştir. Daha spesifik olarak başlangıç döneminde istihdam edilen bireyler için gerçek duruma bağımlılığın marjinal etkisi 0,031'den 0,073'e artarken başlangıç döneminde işsiz olan bireyler için 0,133'den 0,184'e artmıştır.

İşgücü piyasasında işsizlik oranı ve istihdamın büyüme oranı gibi talep yönlü faktörlerin işsizlik olasılığını etkilemediği görülürken cinsiyet, eğitim seviyesi, medeni durum ve hanehalkında çalışanların sayısı gibi faktörlerin işsizlik olasılığını etkilediği ortaya çıkmıştır. Erkeklerle kıyasla kadınların, eğitim seviyesi düşük bireylere göre eğitim seviyesi yüksek olanların, evli olmayanlara göre evlilerin işsiz olma olasılığı daha düşük bulunmuştur. Hanehalkındaki çalışan sayısındaki artışında işsizlik olasılığını azalttığı görülmüştür. Bunlara ilaveten cinsiyet ve eğitim seviyesine göre elde edilen işsizlikte kalma olasılıkları, erkeklerin ve eğitim seviyesi düşük bireylerin dezavantajlı gruplar olduğunu göstermiştir.

Kalıcı işsizliğin başta ekonomik, sosyolojik ve psikolojik açıdan bireyler ve toplum üzerinde yaratacağı olumsuz etkileri ortadan kaldırmak isteyen politika yapıcılar birtakım önlemler almak zorundadır. İşgücü piyasasında başlangıç dönemindeki istihdam durumu işsiz kalma olasılığını önemli derecede etkilediği için özellikle genç bireylerin işgücü piyasasındaki ilk deneyiminin işsizlik olmasını önlemek adına gençlere mezuniyetlerinin ardından istihdama geçişlerini kolaylaştırıcı politikalar oluşturulmalıdır. Örneğin işverenler tarafından yeni mezun olmuş bireylerden istenen tecrübe koşulunu sağlamak için halihazırda üniversitelerin bazı bölümlerinde uygulanan mezuniyet öncesi staj uygulamaların tüm bölümler için zorunlu hale getirilmesi istihdama geçişi hızlandırabilir ve kolaylaştırabilir. Bunun yanı sıra Gangji ve Plasman (2008)'de belirtildiği gibi işgücü piyasasında işverenler tarafından gönülsüz bir şekilde işten çıkartılan ileri yaştaki bireylerinde yanında olmak ve mümkün olduğu sürece hızlı bir şekilde yeni bir iş bulmalarına yardımcı olmak oldukça önemlidir.

İşsiz bireyler işsiz kaldıkları süre uzadıkça beşeri sermaye aşınımlarına, beceri ve vasıf kayıplarına uğramakta ve böylece işverenler uzun süre işsiz kalan bireylerin istihdamına yönelik olumsuz tutumlar takınabilmektedir. İşsizleri bu olumsuz durumlardan korumak için hükümetler işsizlerin beceri ve vasıflarını koruyucu ve artırıcı programlar uygulayabilir. Özellikle yüksek katma değer yaratılabilen teknoloji yoğun sektörlerde çalışan vasıflı işçiler

açısından bu programlar oldukça önemli olabilir. Uygulanabilecek diğer bir politika ise bireylerin işgücü piyasasında kalmalarını ve iş aramaya devam etmelerini sağlamak için yapılan işsizlik sigortası ödemelerinin işsizlerin istihdama hızlı bir şekilde geçiş yapmasını sağlayacak şekilde ayarlanmasıdır. Çünkü bu tür ödemelerin süresinin gerektiğinden uzun tutulması, işsizlerin iş arama sürecini yavaşlatabilmekte ve işsizlerin yeniden çalışma isteğini olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Acemoğlu ve Shimer (2000)'de belirtildiği üzere bu ödemelerin olumlu bir tarafı ise bu süreçte işsizlerin daha verimli olabilecekleri işlerde çalışma imkânı sağlamasıdır.

CBO (2012)'de belirtildiği üzere işsizlik ödemesi alan bireylerin geçici bir süre ücretsiz işlerde çalıştırılması, hem geçici olarak çalışan işsiz bireylerin işverenler tarafından değerlendirilmeye alınmasını sağlayabilir hem de işsizleri beşeri sermaye aşınımından koruyarak işsizliğin azalmasına katkıda bulunabilir. İşsiz bireyler daha önce çalıştıkları işte aldıkları ücretten daha düşük ücret veren bir işe girmeyi genellikle tercih etmezler. Bu durum ise bireylerin işsiz kalmalarına neden olabilmektedir. Dolayısıyla eski işte alınan ücret ile yeni işte alınan ücret arasındaki farkın, yeniden istihdama katılan bireylere belirli bir süre verilmesi işsizliğin azaltılmasına yönelik uygulanabilecek diğer bir politika uygulamasıdır. Bununla birlikte istihdama kısa bir sürede geçiş yapan işsiz bireyler ek ödemelerle ödüllendirilerek işsizliğin azalması sağlanabilir.

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Yazar Katkıları:** Çalışma Konsepti/Tasarım- S.G., H.Ş.; Veri Toplama- S.G.; Veri Analizi/Yorumlama- S.G., H.Ş.; Yazı Taslağı- S.G.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- H.Ş.; Son Onay ve Sorumluluk- S.G., H.Ş..

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

**Finansal Destek:** Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

**Peer-review:** Externally peer-reviewed.

**Author Contributions:** Conception/Design of Study- S.G., H.Ş.; Data Acquisition- S.G.; Data Analysis/Interpretation- S.G., H.Ş.; Drafting Manuscript- S.G.; Critical Revision of Manuscript- H.Ş.; Final Approval and Accountability- S.G., H.Ş.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

## Kaynakça/References

- Arulampalam, W., Booth, A. L., ve Taylor, M. P. (2000). Unemployment persistence. *Oxford economic papers*, 52(1), 24–50.
- Alcan, D., Can, R., ve Pektaş, B. (2015). Türkiye İşgücü Piyasasında Hareketlilik: Mikro Veriye Dayalı Analiz. *Kalkınma Bakanlığı Ekonomi Çalışma Tebliğleri Serisi*, (2015/1), 32.
- Acar, E. Ö. (2016). Küresel Ekonomik Krizin Türkiye İşgücü Piyasasındaki Etkileri: Markov Geçiş Analizi/The Impact of the Global Economic Crisis on the Turkish Labor Market: A Markov Transition Analysis. *Business and Economics Research Journal*, 7(4), 51–66.
- Ayllon, S. (2013). Unemployment persistence: not only stigma but discouragement too. *Applied Economics Letters*, 20(1), 67–71.

- Biewen, M., ve Steffes, S. (2010). Unemployment persistence: Is there evidence for stigma effects? *Economics Letters*, 106(3), 188–190.
- Blanchard, O. J., ve Diamond, P. (1994). Ranking, unemployment duration, and wages. *The Review of Economic Studies*, 61(3), 417–434.
- Cai, L., Mavromaras, K., ve Sloane, P. (2018). Low Paid Employment in Britain: Estimating State-Dependence and Stepping Stone Effects. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 80(2), 283–326.
- Cappellari, L. ve Jenkins, S.P. (2008). Transitions between unemployment and low pay, Polachek, S.W. and Tatsiramos, K. (Ed.) Work, Earnings and Other Aspects of the Employment Relation (Research in Labor Economics, Vol. 28), Emerald Group Publishing Limited, Bingley, 57–79. [https://doi.org/10.1016/S0147-9121\(08\)28003-9](https://doi.org/10.1016/S0147-9121(08)28003-9)
- Clark, A., Georgellis, Y., ve Sanfey, P. (2001). Scarring: The psychological impact of past unemployment. *Economica*, 68(270), 221–241.
- Congressional Budget Office. (2012). Understanding and Responding to Persistently High Unemployment. <https://www.cbo.gov/publication/42989> adresinden erişildi.
- Fok, Y. K., Scutella, R., ve Wilkins, R. (2015). The Low-Pay No-Pay Cycle: Are There Systematic Differences across Demographic Groups?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 77(6), 872–896.
- Gangji, A., ve Plasman, R. (2008). Microeconomic analysis of unemployment persistence in Belgium. *International Journal of Manpower*, 29(3), 280–298.
- Grotti, R., ve Cutuli, G. (2018). xtpdyn: A community-contributed command for fitting dynamic random-effects probit models with unobserved heterogeneity. *The Stata Journal*, 18(4), 844–862.
- Heckman, J. J. (1981a). Heterogeneity and state dependence. S. Rosen (Ed.), *Studies in labor markets içinde* (ss. 91–140). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Heckman, J. J. (1981b). The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process and some Monte Carlo evidence. C. F. Manski & D. McFadden (Ed.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications içinde* (ss. 179–195). Cambridge, MA: MIT Press.
- Katz, L. F., ve Meyer, B. D. (1990). The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. *Journal of public economics*, 41(1), 45–72.
- Lockwood, B. (1991). Information externalities in the labour market and the duration of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 58(4), 733–753.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 69–85.
- Omori, Y. (1997). Stigma effects of nonemployment. *Economic Inquiry*, 35(2), 394–416.
- Orme, C. D. (1997) The initial conditions problem and two-step estimation in discrete panel data models. University of Manchester.
- Pasaribu, S. H. (2016). Persistence of Individual Unemployment in Indonesia: Dynamic Probit Analysis from Panel SUSENAS 2008-2010. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(3), 1239–1245.
- Pissarides, C. A. (1992). Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. *The quarterly journal of economics*, 107(4), 1371–1391.
- Plum, A., ve Ayllón, S. (2015). Heterogeneity in unemployment state dependence. *Economics Letters*, 136, 85–87.
- Rabe-Hesketh, S., ve Skrondal, A. (2013). Avoiding biased versions of Wooldridge’s simple solution to the initial conditions problem. *Economics Letters*, 120(2), 346–349.
- Selim, S., Kırgeç, H. D., Çelik, O., ve Yazıcıoğlu, H. (2014). Türkiye’de işsizliğin sosyo-ekonomik belirleyicileri:

Panel veri analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10(22), 1–25.

Stewart, M. B. (2007). The interrelated dynamics of unemployment and low-wage employment. *Journal of Applied Econometrics*, 22(3), 511–531.

Tansel, A., ve Taşçı, H. M. (2004). Determinants of Unemployment Duration for Men and Women in Turkey. Institute for Study of Labor (IZA), Discussion Paper 1258, Bonn: IZA.

TÜİK, (2021a). İşgücü İstatistikleri, [https://tuikweb.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt\\_id=1007](https://tuikweb.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1007) adresinden 23.04.2021 tarihinde erişildi.

TÜİK, (2021b). Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması, [https://tuikweb.tuik.gov.tr/MicroVeri/GYKA\\_Panel\\_2017/turkce/metaveri/ornekleme-tasariimii/index.html](https://tuikweb.tuik.gov.tr/MicroVeri/GYKA_Panel_2017/turkce/metaveri/ornekleme-tasariimii/index.html) adresinden 23.04.2021 tarihinde erişildi.

Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 20(1), 39–54.

World Bank, (2021). Social Protection ve Labor: Unemployment, <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&series=SL.UEM.TOTL.ZS&country=#> adresinden 23.04.2021 tarihinde erişildi.

