



## تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد

محمدعلی فیض‌پور<sup>۱</sup>

محمدحسن زارع<sup>۲</sup>

علی زارع زردینی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱

### چکیده

با اینکه هدف بیمه بیکاری تأمین امنیت شغلی و تضمین حداقل رفاه افراد بیکار است یکی از پیامدهای منفی آن می‌تواند افزایش دوره بیکاری باشد. بر این اساس، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ پرداخته است. جامعه آماری پژوهش، افراد بیکار جو‌یای کار در شهر یزد بودند که طی دوره مورد بررسی بیکار شدند، بیمه بیکاری دریافت کردند و مجدداً شاغل شدند. نتایج تخمین رگرسیون کاکس تعمیم‌یافته نشان داد که بیمه بیکاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر طول دوره بیکاری در شهر یزد داشته است. بنابراین، اگر مزایای بیمه بیکاری با گذشت زمان و افزایش دوره بیکاری به صورت تدریجی کاهش یابد، انگیزه اشتغال مجدد افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی سابقه اشتغال و سن بر دوره بیکاری است. بعلاوه، افراد مجرد و فاقد فرزند دوره بیکاری طولانی‌تر داشته‌اند اما جنسیت تأثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری نداشته است. یافته‌های این پژوهش همچنین نشان داد که دوره بیکاری، بیشتر از آن‌که متأثر از بیمه بیکاری باشد، تحت تأثیر ویژگی‌های فردی قرار دارد به طوری که وضعیت تأهل، بزرگترین ضریب موثر بر دوره بیکاری را در شهر یزد به خود اختصاص داده است. بنابراین، ضرورت توجه به ویژگی‌های فردی برای موفقیت در سیاست‌های کاهش دوره بیکاری اجتناب‌ناپذیر است.

**واژگان کلیدی:** بیکاری، بیمه بیکاری، دوره بیکاری، مدل مخاطره نسبی کاکس، شهر یزد.

feizpour@yazd.ac.ir

<sup>۱</sup>. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد

mhzarea@yazd.ac.ir

<sup>۲</sup>. استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد

aliiiiiii.zare@gmail.com

<sup>۳</sup>. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)

## ۱- مقدمه

با وجود تمامی تحولاتی که جهان در سال‌های گذشته تجربه نموده است، موضوع بیکاری همچنان یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی بسیاری از کشورهای جهان است. با وجود این که نرخ بالای بیکاری یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران به حساب می‌آید، اما استان یزد طی سال‌های گذشته در ردیف استان‌های با کمترین نرخ بیکاری قرار داشته است. با این وجود، در چند سال اخیر نرخ بیکاری در استان یزد از متوسط نرخ بیکاری در کشور فراتر رفته و این موضوع، بیکاری را به یکی از مسائل مهم استان یزد تبدیل کرده است. یکی از موضوعاتی که در این رابطه اهمیت فراوانی دارد، دوره بیکاری<sup>۱</sup> است. دوره بیکاری مدت زمان سپری شده از لحظه اعلام آمادگی فرد بیکار برای ورود به بازار کار تا زمان اشتغال است. منظور از اعلام آمادگی، مراجعه فرد به مراکز کاریابی و ثبت‌نام برای دریافت شغل است (فیض‌پور و زارع، ۱۳۹۱). ماهیت نرخ بیکاری ایستا است، اما دوره بیکاری ماهیتی پویا دارد و اهمیت آن در تحلیل‌های اقتصادی کمتر از نرخ بیکاری نیست (فیض‌پور، ۱۳۸۹). دوره بیکاری مدت زمانی است که یک فرد بیکار، در جستجوی شغل است. دوره بیکاری یکی از شاخص‌هایی است که عملکرد بازار کار را نشان می‌دهد؛ به نحوی که دوره بیکاری طولانی‌تر نشان‌دهنده عملکرد نامناسب بازار کار است و دلالت بر آن دارد که موانع ساختاری از اشتغال بیکاران جلوگیری می‌کند. در این حالت، بازار کار متضرر می‌شود، زیرا مهارت‌هایی را از دست می‌دهد که جبران آن‌ها سخت است و باید آن‌ها را مجدداً به افرادی که وارد بازار کار می‌شوند، آموزش داد (گنجعلی و همکاران، ۱۳۹۰). بر همین مبنا، شناسایی عوامل مؤثر بر دوره بیکاری به اندازه‌شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ بیکاری اهمیت دارد. این در حالی است که عمده مطالعات انجام شده در این رابطه بر نرخ بیکاری تمرکز دارند و دوره بیکاری کمتر مورد توجه قرار گرفته است. با استناد به مطالعات صورت گرفته، عوامل مؤثر بر دوره بیکاری به دو دسته عوامل فردی و محیطی تقسیم می‌شوند. بیمه بیکاری یکی از عوامل مؤثر بر دوره بیکاری است. هدف اصلی این بیمه، حمایت از کسانی است که به نحوی کارشان را از دست می‌دهند و این موضوع می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد. برای مثال، بیکاری می‌تواند ناشی از صدمه یا آسیب‌دیدگی در حین کار باشد. هدف بیمه بیکاری، کاهش فشارهای مادی و معنوی بر افراد بیکار تا زمان اشتغال بعدی از راه تأمین مالی موقت است و به طور کلی، این بیمه منافعی را برای بیکارانی که به دلایلی غیر از اشتباهات فردی بیکار می‌شوند، فراهم می‌آورد (مدرسی عالم،

<sup>۱</sup>. Unemployment Duration

۱۳۹۳). هدف تحقیق حاضر بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد است و به این منظور، هر دو دسته عوامل فوق مورد توجه قرار گرفته است. در راستای دست‌یابی به هدف تحقیق و بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد، مطالب مقاله در شش بخش تنظیم شده است و بخش‌های دوم تا ششم مقاله به ترتیب به مبانی نظری، پیشینه تجربی، روش تحقیق، نتایج تخمین مدل و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

## ۲- مبانی نظری

نظریه جستجوی شغل<sup>۱</sup> در دهه ۱۹۶۰ با تحقیقات استیگلر<sup>۲</sup> معرفی شد. بر اساس آن، پذیرش یک پیشنهاد شغلی توسط فرد بیکار (یا به عبارتی دوره بیکاری) به دستمزد حدی، انتظارات در خصوص پیشنهادهای شغلی آتی و هزینه‌های جستجو بستگی دارد. زمانی که دستمزد پیشنهادی به فرد بیکار بیشتر یا برابر با دستمزد حدی وی باشد، شغل را می‌پذیرد و در غیر این صورت، آن را رد می‌کند. دستمزد حدی فرد بیکار به عوامل زیادی بستگی دارد (فیض‌پور و زارع، ۱۳۹۱ به نقل از لنکستر<sup>۳</sup>، ۱۹۷۶). از جمله، افراد با مسئولیت خانوادگی بیشتر، دستمزد حدی کمتری دارند و احتمال پذیرش شغل پیشنهادی توسط آنان بیشتر است. همچنین، افراد با منابع مالی جایگزین کمتر نظیر بیمه بیکاری، دستمزد حدی کمتر و تمایل بیشتری برای پذیرش پیشنهادهای شغلی دارند. افزایش دستمزد دوره بیکاری (بیمه بیکاری)، دستمزد حدی را افزایش و انگیزه جستجوی شغل را کاهش می‌دهد و این دو باعث افزایش دوره بیکاری می‌شود (اوسیتالو و ورهو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰). عامل دیگری که بر دستمزد حدی تأثیر می‌گذارد، سرمایه انسانی مستهلك شده طی دوره بیکاری است. بر اساس نظریه سرمایه انسانی، بیکاری منجر به کاهش سرمایه انسانی و بهره‌وری فرد بیکار می‌شود. بنابراین، با افزایش دوره بیکاری، دستمزد حدی فرد بیکار تنزل می‌یابد (کریپس و تارلینگ<sup>۵</sup>، ۱۹۷۴). طبق این نظریه، کارفرمایان دستمزد کمتری را به افرادی که دوره بیکاری طولانی‌تری دارند، پیشنهاد می‌کنند، زیرا دوره بیکاری را ملاکی برای کیفیت کارگران می‌دانند. برخی مطالعات نیز موید همین موضوع است. به عنوان مثال مطالعه کریستنسن (۲۰۰۲) نشان داد که

1. Job Search Theory

2. Stigler

3. Lancaster (1976)

4. Uusitalo & Verho (2010)

5. Cripps & Tarling (1974)

با افزایش دوره بیکاری، دستمزد پیشنهادی به فرد بیکار کاهش می‌یابد. بنابراین، افرادی که مهارت‌های آنان سریع‌تر مستهلک می‌شود، احتمالاً تمایل بیشتری برای پذیرش شغل دارند. از این دیدگاه، نوع حرفه و سطح تحصیلات مهم هستند. بر خلاف نظریه سرمایه انسانی، بر اساس نظریه جستجوی شغل، دوره بیکاری طولانی‌تر نشان‌دهنده دستمزد حدی بالاتر است، زیرا فرد بیکار به دلیل دستمزد حدی بالاتر است که زمان بیشتری را صرف یافتن مشاغل با دستمزد بیشتر می‌کند (جونز<sup>۱</sup>، ۱۹۸۸). در واقع، تأثیر عوامل مختلف بر دستمزد حدی و انگیزه جستجوی شغل، تأثیر آن‌ها بر دوره بیکاری را مشخص می‌کند. در نظریه جستجوی شغل، دوره بیکاری با تعیین احتمال شرطی خروج از آن (تابع رویداد<sup>۲</sup>) مدل‌سازی می‌شود. تابع رویداد حاصل ضرب دو احتمال دریافت پیشنهاد شغلی و پذیرش پیشنهاد شغلی است (مورتسن<sup>۳</sup>، ۱۹۷۰). بر اساس این نظریه، زمانی که دوره بیکاری طولانی‌تر می‌شود، نرخ خروج از بیکاری بالا می‌رود که وابستگی دوره‌ای مثبت<sup>۴</sup> نام دارد. از طرفی، اگر از نظر کارفرمایان، سابقه بیکاری علامتی برای تعیین بهره‌وری کارگران باشد، افزایش دوره بیکاری منجر به کاهش جستجوی شغل می‌شود و نرخ خروج از بیکاری<sup>۵</sup> را کاهش می‌دهد که وابستگی دوره‌ای منفی<sup>۶</sup> نام دارد (فیض‌پور و زارع، ۱۳۹۱ به نقل از لنکستر، ۱۹۷۶).

نظریه جستجو-مطابقت<sup>۷</sup> نظریه دیگری است که در توضیح پدیده بیکاری مطرح شده است. مدل دایموند-مورتسن-پیساریدز<sup>۸</sup> که در دهه ۱۹۷۰ معرفی شد، نخستین مدل جستجو-مطابقت به شمار می‌رود. این مدل مبتنی بر ایده‌های فلیس<sup>۹</sup> (۱۹۶۸) و فریدمن<sup>۱۰</sup> (۱۹۶۸) است و در آن، روشی که کارگران بیکار (u) و موقعیت‌های شغلی (v) در برابر یکدیگر قرار می‌گیرند، به عنوان فرآیند مطابقت، مدل‌سازی شده است. فرآیند مطابقت تحت عنوان تابع مطابقت مورد بررسی قرار می‌گیرد که در آن، کارگران و فرصت‌های شغلی به عنوان ورودی لحاظ می‌شوند و جریانی از مطابقت‌های صورت گرفته را شکل می‌دهند.

1. Jones (1988)

2. Event Function

3. Mortensen (1970)

4. Positive Period Dependence

5. Unemployment Exit Rate

6. Negative Period Dependence

7. Search-Match Theory

8. Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP) Model (1970)

9. Phelps (1968)

10. Friedman (1968)

بازار کار از ناهمگنی‌ها، نقص‌های اطلاعاتی و سایر اصطکاک‌ها تشکیل شده است که مهارت‌های متفاوت، شغل‌های متفاوت و نااطمینانی‌ها از جمله آن‌ها هستند. بر خلاف آن‌چه که نظریه بازار کار کلاسیک به آن عقیده دارد، این عوامل مانع از تسویه خودکار بازار کار می‌شوند. تابع مطابقت، ورودی‌های فرآیند مطابقت را لحاظ و تعداد شغل‌های جدید ایجاد شده را محاسبه می‌کند. بر این اساس، احتمال دارد تمامی کارگران بیکار صاحب شغل نشوند. در واقع، تابع مطابقت (رابطه ۱) مشابه تابع تولید است که مقدار تولید را برای ورودی‌های مشخص محاسبه می‌کند. بنابراین، بیکاری می‌تواند در حالت پایدار وجود داشته باشد و این همان است که نظریه بازار کلاسیک از توضیح آن عاجز است (پیساریدز، ۲۰۰۰):

$$m = m(u, v) \quad (1)$$

که در آن  $m$ ،  $u$  و  $v$  به ترتیب نشان‌دهنده تابع مطابقت، تعداد بیکاران و تعداد فرصت‌های شغلی است. تابع مطابقت یک تابع پیوسته، غیر منفی، افزایشی نسبت به  $u$  و  $v$  و مقعر است و معمولاً فرض می‌شود که همگن از درجه ۱ است (البته این فرض می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد). نرخ مطابقت فرصت شغلی با  $q = \frac{m}{v}$  و نرخ مخاطره با  $f = \frac{m}{u}$  نشان داده می‌شود. بنابراین، با افزایش  $v$ ،  $q$  کاهش می‌یابد و با افزایش  $u$ ،  $f$  کاهش پیدا می‌کند، زیرا افزایش فرصت‌های شغلی و افزایش تعداد بیکاران به معنی افزایش تعداد جستجوکنندگان است (پیساریدز، ۲۰۰۰).

چارچوب نظری تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری پیش‌بینی می‌کند که مزایای بیشتر و طولانی‌تر منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود. چارچوب این تحلیل مبتنی بر مدل‌های جستجوی شغل<sup>۲</sup> است. در این مدل‌ها فرض می‌شود که کارگر برای حداکثرسازی مطلوبیت خود که تابعی از درآمد و استراحت است، استراتژی بهینه جستجو<sup>۳</sup> را انتخاب می‌کند. در دوره بیکاری، کارگر به صورت تصادفی با پیشنهادها و فرصت‌های کاری مواجه می‌شود و باید به صورت متوالی انتخاب کند که آیا پیشنهاد و فرصت فعلی را قبول کند یا به جستجو ادامه دهد. استراتژی بهینه شامل دستمزد جایگزین<sup>۴</sup> (بیمه بیکاری) و شدت جستجو<sup>۱</sup> برای شغل است و شدت جستجو برای شغل از

1. Pissarides (2000)

2. Job Search Models

3. Optimal Strategy of Search

4. Reservation Wage

برابری هزینه نهایی<sup>۲</sup> و سود نهایی<sup>۳</sup> جستجو تعیین می‌شود. با افزایش شدت جستجو، نرخ خروج از بیکاری افزایش و دوره بیکاری کاهش می‌یابد، زیرا دریافت پیشنهادها و فرصت‌های کاری زیاد می‌شود. همچنین، کاهش دستمزد جایگزین (بیمه بیکاری)، نرخ خروج از بیکاری را افزایش و دوره بیکاری را کاهش می‌دهد، زیرا احتمال پذیرش پیشنهاد و فرصت فعلی افزایش می‌یابد. در این چارچوب، تا زمانی که هزینه فرصت جستجو کمتر از دستمزد جایگزین (بیمه بیکاری) باشد، کارگران تمایل کمتری برای خروج از بیکاری دارند و تلاش کمتری برای جستجوی شغل انجام می‌دهند (مورتسن<sup>۴</sup>، ۱۹۷۷؛ میر<sup>۵</sup>، ۱۹۹۰).

### ۳- پیشینه تجربی

کتر و میر<sup>۶</sup> (۱۹۹۰) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر دوره پرداخت بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در ایالت‌های کشور آمریکا در سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۷۸ پرداختند و با استفاده از مدل مخاطره نسبی به این نتیجه رسیدند که افزایش دوره پرداخت بیمه بیکاری، منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود. کارلینگ<sup>۷</sup> و همکاران<sup>۷</sup> (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای به تحلیل رابطه بیمه بیکاری و دوره بیکاری در کشور سوئد در سال ۱۹۹۱ پرداختند و نتایج نشان داد که دریافت بیمه بیکاری، نرخ خروج از بیکاری را افزایش می‌دهد.

باور و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مزایای بیکاری و چرخه تجاری بر دوره بیکاری در کشور اسپانیا در سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۸۷ پرداختند و نتایج حاکی از آن بود که دریافت مزایای بیکاری به صورت معنی‌داری دوره بیکاری را افزایش می‌دهد. همچنین، شرایط تجاری مطلوب و انعطاف‌پذیری بازار کار منجر به کاهش دوره بیکاری می‌شود.

رود و ژانگ<sup>۹</sup> (۲۰۰۳) با استفاده از مدل مخاطره نسبی، تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در کشور نروژ را در دهه ۱۹۹۰ بررسی کردند. بر اساس نتایج، افزایش پرداخت بیمه بیکاری، نرخ خروج از بیکاری را کاهش می‌دهد و نرخ خروج از بیکاری قبل از اتمام بیمه بیکاری افزایش پیدا می‌کند.

1. Search Intensity

2. Marginal Cost of Search

3. Marginal Profit of Search

4. Mortensen (1977)

5. Meyer (1990)

6. Katz & Meyer (1990)

7. Carling (1996)

8. Bover (2002)

9. Røed & Zhang (2003)

تاتسیراموس<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) به تحلیل تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری و ثبات اشتغال در کشورهای فرانسه، آلمان و انگلستان در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۴ پرداخت و نتایج نشان داد که نرخ خروج از بیکاری برای کارگرانی که بیمه بیکاری دریافت می‌کنند، علاوه بر آن، مزایای بیمه بیکاری در فرانسه و آلمان بیشتر است، به طوری که در این کشورها، دوره جست‌وجوی شغل توسط کارگران طولانی‌تر از انگلستان است.

مطالعه تاتسیراموس<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) که به تحلیل تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری و دوره اشتغال در کشورهای منتخب اروپایی در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۴ مربوط می‌شود، نشان داد که دریافت بیمه بیکاری بر دوره بیکاری تأثیر منفی دارد و منجر به افزایش دوره اشتغال می‌شود. همچنین، دوره اشتغال کارگرانی که بیمه بیکاری دریافت می‌کنند، بیشتر از کارگرانی است که بیمه بیکاری دریافت نمی‌کنند.

فیتزبرگر و ویلکی<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) به ارزیابی عوامل مؤثر بر دوره بیکاری در کشور آلمان در سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۶ پرداختند و نتایج حاکی از آن بود که بیکارانی که سطح کمتری از مزایای بیمه بیکاری دریافت می‌کنند، دوره بیکاری طولانی‌تری دارند.

در مطالعه‌ای مشابه، لالیو<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از رگرسیون ناپیوسته، تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در کشور اتریش را در سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۸۹ بررسی کرد و به این نتیجه رسید که تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت و همچنین، در بین زنان و مردان متفاوت است. بر اساس یافته‌ها، پرداخت بلندمدت بیمه بیکاری منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود، اما پرداخت کوتاه‌مدت آن الزاماً دوره بیکاری را افزایش نمی‌دهد. همچنین، درحالی که پرداخت بیمه بیکاری، دوره بیکاری زنان را افزایش می‌دهد، تأثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری مردان ندارد.

مطالعه رود و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) در مورد کشورهای نروژ و سوئد نتایج متفاوتی را درباره رابطه دوره بیکاری و بیمه بیکاری در این دو کشور نشان داد. بر این اساس، در سوئد، مزایای بیمه بیکاری برای کارگران کم‌درآمد بیشتر بوده و به همین دلیل، دوره بیکاری کارگران کم‌درآمد در سوئد نسبت به نروژ بیشتر است.

1. Tatsiramos (2004)

2. Tatsiramos (2006)

3. Fitzenberger & Wilke (2007)

4. Lalive (2007)

5. Røed(2008)

مطالعات کالیندو و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) و لارینگسون<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) به ترتیب در مورد آلمان و استونی نشان‌دهنده آن بود که افزایش مزایای بیمه بیکاری، احتمال خروج از بیکاری را کاهش و دوره بیکاری را افزایش می‌دهد.

مطالعاتی که در دهه اخیر در بررسی تاثیر بیمه بیکاری بر دوره و نرخ بیکاری در آمریکا انجام شده، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. بررسی فاربر و والتا<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) در تحلیل تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در کشور آمریکا در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ نشان داد که بیمه بیکاری تأثیر کوچکی بر کاهش خروج از بیکاری در این کشور داشته و دوره بیکاری را به میزان کمی افزایش داده است. لی و آلتونجی<sup>۴</sup> (۲۰۱۶) نیز به نتایج مشابهی درخصوص آمریکا دست یافتند. آن‌ها در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر بیمه بیکاری بر جستجوی شغل در این کشور در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۱ پرداختند و نتایج نشان داد که افزایش مدت بیمه بیکاری به تنهایی تأثیری بر جستجوی شغل ندارد. با این وجود، پژوهش فیگورا و بارنیچان<sup>۵</sup> (۲۰۱۴) در بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر نرخ بیکاری و نرخ مشارکت در آمریکا در سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۶ نتایج دیگری را نشان می‌داد. یافته‌ها نشان می‌داد که پرداخت بیمه بیکاری منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود. پس از آن، در پژوهش براون و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۷) در خصوص کشور آمریکا که با استفاده از مدل‌سازی ریاضی و در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۱ انجام شد، این نتیجه به دست آمد که افزایش بیمه بیکاری باعث طولانی شدن دوره بیکاری می‌شود، اما کاهش آن تأثیر کمی بر سطح دستمزد و اشتغال در این کشور دارد. مطالعه‌ای که چودرو-ریچ و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۹) برای سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۱۵ انجام دادند نیز نشان می‌داد که با افزایش بیمه بیکاری در آمریکا، نرخ بیکاری در این کشور افزایش می‌یابد. نتیجه مشابه در پژوهش هاگدورن و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۱۹) که با استفاده از یک مدل تعادل عمومی انجام شد به دست آمد. یافته‌های آن‌ها نیز نشان می‌داد با افزایش بیمه بیکاری، تقاضای نیروی کار کاهش و دوره بیکاری در آمریکا افزایش می‌یابد. در خصوص ایالت میزوری آمریکا، مطالعه کارد و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۱۵) برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۳ و با استفاده از رگرسیون ناپیوسته نشان

1. Calien(2009)

2. Lauringson (2010)

3. Farber & Valletta (2011)

4. Lee & Altonji (2016)

5. Figura & Barnichon (2014)

6. Brown (2017)

7. Chodorow-Reich (2019)

8. Hagedorn (2019)

9. Card (2015)



داد که که کشش دوره بیکاری نسبت به مزایای بیمه بیکاری، بعد از رکود اقتصادی بزرگتر از دوره قبل از آن بوده است. مطالعه جانستون و ماز<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) نیز برای همین ایالت و در همین بازه زمانی و با روش پژوهش مشابه نشان داد که تأثیر پرداخت بیمه بیکاری بر نرخ بیکاری مثبت است و با کاهش بیمه بیکاری، نرخ بیکاری نیز کاهش می‌یابد.

ناگل و وبر<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تأثیر مزایای دوره بیکاری بر طول این دوره را در آلمان، در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵، بررسی کردند. تفاوت مطالعه آن‌ها با پژوهش‌های قبلی این بود که این بررسی با لحاظ سطوح مختلف دستمزد کارگران انجام شد. نتایج نشان داد که با کاهش بیمه بیکاری، احتمال خروج کارگران از دوره بیکاری برای کارگران با دستمزد متوسط، بیشتر از کارگران با دستمزد کم و زیاد است. مطالعه اشمیدر و ترینکل<sup>۳</sup> (۲۰۱۶) در خصوص آلمان و برای سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۸ انجام شد. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، در جستجوی شغل، بین کارگران دریافت‌کننده بیمه بیکاری با کارگرانی که در این کشور بیمه بیکاری دریافت نمی‌کردند، تفاوت رفتاری معنی‌داری وجود نداشته است.

گالین و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دست‌یابی به شغل در کشور اسپانیا در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۱۷ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تأثیر بیمه بیکاری بر دست‌یابی به شغل به چرخه تجاری بستگی دارد و نرخ اشتغال با اتمام دریافت بیمه بیکاری شتاب می‌گیرد.

در ایران مطالعات محدودتری انجام شده است. هادیان (۱۳۸۴) تأثیر آموزش بر دوره بیکاری را در شهرستان شیراز با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش، دوره بیکاری تابعی از سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت تأهل، صاحب فرزند بودن، افراد تحت تکفل، تجربه و مهارت، بیمه بیکاری، آموزش به تفکیک آموزشگاه‌های دولتی و آموزشگاه‌های فنی و حرفه‌ای در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که آموزش نیروی انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کاهش دوره بیکاری دارد. همچنین، تأثیر آموزش آموزشگاه‌های فنی و حرفه‌ای آزاد بر کاهش دوره بیکاری بیشتر از آموزشگاه‌های دولتی است. بعلاوه، تأثیر متغیرهای سن، تحصیلات و افراد

1. Johnston & Mas (2016)

2. Nagl & Weber (2014)

3. Schmieder & Trenkle (2016)

4. Galean (2019)

تحت تکفل بر دوره بیکاری منفی و متغیر تجربه و مهارت بر دوره بیکاری مثبت است. بر اساس این پژوهش، مردها و مجردها دوره بیکاری کوتاهتری نسبت به زن‌ها و متأهلین دارند. فیض‌پور (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر دوره بیکاری در استان یزد در سال‌های برنامه سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۷۹) پرداخت. در این مطالعه سن، جنسیت، وضعیت تأهل، صاحب فرزند بودن (یا نبودن)، بعد خانوار، شغل همسر، داشتن (یا نداشتن) تحصیلات عالی و تجربه شغلی به عنوان عوامل مؤثر بر دوره بیکاری لحاظ شدند. نتایج نشان داد که تأثیر سن بر دوره بیکاری مثبت و تأثیر تعداد افراد تحت تکفل، تجارب شغلی و سطح تحصیلات بر دوره بیکاری منفی است. متغیرهای وضعیت تأهل و جنسیت نیز تأثیری بر دوره بیکاری ندارند. فیض‌پور و زارع (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ویژگی‌های فردی بر دوره بیکاری در شهر یزد در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۶ پرداختند. در این مطالعه نیز دوره بیکاری تابعی از جنسیت، سن، وضعیت تأهل، تعداد فرزند، اشتغال همسر، اشتغال قبل از دوره بیکاری، دریافت (یا عدم دریافت) بیمه بیکاری، مهارت و تحصیلات در نظر گرفته شد. برای تحلیل داده‌ها از مدل مخاطره نسبی کاکس<sup>۱</sup> استفاده شد. نتایج نشان داد که مردها و متأهلین دوره بیکاری کوتاهتری نسبت به زن‌ها و مجردین داشته‌اند. اما افرادی که همسرانشان شاغل بودند دوره بیکاری طولانی‌تری را گذرانده‌اند. همچنین، هرچه تعداد فرزند، مهارت حرفه‌ای، سابقه اشتغال و تحصیلات فرد بیشتر بوده دوره بیکاری کوتاهتری داشته است. تأثیر متغیر سن نیز بر دوره بیکاری در این دوره مثبت بوده است. در این مطالعه برای اولین بار، بیمه بیکاری نه به صورت یک متغیر دامی (دریافت کردن یا نکردن بیمه بیکاری)، بلکه به عنوان دستمزد دوره بیکاری و به صورت یک ضریب (نسبت بیمه بیکاری به حداقل دستمزد) وارد مدل می‌شود. از این رو، جامعه آماری این پژوهش، افراد بیکار جویای کاری هستند که در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بیکار شده‌اند، بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند و مجدداً شاغل شده‌اند. همچنین، نحوه محاسبه دوره بیکاری به علت تفاوت در منبع داده‌ها با مطالعات قبلی تفاوت دارد. در مطالعه حاضر، داده‌ها با مراجعه به اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد جمع‌آوری شده‌اند، در حالی که در مطالعات قبلی داده‌ها با مراجعه به مراکز کاربایی جمع‌آوری شده‌اند.

۱. Cox Proportional Hazard Model

## ۴- روش تحقیق

داده‌های بقا<sup>۱</sup> مجموعه‌ای از داده‌ها هستند که در دوره مشخصی وارد مطالعه و تا زمان وقوع حادثه مورد بررسی، پیگیری می‌شوند. در این داده‌ها، هر آزمودنی حادثه مورد بررسی را تنها یک بار تجربه خواهد کرد و فرض می‌شود که زمان بقای آزمودنی‌های مختلف از یکدیگر مستقل است. در تحلیل بقا لزومی ندارد همه آزمودنی‌ها در ابتدا وارد مطالعه شوند، بلکه می‌توانند بعد از شروع مطالعه وارد شوند. تحلیل بقا مجموعه‌ای از روش‌های آماری برای تجزیه و تحلیل داده‌های بقا جهت بررسی زمان وقوع حادثه مورد بررسی برای متغیر خروجی است. در تحقیق حاضر، مقصود از حادثه، خروج فرد بیکار از دوره بیکاری است و فرض می‌شود که این رویداد تنها یک مرتبه رخ می‌دهد. در تحلیل بقا روش‌های متنوعی وجود دارد که جدول طول عمر<sup>۲</sup>، برآوردگر کاپلان-مایر<sup>۳</sup> و رگرسیون بقا از جمله آن‌ها هستند (کریمی، ۱۳۹۳).

احتمال آن که طول عمر یک آزمودنی (T) بیشتر از یک دوره زمانی مشخص (t) باشد، تابع بقا<sup>۴</sup> نام دارد که به شکل رابطه (۲) بیان می‌شود:

$$S(t) = P(T > t) \quad (2)$$

تابع بقا یک تابع غیر صعودی است، زیرا با افزایش t احتمال بقا کاهش می‌یابد. به عبارتی، با گذشت زمان حادثه برای افراد بیشتری از نمونه رخ می‌دهد. با توجه به این که تابع بقا بین دو شکست متوالی مقدار ثابتی دارد و بعد از هر شکست بلافاصله کاهش می‌یابد، نمودار این تابع به صورت پله‌ای نمایان می‌شود (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰). در  $T=0$  داریم  $S(0)=1$ ، زیرا در زمان شروع، هنوز حادثه برای هیچ یک از افراد نمونه رخ نداده است. در  $T=\infty$  داریم  $S(\infty)=0$ ، زیرا به لحاظ تئوری، چنانچه دوره زمانی بی‌نهایت باشد، هیچ یک از افراد نمونه زنده نخواهد ماند و منحنی بقا در نهایت به صفر می‌رسد (کلینباوم و کلین<sup>۵</sup>، ۲۰۰۵).

1. Survival Data

2. Life Duration Table

3. Kaplan-Meier Estimator

4. Survival Function

5. Kleinbaum & Klein (2005)

تابع خطر پتانسیل آنی برای وقوع حادثه مورد بررسی (شکست) در زمان  $t$  است، به شرط آن که آزمودنی تا آن لحظه باقی مانده باشد و به شکل رابطه (۳) بیان می‌شود:

$$h(t) = \log_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (۳)$$

تابع خطر می‌تواند در طول زمان ثابت بماند، افزایش یا کاهش یابد یا روندهای پیچیده‌تری داشته باشد. این تابع برای هر آزمودنی متفاوت است و حتی می‌تواند برای یک آزمودنی در طول زمان ثابت نباشد. آزمودنی‌هایی که نرخ خطر بالاتری دارند، حادثه مورد بررسی سریع‌تر برای آن‌ها رخ می‌دهد (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰).

برای تحلیل داده‌های بقا از مدل‌های پارامتری (وایل<sup>۱</sup>، لگ‌نرمال<sup>۲</sup> و نمایی<sup>۳</sup>) و ناپارامتری (مدل مخاطره نسبی کاکس) استفاده می‌شود. با وجود این که مدل‌های پارامتری فرم تابعی مشخصی دارند، اما در بسیاری مواقع نمی‌شود از آن‌ها استفاده کرد، زیرا تعیین یک مدل مناسب برای داده‌های بقا دشوار است. بنابراین، به محققان پیشنهاد می‌شود که از مدل‌های ناپارامتری استفاده کنند. مدل مخاطره نسبی کاکس یک روش آماری برای برقراری ارتباط بین بقا و تعدادی از متغیرهای توضیحی است. این مدل در گروه مدل‌های ناپارامتری قرار می‌گیرد و تابعی از زمان و متغیرهای توضیحی است. مدل مخاطره نسبی کاکس یکی از مدل‌های کاربردی در تحلیل داده‌های بقا محسوب می‌شود و بیشتر محققان از آن استفاده می‌کنند. همچنین، برای رفع مشکل تورش تخمین ناشی از سانسورشدگی در تحلیل داده‌های بقا، از مدل مخاطره نسبی کاکس استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۴) است (کلینبام و کلین، ۲۰۰۵):

$$h(t, X) = h_0(t) \cdot \varphi(X, \beta) = h_0(t) \cdot e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad (۴)$$

مدل مخاطره نسبی کاکس نشان‌دهنده آن است که مخاطره در زمان  $t$  برای یک آزمودنی با مجموعه‌ای از خصوصیات که با استفاده از متغیرهای توضیحی نمایش داده می‌شود، به دو کمیت بستگی دارد:  $h_0(t)$  تابع مخاطره پایه که تابعی از زمان  $t$  است و عبارت نمایی که به وسیله مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی  $X$  بیان می‌شود و تابعی از متغیرهای توضیحی مستقل از زمان

۱. Weibull

۲. Log-normal

۳. Exponential

است. متغیرهای توضیحی می‌توانند تابعی از زمان باشند، ولی در این صورت فرض مخاطره نسبی<sup>۱</sup> برقرار نخواهد بود که حاصل آن، مدل مخاطره کاکس تعمیم‌یافته است. چنانچه همه متغیرهای توضیحی مدل صفر باشند، عبارت نمایی برابر با یک خواهد شد که حاصل آن، تابع مخاطره پایه است (کلینام و کلین، ۲۰۰۵):

$$\varphi(X, \beta) = \exp(X, \beta) \quad (۵)$$

با توجه به رابطه (۵) چنانچه  $X=0$  یا  $\beta=0$  باشد، آن‌گاه  $\Phi(X, \beta)=1$  خواهد بود و به مفهوم آن است که متغیرهای توضیحی تأثیری بر نرخ خطر ندارند. بنابراین، اطمینان حاصل می‌شود که مخاطره برآوردی همواره عددی غیر منفی  $0 \leq h(t, X) < \infty$  است. نسبت مخاطره برابر است با مقدار مخاطره یک فرد یا گروه نسبت به مقدار مخاطره فرد یا گروه دیگر. نسبت مخاطره تنها برای عبارت نمایی موضوعیت دارد و تابع مخاطره پایه به دلیل اشتراک صورت و مخرج، حذف می‌شود:

$$\widehat{HR} = \frac{\widehat{h}(t, X^*)}{\widehat{h}(t, X)} = \exp\left[\sum_{i=1}^p \beta_i (X_i^* - X_i)\right] \geq 1 \quad (۶)$$

برای سهولت محاسبه، به فرد یا گروه با خطر بیشتر ( $X^*$ ) عدد یک و به فرد یا گروه با خطر کمتر ( $X$ ) عدد صفر اختصاص داده می‌شود.  $X^* = (X_1^*, X_2^*, \dots, X_p^*)$  و  $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$  نشان‌دهنده عوامل مؤثر بر شکست برای دو فرد یا دو گروه است (کریمی، ۱۳۹۳). یکی از ویژگی‌های مدل مخاطره نسبی کاکس، فرض مخاطره نسبی است که بر اساس آن، نسبت مخاطره همواره عددی ثابت و مستقل از زمان است. این فرض تنها برای متغیرهای مستقل از زمان (مجازی) کاربرد دارد. با توجه به رابطه (۷)، مقدار مخاطره یک فرد یا گروه نسبت ثابتی از مقدار مخاطره برای فرد یا گروه دیگر است:

$$\frac{\widehat{h}(t, X^*)}{\widehat{h}(t, X)} = \exp\left[\sum_{i=1}^p \beta_i (X_i^* - X_i)\right] = \hat{\theta} \rightarrow \widehat{h}(t, X^*) = \hat{\theta} \widehat{h}(t, X) \quad (۷)$$

<sup>۱</sup>. Assumption of Proportional Hazard

برای ارزیابی فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس دو رویکرد وجود دارد. رویکرد اول، رویکردی است که با استفاده از منحنی بقای  $\log\text{-log}$  نمایش داده می‌شود و بر اساس آن، شرایط برقراری فرض آن است که منحنی‌ها موازی یا تقریباً موازی باشند و یکدیگر را قطع نکنند. رویکرد دوم، آزمون نسبت انطباق<sup>۲</sup> است که فرض صفر آن، برقراری فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس را نشان می‌دهد. اگر مقدار p-value بزرگتر از ۰/۱ باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس برقرار است، اما اگر مقدار p-value کوچکتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس برقرار نیست. چنانچه مقدار p-value بین ۰/۰۵ و ۰/۱ باشد، امکان نتیجه‌گیری قطعی وجود ندارد (کریمی، ۱۳۹۳).

چنانچه متغیرهای توضیحی در عبارت نمایی مستقل از زمان نباشند، باید از مدل کاکس تعمیم‌یافته<sup>۳</sup> استفاده شود. بخش نمایی مدل کاکس تعمیم‌یافته شامل متغیرهای مستقل از زمان و وابسته به زمان است. متغیرهای مستقل از زمان با  $X_i$ ، متغیرهای وابسته به زمان با  $X_j$  و مجموعه متغیرهای توضیحی با بردار  $X$  نشان داده می‌شوند (کلینام و کلین، ۲۰۰۵):

$$h(t, X(t)) = h_0(t) \exp\left[\sum_{i=1}^{p1} \beta_i X_i + \sum_{j=1}^{p2} \delta_j X_j(t)\right] \quad (۸)$$

$$X^T(t) = \{X_1, X_2, \dots, X_{p1}; X_1(t), X_2(t), \dots, X_{p2}(t)\} \quad (۹)$$

با وجود این که مقادیر  $X_j(t)$  در طول زمان تغییر می‌کنند، اما برای هر متغیر وابسته به زمان در مدل تنها یک ضریب به دست می‌آید. بنابراین، در زمان  $t$  متغیر  $X_j(t)$  تنها یک مقدار دارد. در مدلی که متغیرهای توضیحی مستقل از زمان هستند، نسبت مخاطره به زمان وابسته نیست و مقدار ثابتی برابر با  $\exp(\beta, X)$  دارد، اما در مدلی که متغیرهای توضیحی وابسته به زمان هستند، اگر ضریب متغیر وابسته به زمان بزرگتر از صفر باشد، نسبت مخاطره ثابت نیست و با افزایش  $t$  افزایش می‌یابد. بنابراین، فرض مخاطره نسبی برقرار نخواهد بود.

یکی از بهترین روش‌ها برای برآورد پارامترها در مدل‌های بقا، روش حداکثر درست‌نمایی<sup>۴</sup> است که در آن، پارامترها به وسیله حداکثرسازی تابع احتمال به دست می‌آیند. تابع احتمال مدل کاکس برای تمامی آزمودنی‌ها نیست، زیرا احتمالات را تنها برای آزمودنی‌هایی لحاظ می‌کند که

1. Survival Log-Log Curve

2. Match Ratio Test

3. Extended Cox Model

4. Maximum Likelihood

شکست خورده‌اند و نه برای آزمودنی‌هایی که سانسور شده‌اند. بنابراین، تابع احتمال در مدل کاکس، یک تابع احتمال جزئی است. با فرض آن که مشاهدات مربوط به  $n$  آزمودنی وجود داشته باشد، طول عمر هر آزمودنی مشخص و در داده‌ها سانسورشدگی وجود نداشته باشد، با  $P$  متغیر توضیحی  $n$  ردیف مشاهده ایجاد خواهد شد  $(t_i, X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iP})$ .  $t_i$  زمان شکست و  $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iP}$  متغیرهای توضیحی مشاهده  $i$ م هستند که در آن  $i=1, 2, \dots, n$  است. زمانی که  $h_0(t)$  کاملاً نامعلوم است، از این اطلاعات برای برآورد پارامتر  $\beta$  استفاده می‌شود. اگر زمان‌های شکست  $t_1 < t_2 < \dots < t_n$  باشد و آزمودنی‌ای که در زمان  $t_j$  شکست را تجربه می‌کند،  $I_j$  باشد، مجموع آزمودنی‌هایی که در زمان  $t_j$  در معرض خطر قرار دارند، برابر با  $R(t_j)$  است که به آن مجموعه ریسک می‌گویند و  $R(t_j) = \{i: t_i \geq t_j\}$  است. با توجه به این که هیچ‌گونه اطلاعاتی از  $h_0(t)$  وجود ندارد، زمان‌های  $t_j$  به تنهایی هیچ‌گونه اطلاعاتی از  $\beta$ ها به دست نمی‌دهند و اطلاعات  $\beta$ ها از  $I_j$ ها فراهم می‌شود. به عنوان مثال، در زمان  $t_j$ ، زمان‌های  $t_1, t_2, \dots, t_{j-1}$  و متناظر با آنها،  $I_1, I_2, \dots, I_{j-1}$  معلوم هستند. بنابراین، مجموعه ریسک  $R(t_j)$  مشخص می‌شود. حال، اگر در زمان  $t_j$  برای یک آزمودنی حادثه رخ دهد، احتمال شرطی این که آزمودنی، آزمودنی  $i$ م باشد به صورت رابطه (۱۰) است:

$$\frac{h(t_j, X_i)}{\sum_{k \in R(t_j)} h(t_j, X_k)} = \frac{\psi(X_i, \beta)}{\sum_{k \in R(t_j)} \psi(X_k, \beta)} \quad (10)$$

در جمله سمت راست، تابع خطر پایه  $h_0(t_j)$  از صورت و مخرج حذف شده است. توزیع همزمان احتمال بالا که نشان‌دهنده تابع درست‌نمایی است، به شکل رابطه (۱۱) خواهد بود (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰):

$$L(\beta) = P(i_1, i_2, \dots, i_n) = \prod_{j=1}^n P_j(i_j | i_1, i_2, \dots, i_{j-1}) = \prod_{j=1}^n \frac{\psi(X_{i_j}, \beta)}{\sum_{k \in R(t_j)} \psi(X_k, \beta)} \quad (11)$$

تابع درست‌نمایی در رابطه (۱۱) یک تابع درست‌نمایی کامل است. در شرایطی که سانسورشدگی وجود داشته باشد، اگر سانسورشدگی بلافاصله بعد از شکست‌ها رخ دهد، استدلال مشابه خواهد بود. به عبارتی، سانسورشدگی آزمودنی‌ها دقیقاً بعد از زمان  $t_j$  انجام می‌شود، یعنی در مجموعه خطر  $R(t_j)$  قرار دارند، اما در مجموعه خطر  $R(t_{j+1})$  قرار نمی‌گیرند. در این حالت، اگر  $f$  شکست

از  $n$  آزمودنی در زمان‌های  $t_1 < t_2 < \dots < t_f$  مشاهده شود، توزیع همزمان به صورت رابطه (۱۲) خواهد بود:

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^f \frac{\psi(X_{ij}\beta)}{\sum_{k \in R(t_j)} \psi(X_{kj}\beta)} \quad (12)$$

تابع درست‌نمایی در رابطه (۱۲) یک تابع درست‌نمایی کامل نیست و به آن تابع درست‌نمایی جزئی گفته می‌شود. در مدل کاکس، برآوردگرهایی که برای پارامترهای  $\beta$  در این تابع از حداکثرسازی  $L(\beta)$  به دست می‌آیند، تقریباً تمامی خصوصیات برآوردگرهای حداکثر درست‌نمایی را دارند (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰).

در این پژوهش برای بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد از روابط (۱۳) و (۱۴) استفاده شد:

$$dur = \beta_0 + \beta_1 wge + \delta X \quad (13)$$

$$dur = \beta_0 + \beta_1 wge + \delta_1 age + \delta_2 gen + \delta_3 mar + \delta_4 emp + \delta_5 chd \quad (14)$$

که در آن  $dur$  دوره بیکاری،  $wge$  بیمه بیکاری و  $X$  برداری از متغیرهای توضیحی شامل سن ( $age$ )، جنسیت ( $gen$ )، وضعیت تأهل ( $mar$ )، سابقه اشتغال ( $emp$ ) و فرزندآوری ( $chd$ ) است. سه متغیر جنسیت، وضعیت تأهل و فرزندآوری دامی (موهومی) هستند که به ترتیب در حالت مرد بودن، مجرد بودن و فرزند نداشتن مقدار یک و وضعیت خلاف آن مقدار صفر می‌گیرند. دوره بیکاری بر حسب روز و بیمه بیکاری که دستمزد جایگزین در دوره بیکاری محسوب می‌شود، به صورت ضریب دستمزد دریافتی نسبت به حداقل دستمزد وارد مدل می‌شود.

جامعه آماری این پژوهش، افراد بیکار جویای کاری هستند که در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بیکار شده‌اند، بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند و مجدداً شاغل شده‌اند. داده‌های خام به صورت کتابخانه‌ای با مراجعه به اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد جمع‌آوری شده‌اند. در این پژوهش از آخرین داده‌های قابل دسترس استفاده شده است.



جدول ۱: ویژگی‌های آماری و تأثیر انتظاری متغیرها

تأثیر انتظاری	ویژگی‌های آماری				نماد	متغیر
	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	میانگین		
-	۱۵۲۰	۱	۲۴۳	۳۹۱	dur	دوره بیکاری
مثبت	۵/۳۱	۱	۰/۹۴	۱/۴۴	wge	بیمه بیکاری
منفی	۳۶۵	۶	۵۸	۷۸	emp	سابقه اشتغال
منفی	۶۸	۲۲	۷/۶۵	۳۷	age	سن
منفی	-	-	-	-	gen	جنسیت (مرد)
مثبت	-	-	-	-	mar	وضعیت تأهل (تجرد)
مثبت	-	-	-	-	chd	فرزندآوری (نداشتن فرزند)

منبع: اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد

## ۵- نتایج تخمین مدل

### ۵-۱- ویژگی‌های جمعیتی جامعه آماری

توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به این جدول، دوره بیکاری ۶۶/۲ درصد از افراد کمتر از ۱۲ ماه و ۲۹/۸ درصد بین ۱۲ تا ۲۴ ماه بوده است که جمعاً ۹۶ درصد از جامعه آماری هستند.

جدول ۲: توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری

دوره بیکاری	تعداد	درصد
> ۱۲ ماه	۱۷۲۱۱	۶۶/۲
۱۲-۲۴ ماه	۷۷۶۷	۲۹/۸
۲۴-۳۶ ماه	۸۶۴	۳/۳
۳۶-۴۸ ماه	۱۲۷	۰/۵
۴۸-۶۰ ماه	۱۸	۰/۱
جمع	۲۵۹۴۹	۱۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

توزیع جامعه آماری بر حسب بیمه بیکاری در جدول (۳) منعکس شده است. نسبت دستمزد در این جدول به معنی نسبت بیمه بیکاری به حداقل دستمزد است. جدول (۳) نشان می‌دهد که در طول دوره مورد بررسی دستمزد دوره بیکاری ۷۴/۱ درصد از افراد برابر با حداقل دستمزد و ۲۵/۹ درصد از افراد بیشتر از حداقل دستمزد بوده است.

جدول ۳: توزیع جامعه آماری بر حسب نسبت دستمزد (بیمه بیکاری)

نسبت دستمزد	تعداد	درصد
= ۱ برابر	۱۹۲۴۴	۷۴/۱
۱-۲ برابر	۳۸۱۶	۱۴/۷
۲-۳ برابر	۱۸۰۳	۶/۹
۳-۴ برابر	۸۵۸	۳/۳
۴-۵ برابر	۲۶۶	۱/۰
جمع	۲۵۹۸۷	۱۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری-بیمه بیکاری در جدول (۴) ارائه شده است. این جدول نشان می‌دهد، دوره بیکاری بیشتر از ۶۵ درصد از افراد کمتر از ۱۲ ماه و بیشتر از ۹۵ درصد از افراد کمتر از ۲۴ ماه بوده است. همچنین، نسبت دستمزد (بیمه بیکاری) همبستگی مثبت و معنی‌داری با دوره بیکاری دارد.

جدول ۴: توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری - نسبت دستمزد (بیمه بیکاری)

نسبت دستمزد دوره بیکاری	= ۱ برابر	۱-۲ برابر	۲-۳ برابر	۳-۴ برابر	۴-۵ برابر	جمع
> ۱۲ ماه	۱۲۷۴۶	۲۵۰۸	۱۱۹۵	۵۶۹	۱۸۵	۱۷۲۰۳
۱۲-۲۴ ماه	۵۷۳۴	۱۱۵۶	۵۴۷	۲۳۸	۷۶	۷۷۵۱
۲۴-۳۶ ماه	۶۲۹	۱۳۱	۵۱	۴۰	۵	۸۵۶
۳۶-۴۸ ماه	۹۳	۱۶	۷	۷	۰	۱۲۳
۴۸-۶۰ ماه	۱۲	۱	۱	۲	۰	۱۶
ضریب همبستگی = ۰/۹۰۳	سطح احتمال = ۰/۰۰۰					

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۲-۵- نتایج تخمین مدل

نتایج تخمین مدل مخاطره نسبی کاکس در جدول (۵) آمده است. آماره کای دو (Ch2) نشان می‌دهد که مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. با توجه به نتایج، بیمه بیکاری به صورت معنی‌داری منجر به افزایش دوره بیکاری شده است. به عبارتی، با افزایش بیمه بیکاری، دوره بیکاری افزایش یافته است. علاوه بر آن، نتایج نشان می‌دهد که تاثیر سابقه اشتغال و سن بر دوره بیکاری منفی و تاثیر مجرد بودن و فرزند نداشتن بر دوره بیکاری مثبت است، در حالی که جنسیت تاثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری ندارد.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل مخاطره نسبی کاکس

تعداد مشاهده	۴۴۰۹۰	تعداد شکست	۱۸۱۰۳
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
بیمه بیکاری	۰/۰۲۷	۴/۳۲	۰/۰۰۰
سابقه اشتغال	-۰/۰۲۵	-۱۰۳/۴۳	۰/۰۰۰
سن	-۰/۰۰۵	-۳/۷۱	۰/۰۰۰
جنسیت	-۰/۰۳۵	-۱/۸۰	۰/۰۷۳
وضعیت تاهل	۲/۱۸۰	۷۲/۱۹	۰/۰۰۰
فرزند	۰/۰۵۰	۲/۵۲	۰/۰۱۲
آماره LLL	-۱۵۶۶۸۱/۳۲	آماره Ch2	۲۵۸۰۵/۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

همان گونه که قبلاً گفته شد، اعتبار نتایج مدل مخاطره نسبی کاکس مستلزم برقراری فرض مخاطره نسبی است. جدول (۶) نتایج آزمون فرض مخاطره نسبی را نشان می‌دهد. بر اساس آن چه در بخش روش تحقیق گفته شد، فرض مخاطره نسبی برای سابقه اشتغال و وضعیت تاهل برقرار نیست زیرا مقدار p-value این دو متغیر کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین، باید از مدل کاکس تعمیم یافته استفاده کرد.

جدول ۶: آزمون برقراری فرض مخاطره نسبی

متغیر	آماره	درجه آزادی	احتمال
بیمه بیکاری	۳/۴۶	۱	۰/۰۶۲۷
سابقه اشتغال	۷۰۵/۴۱	۱	۰/۰۰۰۰
سن	۱/۶۸	۱	۰/۱۹۴۴
جنسیت	۰/۴۱	۱	۰/۵۲۱۵
وضعیت تاهل	۱۰۴/۶۳	۱	۰/۰۰۰۰
فرزند	۲/۹۱	۱	۰/۰۸۸۳
کل	۹۲۹/۰۳	۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تخمین مدل کاکس تعمیم یافته در جدول (۷) منعکس شده است. آماره کای دو (Ch2) نشان‌دهنده آن است که مدل به خوبی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که مشابه با مدل مخاطره نسبی کاکس، تنها جنسیت تأثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری ندارد و تأثیر سایر متغیرها بر دوره بیکاری معنی‌دار است. نتایج تخمین مدل کاکس تعمیم یافته دلالت بر آن دارد که بیمه

بیکاری، مجرد بودن و فرزند نداشتن منجر به افزایش دوره بیکاری و در مقابل، سابقه اشتغال و سن منجر به کاهش دوره بیکاری می‌شود. به عبارتی، افرادی که بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند، مجرد بوده‌اند و فرزند نداشته‌اند، دیرتر از دوره بیکاری خارج شده‌اند و افرادی که سابقه اشتغال و سن بیشتری داشته‌اند، زودتر از دوره بیکاری خارج شده‌اند. این نتایج همگی مطابق با تأثیر انتظاری متغیرهاست (جدول ۱).

همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد بیمه بیکاری تأثیر مثبت بر دوره بیکاری دارد. این تأثیر مطابق با انتظار است و با مبانی نظری تحقیق مطابقت دارد. طبق نظریه جستجوی شغل، بیکاران در راستای حداکثرسازی مطلوبیت خود، استراتژی بهینه جستجو را انتخاب می‌کنند که متأثر از دستمزد حدی و هزینه فرصت جستجوی شغل است. هرچه قدر بیمه بیکاری افزایش یابد، دستمزد حدی (انتظاری) فرد بیکار افزایش می‌یابد و در مقابل هزینه فرصت جستجوی شغل برای او کاهش می‌یابد و طبق نظریه مذکور تمایل کمتری برای خروج از بیکاری خواهد داشت و در نتیجه، دوره بیکاری طولانی‌تر خواهد شد.

جدول ۷: نتایج تخمین مدل کاکس تعمیم‌یافته

تعداد مشاهده	۴۴۰۹۰	تعداد شکست	۱۸۱۰۳
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
بیمه بیکاری	۰/۰۲۵	۴/۱۰	۰/۰۰۰
سابقه اشتغال	-۰/۰۴۳	-۶۹/۴۱	۰/۰۰۰
سن	-۰/۰۰۵	-۳/۴۶	۰/۰۰۱
جنسیت	-۰/۰۳۲	-۱/۶۴	۰/۱۰۱
وضعیت تأهل	۳/۸۶۹	۳۷/۶۱	۰/۰۰۰
فرزندآوری	۰/۰۵۱	۲/۵۷	۰/۰۱۰
آماره LLL	-۱۵۶۰۰۲/۱۶	آماره Ch2	۲۷۱۶۳/۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تحقیق حاضر با هدف بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد انجام شده است. در این مطالعه برای اولین بار، بیمه بیکاری نه به صورت یک متغیر دامی (دریافت کردن یا نکردن بیمه بیکاری)، بلکه به عنوان دستمزد دوره بیکاری و به صورت یک ضریب (نسبت بیمه بیکاری به حداقل دستمزد) وارد مدل شده است. متغیرهای سن، جنسیت، وضعیت تأهل، سابقه اشتغال و تعداد فرزندان نیز به عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل شدند. جامعه آماری پژوهش، افراد بیکار

جویای کار در شهر یزد بودند که طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بیکار شدند، بیمه بیکاری دریافت کردند و مجدداً شاغل شدند. داده‌ها به صورت کتابخانه‌ای و با مراجعه به اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد جمع‌آوری شدند. مدل پژوهش، مدل مخاطره نسبی کاکس است. نتایج برازش مدل نشان داد که بیمه بیکاری به صورت معنی‌داری منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود. اغلب مطالعات مشابه این نتیجه را تأیید می‌کند. با این همه، نتایج مطالعات معدودی همچون کارلینگ و همکاران (۱۹۹۶) در کشور سوئد، تاتسیراموس (۲۰۰۶) در کشورهای اروپایی، فیتزبرگر و ویلکی (۲۰۰۷) در کشور آلمان و گالین و همکاران (۲۰۱۹) در کشور اسپانیا، مغایر نتیجه پژوهش حاضر است. این پژوهش نشان داد که مبلغ پرداختی تحت عنوان بیمه بیکاری به اندازه مدت پرداخت آن برای کاهش طول دوره بیکاری اهمیت دارد و سیاست‌گذار برای کاهش تأثیر نامطلوب بیمه بیکاری بر دوره بیکاری، باید به هر دو بعد مزایا و مدت توجه کند. بنابراین، اگر مزایای بیمه بیکاری با گذشت زمان و افزایش دوره بیکاری به صورت تدریجی کاهش یابد، انگیزه اشتغال مجدد افزایش می‌یابد. البته نباید از نظر دور داشت که استفاده از مشوق‌ها برای خروج زودتر از دوره بیکاری موثر است. علاوه بر این، توجه جدی به آموزش و مهارت‌آموزی بیکاران با تأکید بر آموزش‌های فنی و حرفه‌ای می‌تواند زمینه کاهش دوره بیکاری را فراهم کند. مخصوصاً آن‌که طبق مبانی تئوریک، افزایش دوره بیکاری باعث کاهش مهارت افراد بیکار و به دنبال آن کاهش تقاضای کار برای این افراد می‌شود. تأمین نیازهای آموزشی و مهارتی بیکاران مستلزم تقویت همکاری بین سازمان‌های ذیربط از جمله اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی برای رصد دقیق این نیازها و تدوین برنامه‌های آموزشی مناسب است.

## References

- Bover, O. Arellano, M. & Bentolila, S. (2002). "Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle". *Economic Journal* **112**(479): 223-265.
- Brown, A. J. G. Kohlbrecher, B. Merkl, C. & Snower, D. J. (2017). "The Effects of Productivity and Benefits on Unemployment: Breaking the Link". *GLO Discussion Paper* No. 51.
- Caliendo, M. Tatsiramos, K. & Uhlenhorff, A. (2009). "Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Match Quality: A Regression-Discontinuity Approach". *IZA Discussion Paper* No. 4670.
- Card, D. Johnston, A. Leung, P. Mas, A. & Pei, Z. (2015). "The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003-2013". *NBER Working Paper* No. 20869.
- Carling, K. Edin, P. Harkman, A. & Holmlund, B. (1996). "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labor Market Programs in Sweden". *Journal of Public Economics* **59**(3): 313-334.
- Chodorow-Reich, G. Coglianese, J. & Karabarbounis, L. (2019). "The Macro Effects of Unemployment Benefit Extensions: A Measurement Error Approach". *Quarterly Journal of Economics* **134**(1): 227-279.
- Christensen, B. (2002). "Reservation Wages, Offered Wages, and Unemployment Duration - New Empirical Evidence". *KIEL Working Paper* No. 1095.
- Cripps, T. F. & Tarling, R. J. (1974). "An Analysis of the Duration of Male Unemployment in Great Britain 1932-73". *Economic Journal* **84**(334): 289-316.
- Diamond, P. A. (1982a). "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium". *Journal of Political Economy* **90**(5): 881-894.
- Diamond, P. A. (1982b). "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium". *Review of Economic Studies* **49**(2): 217-227.
- Faizpour, M. A. & Zare, G. (2011). "Determinants of Unemployment Duration Using the Cox Proportional Hazard Model, Case Study of Yazd City: 2016 to 2018". *Iran Economic Research* **17**(51): 113-135. [In Persian]
- Faizpour, M. A. (2009). "Unemployment Duration and Its Determinants, Evidence from Unemployed Jobseekers in Yazd Province During the Third Development Plan". *Social Welfare* **10**(39): 356-327. [In Persian]
- Farber, H. S. & Valletta, R. (2011). *Extended Unemployment Insurance and Unemployment Duration in the Great Recession: The U.S. Experience*, Princeton University.
- Figura, A. & Barnichon, R. (2014). "The Effects of Unemployment Benefits on Unemployment and Labor Force Participation: Evidence from 35

- Years of Benefits Extensions". Federal Reserve Bank of Washington Staff Working Paper No. 2014-65.
- Fitzenberger, B. & Wilke, R. A. (2017). "New Insights on Unemployment Duration and Post Unemployment Earnings in Germany: Censored Box-Cox Quantile Regression at Work". ZEW Discussion Paper No. 07-007.
- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". American Economic Review **58**(1): 1-17.
- Galean, A. Gorjón, L. & Vega-Bayo, A. (2019). "The Impact of Unemployment Benefits on Job Finding in Spain". ISEAK Working Paper No. 2019/4.
- Ganjali, M. Saberi, Z. Khanzadeh, F. Daneshparvor, N. Mohammadi, M. & Eftekhari, S. (2013). "Statistical Analysis of Determinants of Unemployment Duration". Research Project, Institute of Statistics. [In Persian]
- Hadian, I. (2004). "Evaluation of the Effect of Training Job Seekers on the Length of Their Unemployment Period (Case Study of Shiraz City)". Economic Research **40**(69): 217-238. [In Persian]
- Hagedorn, M. Karahan, F. Manovskii, I. & Mitman, K. (2019). "Unemployment Benefits and Unemployment in the Great Recession: The Role of Equilibrium Effects". Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 646.
- Johnston, A. C. & Mas, A. (2016). "Potential Unemployment Insurance Duration and Labor Supply: The Individual and Market-Level Response to a Benefit Cut". NBER Working Paper No. 22411.
- Jones, S. R. G. (1988). "The Relationship between Unemployment Spells Reservation Wages as a Test of Search Theory". Quarterly Journal of Economics **103**(4): 741-756.
- Karimi, S. (2013). *Shadow of Death in Iran's Manufacturing Industries: Case Study of Selected Industries in Yazd and Isfahan Provinces*. M. A. Thesis, Yazd University. [In Persian]
- Katz, L. F. & Meyer. B. D. (1990). "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment". Journal of Public Economics **41**: 45-72.
- Kleinbaum, D. G. & Klein, M. (2005). *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Springer: Statistics for Biology and Health.
- Lalive, R. (2007). "Unemployment Benefits, Unemployment Duration, and Post-Unemployment Jobs: A Regression Discontinuity Approach". AEA Papers and Proceedings **97**(2): 108-112.
- Lancaster, T. (1976). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment". Econometrica **47**(4): 939-956.

- Lauringson, A. (2010). *Disincentive Effects of Unemployment Insurance Benefits: Maximum Benefit Duration versus Benefit Level*, University of Tartu.
- Lee, D. & Altonji, J. (2016). *Unemployment Insurance: Disincentive Effects on Job Search in the Great Recession*, Yale University.
- Meyer, B. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells". *Econometrica* **58**: 757-782.
- Modaresi, Z. (2013). "Comparative Study of Unemployment Insurance System in Iran and Some Countries of the World and Providing Suggestions with a Comparative Approach". Research Project, Ministry of Economic Affairs and Finance. [In Persian]
- Mortensen, D. (1977). "Unemployment Insurance and Job Search Decisions". *Industrial and Labor Relations Review* **30**: 505-517.
- Mortensen, D. T. & Pissarides, C. A. (1994). "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment". *Review of Economic Studies* **61**(3): 397-415.
- Nagl, W. & Weber, M. (2014). "Unemployment Compensation and Unemployment Duration Before and After the German Hartz IV Reform". *IFO Working Paper* No. 186.
- Phelps, E. S. (1968). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time". *Economica* **35**(139): 288-296.
- Pissarides, C. A. (1979). "Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search". *Economic Journal* **89**(356): 818-833.
- Pissarides, C. A. (1985). "Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages". *American Economic Review* **75**(4): 676-690.
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*, United States: MIT Press.
- Rezaei Nojini, A. (2018). *Investigating the Performance of Industrial Enterprises Before Exit and Its Effect on Exit: Evidence from Iran's Manufacturing Industries During the Third Development Plan*, M. A. Thesis, Yazd University. [In Persian]
- Røed, K. & Zhang, T. (2003). "Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?". *Economic Journal* **113**: 190-206.
- Røed, K. Jensen, P. & Thoursie, A. (2008). "Unemployment Duration and Unemployment Insurance: A Comparative Analysis Based on Scandinavian Micro Data". *Oxford Economic Papers* **60**(2): 254-274.
- Schmieder, J. F. & Trenkle, S. (2016). "Disincentive Effects of Unemployment Benefits and the Role of Caseworkers". *IZA Discussion Paper* No. 9868.
- Stigler, G. J. (1961). "The Economics of Information". *Journal of Political Economy* **69**(3): 213-225.



Stigler, G. J. (1962). "Information in the Labor Market". Journal of Political Economy **70**(5): 94-105.

Tatsiramos, K. (2004). "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration and the Subsequent Employment Stability". IZA Discussion Paper No. 1163.

Tatsiramos, K. (2006). "Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability". IZA Discussion Paper No. 2280.

Uusitalo, R. & Verho, J. (2010). "The Effect of Unemployment Benefits on Re-Employment Rates: Evidence from the Finnish Unemployment Insurance Reform". Labour Economics **17**(4): 125-153.

## **The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration in Yazd**

**Mohammad Ali Feizpour<sup>1</sup>**

**Mohammad Hassan Zare<sup>2</sup>**

**Ali Zare Zardeyni<sup>3\*</sup>**

---

Received: 31-01-2022

Accepted: 12-07-2022

---

**Introduction:** Unemployment duration is the length of time that an unemployed person looks for a job. It is an indicator of labor market performance. In other words, a longer period of unemployment duration reflects the poor performance of labor market and implies that structural barriers prevent the employment of unemployed. In recent years, the unemployment rate in Yazd has exceeded the average unemployment rate in the country, and this has made unemployment an important issue in Yazd. In this regard, unemployment duration is of importance. Accordingly, identifying the factors affecting the unemployment duration is as important as identifying the factors affecting the unemployment rate. Unemployment insurance is a factor affecting the unemployment duration. On this basis, the purpose of this study is to investigate the effect of unemployment insurance on unemployment duration in Yazd.

**Methodology:** In the present study, the generalized Cox proportional hazard model has been used as a statistical method to correlate survival with a number of explanatory variables. This model belongs to the group of non-parametric models and is a function of time and explanatory variables. One of the features of this model is the proportional hazard assumption, according to which the risk ratio is always a fixed number and independent of time. If the explanatory variables in the exponential expression are not time-independent, the generalized Cox proportional hazard model is applicable. The exponential part of the generalized Cox proportional hazard

---

<sup>1</sup>. Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University

Email: m.farahati@semnan.ac.ir

<sup>2</sup>. Assistance Professor, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University

<sup>3</sup>. M. Sc. in Economics, Yazd University

model includes time-independent and time-dependent variables. In the present study, the maximum likelihood method has been used to estimate the parameters, in which the parameters are obtained by maximizing the probability function. In the model of this study, the unemployment duration is a function of unemployment insurance and a vector of explanatory variables including age, gender, marital status, employment history and number of children. Unemployment duration in terms of day and unemployment insurance, which is the wage given during the unemployment or a coefficient of wage that is received based on the minimum wage, is entered into the model. The statistical population of this study consisted of the unemployed job seekers who were unemployed from 2013 to 2017. They received unemployment insurance and were re-employed. Raw data were collected from the Department of Labor, Cooperation and Social Welfare Organization and the Social Security Organization of Yazd.

**Results and Discussion:** The distribution of statistical population according to the unemployment duration shows that the unemployment duration of 66.2% was under 12 months and of 29.8% was between 12 and 24 months, which accounts for 96% of the statistical population. Also, the unemployment wage (unemployment insurance) of 74.1% was equal to the minimum wage and of 25.9% was more than the minimum wage. In addition, unemployment wage (unemployment insurance) has a positive and significant correlation with unemployment period. The results of estimating the generalized Cox model show that unemployment insurance has significantly increased the unemployment duration, and the increased unemployment insurance has resulted in increased unemployment duration. Also, being single and having no children leads to an increase in the unemployment duration. In contrast, employment history and age lead to a decrease in the unemployment duration. In other words, people who received unemployment insurance, namely those who were single and had no children, left the unemployment duration later, and people with a longer employment history and age left the unemployment duration earlier. In addition, gender did not have a significant effect on the unemployment duration. According to the coefficients, unemployment duration is more affected by individual characteristics than by unemployment insurance. Also, among the variables, the largest coefficient is related to being married.

**Conclusion:** In this study, for the first time, unemployment insurance is included in the model not as a dummy variable (receiving or not receiving unemployment insurance) but as unemployment wage. This is used as a coefficient, or the ratio of unemployment insurance to minimum wage. The results of the model estimation showed that unemployment insurance significantly increases the unemployment duration. Most studies confirm this result. However, a few studies such as Carling et al. (1996) in Sweden, Tatsiramos (2006) for European countries, Fitzenberger and Wilke (2007) in

Germany and Galean et al. (2019) in Spain contradict the results of the present study. This study showed that the benefits under unemployment insurance payment are as important as the payment period to reduce the length of the unemployment duration. Also, policymakers should reduce the adverse impact of unemployment insurance on the unemployment duration by paying attention to both benefits and duration. Therefore, if unemployment insurance benefits gradually decrease over time with increasing unemployment duration, the incentive to re-employ will increase. In addition, paying attention to the education and training of the unemployed by emphasizing on technical and vocational training can provide the basis for reducing the unemployment duration.

**Keywords:** Unemployment, Unemployment insurance, Unemployment duration, Cox proportional hazards model, Yazd.

**JEL Classification:** J64, J65.