Autumn (2023) 7(25): 1-16
DOI: 10.30473/JIER.2024.70038.1430
Received: 19 Dec 2023 Accepted: 13 Jan 2024

Industrial Economics Researches Open Access

ORIGINAL ARTICLE

# Gender and Job Duration: Evidence from Manufacturing Industries in Yazd Province, Iran*

**Sajad Mohades[1], MohamadAli Feizpour[2*], Habib Ansari Samani[3]**

[1] phD Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran.
[2] Associate Professor of Economics, Economics, Management & Accounting School, Yazd University, Yazd, Iran.
[3] Associate Professor of Economics, Economics, Management & Accounting School, Yazd University, Yazd, Iran.

**Correspondence**
MohamadAli Feizpour
Email: feizpour@yazd.ac.ir

**How to cite**
Mohades, S., Feizpour, M. A., & Ansari Samani, H. (2023). Gender and Job Duration: Evidence from Manufacturing Industries in Yazd Province, Iran. *Industrial Economics Researches*, *7*(25), 1-16.

**ABSTRACT**

The present research has investigated the job duration of the workforce employed in the manufacturing industries of Yazd province and the factors influencing it, with an emphasis on gender. According to the registration of job profiles and records of the workforce of Yazd province in the aggregate database of social security organization since 2011, the studied period is considered from 2011 to 2021. Cox's proportional hazard model estimation shows that in multivariate analysis, gender does not have a significant effect on the job duration, but in univariate analysis, it has a significant effect, and being female increases the hazard ratio. Also, being married and increasing the dependents of workers (takaful) reduces the hazard ratio. The effect of wage on the job duration in univariate and multivariate cases is insignificant but contradictory. Being an immigrant and the unemployment rate increases the hazard ratio, and industries with low and high technology levels have a higher hazard ratio than the other two groups, i.e. industries with medium-low and medium-high technology levels. Finally, the research results show that the job duration in the labor market of Yazd province is influenced by the unemployment rate more than it is influenced by gender as an individual characteristic. Therefore, increasing the job stability of different subgroups of society, including women, and reducing the unemployment rate requires attention to macroeconomic variables and the general conditions of the country's economy.

**KEYWORDS**

Job Duration, Gender, Manufacturing Industries of Yazd province, Cox Proportional Hazards Model

**JEL Classification:** J16, J62, L60, C41.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال هفتم، شماره بیست‌وپنجم، پاییز ۱۴۰۲ (۱۶-۱)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۳

DOI: 10.30473/JIER.2024.70038.1430

نشریه علمی

**پژوهش‌های اقتصاد صنعتی**

«مقاله پژوهشی»

# جنسیت و دوره حیات شغل؛ شواهدی از صنایع تولیدی استان یزد**

**سجاد محدث[۱]، محمدعلی فیض‌پور[۲]*، حبیب انصاری سامانی[۳]**

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه یزد.

[۲] دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد.

[۳] دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد.

نویسنده مسئول:
محمدعلی فیض‌پور
رایانامه: feizpour@yazd.ac.ir

## چکیده

پژوهش حاضر به بررسی دوره حیات شغل نیروی کار شاغل در صنایع تولیدی استان یزد و عوامل موثر بر آن با تاکید بر جنسیت پرداخته است. با توجه به ثبت مشخصات و سوابق شغلی نیروی کار استان یزد در پایگاه اطلاعات تجمیعی سازمان تامین اجتماعی از سال ۱۳۹۰، دوره زمانی مورد مطالعه از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ در نظر گرفته شده است. برآورد مدل مخاطره متناسب کاکس نشان می‌دهد که در حالت تحلیل چند متغیره، جنسیت تاثیر معنی‌داری بر دوره حیات شغل ندارد، ولی در حالت تک متغیره، تاثیر معنی‌دار است و زن بودن نسبت مخاطره را افزایش می‌دهد. همچنین، متاهل بودن و افزایش بار تکفل نیروی کار، نسبت مخاطره را کاهش می‌دهد. تاثیر دستمزد بر دوره حیات شغل در دو حالت تک متغیره و چند متغیره ناچیز ولی متناقض است. مهاجر بودن و نرخ بیکاری، نسبت مخاطره را افزایش می‌دهد و صنایع با سطح تکنولوژی پایین و بالا نسبت خطر بالاتری نسبت به دو گروه دیگر، یعنی صنایع با سطح تکنولوژی متوسط به پایین و متوسط به بالا دارند. در نهایت، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که دوره حیات شغل در بازار کار استان یزد، بیش از آن که تحت تاثیر جنسیت به عنوان یک ویژگی فردی باشد، تحت تاثیر نرخ بیکاری است. بنابراین، افزایش ثبات شغلی زیرگروه‌های مختلف جامعه، از جمله زنان، و کاهش نرخ بیکاری مستلزم توجه جدی به متغیرهای کلان اقتصادی و شرایط کلی اقتصاد کشور است.

## واژه‌های کلیدی

دوره حیات شغل، جنسیت، صنایع تولیدی استان یزد، مدل مخاطره متناسب کاکس.

**طبقه‌بندی JEL:** J16, J62, L60, C41.

**استناد به این مقاله:**

محدث، سجاد، فیض‌پور، محمدعلی و انصاری سامانی، حبیب (۱۴۰۲). فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، ۷(۲۵)، ۱۶-۱.

https://indeco.journals.pnu.ac.ir/

** این مقاله از رساله دوره دکتری سجاد محدث استخراج شده است.

## ۱- مقدمه

منظور کردن ملاحظات جنسیتی و به ویژه توجه جدی به برابری جنسیتی در بازار کار از جنبه‌های مهم توسعه هماهنگ جامعه است (چوانچوان و جینگونگ[1]، ۲۰۲۱). به طوری که، دستیابی به برابری جنسیتی[2] و توانمندسازی زنان با تاکید بر فراهم نمودن فرصت‌های برابر جهت مشارکت آنها در فعالیت‌های اقتصادی، سیاسی و زندگی اجتماعی به عنوان یکی از اهداف اصلی توسعه پایدار[3] در دستور کار کشورهای جهان قرار گرفته است (سازمان ملل، ۲۰۱۵). با اینکه موضوع مشارکت زنان در بازار کار و اشتغال آنها در بسیاری از کشورهای جهان به طور جدی مطرح شده است، اما هنوز هم می‌توان تمایزات عمده‌ای را بین سهم زنان و مردان در بازار کار مشاهده کرد. به عنوان مثال، بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ نرخ مشارکت زنان در سطح جهانی از ۵۰/۸ درصد به ۴۷ درصد کاهش یافته است، در حالی که ارقام متناظر برای مردان به ترتیب ۷۹/۴ درصد و ۷۲ درصد است. اگر چه بررسی روند نرخ مشارکت در سطح جهانی تفاوت ۲۵ درصدی را برای زنان و مردان نشان می‌دهد، ولی این شکاف در برخی مناطق به بیش از ۵۰ درصد می‌رسد (سازمان بین‌المللی کار، ۲۰۲۲). بانک جهانی در گزارش توسعه کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا[4] تاکید می‌کند که عدم مشارکت زنان در بازار کار کشورهای این منطقه، هزینه‌های بالایی را بر اقتصاد آنها تحمیل می‌کند. در این کشورها سرمایه‌گذاری بالایی برای دستیابی زنان به تحصیلات و سطوح بالاتر بهداشت و تنظیم خانواده صورت می‌پذیرد که با سطح پایین مشارکت زنان در بازار کار، سرمایه‌گذاری‌های انجام گرفته بدون بازده باقی می‌ماند. در حالی که، فعالیت‌های مشترک مردان و زنان در بازار کار منجر به تخصیص بهینه منابع می‌شود و عدم مشارکت زنان در بازار کار سبب کاهش سطح فعالیت‌های کلان اقتصادی و رفاه عمومی این کشورها می‌شود (بانک جهانی، ۲۰۰۴). در بازار کار ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای با پایین‌ترین نرخ مشارکت[5]، شکاف جنسیتی عمیقی در نرخ مشارکت و نرخ بیکاری وجود دارد و در سال‌های اخیر این شکاف افزایش یافته است. به طوری که، نرخ مشارکت ۶۴/۷ درصدی برای مردان و ۱۷ درصدی برای زنان در سال ۱۳۸۴ به ۶۸/۴ درصد برای مردان و ۱۳/۷ درصد برای زنان در سال ۱۴۰۱ تغییر کرده است. همچنین، نرخ بیکاری مردان و زنان به ترتیب از ۱۰ و ۱۷/۱ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۷/۳ و ۱۷/۲ درصد در سال ۱۴۰۱ رسیده است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۱).

اگر چه، بررسی بازار کار ایران از جنبه‌های مختلف، موضوع مطالعات بسیاری بوده است، اما تحلیل‌های مرتبط با زمان بقا[6]، کمتر در بازار کار ایران به کار گرفته شده است. معدود مطالعات انجام گرفته مرتبط با تحلیل بقا در بازار کار ایران نیز به طول مدت بیکاری[7] پرداخته‌اند (فیض پور و زارع، ۱۳۹۱؛ رنجبران و مترجم، ۱۳۹۸؛ عیسی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰؛ فیض پور و همکاران، ۱۴۰۱). اما آنچه که در رابطه با بازار کار ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است، دوره حیات شغل[8] و استمرار فرصت‌های شغلی اقشار مختلف جامعه به عنوان معیاری اساسی در تحلیل‌های اقتصادی است. به طوری که، هال[9] در مطالعه‌ای که به بررسی رابطه نرخ بیکاری طبیعی[10] با دوره حیات شغل پرداخته است، علت اصلی بیکاری را عدم ثبات شغلی[11] و کوتاه بودن دوره حیات شغل نیروی کار می‌داند و تاکید می‌کند که بازارهای کار با بیکاری بالا اغلب بازارهای دارای مشاغل کوتاه-مدت هستند (هال، ۱۹۷۹). علاوه بر این، یکی از پیش‌نیازهای ایجاد و توزیع مناسب فرصت‌های شغلی برای زیرگروه‌های مختلف جامعه از جمله زنان، آگاهی از میزان ثبات شغل در هر یک از این زیرگروه‌ها است (جوادی و همکاران، ۱۳۹۲). مرور پژوهش‌های مرتبط با اشتغال زنان در بازار کار ایران در کنار سیاست‌های اشتغال زنان در قانون کار و مصوبات شورای عالی انقلاب فرهنگی تبیین کننده این موضوع است که نگاه جنسیتی شاید عمده‌ترین معیاری است که براساس آن می‌توان تمایزات جنسیتی موجود در بازار کار ایران را توضیح داد (فیض‌پور، ۱۳۸۷). بر اساس نظریه‌های نابرابری جنسیتی، شرایطی مثل بارداری، ساعات مرخصی بیشتر زنان نسبت به مردان جهت تربیت فرزندان و انجام مسئولیت‌های خانواده و عدم تناسب برخی کارها با ویژگی‌های آنها، ضمن تهدید ثبات شغلی زنان می‌تواند موجب بی‌رغبتی کارفرمایان نسبت به استخدام آنها شود. در نتیجه، بر

1. Chuanchuan and Jingwen (2021)
2. Gender Equality
3. Sustainable Development
4. Middle East and North Africa (MENA)
۵. بر پایه داده‌های بانک جهانی، نرخ مشارکت کل در بازار کار ایران از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ همواره پایین‌تر از ۵۰ درصد بوده و در سال ۲۰۲۰ با ۴۱ درصد در ردیف کشورهای با پایین‌ترین نرخ مشارکت قرار دارد (بانک جهانی، ۲۰۲۲).
6. survival time
7. Unemployment Duration
8. Job Duration
9. Hall (1979)
10. Natural Unemployment Rate
11. Job Stability

اساس نظریه‌های نابرابری جنسیتی و آمارهای مرتبط، پایین‌تر بودن شانس زنان نسبت به مردان جهت مشارکت در بازار کار[۱] و نرخ‌های بیکاری بالاتر آنها نسبت به مردان می‌تواند فرضیه رابطه مستقیم تمایزات جنسیتی با عدم ثبات شغلی آن‌ها را تقویت کند که هدف پژوهش حاضر بررسی همین فرضیه است. بنابراین، ضروری است در مطالعات مربوط به بازار کار ایران، شاخص‌هایی بکار گرفته شود که ارزیابی دقیقی از میزان دوام و پایداری مشاغل هر یک از زیر گروه‌های جامعه، به ویژه زنان، در بازار کار به دست دهد و به بهبود اطلاعات بازار کار در این زمینه کمک نماید. از مهم‌ترین شاخص‌هایی که این هدف را تامین می‌کند و کاربرد گسترده‌ای در ادبیات موضوع دارد، دوره حیات شغل است. طبق تعریف، اشتغال کل هر فرد به فواصل سوابق کاری[۲] تقسیم می‌شود که به هر یک از این فواصل زمانی یک دوره حیات شغل گفته می‌شود (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، ۲۰۱۱).

از این رو، مسئله اصلی پژوهش حاضر بررسی دوره حیات شغل زنان و مقایسه آن با مردان در بازار کار ایران است و در این راستا، با بکارگیری مدل‌های تحلیل بقا[۳]، دوره حیات شغل نیروی کار در صنایع تولیدی استان یزد و عوامل موثر بر آن با تاکید بر جنسیت مورد بررسی قرار می‌گیرد. مقاله حاضر در شش بخش ساماندهی شده است. پس از مقدمه، مبانی نظری در بخش دوم و پیشینه تجربی در بخش سوم آمده است. بخش چهارم به روش تحقیق و بخش پنجم به تبیین داده‌ها، مدل تجربی و نتایج برآورد مدل اختصاص یافته است و در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

## ۲- مبانی نظری

### جنسیت و بازار کار

مهم‌ترین اصل در نظریه‌های اقتصادی در ارتباط با اشتغال نیروی کار، تعیین دستمزد نیروی کار براساس بهره‌وری[۴] و بازدهی نهایی[۵] است. فرد توانا، بر اساس وضعیت شخصی و نیاز به درآمد و جایگاه فراغت در نظام تصمیم‌گیری (طبیعی بودن، ضروری بودن، لوکس بودن یا پست بودن) عرضه‌کننده کار است. کارفرما به منظور استخدام افراد به بازدهی نهایی آنها توجه می‌کند و نگاه ویژه جنسیتی ندارد (رضایی، ۱۳۸۶). اگر $pf\ (N) = W =\ P^e g(N)$ تابع عرضه نیروی کار و $pf\ (N) = P^e g(N)$ تابع تقاضای نیروی کار باشد، از حل دو معادله، مقدار اشتغال و دستمزد اسمی در حالت تعادل بازار کار به دست می‌آید. نظریه کلاسیک‌ها، نظریه کینزین‌ها و نظریه‌های بینابینی مهمترین نظریه‌ها در زمینه بازار کار هستند که به ترتیب بر منحنی عرضه عمودی (انطباق کامل قیمت‌های انتظاری با تغییرات قیمتی)، عدم انتقال منحنی عرضه نیروی کار با وجود انتقال منحنی تقاضای کار (توهم کامل پولی) و تعدیل جزئی قیمت‌های انتظاری نسبت به تغییرات قیمتی، تاکید دارند. با این وجود، هر سه دسته از این نظریه‌ها تعادل در بازار کار را تنها تابعی از سطح دستمزدها می‌دانند و سایر عوامل را ثابت در نظر می‌گیرد (فیض پور، ۱۳۸۷). در حالی که، شناخت متغیرهای دیگری که بازار کار و تعادل در آن را تحت تاثیر قرار می‌دهند، بسیار مهم است. از جمله این متغیرها، نقش جنسیت و تاثیر تمایزات جنسیتی در بازار کار است. نظریه‌های مختلفی در راستای تحلیل و تبیین تاثیر جنسیت در بازار کار شکل گرفته است که برخی از آنها به نابرابری‌های جنسیتی اشاره دارند که تحت عنوان سه دسته نظریه‌های نئوکلاسیک‌ها[۶]، نظریه بازار کار دوگانه[۷] و نظریه‌های جنسیتی[۸] تقسیم می‌شوند.

### نظریه نئوکلاسیک

نظریه نئوکلاسیک بر اختلاف درآمد حاصل از کار زنان و مردان به عنوان مهم‌ترین معیار تفاوت جنسیتی در بازار کار تاکید می‌کند. این نظریه مسئولیت‌های خانوادگی، نیروی جسمانی، آموزش عمومی و فنی، میزان ساعات کار، غیبت از کار و جابه‌جایی در کار را در بهره‌وری و عرضه نیروی کار موثر می‌داند و دلیل اختلاف درآمد بین مردان و زنان را تفاوت در بهره‌وری آنها می‌داند. بنابر نظریه نئوکلاسیک، درآمد زنان به این علت کمتر از مردان است که زنان از سرمایه انسانی کمتری– که اغلب آموزش است– بهره‌مند می‌شوند و از این رو بهره‌وری پایین‌تری هم دارند. همچنین، به دلیل اینکه برخی از زنان برای ازدواج، بارداری و پرورش کودکان شغل خود را ترک می‌کنند، کارفرمایان تمایل چندانی به سرمایه‌گذاری جهت افزایش مهارت آنها ندارند (ابونوری و غلامی، ۱۳۸۸). وجود دوره‌هایی که زنان از کار

۱. بر پایه آمار سازمان جهانی کار در سال ۲۰۱۶ شانس زنان جهت مشارکت در بازار کار ۲۷ درصد کمتر از مردان است.

2. Job Tenure
3. Survival Analysis Models
4. Productivity
5. Marginal Product
6. Neoclassical theory
7. Labour Market Segmentation Theories
8. Gender (Feminist) Theories

کناره‌گیری می‌کنند، به این معنی است که آنها تجربه شغلی کمتری نسبت به مردان به دست می‌آورند و شدت فرسایش مهارت‌های آنان بیشتر است. نظریه نئوکلاسیک از این جهت حائز اهمیت است که برخی از تفاوت‌های ناشی از بهره‌وری بین زنان و مردان را که منجر به پایین‌تر بودن درآمد زنان نسبت به مردان می‌شود را روشن می‌کند (کار، ۱۳۸۴: ۱۵-۱۸). بر اساس این نظریه، سیاست‌گذاران به منظور کاهش «تبعیض جنسیتی»[1] می‌بایست به متغیرهایی غیر از متغیرهای بازار کار توجه کنند و به آموزش زنان، ایجاد مهارت در شغل‌های غیر سنتی برای آنان، تنظیم خانواده و افزایش مسئولیت مردان در امور خانه توجه نمایند. همچنین، با سازماندهی دوباره زمان کار، موارد ممنوعیت اشتغال زنان در بعضی مشاغل را از قانون حذف کنند (ابونوری و غلامی، ۱۳۸۸).

## نظریه‌های تجزیه شدن بازار کار

نظریه‌های تجزیه شدن بازار کار -برخلاف نظریه نئوکلاسیک- اغلب بر شرایط نابرابر زنان در بازار کار و تبعیض جنسیتی تاکید دارند. این نظریه‌ها بازار کار را به عنوان مجموعه‌ای می‌بینند که موانع سازمانی آن را به قسمت‌های مختلفی تقسیم کرده است. از معروف‌ترین نظریه‌های تجزیه شدن بازار کار، نظریه بازار کار دوگانه[2] است که بین دو نوع از مشاغل تمایز قائل می‌شود. مشاغل نوع اول که با پرداخت دستمزد بالاتر، تامین بیشتر و فرصت‌های پیشرفت شغلی وضع نسبتا مناسبی دارند و مشاغل نوع دوم که با پرداخت دستمزد کمتر، تامین کمتر و محدودیت ارتقای شغلی روبرو هستند (دوئرینگر و پیوره[3]، ۱۹۷۱). در مشاغل نوع اول، مهارت کارگران متناسب با نیازهای واحد اقتصادی مورد نظر است و به دلیل نیاز کارفرما به حفظ نیروی کار آموزش دیده، مزدهای بالاتری به نیروی کار پرداخت می‌شود. در این نوع از مشاغل، ثبات و استمرار دوره حیات شغل برای کارفرما اهمیت بیشتری دارد و جابه‌جایی بیشتر زنان به این معنا است که حتی در صورت برابری کیفیت نیروی انسانی در مقایسه با مردان در هنگام ورود به شغل، احتمال جذب آنها در مشاغل نوع دوم بیشتر است. به طور کلی، اهمیت نظریه بازار کار دوگانه در پذیرش تفاوت‌ها در مشاغل مختلف و تاکید بر وجود بازار کار تجزیه شده است. نظریه بازار کار دوگانه تاکید می‌کند که همه تفاوت‌های جنسیتی ناشی از ویژگی‌های ذاتی زنان نیست، بلکه حداقل بخشی از آن با نوع مشاغل مرتبط است (آنکر[4]، ۲۰۰۱).

## نظریه‌های جنسیتی

نظریه‌های نئوکلاسیک و تجزیه شدن بازار کار با در نظر گرفتن نقش‌های سنتی و ویژگی‌های ذاتی زنان، می‌کوشند از این طریق توجیهی برای وضع نامساعد آنان در بازار کار ارائه دهند. اما نظریه‌های جنسیتی، نگرش جامعه نسبت به پایگاه اجتماعی زنان را هدف قرار می‌دهد. فرض اصلی نظریه‌های جنسیتی این است که موقعیت زنان در بازار کار و در خانه و خانواده به هم مرتبط بوده و بخشی از یک نظام اجتماعی است که طبق آن زنان تابع مردان هستند. این نظریه‌ها، دیدگاه سنتی مبنی بر اختصاص کار خانگی به زنان را در نظر می‌گیرد و انجام مشاغلی مثل مراقبت از کودکان، پرستاری و معلم خصوصی توسط زنان حتی در خارج از خانه را ناشی از همین نگرش سنتی می‌داند. تاکید این نظریه‌ها بر این است که گرایش به مشاغل زنانه، انعکاسی از نقش خانگی زنان است و همان گونه که در بیشتر جوامع کار خانگی کم ارزش انگاشته می‌شود، این مشاغل و مهارت‌ها نیز در بازار کار کم ارزش به حساب می‌آیند (نوروزی، ۱۳۸۳). در واقع، ممکن است مهارت مورد نیاز برای بعضی از مشاغل زنان از مشاغل مردان که مزد بیشتری دریافت می‌کنند، کمتر نباشد، اما این مشاغل به دلیل اینکه زنان بیشتر در آن مهارت کسب کرده‌اند، دست‌کم گرفته می‌شود (کار، ۱۳۸۴: ۲۷). به علاوه، گرایش نظام‌های ارزیابی شغلی برای تعیین ارزش کار بیشتر بر اساس ویژگی‌های مردانه است و به نیروی جسمانی بیشتر از چابکی یا شکیبایی (که زنان در آن مهارت بیشتری دارند) اهمیت داده می‌شود (نوروزی، ۱۳۸۳).

مرور پیشینه نظری پژوهش نشان می‌دهد که مهمترین نظریه‌های اقتصادی مرتبط با بازار کار، بر دستمزد به عنوان متغیر تعیین کننده تعادل در این بازار تاکید دارند و تمایزات جنسیتی را متغیر مهمی در تعیین تعادل بازار کار نمی‌دانند. با این وجود، به تدریج نظریه‌های دیگری مطرح شد که تمایزات جنسیتی را از جمله متغیرهای تاثیرگذار بر بازار کار و تعادل در آن به رسمیت شناختند. این نظریه‌ها شامل نظریه نئوکلاسیک، نظریه‌های تجزیه شدن بازار کار و نظریه‌های جنسیتی است. دو نظریه اول، وضع نامساعد زنان در بازار کار را به توانمندی پایین‌تر زنان نسبت به مردان می‌دانند، ولی نظریه‌های جنسیتی نگرش منفی جامعه

1. Sex Discrimination
2. Dual Labour Market Theory
3. Doeringer and Piore
4. Anker (2001)

نسبت به زنان را هدف قرار می‌دهد و معتقدند که موضع ضعیف زنان در بازار کار، ناشی از همین نگرش منفی جامعه نسبت به زنان است.

## ۳- پیشینه تحقیق

از جمله اولین پژوهش‌های مرتبط با موضوع می‌توان به مطالعه لانکستر (۱۹۷۹) و ارائه روش‌های اقتصاد سنجی جهت برآورد تاثیر ویژگی‌های نیروی کار بر طول دوره بیکاری[1] اشاره کرد. پس از آن، هال[2] (۱۹۷۹)، آکرلوف و مین[3] (۱۹۸۱) و حسن و دی بروکر[4] (۱۹۸۵) به بررسی دوره حیات شغل و عوامل موثر بر آن پرداخته‌اند. برآورد دوره حیات شغل و شناسایی عوامل موثر بر آن نیازمند داده‌های جامعی است که شامل جمعی از ویژگی‌های فردی، محیطی و متغیرهای کلان اقتصادی باشد که به دلیل ضعف آماری کشورهای در حال توسعه، بررسی این موضوع اغلب در کشورهای توسعه یافته صورت گرفته است. به عنوان مثال، برآورد دوره حیات شغل از سال ۲۰۰۰ به صورت سالانه برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) و برای گروه‌های مختلف سنی، جنسیتی، وضعیت اشتغال افراد (خود اشتغالی یا اشتغال با حقوق) و در دسته‌های مختلف از نظر مدت زمان دوره حیات شغل منتشر می‌شود. در ادامه به مرور مهم‌ترین مطالعات انجام شده در رابطه با کاربرد تحلیل بقا در بازار کار پرداخته می‌شود.

گریتز[5] (۱۹۸۹) با استفاده از مدل‌های دوره حیات[6] به بررسی تاثیر آموزش بر فراوانی شاغلان و دوره حیات شغل برای دوره زمانی ۱۹۸۲–۱۹۸۹پرداخته است. وی فرض می‌کند که آموزش از طریق افزایش تعداد شاغلان و دوره حیات شغل بازار کار را تحت تاثیر قرار می‌دهد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مشارکت در یک برنامه آموزشی خصوصی تاثیر مثبتی بر فراوانی شاغلان زن و دوره حیات شغل آنها دارد، اما نتایج مشارکت در برنامه آموزشی خصوصی برای مردان در مقایسه با زنان چندان روشن نیست. نتایج در مورد مشارکت در برنامه آموزشی دولتی نشان می‌دهد که موجب کاهش دوره حیات شغل برای هر دو گروه زنان و مردان می‌شود.

هایسز[7] (۱۹۹۹) با بکارگیری داده‌های ماهانه نیروی کار، تغییرات در دوره حیات شغل بازار کار کانادا در دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۱۹۹۶ را مورد بررسی قرار داده است. وی در مطالعه خود سه روش جهت اندازه گیری دوره حیات شغل معرفی می‌کند و با برآورد نرخ مخاطره[8] نتیجه می‌گیرد که احتمال اینکه یک شغل جدید در یک دوره ۶ ماهه به اتمام برسد، در طول دهه ۱۹۸۰ افزایش یافته ولی در دهه ۱۹۹۰ این روند معکوس شده است. به طوری که تغییر خالص اندکی در کل دوره مورد بررسی اتفاق افتاده است. همچنین احتمال شرطی اینکه یک شغل که ۶ ماه طول کشیده، تا ۵ سال استمرار داشته باشد در طول دوره مورد بررسی افزایش یافته است.

هوپنهاین[9] (۲۰۰۱) تاثیر اصلاحات قوانین مربوط به بازار کار آرژانتین بر دوره حیات شغل را در بازه زمانی ۱۹۸۹–۱۹۹۸ مورد مطالعه قرار داده است. وی با روش نمونه‌گیری پویا از داده‌های خانوارهای منطقه فدرال بوینس‌آیرس استفاده کرد. متغیرهای مورد استفاده شامل ویژگی‌های فردی (جنس و سن) و ویژگی های شغلی (وضعیت اشتغال، اندازه بنگاه، مزایای دریافتی و طول دوره حیات شغل فعلی) است. با برآورد نرخ مخاطره، یافته های تحقیق حاکی از افزایش نرخ مخاطره در طول دوره مورد بررسی به خصوص برای سه ماه اول اشتغال فرد است. به طوری که، میانگین نرخ مخاطره در سه ماه اول اشتغال نزدیک به ۴۰ درصد افزایش یافته است و برای سابقه اشتغال بالای سه ماه این افزایش حدود ۱۰ درصد بوده است.

تانسل و تاشچی[10] (۲۰۰۴) احتمال ترک وضعیت بیکاری (شاغل شدن فرد) را با استفاده از نتایج آمارگیری نیروی کار ترکیه در دوره ۲۰۰۰–۲۰۰۱ بررسی کرده‌اند. آنها روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک را به منظور بررسی تاثیر ویژگی‌های فردی و خانواری و شرایط بازار کار محلی بکار گرفته‌اند. تحلیل برای زنان و مردان به شکل جداگانه انجام گرفته است و نتایج نشان می‌دهد که زنان در مقایسه با مردان دوره‌های بیکاری طولانی‌تری را تجربه می‌کنند. سن اثر منفی بر نرخ مخاطره (شاغل شدن فرد) دارد، به طوری‌که با افزایش سن احتمال خروج فرد از بیکاری کاهش می‌یابد و تحصیلات اثر مثبت بر نرخ مخاطره دارد، به طوری‌که تحصیلات بالاتر احتمال خروج فرد از بیکاری را افزایش

1. Duration of Unemployment
2. Hall (1979)
3. Akerlof and Main (1981)
4. Hasan and De Broucker (1985)
5. Gritz (1989)
6. Duration Models
7. Heisz (1999)
8. Hazard Rate
9. Hopenhayn (2001)
10. Tansel and Tasci (2004)

می‌دهد. همچنین اثر نرخ بیکاری محلی بزرگ و منفی است. نرخ خروج از بیکاری برای زنان و مردان نیز متفاوت است.

هارنی و همکاران[1] (۲۰۰۹)، تاثیر عوامل تعیین کننده مشاهده نشده مخصوص نیروی کار و بنگاه بر دوره حیات شغل را با استفاده از یک تابع مخاطره چند متغیره در دوره زمانی ۱۹۹۴-۲۰۰۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. مدت زمان تصدی شغل، جنسیت، سن، تحصیلات، نیمه وقت یا تمام وقت بودن اشتغال و دستمزد از جمله ویژگی‌های خاص نیروی کار و چند کارخانه بودن، مکان بنگاه و زمینه فعالیت بنگاه (ساخت و ساز، تجارت، مالی و غیره) از جمله ویژگی‌های خاص بنگاه هستند که در مطالعه خود بکار گرفته‌اند. آنها با در نظر گرفتن شرایط ناهمگنی مشاهده نشده یا اثرات تصادفی در سطح بنگاه و نیروی کار، امکان تجزیه تغییرات دوره حیات شغل به سهم نسبی ویژگی‌های نیروی کار و سهم نسبی ویژگی‌های بنگاه را فراهم نموده‌اند. با بکارگیری داده‌های طولی کارفرما-کارگر پرتغال، روش تخمین بیزین زنجیره مارکوف مونت کارلو[2] (MCMC) را برای تجزیه و تحلیل تجربی مورد استفاده قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که ویژگی‌های بنگاه حدود ۳۰ درصد از تغییرات در لگاریتم دوره حیات شغل را توضیح می‌دهد و بین ویژگی‌های خاص نیروی کار و بنگاه همبستگی مثبت وجود دارد.

کاوکلر و همکاران[3] (۲۰۰۹) رهیافت رگرسیون نیمه پارامتری کاکس[4] را برای مدل‌سازی طول مدت بیکاری در پنج کشور مرکزی و غربی اتحادیه اروپا به کار بردند. آنها مدل‌های مخاطره متناسب کاکس و رگرسیون کاکس با یک متغیر کمکی مستقل از زمان را توسعه داده و نتایج را تفسیر و مقایسه کرده‌اند. آنها همچنین تاثیر متغیرهای سن، جنسیت، سطح تحصیلات و مکان را بر روی نرخ خطر بررسی کردند. براساس نتایج این پژوهش، افراد بیکار با سطح تحصیلات بالاتر، موقعیت بهتری در بازار کار دارند. فقط یک نتیجه عجیب حاصل شده است و آن اینکه در اسلوونی و مقدونیه، افراد بیکار با مدرک تحصیلی کارشناسی ارشد در مقایسه با بیکاران دارای مدرک تحصیلی کارشناسی، شانس کمتری برای پیدا کردن شغل دارند. نتایج برای متغیر سن نیز نشان می‌دهد آنهایی که مدت بیکاری طولانی‌تری دارند، تقریبا از گروه سنی یکسانی هستند.

هالیستر و اسمیت[5] (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل روندهای متناقض در دوره حیات شغل براساس جنسیت در بازار کار ایالات متحده در دوره زمانی ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که روند دوره تصدی شغلی برای مردان و زنان در جهت مخالف هم است. به طوری که دوره حیات شغل برای مردان روند کاهشی و برای زنان روند افزایشی دارد و بخش عمده افزایش دوره حیات شغل زنان مربوط به مادران متاهل است. کاهش دوره حیات شغل مردان و زنانی که هرگز ازدواج نکرده‌اند در دوره مورد بررسی، از دیگر نتایج مطالعه است.

کیوم و یی[6] (۲۰۱۶) از جمله مطالعاتی است که علاوه بر یافتن شغل و خروج فرد از بیکاری، به موضوع مدت زمان تصدی شغلی یا دوره حیات شغل به عنوان یک متغیر مهم در بازار کار در بازه زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۵ توجه نموده است. نویسندگان با استفاده از داده‌های بازار کار در کره جنوبی و با بکارگیری مدل لوجیت به بررسی موضوع بیکاری جوانان در این کشور پرداخته‌اند و استدلال می‌کنند که با وجود نگرانی‌های شدید اجتماعی، خطر جدایی شغلی از سال ۱۹۹۹ به تدریج کاهش یافته است. تغییرات دستمزدی ناشی از جدایی شغلی تا حد زیادی تحت تاثیر وضعیت شغلی، سطح تحصیلات و جنسیت قرار دارد. در نهایت، آنها جدایی مکرر شغلی جوانان را نشان دهنده آسیب‌پذیری ساختاری بازار کار می‌دانند و حمایت‌های سیاستی نه تنها برای یافتن شغل بلکه برای افزایش دوره حیات شغلی جوانان را پیشنهاد می‌کنند.

بایدور و موکویاما[7] (۲۰۲۰) به بررسی رابطه دوره حیات شغل و ویژگی‌های قرارداد نیروی کار در طول چرخه‌های تجاری با استفاده از داده‌های کوهورت طولی جوانان در سال ۱۹۷۹ پرداخته‌اند. نویسندگان با برآورد مدل مخاطره متناسب کاکس به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ بالاتر بیکاری در شروع یک قرارداد استخدامی احتمال انتقال شغل به شغل را افزایش می‌دهد، در حالی که تاثیر آن بر تغییر وضعیت نیروی کار از اشتغال به بیکاری منفی است. همچنین، قراردادهایی که در چرخه‌های تجاری انبساطی (رونق) منعقد می‌شوند، ابزار غیردستمزدی بیشتری را برای کارگران فراهم می‌کنند، اما نیروی کار را در معرض احتمال بیشتری از شوک‌های جدایی در آینده قرار می‌دهند.

1. Horny et al. (2009)
2. Markov Chain Monte Carlo
3. Kavkler et al. (2009)
4. Semi-Parametric Cox Regression
5. Hollister and Smith (2014)
6. Keum and Yi (2016)
7. Baydur and Mukoyama (2020)

سنت دنیس و هالیستر[1] (۲۰۲۳) به دگرگونی رابطه کارگر-کارفرما و تغییرات در روند دوره حیات شغل با استفاده از داده‌های بازار کار کانادا در طول سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نویسندگان به از بین رفتن مشاغل پایدار اشاره می‌کنند که در نهایت منجر به ناامنی شغلی بیشتر می‌شود. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که میانگین تصدی شغل و نرخ تصدی پنج ساله و ۱۰ ساله شغل برای مردان در بازار کار کانادا در طول دوره مورد بررسی کاهش یافته است. همچنین، میانگین مدت تصدی شغل برای زنان در طول دوره مورد بررسی افزایش یافته است که می‌تواند در نوع خود جالب توجه باشد، هر چند نرخ حفظ شغل طولانی مدت آنها کاهش یافته است.

سنت دنیس و هالیستر[2] (۲۰۲۳) در مطالعه دیگری تغییرات در دوره حیات شغلی در بازار کار بریتانیا و آلمان را در دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۴ مورد مقایسه و بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بازار کار در بریتانیا از الگوی بی‌ثباتی پوشانده با روندهای متضاد ثبات شغلی برای مردان و زنان پیروی می‌کند. به طوری که، در طول دوره مورد بررسی، مردان تغییراتی از مشاغل با مدت‌زمان تصدی طولانی به سمت دوره‌های کوتاه تجربه کردند، در حالی که این روند برای زنان معکوس بوده است. این موضوع می‌تواند با تغییر رفتارها و هنجارهای مرتبط با دلبستگی مادران به بازار کار مرتبط باشد. در بازار کار آلمان، شواهد قوی از افزایش احتمال دوره‌های کوتاه‌مدت شغلی در میان زنان (بر خلاف بریتانیا) حتی با وجود افزایش مشارکت آنها در بازار کار به دست آمد. نویسندگان این موضوع را با سیاست‌های اصلاحی دولت آلمان به نفع نان‌آور بودن مردان و تشویق مشارکت زنان در بازار کار از طریق کار نیمه‌وقت مرتبط می‌دانند. به طور کلی، این مطالعه وجود مسیرهای متعدد به سمت افزایش بی ثباتی شغلی را برجسته می‌کند که به نظر می‌رسد ریشه در تفاوت‌های سازمانی و نهادهای اصلاح بازار کار در دو کشور داشته باشد.

مطالعات داخلی محدودی در رابطه با موضوع پژوهش انجام گرفته است که در ادامه به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود. فیض‌پور (۱۳۸۷) تاثیرگذاری تئوری‌های جنسیتی در بازار کار را از طریق مطالعه دیدگاه عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان بازار کار در استان یزد در طول برنامه سوم توسعه مورد بررسی قرار داده است. جامعه آماری مطالعه را جویندگان کار طی برنامه سوم توسعه، مسئولان و صاحب‌نظران بازار کار و حوزه اشتغال و همچنین کارآفرینان و صاحبان حرف استان یزد تشکیل داده است. تحلیل داده‌ها و اطلاعات جمع‌آوری شده با پرسشنامه نشان داد که هر سه گروه جامعه آماری اولویت کار برای مردان و کار نیمه‌وقت برای زنان را پیشنهاد می‌کنند که تاییدکننده تئوری‌های جنسیتی در بازار کار استان یزد است. همچنین، پذیرش و استقبال از کار نیمه‌وقت از سوی اکثریت قاطع زنان جویای کار، موضوعی است که می‌تواند به عنوان یک اصل سیاستی مدنظر سیاستگذاران بازار کار و حوزه اشتغال قرار گیرد. جوادی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای به بررسی ثبات اشتغال نیروی کار طی یکسال با استفاده از نتایج آمارگیری دو فصل (بهار ۱۳۸۴ و بهار ۱۳۸۵) برای خانوارهای مشترک در هر دو فصل و با بکارگیری مدل پروبیت پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد جنسیت عامل موثری بر ثبات اشتغال است. به طوری که ثبات اشتغال برای زنان کمتر از مردان است و زن بودن احتمال خروج از وضعیت اشتغال به غیر فعالی یعنی خروج از بازار کار را ۲۰ درصد افزایش می‌دهد. ثبات اشتغال برای مناطق روستایی، مهاجران، دارندگان تحصیلات دانشگاهی، شاغلان در کارگاه‌های ۵ نفر کارکن و بیشتر و بیمه شده‌ها بیشتر است. ازدواج نیز ثبات اشتغال مردان را افزایش داده ولی ثبات اشتغال زنان را کاهش می‌دهد.

مرور ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که کاربرد روش‌های تحلیل بقا در بازار کار اغلب در کشورهای توسعه یافته انجام گرفته است و بررسی دوره حیات شغل و عوامل موثر بر آن کمتر مورد توجه پژوهشگران داخلی قرار گرفته است. همچنین، دوره حیات شغل به عنوان معیاری پویا نقشی اساسی در تحلیل‌های اقتصادی دارد و شناخت عوامل موثر بر آن می‌تواند راهکارهای افزایش دوره حیات شغل و در نتیجه کاهش نرخ بیکاری را نشان داده و از این طریق به موفقیت سیاست‌های اشتغال‌زایی کمک نماید.

## ٤- روش تحقیق

در بسیاری از پژوهش‌ها، هدف از پژوهش رصد و پیگیری عناصر جامعه یا نمونه در دوره زمانی معین از زوایای مختلف از جمله وقوع رویدادی مشخص است. عناصر مورد بررسی می‌تواند از لحظه شروع مطالعه وجود داشته باشند و یا در طول دوره مورد مطالعه به جامعه یا نمونه مورد بررسی اضافه شوند. در پایان دوره زمانی مورد مطالعه، عناصر جامعه یا نمونه ممکن است رویداد

1. St-Denis and Hollister (2023)
2. St-Denis and Hollister (2023)

مورد نظر را تجربه نموده و یا فاقد چنین تجربه‌ای باشند. وقوع رویداد مورد نظر برای عناصر، تحت تاثیر عوامل متعددی است که در ادبیات این حوزه با عنوان عوامل مخاطره شناخته می‌شوند (فیض پور و رضایی نوجینی، ۱۳۹۱). مشاهدات زمانی حاصل از مطالعه عناصر جامعه یا نمونه در دوره زمانی مشخص را داده‌های بقا[1] می‌نامند. در این نوع داده‌ها، هر آزمودنی اغلب رویداد مورد نظر را حداکثر یک بار تجربه خواهد کرد[2] و هر آزمودنی که رویداد را تجربه نماید، از مطالعه خارج می‌شود. همچنین، فرض می‌شود زمان‌های بقا برای آزمودنی‌های مختلف مستقل از یکدیگر است و زمان وقوع رویداد (شکست آزمودنی‌ها) معمولا بر حسب روز، هفته، ماه و یا سال‌هایی است که طول می‌کشد تا رویداد مورد نظر رخ دهد. این زمان متغیری تصادفی است و با T نشان داده می‌شود.

آنچه تحلیل داده‌های بقا با استفاده از مدل‌های رگرسیون معمولی را با مشکل مواجه می‌کند، وجود داده‌های سانسور[3] شده است. به این معنی که برخی آزمودنی‌ها (عناصر جامعه یا نمونه) در طول دوره مورد بررسی ممکن است از مطالعه خارج شوند، رویداد مورد نظر برای آنها رخ ندهد و یا اطلاعات آنها در دسترس نباشد. در نتیجه، مشخص نخواهد بود که رویداد مورد نظر برای این دسته از آزمودنی‌های سانسور شده چه زمانی رخ می‌دهد. هدف از بکارگیری روش‌های آماری تحلیل بقا نیز برآورد شاخص‌های مرتبط با دوره حیات پدیده‌های مختلف با وجود داده‌های سانسور شده است. یکی از دشواری‌های تحلیل بقا، تنوع روش‌ها است. اگر هدف از مطالعه، بررسی تاثیر متغیرهای کمکی بر روی زمان بقا علاوه بر توصیف زمان بقا باشد، مدل‌های رگرسیونی دوره حیات مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل‌ها به دو دسته، مدل مخاطره متناسب کاکس[4] و مدل شتاب‌دار زمان شکست[5] تقسیم می‌شوند. در مدل رگرسیونی مخاطره متناسب، اثر متغیرهای توضیحی بر روی تابع مخاطره سنجیده می‌شود. در این حالت، اگر تابع خطر پایه به صورت پارامتریک در نظر گرفته شود، ممکن است یکی از مدل‌های نمایی[6]، وایبول[7] و یا گومپرتز[8] به دست آید و اگر تابع خطر پایه به صورت نامعین در نظر گرفته شود، مدل نیمه پارامتریک مخاطره متناسب کاکس[9] به دست می‌آید (گنجعلی و همکاران، ۱۳۹۰). از آنجا که در بسیاری از مسائل، به دلیل عدم تشخیص نوع تابع، نمی‌توان از مدل‌های پارامتریک استفاده کرد، مدل مخاطره متناسب کاکس کاربردی‌ترین مدل در پژوهش‌های مرتبط با تحلیل بقا است. همچنین، این مدل نسبت به سایر مدل‌های احتمال با متغیر وابسته دوتایی[10] از جمله مدل‌های لوجیت و پروبیت[11] ارجحیت دارد، زیرا مدل مخاطره متناسب کاکس علاوه بر در نظر گرفتن سانسور داده‌ها و زمان‌های بقا از اطلاعات بیشتری نسبت به این مدل‌ها -که صرفا از اعداد صفر و یک برای تشخیص وقوع یا عدم وقوع رویداد مورد نظر استفاده می‌نمایند- بهره می‌گیرد (کلینبام و کلین[12]، ۲۰۰۵). بر این اساس، در پژوهش حاضر همسو با اغلب مطالعات انجام گرفته در این زمینه از مدل نیمه پارامتریک مخاطره کاکس به منظور بررسی تاثیر عوامل موثر بر دوره حیات شغل با تاکید بر جنسیت در بازار کار استفاده می‌شود.

تبیین مدل نیمه پارامتریک مخاطره متناسب کاکس نیازمند استفاده از توزیع و توابع خاصی از قبیل تابع خطر[13]، تابع چگالی احتمال[14] و تابع بقا[15] (ماندگاری) است. تابع خطر عبارت است از احتمال اینکه آزمودنی مورد بررسی در فاصله زمانی کوتاه $(t,t+\Delta t)$ رویداد مورد نظر را تجربه کند (در پژوهش حاضر بیکار شود)، مشروط به اینکه تا ابتدای فاصله زمانی t آزمودنی مورد نظر شاغل باشد. تابع خطر به صورت رابطه (۱) بیان می‌شود.

$$h_T^t = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{Prob[t \le T < t+\Delta t | T \ge t]}{\Delta t} \qquad (۱)$$

تابع خطر می‌تواند مقادیر بزرگتر از یک را نیز اختیار کند و از طرفی به دلیل وجود بخش نمایی نمی‌تواند منفی باشد. این تابع ممکن است در طول دوره مورد بررسی ثابت باشد، افزایش یابد یا کاهش پیدا کند و یا روندهای پیچیده‌تری به خود گیرد. تابع خطر از یک آزمودنی به آزمودنی دیگر تغییر می‌کند و حتی برای یک آزمودنی نیز در طول زمان ثابت نیست و آزمودنی‌های با نرخ مخاطره بالاتر بیشتر در خطر بوده و احتمال وقوع رویداد مورد نظر برای آنها بیشتر است. از زاویه‌ای دیگر، تابع متناظر با تابع خطر، تابع بقا (ماندگاری) است. این تابع برابر است با احتمال

1. Survival Data
۲. بسته به موضوع مورد مطالعه، حادثه مورد نظر ممکن است بیش از یک بار رخ دهد (به عنوان مثال، سکته قلبی).
3. Censored Data
4. Cox Proportional Hazards Model
5. Accelerated Failure Time Model
6. Exponential
7. Weibull
8. Gompertz
9. Semi-parametric Cox Proportional Hazards Model
10. Binary
11. Logit and Probit Models
12. Kleinbaum and Klein (2005)
13. Hazard Function
14. Probability Density Function
15. Survival Function

اینکه عمر یک آزمودنی در طول دوره مورد بررسی بزرگتر از یک مقدار مشخص باشد. اگر طول عمر آزمودنی مورد نظر T در نظر گرفته شود، تابع بقا که با $S_T$ نمایش داده می‌شود، در زمان t به صورت رابطه (۲) خواهد بود (اسفندیاری و همکاران، ۱۳۹۰).

$$S(t) = Prob[T \geq t] = 1 - Prob[T < t] = 1 - F(t) \qquad (۲)$$

تابع بقا تابعی غیرصعودی است، زیرا با گذشت زمان نرخ خطر افزایش و احتمال بقا کاهش می‌یابد. همچنین، در زمان $T=0$ این تابع مساوی با یک خواهد بود. زیرا فرض بر این است که در ابتدای مطالعه حادثه برای هیچ کدام از آزمودنی‌ها رخ نداده است. در طول دوره مورد بررسی رویدادها به تدریج رخ داده و چنانچه زمان مطالعه نامحدود باشد، رویداد برای همه آزمودنی‌ها رخ خواهد داد. در نتیجه، حد تابع بقا وقتی t به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، صفر خواهد بود. در رابطه (۲)، $F(t)$ تابع چگالی احتمال تجمعی است که از تابع چگالی احتمال $f(t)$ به دست می‌آید. تابع چگالی احتمال $f(t)$ بیانگر احتمال وقوع حادثه (بیکار شدن نیروی کار) در فاصله زمانی $t$ و $\Delta t$ و به شکل رابطه (۳) است.

$$f(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{Prob[t£T<t+\Delta t]}{\Delta t} = -\frac{dS(t)}{dt} \qquad (۳)$$

در مدل‌های پارامتریک فرض می‌شود که تابع خطر پایه[1] از توزیع نمایی خاصی پیروی می‌کند که این توزیع معمولا توزیع نمایی یا توزیع وایبول است. با این وجود، در اغلب موارد ویژگی‌های اصلی تابع بقا یا تابع چگالی احتمال ناشناخته بوده و تنها برخی اطلاعات در رابطه با تابع خطر در دسترس است. در نتیجه، مدل کاکس مانند اغلب مدل‌های تحلیل بقا از روی تابع خطر و به صورت نیمه پارامتریک ساخته می‌شود. در تصریح این مدل که توسط کاکس (۱۹۷۲) معرفی شد، تابع خطر به صورت اختیاری در نظر گرفته می‌شود. مدل مخاطره متناسب کاکس به صورت رابطه (۴) نوشته می‌شود (کلبفلایش و پرنتیس، ۲۰۱۱).

$$h(t,X) = h_0(t)e^{\sum_{i=1}^{p}\beta_i X_i} = h_0.\exp\left(\sum_{i=1}^{p}\beta_i X_i\right) \qquad (۴)$$

در مدل کاکس احتمال وقوع حادثه در زمان T، حاصل‌ضرب دو کمیت $h_0(t)$ و $\beta_i X_i$ است. کمیت نخست، تابعی از t است و تابع خطر پایه نامیده می‌شود و کمیت دوم عبارت نمایی است که شامل بردار پارامترهای مجهول و متغیرهای پیش‌بینی کننده است که بر حسب مجموع خطی $\beta_i X_i$ نوشته می‌شود. با وجود قسمت نمایی مدل، نرخ خطر برآورد شده همواره غیرمنفی خواهد بود $[0 \leq h(t,X) < \theta]$.

عدم وجود ناهمگنی[2] در زمان‌های وقوع حادثه به دلایلی غیر از تاثیر متغیرهای توضیحی، شرط اساسی استفاده از مدل کاکس است. وجود ناهمگنی‌ها را می‌توان ناشی از تاثیر عوامل ناشناخته که در مدل وارد نشده‌اند، در نظر گرفت و برای رفع آن بخش تصادفی و غیر قابل اندازه‌گیری را در تابع خطر قرار داد. اگر x بردار متغیرهای توضیحی و w بردار متغیرهای ناشناخته‌ای باشد که هر دو بر زمان‌های بقا و تابع خطر تاثیر دارند، در این صورت، مدل خطرهای متناسب کاکس در زمان t به صورت رابطه (۵) خواهد بود (کریمی، ۱۳۹۳).

$$\lambda(t|X_{it}) = h_0(t)\exp\left(\beta_i X_{it} + \psi\omega\right) \qquad (۵)$$

چون w ناشناخته یا غیر قابل اندازه‌گیری است، $\exp(\psi w)$ تصادفی فرض شده و به عنوان بخش تصادفی یا اثرشکنندگی y در نظر گرفته شده و در مدل قرار داده می‌شود.

$$\lambda(t|X_{it}) = y_i h_0(t)\exp\left(\beta_i X_{it}\right) \qquad (۶)$$

رابطه (۶) را مدل کاکس اصلاح شده یا مدل شکنندگی[3] می‌نامند. در مدل‌های شکنندگی، با فرض ثابت بودن مقادیر متغیرهای توضیحی، چنانچه برآورد $y_i$ بزرگتر از برآورد $y_j$ باشد، به این معنی است که احتمال وقوع حادثه برای آزمودنی i بیشتر از آزمودنی j است. به عبارت دیگر، آزمودنی i شکننده‌تر از آزمودنی j است.

یک فرض اساسی دیگر به منظور استفاده از مدل کاکس، فرض مخاطره متناسب[4] برای تمام متغیرهای مستقل از زمان موجود در مدل نهایی است. در واقع، تابع خطر برای یک آزمودنی می‌بایست نسبتی ثابت از تابع خطر آزمودنی دیگر باشد. این فرض تنها برای متغیرهای مستقل از زمان مصداق دارد و در صورتی که این متغیرها شرط مخاطره متناسب را رعایت نکنند، می‌بایست مدل کاکس طبقه‌بندی شده[5] مورد استفاده قرار گیرد. در صورت وجود متغیرهای وابسته به زمان مقدار $\exp(\beta X)$ دیگر ثابت نیست و احتمال وقوع حادثه در لحظه t متناسب با تابع خطر پایه تغییر نمی‌کند. مدل کاکس وقتی هم متغیرهای وابسته به زمان و هم متغیرهای مستقل از زمان در مدل وجود داشته باشد به شکل رابطه (۷) خواهد بود، که به آن مدل کاکس تعمیم یافته[6] گفته می‌شود.

$$h\big(t,X(t)\big) = h_0(t)\exp\left[\sum_{i=1}^{p_1}\beta_i X_i + \sum_{j=1}^{p_2}\delta_j X_j(t)\right. \qquad (۷)$$

$$X^T(t) = \left\{X_1, X_2, X_{p_1}, \ ; X_1(t), X_2(t), X_{p_2}(t)\right\}$$

1. Baseline Hazard Function

2. Heterogeneity
3. Frailty Model
4. Proportional Hazards (PH) Assumption
5. The Stratified Cox Model
6. The Extended Cox Model

اگر چه مقادیر X(t) در طول زمان تغییر می‌کند، اما در تابع خطر برای هر متغیر وابسته به زمان تنها یک ضریب به دست می‌آید. اگر ضریب متغیر بزرگتر از صفر باشد، با افزایش t نسبت خطر افزایش می‌یابد.

یکسان نبودن زمان وقوع حوادث از دیگر فروض مدل کاکس است. به عبارتی فرض می‌شود که هر شکست در زمان به خصوصی رخ داده و در زمان‌های شکست گره[1] (همزمانی) وجود ندارد. با این وجود، در برخی مطالعات بسته به موضوع و بازه‌های زمانی انتخاب شده، ممکن است در زمان شکست آزمودنی‌ها همزمانی وجود داشته باشد. چنانچه تعداد شکست‌های همزمان اندک باشد، هنوز هم می‌توان از مدل کاکس اصلاح شده استفاده کرد. اگر تعداد این شکست‌های همزمان زیاد باشد، می‌بایست از روش افرون[2] (۱۹۷۷) به منظور رفع مشکل همزمانی شکست‌ها استفاده کرد. با بکارگیری روش افرون در معادلات برآورد شده، خطای استاندارد ضرایب برآورد شده، تعدیل شده و به آن خطای استاندارد قوی گفته می‌شود.

برآورد تاثیر متغیرها در مدل مخاطره متناسب کاکس، با استفاده از روش حداکثر درستنمایی[3] و بدون در نظر گرفتن هیچ فرضی در مورد تابع خطر انجام می‌شود. برآوردهای حداکثر درستنمایی از پارامترهای مدل کاکس به وسیله حداکثر کردن تابع احتمال جزئی که یک بیان ریاضی از احتمال توام مشاهدات است، به دست می‌آید. تابع احتمال جزئی، بخشی از تابع احتمال کامل است که به تابع خطر پایه وابسته نیست و از طریق درستنمایی حاشیه‌ای رتبه‌ای زمان شکست به دست می‌آید. به عبارتی، تابع احتمال جزئی احتمالات را تنها برای آزمودنی‌هایی در نظر می‌گیرد که حادثه مورد نظر را تجربه کرده باشند و احتمالات را صریحا برای آزمودنی‌هایی که سانسور شده‌اند، در نظر نمی‌گیرد (فیض‌پور و رضایی نوجینی، ۱۳۹۱).

## ۵- داده‌ها، مدل تجربی و نتایج برآورد مدل

به منظور بررسی تاثیر عوامل موثر بر دوره حیات شغل با تاکید بر جنسیت، از داده‌های پایگاه اطلاعات تجمیعی اداره کل تامین اجتماعی استان یزد (اطلاعات هویتی و اطلاعات مربوط به دستمزد و سطح تکنولوژی) و داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران (نرخ بیکاری) استفاده شده است. با توجه به ثبت مشخصات و سوابق شغلی نیروی کار استان یزد در پایگاه اطلاعات تجمیعی از سال ۱۳۹۰، دوره زمانی مورد مطالعه از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ در نظر گرفته شده است. استفاده از تعریف عملیاتی بیمه شده اجباری، یعنی بیمه شده‌ای که در یکسال گذشته نام وی در لیست پرداخت حق بیمه یا گزارش بازرسی بوده و ترک شغل نکرده، مستمری بگیر و یا انتقال به سایر شعب نشده باشد، موجب رصد تغییر وضعیت بیمه‌شدگان فعال و در نتیجه استخراج دقیق سابقه اشتغال افراد می‌شود. بیمه‌شدگان فعال سازمان تامین اجتماعی در هر سال افرادی هستند که در طول آن سال در جدول سابقه رکورد اطلاعاتی دارند و شماره بیمه آنها در جدول ترک کار ثبت نشده باشد. بنابراین، ابتدا در جدول سابقه، تمام شماره بیمه‌های منحصربه‌فرد با آخرین تاریخ ثبت بر حسب اداره کل و شعبه تفکیک می‌شوند و سپس با شماره بیمه‌های مندرج در جدول ترک کار (که هر سال ثبت می‌شوند) مقایسه می‌شوند. هر کدام از شماره بیمه‌هایی که تاریخ شروع به کار نداشته باشند، به عنوان بیمه شده غیرفعال در آن سال محسوب می‌شوند و از گروه بیمه‌شدگان فعال حذف می‌شود تا فقط بیمه‌شدگان فعال باقی بمانند (سازمان تامین اجتماعی، ۱۳۹۷).

وجود شماره بیمه ده رقمی منحصربفرد برای هر کدام از بیمه‌شدگان، قابلیت پیگیری وضعیت بیمه‌شده و تشخیص زمان خروج احتمالی وی را در طول دوره مورد مطالعه فراهم می‌کند. تفاوت بین بیمه‌شدگان فعال و غیرفعال در هر سال، نرخ خروج[4] از شغل را برای آن دسته از شماره بیمه‌هایی که در سال قبل فعال بوده‌اند، به دست می‌دهد. ویژگی‌های دیگر نیروی کار شامل تاریخ تولد، جنسیت، وضعیت تاهل، بار تکفل، میزان تحصیلات، ضریب دستمزد، شهرستان محل تولد، شهرستان محل اشتغال، عنوان شغل، شرح فعالیت و سابقه پرداخت حق بیمه در شغل فعلی بر اساس تعداد روز، بخشی از فیلدهای هویتی بیمه‌شدگان را تشکیل می‌دهد که از جدول هویتی پایگاه اطلاعات تجمیعی استخراج می‌شوند. در نهایت، از تاریخ تولد نیروی کار، سن آنها و از تفاوت بین شهرستان محل تولد و شهرستان محل اشتغال، مهاجر بودن نیروی کار مشخص می‌شود. همچنین، ویژگی‌های بنگاه و صنعتی که فرد در آن اشتغال دارد، بر اساس فیلدهای عنوان شغلی و شرح فعالیت قابل استنتاج است. گام بعدی، تفکیک و پیگیری نیروی کار شاغل در بخش صنایع تولیدی در راستای موضوع مطالعه است. از این رو، ابتدا تعداد کل شماره بیمه‌های فعال در سال ۱۳۹۰ به عنوان سال شروع مطالعه

1. Tie
2. Efron (1977)
3. Maximum Likelihood
4. Exit Rate

از نظر تکراری بودن مورد بررسی قرار گرفت و شماره بیمه‌های تکراری حذف گردید. ملاک حذف شماره بیمه‌های تکراری، ضریب دستمزد بوده و کارگاهی که ضریب بالاتری را پرداخت می‌کند به عنوان کارگاه اصلی در نظر گرفته شده است. در گام بعدی، شماره بیمه‌های شاغل در بخش دولتی و صنایع غیرتولیدی حذف گردید تا در نهایت نیروهای شاغل در بخش‌های صنایع تولیدی به عنوان بخش مورد مطالعه در پژوهش حاضر باقی بمانند. لازم به ذکر است حذف شماره بیمه‌های مربوط به فعالیت‌های غیرتولیدی براساس کدهای ۴ رقمی طبقه بندی ISIC نسخه ۴ انجام گرفته است.

**جدول ۱.** نتایج مربوط به تعداد ترک شغل و محاسبه نرخ خروج به صورت کلی و براساس جنسیت

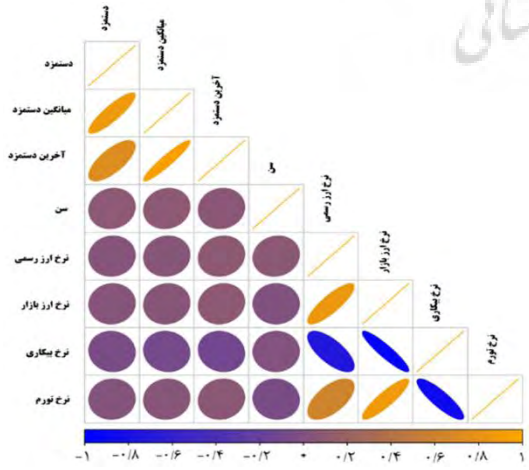
| سال | مردان | | | زنان | | | مجموع | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | تعداد | تعداد خروج | نرخ خروج* | تعداد | تعداد خروج | نرخ خروج* | تعداد | تعداد خروج | نرخ خروج* |
| ۱۳۹۰ | ۵۲۰۲۶ | ۸۲۳ | ۱/۵۸ | ۵۰۵۶ | ۱۱۱ | ۲/۲۰ | ۵۷۰۸۲ | ۹۳۴ | ۱/۶۴ |
| ۱۳۹۱ | ۵۱۲۰۳ | ۲۴۰۴ | ۴/۶۲ | ۴۹۴۵ | ۴۰۶ | ۸/۰۳ | ۵۶۱۴۸ | ۲۸۱۰ | ۴/۹۲ |
| ۱۳۹۲ | ۴۸۷۹۹ | ۲۲۹۲ | ۴/۴۱ | ۴۵۳۹ | ۴۲۱ | ۸/۳۳ | ۵۳۳۳۸ | ۲۷۱۳ | ۴/۷۵ |
| ۱۳۹۳ | ۴۶۵۰۷ | ۸۶۰ | ۱/۶۵ | ۴۱۱۸ | ۱۳۸ | ۲/۷۳ | ۵۰۶۲۵ | ۹۹۸ | ۱/۷۵ |
| ۱۳۹۴ | ۴۵۶۴۷ | ۲۱۲۲ | ۴/۰۸ | ۳۹۸۰ | ۳۱۰ | ۶/۱۳ | ۴۹۶۲۷ | ۲۴۳۲ | ۴/۲۶ |
| ۱۳۹۵ | ۴۳۵۲۵ | ۱۵۶۲ | ۳/۰۰ | ۳۶۷۰ | ۲۱۹ | ۴/۳۳ | ۴۷۱۹۵ | ۱۷۸۱ | ۳/۱۲ |
| ۱۳۹۶ | ۴۱۹۶۳ | ۱۹۷۷ | ۳/۸۰ | ۳۴۵۱ | ۲۳۶ | ۴/۶۷ | ۴۵۴۱۴ | ۲۲۱۳ | ۳/۸۸ |
| ۱۳۹۷ | ۳۹۹۸۶ | ۱۸۵۵ | ۳/۵۷ | ۳۲۱۵ | ۲۲۲ | ۴/۳۹ | ۴۳۲۰۱ | ۲۰۷۷ | ۳/۶۴ |
| ۱۳۹۸ | ۳۸۱۳۱ | ۱۳۶۱ | ۲/۶۲ | ۲۹۹۳ | ۹۴ | ۱/۸۶ | ۴۱۱۲۴ | ۱۴۵۵ | ۲/۵۵ |
| ۱۳۹۹ | ۳۶۷۷۰ | ۱۲۵۶ | ۲/۴۱ | ۲۸۹۹ | ۱۰۷ | ۲/۱۲ | ۳۹۶۶۹ | ۱۳۶۳ | ۲/۳۹ |
| مجموع | | ۱۶۵۱۲ | ۳۱/۷۴ | | ۲۲۶۴ | ۴۴/۷۸ | | ۱۸۷۷۶ | ۳۲/۸۹ |

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق، * نرخ خروج بر مبنای سال پایه محاسبه شده است.

حذف شماره بیمه‌های غیرتولیدی مستلزم شناخت دقیق از کدهای ISIC است. به عنوان مثال، کشتار، پاک کردن، بسته‌بندی و منجمد کردن گوشت در گروه فعالیت‌های تولیدی (کد ۱۰) بوده، ولی فروش گوشت در مغازه خرده فروشی در گروه فعالیت های غیرتولیدی (کد ۴۷) طبقه‌بندی می‌شود. در موردی دیگر، کاشت درختان الواری، قطع درختان در جنگل، تولید الوار جنگلی، جابجایی الوار درون جنگل و تولید چوب جنگلی در طبقه‌بندی جنگلداری و غیرتولیدی (کد ۰۲) طبقه‌بندی می‌شود، ولی هر گونه اره‌کشی، اندود کردن، بریدن، تخته‌بری، چوب‌بری، رنده‌کاری و تولید الوار در کارخانه، فعالیت تولیدی و زیر بخش (کد ۱۶) طبقه‌بندی می‌شود. در نهایت، ۵۷۰۸۲ نفر به عنوان شماره بیمه‌های نیروی کار شاغل در صنایع تولیدی استان یزد انتخاب و مورد پیگیری قرار گرفت. داده‌ها و اطلاعات مربوط به تعداد نیروی کار که ترک شغل کرده‌اند و محاسبه نرخ خروج به صورت کلی و براساس جنسیت برای نمونه مورد بررسی در جدول (۱) ارائه شده است.

داده‌ها و اطلاعات ارائه شده در جدول (۱) نشان می‌دهد که از مجموع ۵۷۰۸۲ نیروی کار شاغل در صنایع تولیدی استان یزد در سال ۱۳۹۰، تعداد ۵۲۰۲۶ نفر (حدود ۹۱ درصد) را مردان و تعداد ۵۰۵۶ نفر (حدود ۹ درصد) را زنان تشکیل می‌دهند. همچنین، تعداد ۱۸۷۷۶ نفر در دوره زمانی مورد بررسی ترک شغل کرده‌اند که از این تعداد، ۱۶۵۱۲ نفر (۲۸/۹۳ درصد) را مردان و تعداد ۲۲۶۴ نفر (۳/۹۷ درصد) را زنان تشکیل می‌دهند. به عبارتی، در دوره مورد بررسی، ۳۱/۷۴ درصد از مردان، ۴۴/۷۸ درصد از زنان و در مجموع ۳۲/۸۹ درصد از نیروی کار ترک شغل کرده‌اند.

در پژوهش حاضر از آخرین داده‌های در دسترس پایگاه اطلاعات تجمیعی سازمان تامین اجتماعی استان یزد مرتبط با متغیرهای نیروی کار استفاده شده است. به منظور برآورد صحیح مدل تجربی، ابتدا وجود یا عدم وجود اثرات شکنندگی در مدل مورد آزمون قرار گرفت که فرض عدم وجود اثرات شکنندگی تایید شد. یکی دیگر از فروض استفاده از مدل مخاطره متناسب کاکس این است که وقوع هر رویداد یعنی ترک شغل از طرف نیروی کار در زمان‌های خاصی انجام شود و به عبارتی، در زمان‌های بروز حادثه مورد نظر یعنی ترک شغل از طرف نیروی کار همزمانی وجود نداشته باشد. با توجه به در نظر گرفتن روز به عنوان واحد زمانی دوره حیات شغل نیروی کار، امکان همزمانی در رویداد یعنی ترک شغل نیروی کار رد می‌شود. در گام بعدی، متغیرهای عددی پژوهش از نظر همبستگی مورد بررسی قرار می‌گیرد که نتایج در نمودار (۱) ارائه شده است.




**نمودار ۱.** نتایج همبستگی متغیرهای عددی توضیحی.

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج همبستگی ارائه شده در نمودار (۱) متغیرهای دستمزد که در واقع ضرایب دستمزد نیروی کار در زمان شروع دوره مورد بررسی یعنی سال ۱۳۹۰ می‌باشد با میانگین ضرایب دستمزد نیروی کار در دوره ۱۰ ساله مورد بررسی و آخرین ضریب دستمزد نیروی در زمان خروج یا در انتهای دوره مورد بررسی (در صورت سانسور آزمودنی)، همبستگی شدید دارد. با توجه به اینکه ضرایب دستمزد تعداد محدودی از نیروی کار در دوره مورد بررسی تغییرات شدید را تجربه کرده است، قابل انتظار بوده است. از این رو، در مدل نهایی تنها ضرایب دستمزد ثبت شده در سال ۱۳۹۰ یعنی در شروع دوره مورد بررسی به عنوان متغیر توضیحی ظاهر می‌شود. همچنین، بر اساس نتایج نمودار همبستگی، بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی (بازار) با نرخ تورم همبستگی شدید مثبت و با نرخ بیکاری همبستگی شدید منفی برقرار است. در این مورد نیز، به تبعیت از لوچینگر و همکاران (۲۰۰۸)، مبنی بر تاثیرگذاری چندوجهی بیکاری عمومی بالا بر نیروی کار شاغل و دوره حیات شغل، متغیر نرخ بیکاری به عنوان نماینده متغیرهای کلان در مدل نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در نتیجه، در پژوهش حاضر، به منظور بررسی تاثیر عوامل موثر بر دوره حیات شغل با تاکید بر جنسیت، از رابطه (۸) استفاده می‌شود.

$$h(t,X) = h_0(t).\exp(\beta_1 gen + \beta_2 wge + \beta_3 age + \beta_4 marit + \beta_5 tkful + \beta_6 teclevel + \beta_7 migrat + \beta_8 unemp) \quad (8)$$

که در آن $h(t,X)$ نرخ مخاطره برآوردی به عنوان متغیر وابسته است. همچنین، gen جنسیت، wge ضریب دستمزد نیروی کار، age سن، marit وضعیت تاهل، tkful بار تکفل، teclevel سطح تکنولوژی براساس شدت فعالیت‌های تحقیق و توسعه، migrat وضعیت مهاجرت و در نهایت unemp نرخ بیکاری به عنوان متغیر کلان تاثیرگذار بر دوره حیات شغل است. نتایج برآورد مدل مخاطره متناسب کاکس در حالت تک متغیره و چند متغیره در جدول (۲) ارائه شده است.

نتایج برآورد مدل مخاطره متناسب کاکس ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که جنسیت در حالت تحلیل چند متغیره تاثیر معنی‌داری بر دوره حیات شغل ندارد، ولی در حالت تحلیل تک متغیره تاثیر آن بر دوره حیات شغل معنی‌دار است. به طوری که زن بودن نسبت مخاطره بالاتری در مقایسه با مرد بودن دارد و احتمال ترک شغل از سوی زنان بیشتر است. تاثیر ضریب دستمزد در هر دو حالت تک متغیره و چند متغیره بسیار ناچیر است. با این حال، در حالت تحلیل تک متغیره تاثیر مثبت و معنی‌داری بر دوره حیات شغل دارد و در حالت چند متغیره تاثیر آن منفی و معنی‌دار است. به این معنی که در حالت تک متغیره با افزایش ضریب دستمزد احتمال خروج فرد از شغل کاهش می‌یابد که مطابق انتظار است، ولی در حالت تحلیل چند متغیره با افزایش ضریب دستمزد احتمال ترک شغل نیروی کار افزایش می‌یابد.

متغیر سن در حالت تک متغیره هیچ تاثیری بر دوره حیات شغل ندارد، ولی در حالت چند متغیره تاثیر آن بر دوره حیات شغل مثبت و معنی‌دار است.

**جدول ۲.** نتایج برآورد مدل مخاطره متناسب کاکس

| متغیر | | تحلیل تک متغیره | | | تحلیل چندمتغیره | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | نسبت خطر | فاصله اطمینان | احتمال | نسبت خطر | فاصله اطمینان | احتمال |
| جنسیت* | | ۱/۵۹ | (۱/۱-۵۳/۶۷) | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۷ | (۰/۱-۹۲/۰۳) | ۰/۳۳۶ |
| دستمزد | | ۰/۹۴ | (۰/۰-۹۳/۹۵) | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۳ | (۱/۱-۰۱/۰۴) | ۰/۰۰۰ |
| سن | | ۱ | (۱-۱/۰۱) | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۹ | (۰/۰-۹۹/۹۹) | ۰/۰۰۰ |
| وضعیت تاهل* | | ۰/۵۸ | (۰/۰-۵۶/۶۰) | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۲ | (۰/۰-۸۸/۹۷) | ۰/۰۰۲ |
| بار تکفل | | ۰/۸۲ | (۰/۰-۸۱/۸۳) | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۵ | (۰/۰-۹۳/۹۶) | ۰/۰۰۰ |
| سطح تکنولوژی* | سطح ۲ | ۰/۷۸ | (۰/۰-۷۶/۸۱) | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۳ | (۰/۰-۹۰/۹۶) | ۰/۰۰۰ |
| | سطح ۳ | ۰/۸۳ | (۰/۰-۷۸/۸۸) | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۲ | (۰/۰-۸۷/۹۸) | ۰/۰۰۷ |
| | سطح ۴ | ۱/۳۵ | (۱/۱-۲۲/۵۰) | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۶ | (۰/۱-۹۶/۱۷) | ۰/۳۶۰ |
| وضعیت مهاجرت* | | ۱/۱۸ | (۱/۱-۱۵/۲۲) | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۴ | (۱/۱-۰۱/۰۷) | ۰/۰۰۶ |
| نرخ بیکاری | | ۴/۶۷ | (۴/۴-۵۹/۷۵) | ۰/۰۰۰ | ۴/۶۵ | (۴/۴-۵۷/۷۳) | ۰/۰۰۰ |

* در برآورد مدل، مردان، مجردها، غیرمهاجرها و افراد شاغل در صنایع با سطح تکنولوژی پایین (سطح ۱) به عنوان گروه پایه در نظر گرفته شدند.

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق.

به این معنی که با افزایش سن، احتمال خروج نیروی کار کاهش می‌یابد، هر چند تاثیر آن بسیار ناچیز است (۰/۰۱-)[1]. وضعیت تاهل در هر دو حالت تحلیل تک متغیره و چند متغیره تاثیر منفی و معنی‌دار بر احتمال خروج فرد از بازار کار دارد. به این معنی که متاهل بودن نرخ مخاطره پایین‌تری نسبت به مجرد بودن دارد. بار تکفل تاثیری همانند وضعیت تاهل دارد و بار تکفل بالاتر نرخ مخاطره و در نتیجه احتمال ترک شغل نیروی کار را کاهش می‌دهد. نتایج در مورد سطح تکنولوژی در هر دو حالت تک متغیره و چند متغیره نشان می‌دهد که صنایع با سطح تکنولوژی پایین و بالا نسبت خطر بالاتری نسبت به دو گروه دیگر، یعنی صنایع با سطح تکنولوژی متوسط به پایین و متوسط به بالا دارند. به این معنی که احتمال ترک شغل نیروی کار شاغل در صنایع با سطح تکنولوژی پایین و سطح تکنولوژی بالا، بیشتر از احتمال ترک شغل نیروی کار شاغل در صنایع با سطح تکنولوژی متوسط به پایین و متوسط به بالا است. با این حال، نسبت مخاطره برای نیروی کار در صنایع با تکنولوژی بالا در حالت تحلیل چند متغیره معنی‌دار نیست. در دسترس بودن نیروی کار متناسب با صنایع با سطح تکنولوژی پایین (که اغلب به مهارت خاصی نیازی ندارد) که امکان جایگزینی سریع نیروی کار را برای کارفرما فراهم می‌کند و وابستگی صنایع با سطح تکنولوژی بالا به نهاده‌های وارداتی و عدم تطابق شغلی در صنایع با این سطح تکنولوژی، می‌تواند بالاتر بودن احتمال ترک شغل از سوی نیروی کار شاغل در صنایع با این سطوح تکنولوژی را توضیح دهد. به طوری که لو و همکاران (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که صنایع با سطح تکنولوژی بالاتر، تغییرات تکنولوژی بیشتری را تجربه می‌کنند و در نتیجه احتمال عدم تطابق مهارت و ترک شغل نیروی کار در صنایع با تکنولوژی بالاتر بیشتر است. وضعیت مهاجرت نیز نشان دهنده نسبت مخاطره بالاتر برای نیروی کار مهاجر بوده و احتمال ترک شغل از سوی نیروی کار مهاجر بیشتر از نیروی کار بومی است. نتیجه به دست آمده در رابطه با وضعیت مهاجرت بر دوره حیات شغل، با نتایج مطالعات پیشین از جمله مطالعه برتسبرگ و همکاران (۲۰۱۶) مبنی بر احتمال بالاتر ترک شغل نیروی کار مهاجر نسبت به نیروی کار غیرمهاجر مطابقت دارد. نرخ بیکاری به عنوان نماینده متغیرهای کلان اقتصادی نشان دهنده نرخ خطر بالاتر، در سال‌های با بیکاری بالاتر است.

ضریب نرخ بیکاری (۱/۵۴ در حالت تک متغیره و ۱/۵۳ در حالت چند متغیر) به نسبت سایر متغیرها بالاتر بوده و بالاترین قدرت توضیح‌دهندگی ترک شغل نیروی کار را در بین سایر متغیرهای مطالعه دارد. نسبت خطر بالاتر ترک شغل نیروی کار در سال‌های با نرخ بیکاری بالاتر با نتایج مطالعات پیشین مطابقت دارد. لوچیتگر و همکاران (۲۰۰۸) تاکید می‌کنند که نرخ بالای بیکاری، هزینه‌های قابل توجهی را برای نیروی کار شاغل از نظر کاهش رفاه ذهنی به همراه دارد و بیکاری عمومی بالا دست کارفرما را برای تغییر نیروی کار به ویژه در بخش خصوصی باز می‌گذارد و جایگزینی نیروی کار راحت‌تر انجام می‌گیرد. اعتبار نتایج به دست آمده از برآورد مدل مخاطره متناسب کاکس به برقراری فرض مخاطره متناسب (PH) است. از این رو، در ادامه به ارزیابی برقراری این فرض پرداخته می‌شود که نتایج حاصل از آزمون فرض خطرهای متناسب در جدول (۳) ارائه شده است.

**جدول ۳.** آزمون برقراری فرض مخاطره متناسب

| متغیر | آماره Chi Square | درجه آزادی df | احتمال P-Value |
|---|---|---|---|
| جنسیت | ۰/۹۸ | ۱ | ۰/۳۲۲ |
| دستمزد | ۰/۷۷ | ۱ | ۰/۳۸۱ |
| سن | ۲/۱ | ۱ | ۰/۱۴۷ |
| وضعیت تاهل | ۱/۷۶ | ۱ | ۰/۱۸۵ |
| بار تکفل | ۰/۲۳ | ۱ | ۰/۲۶۷ |
| سطح تکنولوژی | ۵/۰۱ | ۳ | ۰/۱۷۱ |
| وضعیت مهاجرت | ۰/۹۷ | ۱ | ۰/۳۲۵ |
| نرخ بیکاری | ۳/۰۱ | ۱ | ۰/۰۸۲ |
| کل | ۱۴/۸۳ | ۱۰ | ۰/۱۳۸ |
| C-index with 95% CI | | (۰/۰-۷۱/۷۶) | ۰/۷۴ |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری درباره فرض مخاطره متناسب به مقدار p-value بستگی دارد. به این صورت که اگر مقدار p-value کمتر یا مساوی با سطح معنی‌داری (مقدار ۰/۰۵) باشد، فرض خطرهای متناسب برقرار نمی‌باشد و چنانچه مقدار p-value بزرگتر از سطح معنی‌داری باشد، برقراری فرض مخاطره متناسب پذیرفته می‌شود. در نتیجه، براساس داده‌ها و اطلاعات ارائه شده در جدول (۴)، برقراری فرض خطرهای متناسب برای متغیرها و برای مدل در حالت کلی برقرار است. همچنین، C-Index که انطباق توالی متناسب زمان رویداد پیش‌بینی شده و واقعی دو آزمودنی که به طور تصادفی انتخاب شدند را اندازه می‌گیرد، در فاصله اطمینان مناسبی قرار دارد و اعتبار آزمون را تایید می‌کند. در نتیجه نتایج برآورده شده براساس مدل مخاطره متناسب کاکس معتبر است.

۱ در برآوردهای مدل مخاطره متناسب کاکس، لگاریتم نسبت خطر ضریب متغیر را به دست می‌دهد [Ln(0.99)= -0.01]

## ٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پژوهش حاضر با هدف بررسی دوره حیات شغل نیروی کار در صنایع تولیدی استان یزد و عوامل موثر بر آن با تاکید بر جنسیت انجام شده است. با توجه به ثبت مشخصات و سوابق شغلی نیروی کار استان یزد در پایگاه اطلاعات تجمیعی از سال ۱۳۹۰، دوره زمانی مورد مطالعه از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ در نظر گرفته شده است. متغیرهای دستمزد، سن، وضعیت تاهل، بار تکفل، سطح تکنولوژی (براساس شدت فعالیت‌های تحقیق و توسعه)، وضعیت مهاجرت و نرخ بیکاری به عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل شدند. علاوه بر اطلاعات هویتی پایگاه اطلاعات تجمیعی سازمان تامین اجتماعی استان یزد، از داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استفاده شده است. نتایج به دست آمده با استفاده از مدل مخاطره متناسب کاکس نشان می‌دهد که در حالت تحلیل چند متغیره، جنسیت تاثیری بر دوره حیات شغل ندارد، ولی در حالت تحلیل تک متغیره جنسیت تاثیر قوی و معنی‌داری بر دوره حیات شغل دارد. به طوری که، زن بودن نرخ مخاطره را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد. نتیجه به دست آمده با نظریه‌های نابرابری جنسیتی و اغلب پژوهش‌های انجام گرفته در این زمینه تطابق دارد. هر چند پژوهش‌های جدیدتر در رابطه با تاثیر جنسیت بر دوره حیات شغل به ویژه در کشورهای توسعه یافته نشان می‌دهند که دوره حیات شغل زنان در حال افزایش است. از جمله می‌توان به مطالعه هالیستر و اسمیت (۲۰۱۴) در مورد بازار کار ایالات متحده آمریکا، مطالعه سنت دنیس و هالستر (۲۰۲۳) در مورد بازار کار کانادا و سنت دنیس و هالیستر (۲۰۲۳) در مورد مقایسه دوره حیات شغل در بریتانیا و آلمان اشاره کرد. مطالعات مورد نظر تغییر در رفتارها و هنجارهای اجتماعی پیرامون وابستگی به بازار کار به ویژه در میان مادران را از جمله دلایل روند متناقض دوره حیات شغل بین مردان و زنان و افزایش دوره حیات شغل زنان در این کشورها می‌دانند. در نهایت، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که متغیر نرخ بیکاری بالاترین قدرت توضیح‌دهندگی دوره حیات شغل را در بین متغیرهای پژوهش دارد و دوره حیات شغل در بازار کار استان یزد، بیش از آن که تحت تاثیر جنسیت به عنوان یک ویژگی فردی باشد، تحت تاثیر نرخ بیکاری به عنوان یک متغیر اقتصاد کلان است. بنابراین، افزایش ثبات شغلی زیرگروه‌های مختلف جامعه از جمله زنان و در نتیجه کاهش نرخ بیکاری، مستلزم توجه جدی به متغیرهای کلان اقتصادی و شرایط کلی اقتصاد کشور است.

## منابع


ابونوری، اسماعیل و غلامی، نجمه (۱۳۸۸). بررسی روند اشتغال زنان در مقایسه با مردان و عوامل موثر بر سهم اشتغال زنان در بخش صنعت ایران. مطالعات اجتماعی زنان، ۷(۱)، ۳۱-۵۴.

اسفندیاری، هادی، اسلمی نژاد، علی اضغر و طهمورث پور، مجتبی (۱۳۹۰). روش آماری تحلیل بقا در آنالیز طول عمر تولیدی گاوهای شیری. فصلنامه دانشجویی آمار، ۸(۲)، ۸-۱۴.

جوادی، مریم، هرندی، فاطمه و فلاح محسن خانی، زهره (۱۳۹۲). تحلیل جنسیتی ثبات اشتغال در ایران. مجله بررسی‌های آمار رسمی ایران، سال ۲۴، شماره اول، ۸۷-۱۰۷.

رضایی، مجید (۱۳۸۶). اصول حاکم بر کار اقتصادی زنان از دیدگاه اسلامی. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی، ۷(۲۵)، ۹۹-۱۲۴.

رنجبران، فاطمه و مترجم، کیومرث (۱۳۹۸). مدل‌بندی عوامل موثر بر طول مدت زمان بیکاری با استفاده از تجزیه و تحلیل بقا. نشریه بررسی‌های آمار رسمی ایران، ۳۰ (۲)، ۵۴۹-۵۶۸.

سازمان تامین اجتماعی (۱۳۹۷)، گزارش توصیفی توزیع سن، سابقه و دستمزد بیمه‌شدگان، دفتر آمار و محاسبات اقتصادی و اجتماعی.

عیسی‌زاده، سعید، نائینی، هادی، قلی‌پور، اعظم (۱۴۰۰). بررسی عوامل موثر بر طول مدت بیکاری کارجویان در ایران. نشریه علمی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۹(۹۷)، ۷-۲۸.

فیض پور، محمدعلی (۱۳۸۷). بازار کار و تئوری جنسیت؛ مطالعه دیدگاه عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان بازار کار در استان یزد. مجله تحقیقات زنان، ۲(۳)، ۸۵-۶۴.

فیض پور، محمدعلی و رضایی نوجینی، عباس (۱۳۹۱). سطح تکنولوژی و احتمال خروج بنگاه‌های جدیدالورود صنایع تولیدی ایران با استفاده از مدل مخاطره کاکس. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۱۲(۳)، ۱۰۷-۱۳۲.

فیض پور، محمدعلی، و زارع، غلامحسین. (۱۳۹۱). تعیین عوامل موثر بر دوره بیکاری با استفاده از مدل رویداد متناسب کاکس, مطالعه موردی شهر یزد: ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۱۷(۵۱)، ۱۱۳-۱۳۵.

فیض‌پور، محمدعلی، زارع، محمدحسن و زارع زردینی، علی (۱۴۰۱). تاثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد. نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی، ۱۴ (۲۷)، ۱۱۲-۸۵.

کار، مهرانگیز (۱۳۸۴). زنان در بازار کار ایران. انتشارات روشنگران و مطالعات زنان. چاپ سوم، تهران.

کریمی، سعیده (۱۳۹۳). سایه مرگ در صنایع تولیدی ایران: مطالعه موردی صنایع منتخب در استان‌های یزد و اصفهان. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه یزد.

گنجعلی، مجتبی، صابری، زهرا، خان زاده، فرشید، دانش پرور، نیما، محمدی، معصومه و افتخاری، سمانه (۱۳۹۰). تحلیل آماری عوامل موثر بر طول مدت بیکاری. گزارش طرح گروه پژوهشی و پردازش داده‌ها و اطلاعات پژوهشکده آمار، مرکز آمار ایران.

مرکز آمار ایران (۱۴۰۱). چکیده نتایج مربوط به طرح آمارگیری نیروی کار تابستان ۱۴۰۱. دفتر جمعیت، نیروی کار و سرشماری.

نوروزی، لادن (۱۳۸۳). تفاوت‌های جنسیتی در ساختار شغلی بازار کار ایران، پژوهش زنان، سال اول، شماره اول. صص ۱۶۵-۱۷۸.

## References


Akerlof, G. A., and Main, B. G. (1981). An Experience-Weighted Measure of Employment and Unemployment Durations. American Economic Review, Vol. 71, pp 1003-1011.

Anker, Richard (2001). Gender and Jobs; Sex Segregation of Occupations in the world. Social Science, ILO, Intenational Labour Office, Geneva.

Baydur, I., & Toshihiko Mukoyama, 2020. "Job Duration and Match Characteristics over the Business Cycle," Review of Economic Dynamics, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, vol. 37, pages 33-53, July.

Chuanchuan, Zhang, & Jingwen, Wang (2021). Gender roles and women's labor market outcomes. China Economic Quarterly International, Volume 1, Issue 2, 97-108.

Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life-Tables. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 34(2), 187–220.

Doeringer, P. and Piore, M. (1971). Internal Labor Markets and Manpower Analysis. M. E. Sharpe Publishers, London.

Gritz, R. M. (1989). The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment. Journal of Econometrics, Vol. 57, pp 21-51.

Hall, E. Robert (1979). A Theory of the Natural Unemployment Rate and the Duration of Employment, Journal of Monetary Economics, April 1979, 5(2), pp. 1-17.

Heisz, A. (1999). Changes in Job Duration in Canada. Relations Industrielles, vol. 54, 365-387.

Hollister, M. N., & Smith, K. E. (2014). Unmasking the Conflicting Trends in Job Tenure by Gender in the United States, 1983–2008. American Sociological Review, 79(1), 159-181.

Hopenhayn, H. A. (2001). Labor Market Policies and Employment Duration: The Effects of Labor Market Reforn in Argentina. University of Rochester and University Sidad Torcuato Di Tella, Research Network Paper #R-407.

Horny, G., Mendes, R., & van den Berg, G. J. (2009). Job Durations with Worker- and Firm-Specific Effects: MCMC Estimation with Longitudinal Employer-Employee Data. Journal of Business & Economic Statistics, 30(3), 468-480.

International Labor Organization (ILO) (2022). The gender gap in employment: What's holding women back? Published in December 2017, update in February 2022.

Kalbfleisch, J. D. & Prentice, R. L. (2011). The Statistical Analasis of Failure Time Data. A John Wiley & Sons, INC, Publication, Hoboken, New Jersey, Second Edition.

Kavkler, A., Danacica, D. E., Babucea, A. G., Bicanic, I., Bohm, B., Tevdovski, D., Tosevska, K. and Borsic, D. (2009). Cox Regression Models for Unemployment Duration in Romania, Austria, Slovenia, Croatia and Macedonia. Romanian Journal od Economic Forecasting. Vol. Hasan, A. and De Brouker, P. (1985). Unemployment, Employment and Non-Participation in Canadian Labour Market: Minister of Supply and Services Canada.10, pp, 81-104.

Keum, Jaeho, Yi. Insill. (2016). Job Separation Risk and Youth Unemployment in Korea. *Korea and the World Economy*, *17*(1), 129-159.

Kleinbaum, D. G. & Klein, M. (2005). Survival Analysis: A Self-Learning Text, Springer: Statistics for Biology and Health.

Lancaster, T. (1979). Econometric Methods for the Duration of Unemployment. Econometrica 47, 939-956.

Luechinger, S., Meier, S., & Stutzer, A. (2008). Why does unemployment hurt the employed?: Evidence from the life satisfaction gap between the public and the private sector. Journal of Human Resources, 45(4), 998-1045.

Lv, Lei, Yin, Yuchen, Wang. Yuanchang,. (2020). The Impact of R&D Input on Technological Innovation: Evidence from South Asian and Southeast Asian Countries, Discrete Dynamics in Nature and Society, vol. 2020, Article ID 6408654, 11 pages.

Organisation for Economic Co-Operation and Development. (2011). Annual Report on Sustainable Development Work in the OECD.

St-Denis, X. & Hollister, M. (2023). Two paths towards job instability: Comparing changes in the distribution of job tenure duration in the United Kingdom and Germany, 1984–2014. *British Journal of Industrial Relations*, 61, 723-751.

St-Denis, X., & Hollister, M. (2023). Are All the Stable Jobs Gone? The Transformation of the Worker–Firm Relationship and Trends in Job Tenure Duration and Separations in Canada, 1976–2015. Work, Employment and Society, 0(0).

Tansel, Aysit and Tasci, H. Mehmet (2004). Determinants of Unemployment Duration for Men and Women in Turkey. Middle East Technical University (METU) - Department of Economics; IZA Institute of Labor Economics; Economic Research Forum.

United Nations report (2015). Progress of the world's women 2015–2016: Transforming economies, realizing rights. United Nations Entity for Gender Equality and the Empowerment of Women (UN Women).

WORLD Bank (2004). Gender and Development in the East and North Africa; woman in the public sphere. MENA Development Report. Washington.