

## تعیین‌کننده‌های طول دوره بیکاری در مناطق شهری و

### روستایی ایران؛ رویکرد ناپارامتریک<sup>۱</sup>

محبوبه جهادی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، [mejahadi@gmail.com](mailto:mejahadi@gmail.com)

زهرا (میلا) علمی\*

استاد گروه علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، [z.elmi@umz.ac.ir](mailto:z.elmi@umz.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۸

#### چکیده

بیکاری به عنوان یک مساله اقتصادی-اجتماعی همواره یکی از مهم‌ترین دغدغه‌ها در تمام کشورها به‌ویژه جوامع در حال توسعه بوده است. در ایران نیز با توجه به روند افزایشی بیکاری به‌ویژه در میان زنان، جوانان و تحصیل‌کرده‌های دانشگاهی و مهم‌تر از آن طولانی‌تر شدن دوره بیکاری در سال‌های اخیر، این مساله اهمیت به‌سزایی یافته است. در این تحقیق با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار و روش تحلیل بقا، عوامل موثر بر طول دوره بیکاری در مناطق شهری و روستایی ایران در سال ۱۳۹۷ بررسی شد. نتایج حاصل از برآورد به‌روش ناپارامتریک و استفاده از برآوردگر کاپلان-میر نشان می‌دهد که به‌طور کلی احتمال بقای بیکاری در مناطق شهری بیش‌تر از مناطق روستایی است. هم‌چنین زنان و جوانان از گروه‌هایی هستند که از شانس کم‌تری برای خروج از بیکاری برخوردارند و شکاف جنسیتی در مناطق روستایی از مناطق شهری بیش‌تر می‌باشد. احتمال بقای بیکاری برای دارندگان مدرک کاردانی نیز کم‌تر از سایر تحصیل‌کرده‌های دانشگاهی است. هم‌چنین احتمال بقای بیکاری افراد برخوردار از بیمه بیکاری در مناطق روستایی بیش‌تر از افراد غیربرخوردار است. افرادی که تنها بیکار خانوار محسوب می‌شوند شانس بیش‌تری برای خروج از بیکاری در هر دو منطقه دارند. بنا بر یافته‌های تحقیق و با توجه به بالاتر بودن احتمال بقای بیکاری در مناطق شهری و مهاجرت گسترده به شهرها در دهه‌های اخیر، اتخاذ سیاست‌هایی در جهت ایجاد توازن منطقه‌ای می‌تواند از شکاف منطقه‌ای طول دوره بیکاری بکاهد. به‌علاوه، سازگاری آموزش‌های دانشگاهی متناسب با نیازهای بازار کار و کاهش سن بازنشستگی از جمله سیاست‌هایی است که می‌تواند امکان دست‌یابی جوانان به شغل را تسریع بخشد. هم‌چنین با توجه به افزایش چشم‌گیر سهم زنان در دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی، اصلاح مقررات بازار کار در راستای کاهش شکاف جنسیتی در کاهش طول دوره بیکاری زنان می‌تواند موثر باشد.

**واژه‌های کلیدی:** طول دوره بیکاری، ایران، مدل‌های دوره‌ای، تحلیل بقا، روش ناپارامتریک.

طبقه‌بندی JEL: J01، J64، D00.

<sup>۱</sup> این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول است.

\* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱-مقدمه

بیکاری یک معضل اقتصادی-اجتماعی و از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران کلان کشورها به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه و از موضوعات مورد توجه پژوهش‌گران بوده است؛ این امر در سال‌های گذشته به‌دلیل ناکامی فزاینده جوانان، تحصیل‌کرده‌ها و زنان در بازار کار ایران، اهمیتی دو چندان یافته است. عدم تعادل‌های بلندمدت در هر بازاری نشان از عدم کارکرد مناسب ساختارهای آن بازار است که ممکن است پیامدهای جبران‌ناپذیری را به دنبال داشته باشد. در بازار کار نیز این عدم تعادل اهمیت ویژه‌ای دارد چرا که گذشته از پیامدهای کلان اقتصادی ناشی از عدم به‌کارگیری نیروی انسانی با توجه به سرمایه‌گذاری در امر آموزش و تربیت نیروی کار و در نتیجه اتلاف منابع اقتصادی کشور، نگرانی‌های اقتصادی، اجتماعی و روانی در مورد زیست فرد بیکار، تقویت احتمال ارتکاب رفتارهای خشونت‌آمیز و مجرمانه در خانواده و اجتماع را به همراه خواهد داشت. مطالعاتی مانند حکمت‌نیا و افشانی<sup>۱</sup> (۱۳۸۹) به جنبه‌های اجتماعی این پدیده پرداخته‌اند. نکته حائز اهمیت این‌جاست که اگر افراد جامعه مجبور باشند دوره طولانی را برای جست و جوی شغل اختصاص دهند، پیامدهای منفی ذکر شده نیز تشدید خواهد شد. از طرف دیگر، بیکاری طولانی مدت، انگیزه یافتن شغل و مهارت نیروی کار را تضعیف می‌کند و در نتیجه شانس خروج از وضعیت بیکاری را کاهش می‌دهد که در نهایت فرد به سبب دل‌سردی از یافتن شغل از بازار کار خارج شده و به نیروی غیرفعال تبدیل می‌شود که در سال‌های اخیر در ایران نیز با این پدیده مواجه هستیم (رجوع شود به گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۹).

از دیگر ابعاد اهمیت توجه به متغیر «طول دوره بیکاری»<sup>۲</sup> یا دوره جست و جوی شغل این است که اگر چه بررسی و مقایسه شاخص‌های مطرح در بازار کار مانند نرخ مشارکت، نسبت اشتغال و نرخ بیکاری در طول زمان و یا بین مقاطع مختلف، تصویری از وضعیت بازار کار به دست می‌دهد اما در روشن ساختن زوایای دیگر این بازار از جمله تغییر وضعیت نیروی کار در طول زمان ناتوان است. ممکن است در طول یک دوره زمانی نرخ بیکاری تغییرات قابل ملاحظه‌ای داشته باشد اما سطح اشتغال تغییر چندانی نکرده باشد و یا این‌که سطح اشتغال تغییر نکرده باشد، اما بازار کار تحرک قابل

<sup>۱</sup> Hekmatnia & Afshani (2010)

<sup>۲</sup> Unemployment Duration

ملاحظه‌ای را تجربه کرده باشد (هافمن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۲). از این رو، به منظور دست‌یابی به تحلیلی واقع بینانه از بازار کار، نیازمند بررسی ابعاد دیگر وضعیت نیروی کار هستیم که یکی از آن‌ها طول دوره بیکاری است. اندازه‌گیری طول دوره بیکاری نیازمند داده‌های جریان<sup>۲</sup> است تا بتوان وضعیت یک فرد را در چند دوره نمونه‌گیری بررسی کرد؛ این نمونه‌گیری‌ها در اصطلاح، نمونه‌گیری چرخشی<sup>۳</sup> نامیده می‌شوند. بنا بر فلاح محسن‌خانی<sup>۴</sup> (۱۳۹۵) برای نخستین بار، آمریکا در سال ۱۹۴۸ در آمارگیری جاری جمعیت خود به منظور مشاهده تغییرات بازار کار طی زمان، آمارهای جریان را ارائه کرد. در این تحقیق با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار مربوط به سال ۱۳۹۷ به بررسی عوامل موثر بر طول دوره بیکاری در مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از روش تحلیل بقا<sup>۵</sup> پرداخته می‌شود. فرضیه‌های تحقیق عبارت‌اند از:

- (۱) احتمال بقای بیکاری در مناطق شهری بیش‌تر از مناطق روستایی است.
- (۲) دارندگان مدرک دانشگاهی ساکن مناطق شهری بیکاری طولانی‌تری را نسبت به سایرین تجربه می‌کنند.
- (۳) با افزایش تعداد بیکاران در خانوار، شانس خروج از بیکاری در مناطق مختلف افزایش می‌یابد.
- (۴) افراد برخوردار از بیمه بیکاری در مناطق مختلف شانس بیش‌تری برای خروج از بیکاری دارند.

در ادامه پس از بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق، تحلیل داده صورت‌می‌گیرد. در بخش بعدی با به کارگیری روش ناپارامتریک تحلیل بقا و برآوردگر کاپلان-میر<sup>۶</sup>، عوامل موثر بر طول دوره بیکاری بررسی می‌شود. در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود. لازم به ذکر است نوآوری این تحقیق نسبت به مطالعات مشابه، بررسی اثرگذاری دو متغیر بیمه بیکاری و تعداد بیکاران خانوارها بر طول دوره بیکاری می‌باشد.

---

<sup>1</sup> Huffman

<sup>2</sup> Flow

<sup>3</sup> Rotation Sampling

<sup>4</sup> Fallah Mohsenkhani (2016)

<sup>5</sup> Survival Analysis

<sup>6</sup> Kaplan-Meier

## ۲- ادبیات موضوع

برای بررسی عوامل مؤثر بر طول دوره بیکاری لازم است ابتدا تعریفی از طول دوره بیکاری ارائه شود. در پرسشنامه‌ای که در طرح آمارگیری نیروی کار که توسط مرکز آمار ایران انجام می‌شود، از افراد سوال می‌شود «چه مدتی است که در جست و جوی کار هستید؟» منظور از این پرسش به طور مشخص طول دوره‌ای است که فرد بیکار تا پایان هفته مرجع طرح آمارگیری، در جست و جوی کار بوده است که همان طول دوره بیکاری به کار رفته در این تحقیق می‌باشد. هم‌چنین بنا بر تعریف مرکز آمار ایران بیکار به فردی اطلاق می‌شود که (۱) در هفته مرجع فاقد کار باشد. (۲) در هفته مرجع و یا هفته بعد از آن آماده برای کار باشد و (۳) در هفته مرجع و سه هفته قبل از آن جویای کار باشد (خلاصه نتایج طرح آمارگیری نیروی کار، مرکز آمار ایران، ۱۳۹۷).

عوامل اقتصادی-اجتماعی مختلفی بر طول دوره بیکاری فرد اثرگذار است. بر اساس مطالعات انجام شده، عوامل مؤثر بر طول دوره بیکاری را می‌توان به دو دسته ویژگی‌های فردی و محیطی تقسیم نمود. عوامل اختصاصی یا فردی به آن دسته از عواملی گفته می‌شود که نشان دهنده ویژگی‌های فردی نیروی کار هم‌چون سن، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات و آموزش باشند. منظور از ویژگی‌های محیطی عواملی است که در رابطه فرد با جامعه تعریف شده‌اند. عواملی هم‌چون میزان و مدت زمان پرداخت کمک هزینه بیکاری و کمک‌های اجتماعی از این دسته‌اند.

کوتاه بودن طول مدت بیکاری از یک سو نشانه‌ای از وجود پویایی در بازار کار است که این خود به معنای امکان تجربه مشاغل گوناگون توسط افراد بوده و می‌تواند به دستیابی نیروی کار به شغلی منجر شود که بیش‌ترین علاقه و بهره‌وری را در وی ایجاد می‌کند. از سوی دیگر، تحرک در بازار کار به معنای عدم وجود چسبندگی در این بازار است. عاملی که می‌توان از آن به عنوان یکی از عوامل کاهنده بهره‌وری یاد نمود، چه آن‌که اصرار بر ماندگاری در شغلی که در مرحله نخست به‌درستی انتخاب نشده و یا شرایط لازم برای ادامه آن فراهم نیست، به جز اتلاف نیروی کار بهره دیگری در بر نخواهد داشت. از طرفی زیان‌های ناشی از طولانی‌بودن این دوره هم‌چون ایجاد بیکاری بلندمدت در اقتصاد و تحمیل کمک هزینه بیکاری بر جامعه بر کسی پوشیده نیست. علاوه بر آن ارتباط میان میانگین طول دوره بیکاری و نرخ بیکاری لزوم توجه به این

مفهوم و عوامل مؤثر بر آن را برای مقابله با بیکاری دو چندان ساخته است (موکایاما<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸).

مفهوم طول دوره بیکاری از دهه ۱۹۷۰ وارد ادبیات اقتصادی شد و بررسی نظری آن در چارچوب نظریه مدل‌های دوره‌ای<sup>۲</sup> و نظریه جست و جوی شغل<sup>۳</sup> امکان‌پذیر شد و این امر توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرد. نیومن و کیفر<sup>۴</sup> (۱۹۸۹) معتقد هستند که دلیل توجه به این نظریه در دهه ۱۹۷۰ طرح موضوع اثرگذاری کمک هزینه‌های بیکاری بر کاهش بیکاری بوده است که در پی تغییر سیاست‌گذاری در خصوص کمک هزینه‌های بیکاری به ویژه در آمریکا و کانادا رخ داد. نظریه جست و جوی شغل در مورد عوامل مؤثر بر جست و جوی شغل توسط فرد بیکار و نیز عوامل مؤثر بر پذیرش پیشنهاد شغلی بحث می‌کند که نخستین بار توسط استیگلر<sup>۵</sup> (۱۹۶۱ و ۱۹۶۲) ارائه شد. بنا بر این نظریه، مساله ناطمینانی در رفتار نیروی کار در مدل وارد می‌شود و با ارائه پیشنهاد دست‌مزد به آن‌ها بر اساس یک توزیع تصادفی، وضعیت اشتغال نیروی کار تعیین می‌شود. علاوه بر این، در نظریه جست و جوی شغل، فرض می‌شود دست‌مزد از طریق توزیع یا قرعه‌کشی تعیین می‌شود. نیروی کاری که در جریان این قرعه‌کشی، دست‌مزد بیش‌تری نسبت به همتایان خود به دست می‌آورد، نیروی کار خوش شانس محسوب می‌شود (نیومن و کیفر، ۱۹۸۹). لنکستر<sup>۶</sup> (۱۹۷۶) بیان می‌کند که در نظریه جست و جوی شغل، پذیرش پیشنهاد شغلی به سطح دست‌مزد حدی یا آستانه‌ای<sup>۷</sup> فرد بیکار و انتظار وی از پیشنهادهای شغلی در آینده بستگی دارد. از طرفی دست‌مزد حدی خود تابعی از ویژگی‌های فردی، موقعیت خانوادگی و نیز وضعیت اقتصادی منطقه محل سکونت فرد است.

در نظریه جست و جوی شغل مورتسن<sup>۸</sup> (۱۹۷۰) دوره بیکاری از طریق تعیین احتمال شرطی خروج از بیکاری -تابع مخاطره<sup>۱</sup>- مدل‌بندی می‌شود. تابع مخاطره در واقع

<sup>1</sup> Mukoyama

<sup>2</sup> Duration Model

<sup>3</sup> Job Search Theory

<sup>4</sup> Neumann and Kiefer

<sup>5</sup> Stigler

<sup>6</sup> Lancaster

<sup>7</sup> Reservation Wage

<sup>8</sup> Mortensen

حاصل ضرب دو احتمال است که یکی احتمال دریافت پیشنهاد شغلی و دیگری احتمال پذیرش آن توسط فرد بیکار است. ویژگی‌های فردی بیکار بر احتمال دریافت پیشنهاد شغلی وی از طرف کارفرما اثرگذار است؛ از طرف دیگر نیز احتمال پذیرش پیشنهاد شغلی تابعی از سطح دست‌مزد حدی می‌باشد. سطح دست‌مزد حدی با افزایش طول دوره بیکاری کاهش یافته و در نتیجه نرخ مخاطره نیز افزایش می‌یابد؛ از این اثر در نظریه جست و جوی شغل به «بستگی دوره‌ای مثبت<sup>۲</sup>» تعبیر می‌شود. در مقابل اگر افزایش طول دوره بیکاری از نظر کارفرمایان نشانه‌ای از شناخت در مورد میزان بهره‌وری نیروی کار تلقی شود و یا آن‌که افزایش طول دوره بیکاری به دلایل مختلف از انگیزه فرد برای جست و جوی شغل بکاهد، آن‌گاه طولانی‌تر شدن دوره بیکاری، نرخ خروج از بیکاری را کاهش می‌دهد که به این وضعیت «بستگی دوره‌ای منفی<sup>۳</sup>» گویند. از این رو نمی‌توان با قطعیت ادعا کرد که کوتاه‌بودن یا طولانی‌بودن دوره بیکاری به خودی خود یک پدیده مثبت یا منفی می‌باشد.

فینبرگ<sup>۴</sup> (۱۹۷۷) با استفاده از فرم کاهش یافته مدل دوره‌ای دریافت که افراد ریسک‌گریز تمایل به طولانی‌تر کردن دوره بیکاری خود ندارد. اگرچه این موضوع در چارچوب داده‌ای فینبرگ با قاطعیت تأیید نشد اما کاکس و واهاکا<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) در مطالعه خود این موضوع را نشان دادند که افراد ریسک‌گریز به طور نسبی تمایل دارند تا زودتر فرآیند جست و جوی کار را متوقف کنند و پیش‌نهادهای اولیه شغلی را می‌پذیرند (کریا، ۲۰۲۰).

نخستین تحقیق پیرامون طول دوره بیکاری در ایران مربوط به مطالعه هادیان<sup>۶</sup> (۱۳۸۳) است که با استفاده از روش میدانی تأثیر آموزش افراد جویای کار را بر طول دوره بیکاری آن‌ها در شهرستان شیراز بررسی کرده است. نتایج به دست آمده از برآورد تابع توزیع لجستیک<sup>۸</sup> به روش حداکثر درست‌نمایی (ML)<sup>۹</sup> دلالت بر آن دارد که آموزش

<sup>۱</sup> Hazard Function

<sup>۲</sup> Positive Duration Dependence

<sup>۳</sup> Negative Duration Dependence

<sup>۴</sup> Feinberg

<sup>۵</sup> Cox & Oaxaca

<sup>۶</sup> Keriaa

<sup>۷</sup> Hadian (2004)

<sup>۸</sup> Logistic

<sup>۹</sup> Maximum Likelihood

نیروی انسانی اثر مثبت و معناداری بر کاهش طول دوره بیکاری افراد دارد. به طور مشخص آموزش در آموزشگاه‌های فنی و حرفه‌ای آزاد در مقایسه با دیگر مؤسسه‌های آموزشی نقش مؤثرتری دارد. به علاوه، مرد بودن، سطح تحصیلات بالاتر و تعداد فرزندان بیشتر، از طول مدت بیکاری فرد می‌کاهد.

فیض‌پور<sup>۱</sup> (۱۳۸۷) با به کارگیری روش پرسشنامه‌ای از نمونه ۴۲۶ نفری شامل افراد بیکار جویای کاری که در یکی از ادارات کار و امور اجتماعی استان یزد در دوره ۸۳-۱۳۷۹ ثبت‌نام کرده‌اند، به بررسی دوره بیکاری و عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که مدل لجستیک در مقایسه با مدل‌های وایبل<sup>۲</sup>، لاگ نرمال<sup>۳</sup> و لاگ لجستیک<sup>۴</sup> مدل مناسب‌تری برای تحلیل دوره بیکاری است. از میان متغیرهای لحاظ شده در مدل، سن افراد اثر مثبت و معنادار و در مقابل تعداد افراد تحت تکفل، تجربه شغلی و سطح تحصیلات اثر منفی و معنادار بر طول دوره بیکاری دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که تفاوت معناداری بین میانگین طول دوره بیکاری زنان و مردان وجود ندارد.

زارع و همکاران<sup>۵</sup> (۱۳۹۰) در یک مطالعه میدانی اثر جنسیت، وضعیت تأهل، تعداد فرزند، داشتن مهارت حرفه‌ای، سابقه اشتغال و سطح تحصیلات را در میان ۱۹۶۴ نفر از افراد بیکار جویای کار شهرستان یزد در سال‌های ۸۹-۱۳۸۶ بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد به روش مخاطره نسبی کاکس<sup>۶</sup> نشان داده است که مرد بودن، متأهل بودن، تعداد فرزند، داشتن مهارت حرفه‌ای، سال‌های تجربه بیشتر و تحصیلات بالاتر از طول دوره بیکاری فرد می‌کاهد در حالی که افزایش سن و نیز اشتغال همسر به طولانی‌تر شدن طول دوره بیکاری می‌انجامد.

گنجعلی و همکاران<sup>۷</sup> (۱۳۹۰) در مطالعه خود عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری در ایران را بررسی کرده‌اند. به این منظور برآورد ناپارامتریک تحلیل بقا با استفاده از برآوردگر

<sup>1</sup> Feizpour (2008)

<sup>2</sup> Weibull

<sup>3</sup> Log-Normal

<sup>4</sup> Log-Logistic

<sup>5</sup> Zare et al. (2011)

<sup>6</sup> Cox Proportional Hazard Ratio

<sup>7</sup> Ganjali et al. (2011)

کاپلان-میر نشان داده است که احتمال آن که فرد بیش‌تر از ۵۰ ماه بیکار باشد، حدود ۳۸ درصد است. هم‌چنین تابع مخاطره متناسب زنان، افراد متأهل و نیز ساکنین مناطق شهری به ترتیب از مردان، افراد مجرد و ساکنین مناطق روستایی همواره بالاتر بوده است؛ به این معنا که طول دوره بیکاری گروه اول بیش‌تر از گروه دوم است. هم‌چنین نرخ مخاطره متناسب بیکاران متعلق به گروه سنی ۲۶-۳۰ ساله، بیش‌تر از سایر گروه‌های سنی است. در ادامه با توجه به عدم صدق مدل مخاطره نسبی برای ویژگی‌های فردی نیروی کار از مدل پارامتریک<sup>۱</sup> و روش حداکثر درست‌نمایی استفاده شده است. نتایج مدل پارامتریک با و بدون در نظر گرفتن وزن‌های فردی دلالت بر آن دارد که تأهل، مرد بودن، داشتن مدرک تحصیلی دیپلم یا فوق‌دیپلم، داشتن خانواده یک تا سه نفره و نیز سکونت در مناطق روستایی از طول دوره بیکاری می‌کاهد.

کارول<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) عوامل مؤثر بر احتمال خروج از دوره بیکاری<sup>۳</sup> در استرالیا را در سال‌های ۲۰۰۱ و ۲۰۰۲ با استفاده از داده‌های مربوط به ویژگی‌های فردی و ویژگی‌های مربوط به خانوار بررسی کرده است. نتایج حاصل از برآورد مدل تحلیل بقا و نرخ مخاطره نسبی<sup>۴</sup> دلالت بر آن دارد که متغیرهایی که به دست‌مزد پیش‌نهادی بالاتر و سطح دست‌مزد حدی پایین‌تر می‌انجامد، بر کوتاه‌تر شدن دوره بیکاری اثرگذار است و نرخ خروج از دوره بیکاری را بیش‌تر می‌کند. در مقابل، متغیرهایی مانند تعداد فرزندان و معلولیت که باعث افزایش سطح دست‌مزد حدی می‌شود، دوره بیکاری را طولانی‌تر کرده و نرخ خروج از آن را کاهش می‌دهند. یافته‌های کارول نشان می‌دهد که افراد ریسک‌پذیر در مقایسه با دیگران دوره بیکاری طولانی‌تری دارند.

فیتزنبیگر و ویلکه<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) با استفاده از نظریه جست و جوی شغل ناپایدار<sup>۶</sup> اثر حقوق بیکاری را بر طول دوره بیکاری در آلمان در سال‌های ۱۹۹۶ و ۱۹۹۷ بررسی کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش رگرسیون باکس-کاکس سانسور شده چندکی<sup>۷</sup> نشان داده است که دریافت حقوق بیکاری حداکثر به مدت ۱۲ ماه، اثر ناچیزی بر طول

<sup>1</sup> Parametric

<sup>2</sup> Carroll

<sup>3</sup> Probability of Leaving Unemployment

<sup>4</sup> Proportional Hazard Ratio

<sup>5</sup> Fitzenberger & Wilke

<sup>6</sup> Non-Stationary Search Theory

<sup>7</sup> Censored Box-Cox Quantile Regression



دوره بیکاری دارد و هم‌چنین بر درآمد شغل آینده فرد هیچ اثری ندارد. در مقابل دریافت حقوق بیکاری برای بیش از ۱۲ ماه بر احتمال خروج از بیکاری اثر قابل‌ملاحظه‌ای دارد. از طرف دیگر نرخ دست‌مزد حدی بالاتر در مشاغل با درآمد پایین‌تر، طول دوره بیکاری را افزایش می‌دهد و بر درآمد شغل آینده نیز اثر مثبت دارد. گنجعلی و باغفلکی (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار و بکارگیری رهیافت بیزی<sup>۱</sup> و تابع زمان شکست شتاب گیرنده<sup>۲</sup> با توزیع لاگ لاجستیک، لاگ نرمال و وایبل به تحلیل طول مدت بیکاری در سال ۲۰۰۹ در ایران پرداخته‌اند. براساس یافته‌های تحقیق، جنسیت، وضعیت تأهل، میزان تحصیلات و منطقه سکونت عوامل اثرگذار بر طول دوره بیکاری در ایران هستند. به طور مشخص، افراد متأهل نسبت به افراد مجرد دوره بیکاری کوتاه‌تری دارند؛ هم‌چنین طول دوره بیکاری زنان طولانی‌تر از مردان است. نتایج به تفکیک سطح تحصیلات نیز دلالت بر آن دارد که افراد دارای مدرک زیردیپلم، پایین‌ترین دوره بیکاری را به خود اختصاص می‌دهند. خانوارهای تک‌بعدی یا دوعده‌ای و هم‌چنین افراد ساکن در مناطق روستایی در مقایسه با سایرین دوره بیکاری کوتاه‌تری دارند.

کایرا و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) اثر بیمه بیکاری را بر طول مدت بیکاری در دانمارک در سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۹۹ بررسی کردند؛ و با برآورد حاصل از تابع مخاطره نتیجه گرفتند که در طول دوره برخورداری از این‌گونه کمک‌های اجتماعی این اثر منفی اما پس از آن مثبت بوده است. هم‌چنین اثر دریافت بیمه بیکاری بر برخی از گروه‌های مورد بررسی از جمله زنان متأهل و جوانان همواره مثبت بوده است.

گنجعلی و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های مستخرج از طرح آمارگیری نیروی کار در سال ۲۰۰۹ و بکارگیری تابع شکست زمان شتاب گیرنده و سه توزیع لاگ لاجستیک، لاگ نرمال و وایبل از روش بیزی و زنجیره مارکوف مونت‌کارلو (MCMC)<sup>۴</sup> به بررسی ناهمگنی مشاهده نشده برای طول دوره بیکاری پرداخته‌اند. از متغیر بعد خانوار به عنوان ناهمگنی مشاهده نشده استفاده شد. هم‌چنین تحلیل حساسیت نشان

<sup>۱</sup> Bayesian

<sup>۲</sup> Accelerated Failure Time Function

<sup>۳</sup> Kyra and Others

<sup>۴</sup> Markov Chain Monte Carlo

داد که تفاوت‌های معناداری در طول دوره بیکاری براساس متغیرهای مختلف وجود دارد.

خرفی<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۶ عوامل موثر بر طول دوره بیکاری در مصر را بررسی کرده است. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش رگرسیون مخاطره نشان داد که زنان و افراد دارای تحصیلات متوسطه و عالی دوره بیکاری طولانی‌تری را تجربه کرده‌اند. در این تحقیق، بالارفتن سن نیز از عوامل طولانی‌تر شدن طول دوره بیکاری به شمار رفته است. تحصیلات پدر اثر منفی بر طول دوره بیکاری مردان داشته است در حالی که در مورد زنان ارتباطی مشاهده نشده است. نتیجه دیگری که از این تحقیق به دست آمده این است که مردان دارای پدر بیکار یا شاغل در حرفه‌های با مهارت پایین زودتر از سایرین از دوره بیکاری خارج شده‌اند. هم‌چنین زنان متاهل در مقایسه با زنان مجرد دوره بیکاری طولانی‌تری را تجربه کرده‌اند.

داناسیکا و پالیوپوپا<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) عوامل مؤثر بر طول دوره بیکاری در رومانی را با استفاده از روش مدل‌سازی ریسک رقابتی<sup>۳</sup> و داده‌های خرد مربوط به سال ۲۰۱۱ مطالعه کرده‌اند. نتایج حاصل از تحلیل نشان می‌دهد که نرخ مخاطره برای زنان ۱۴ درصد کم‌تر از مردان است. افزایش سطح تحصیلات، نرخ مخاطره را افزایش می‌دهد. به‌علاوه، در سطوح تحصیلی پایین‌تر شکاف جنسیتی بیش‌تر است. سکونت در مناطق شهری و روستایی نیز از عوامل مهم اثرگذار بر طول دوره بیکاری است. در مناطق روستایی مردان در مقایسه با زنان، دوره بیکاری طولانی‌تری را تجربه می‌کنند.

زویمولر<sup>۴</sup> (۲۰۱۸) با بیان این‌که پرداخت بیمه بیکاری بر دوره بیکاری افراد از سه طریق شامل پیامدهای خارجی جست و جوی شغل، برخورداری از سایر کمک‌های اجتماعی و ترک شغل اثرگذار است، به بررسی این اثر در اتریش در طول سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداخت. نتایج نشان داد که پرداخت بیمه بیکاری اثر نسبتاً قابل توجهی بر جریان ورودی به بیکاری در این کشور بر افراد مورد بررسی دارد.

کریا (۲۰۲۰) اثر جنسیت، سن، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل و اثرات منطقه‌ای را بر طول دوره بیکاری جوانان تونس در سال ۲۰۱۴ را بررسی کرده است. نتایج برآورد

<sup>1</sup> Kherfi

<sup>2</sup> Danacica & Palio-Popa

<sup>3</sup> Comparative Risk Model

<sup>4</sup> Zweimuller

ناپارامتریک با استفاده از برآوردگر کاپلان-میر بر تفاوت معنادار طول دوره بیکاری زنان و مردان پیش از دستیابی به اولین شغل دلالت می‌کند. افزایش سطح تحصیلات طول دوره بیکاری را به طور معناداری به ویژه برای زنان کوتاه‌تر می‌کند. افراد ساکن در مناطقی که نرخ بیکاری بالاتری دارند، دوره بیکاری طولانی‌تری را تجربه می‌کنند. هم‌چنین نیروی کار ۲۵-۳۰ ساله زمان بیش‌تری را برای جست و جوی کار اختصاص داده‌اند.

### ۳- تحلیل داده‌ها و روش تحقیق

در تحلیل‌های اقتصادی، مطالعه پیرامون طول دوره در موارد مختلفی به کار می‌رود؛ عمر بنگاه، روابط تجاری، دوره‌های ورشکستگی بانکی، اخراج از مدرسه و مانند آن. در این تحقیق به منظور بررسی عوامل تعیین‌کننده طول دوره بیکاری از مدل‌های دوره‌ای و روش تحلیل بقا استفاده می‌شود. متغیر اصلی در این تحقیق طول دوره بیکاری است که از طرح آمارگیری نیروی کار استخراج می‌شود. این طرح آمارگیری یک نمونه چرخشی با الگوی «۲-۲-۲» است. یعنی خانوار دو فصل متوالی در نمونه حاضر است و پس از آن دو فصل متوالی دیگر از نمونه موقتاً خارج می‌شود و دوباره برای دو فصل متوالی دیگر به نمونه برمی‌گردد اما پس از آن برای همیشه از نمونه خارج می‌شود.

#### ۳-۱- تحلیل داده‌ها

در این تحقیق از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار مربوط به پاییز و زمستان سال ۱۳۹۷ استفاده می‌شود. به این صورت که افراد بیکار ۶۴-۱۵ ساله در فصل پاییز به عنوان نمونه اولیه انتخاب شده و وضعیت اشتغال آن‌ها در فصل زمستان دنبال می‌شود. از حدود ۱۱۸ هزار فرد ۶۴-۱۵ ساله حاضر در نمونه‌گیری فصل پاییز، نزدیک به ۶۴۰۰ نفر بیکار هستند. از این میان ۳۲۶۷ نفر در نمونه‌گیری فصل زمستان حاضر هستند که ۱۰۲۴ نفر از نظر اقتصادی غیرفعال هستند که به دلیل پرهیز از ایجاد تورش، از نمونه حذف می‌شوند. بنابراین در نمونه نهایی ۲۲۴۳ نفر شامل ۱۴۹۷ بیکار و ۷۴۷ نفر شاغل حضور دارند. بیش از ۷۵ درصد از کل نمونه را مردان تشکیل می‌دهند. هم‌چنین ۷۲ درصد از جمعیت ساکن مناطق شهری هستند. بررسی وضعیت تأهل نیز نشان می‌دهد که بیش از ۶۱ درصد از بیکاران بدون همسر هستند که ۹۶ درصد از آن هرگز ازدواج نکرده‌اند (جدول ۱).

جدول (۱): آمار توصیفی نمونه به تفکیک ویژگی‌های نیروی کار

شاخص آماری	ویژگی	تعداد	سهم (درصد)
جنسیت	زن	۵۵۵	۲۴/۷۴
	مرد	۱۶۸۸	۷۵/۲۶
منطقه محل سکونت	شهری	۱۶۱۳	۷۱/۹۱
	روستایی	۶۳۰	۲۸/۰۹
وضعیت تأهل	دارای همسر	۸۶۷	۳۸/۶۵
	بدون همسر	۱۳۷۶	۶۱/۳۵
نسبت با سرپرست خانوار	سرپرست خانوار	۶۹۰	۳۰/۷۶
	همسر	۱۳۱	۵/۸۴
	فرزند	۱۳۹۴	۶۲/۱۴
	سایر	۲۸	۱/۲۴
گروه سنی	۱۵-۲۱	۲۳۱	۱۰/۳۰
	۲۲-۲۵	۴۴۶	۱۹/۸۸
	۲۶-۳۰	۶۴۸	۲۸/۹
	۳۱-۶۴	۹۱۸	۴۰/۹۲
سطح تحصیلات	دیپلم و کمتر	۱۳۱۸	۵۸/۷۶
	کاردانی	۱۳۷	۶/۱۱
	کارشناسی	۶۴۲	۲۸/۶۲
	کارشناسی ارشد و دکتری	۱۴۶	۶/۵۱
بعد خانوار	۱-۲	۲۱۶	۹/۶۳
	۳-۴	۱۲۸۶	۵۷/۳۳
	۵-۱۴	۷۴۱	۳۳/۰۳
تعداد بیکاران خانوار	۱	۱۹۱۱	۸۵/۲۰
	۲-۴	۳۳۲	۱۴/۷۰
بیمه بیکاری	برخوردار	۱۳۸۵	۶۱/۷۵
	غیربرخوردار	۳۴	۳۸/۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

بیشتر بیکاران فرزندان خانوار هستند و همسران سرپرستان خانوار کمتر از ۶ درصد نمونه را شامل می‌شوند که با توجه به سهم حدود ۲۵ درصدی زنان در میان افراد

جویای کار و سهم ۹۴ درصدی مردان در نقش سرپرست خانوار می‌توان گفت این زنان مجرد هستند که سهم قابل توجهی در میان بیکاران زن دارند. بررسی بیکاران به تفکیک گروه سنی نیز نشان می‌دهد که نیروی کار ۳۰ ساله و کم‌تر از آن حدود ۶۰ درصد از جمعیت را تشکیل می‌دهند. هم‌چنین افراد دارای مدرک دیپلم و کم‌تر از آن اکثریت نمونه را شامل می‌شوند. پس از آن افراد دارای مدرک کارشناسی - با حدود ۲۸ درصد- و دانش‌آموخته‌های تحصیلات تکمیلی به ترتیب بیش‌ترین و کم‌ترین سهم را دارند. ۵۷.۳ درصد از افراد نمونه نیز از خانوارهای با بعد ۳ تا ۴ نفر می‌باشند که بیش‌ترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند. به علاوه در ۱۴/۸ درصد از خانوارها بیش از یک فرد بیکار وجود دارد. از میان ۱۴۱۹ نفر که وضعیت بیمه بیکاری آن‌ها مشخص بوده است بیش از ۹۴ درصد از حمایت‌های این نوع بیمه برخوردار بوده‌اند.

بنا بر اطلاعات جدول شماره ۲ به طور متوسط نیروی کار اعم از بیکار و شاغل بیش از ۲۰ ماه در جست و جوی کار بوده‌اند. طولانی‌ترین دوره بیکاری برابر با ۱۸۳ ماه بوده است که متعلق به دو مرد متأهل ساکن منطقه روستایی و دارای تحصیلات سوادآموزی است. این دو نیروی کار ۳۷ و ۳۹ ساله تنها فرد در حال جست و جوی کار در خانوار هستند و به ترتیب همسر سرپرست خانوار و سرپرست خانوار می‌باشند.

به‌طور متوسط افراد ساکن در مناطق شهری با ۲۱ ماه بیکاری در مقایسه با افراد ساکن در مناطق روستایی زمان بیش‌تری را برای جست و جوی شغل اختصاص داده‌اند. زنان دوره بیکاری طولانی‌تری را نسبت به مردان تجربه کرده‌اند. به‌طور متوسط زنان ۲۸/۴ ماه در جست و جوی شغل بوده‌اند در حالی که این رقم برای مردان ۱۷/۷ ماه است. هم‌چنین افراد متأهل در مقایسه با افراد مجرد (شامل افرادی که هنوز ازدواج نکرده‌اند، آن‌ها که از همسر جدا شده‌اند و کسانی که همسر از دست داده‌اند) به طور میانگین ۶ ماه دوره بیکاری کوتاه‌تری داشته‌اند. میانگین زمان جست و جوی کار برای سرپرستان خانوار ۱۳/۳۶ ماه می‌باشد. قابل ذکر است که ۹۴ درصد از سرپرستان خانوار مرد بوده‌اند. هم‌چنین فرزندان در مقایسه با همسران سرپرست خانوار دوره بیکاری کوتاه‌تری را سپری کرده‌اند. کم‌ترین میانگین طول دوره جست و جوی شغل به تفکیک سطح تحصیلات متعلق به دارندگان مدرک دیپلم و کم‌تر از آن و در حدود ۱۶ ماه و بیش‌ترین رقم نیز به دارندگان مدرک کارشناسی با بیش از ۲۷ ماه اختصاص دارد. نیروی کار

برخوردار از بیمه بیکاری به طور متوسط ۳ ماه کم‌تر از افراد غیر برخوردار در جست و جوی شغل بوده‌اند (جدول ۲).

جدول (۲): آمار توصیفی طول دوره بیکاری به تفکیک ویژگی‌های نیروی کار (ماه)

شاخص آماری	میانگین	میانه	بیشینه	انحراف‌استاندارد
کل مشاهدات				
۲۰/۳۷	۱۴	۱۸۳	۲۱/۴۶	
جنسیت	زن	۲۴	۱۸۰	۲۳/۱۲
	مرد	۱۱	۱۸۳	۲۰/۲۰
منطقه محل سکونت	شهری	۱۵	۱۴۷	۲۲/۲۳
	روستایی	۱۲	۱۸۳	۲۱/۹۶
وضعیت تأهل	دارای همسر	۶	۱۸۳	۲۲/۲۶
	بدون همسر	۱۵	۱۴۷	۲۰/۵۹
نسبت با سرپرست خانوار	سرپرست خانوار	۶	۱۸۳	۱۹/۸۴
	همسر	۲۷	۱۸۳	۳۰
	فرزند	۱۵	۱۴۷	۲۰/۱۳
گروه سنی	سایر	۳۲	۱۱۱	۲۴/۹۸
	۱۵-۲۱	۱۲	۷۹	۱۰/۴۳
	۲۲-۲۵	۱۵	۸۹	۱۵
	۲۶-۳۰	۱۵	۱۲۳	۱۹/۳۸
سطح تحصیلات	۳۱-۶۴	۱۰	۱۸۳	۲۶/۲۹
	دیپلم و کم‌تر	۹	۱۸۳	۲۰/۳۹
	کاردانی	۱۵	۱۳۵	۲۱/۷۹
	کارشناسی	۲۳/۵	۱۲۳	۲۲/۰۳
بعد خانوار	کارشناسی ارشد و دکتری	۱۶/۵	۱۲۳	۱۸/۹۰
	۱	۲۸	۱۲۳	۲۲/۴۲
تعداد بیکاران خانوار	۲	۱۴	۱۴۴	۲۱/۶
	۳-۴	۱۴	۱۲۳	۲۱/۴۶
	۵	۱۴	۱۸۳	۲۱/۴۸
	۶-۱۴	۱۴	۱۸۳	۲۱/۴۷
	۱	۱۹/۴۸	۱۴	۲۱/۴۶
تعداد بیکاران خانوار	۲	۱۴	۱۲۰	۲۱/۴۵
	۳	۱۴	۱۴۷	۲۱/۷۴

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۰					
۲۲/۴۴	۸۷	۱۴	۳۶/۶۷	۴	
۷/۱۴	۳۳	۱۰	۱۲/۰۹	برخوردار	بیمه بیکاری
۱۶/۸۳	۱۶۸	۸	۱۴/۹۴	غیربرخوردار	

منبع: یافته‌های تحقیق

بنا بر تعریف بین‌المللی بیکاری کوتاه‌مدت و بلندمدت، بیکاری کمتر از شش ماه و یا یک سال تحت عنوان بیکاری کوتاه‌مدت شناخته می‌شود و بیش‌تر از یک سال در طبقه‌بندی بیکاری بلندمدت قرار می‌گیرد. بنا بر جدول شماره ۲ در حالی که در مجموع بیش از ۵۵ درصد از افراد نمونه کمتر از یک سال در جست و جوی شغل بوده‌اند، بیش از ۶۲ درصد از زنان در بلندمدت با پدیده بیکاری مواجه هستند. در مقابل طول دوره بیکاری نزدیک به ۶۰ درصد مردان کمتر از یک سال است.

جدول (۳): توزیع بیکاری کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت به تفکیک ویژگی‌ها

(درصد)

کل	۱۹ و بالاتر	۱۳-۱۸	۷-۱۲	۰-۶	طول دوره بیکاری (ماه)	
۱۰۰	۳۶/۸۵	۱۴/۹۲	۱۷/۳۳	۳۰/۸۴	کل مشاهدات	
۱۰۰	۵۴/۱۵	۷/۶۸	۲۲/۴۱	۱۵/۷۷	زن	جنسیت
۱۰۰	۳۳/۲۷	۶/۸۷	۲۴	۳۵/۸۶	مرد	
۱۰۰	۴۰/۲	۷/۲۱	۲۴/۷۷	۲۷/۸۲	شهری	محل اقامت
۱۰۰	۳۷/۷۴	۶/۸۴	۲۰/۰۵	۳۵/۳۸	روستایی	
۱۰۰	۳۱/۱۹	۶/۶۲	۲۱/۱۷	۴۱/۰۲	دارای همسر	وضعیت تأهل
۱۰۰	۴۳/۶۷	۷/۳۶	۲۴/۶۷	۲۴/۳	بدون همسر	
۱۰۰	۲۲/۹۲	۶/۲۵	۲۱/۸۸	۴۸/۹۶	سرپرست خانوار	نسبت با سرپرست خانوار
۱۰۰	۵۴/۸۷	۵/۳۱	۲۰/۳۵	۱۹/۴۷	همسر	
۱۰۰	۴۳/۳۹	۷/۵۹	۲۴/۷۷	۲۴/۳۳	فرزند	
۱۰۰	۶۰	۸	۱۲	۲۰	سایر	
۱۰۰	۴۳/۲۹	۷/۷۴	۲۵/۴۶	۱۷/۵۲	دیپلم و کمتر	سطح تحصیلات
۱۰۰	۴۷/۳	۷/۸۸	۲۴/۴۸	۲۰/۳۳	کاردانی و کارشناسی	
۱۰۰	۳۹/۲	۸/۷۲	۲۳/۸۵	۲۸/۲۱	کارشناسی‌ارشد و دکتری	

منبع: یافته‌های تحقیق

در مناطق شهری دوره بیکاری ۲۷/۸ درصد از نیروی کار کم‌تر از ۶ ماهه بوده است؛ این رقم برای ساکنین مناطق روستایی ۳۵/۴ درصد است. از نظر وضعیت تأهل تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین طول دوره بیکاری افراد وجود دارد. ۴۱ درصد از نیروی کار متأهل دوره بیکاری ۶ ماهه را تجربه کرده‌اند در حالی که این سهم برای نیروی کار بدون همسر شامل افراد هرگز ازدواج نکرده، مطلقه و همسر از دست داده تنها ۲۴/۳ درصد است. حدود نیمی از سرپرستان خانوار که ۹۴ درصد آن‌ها را مردان تشکیل می‌دهند، دوره بیکاری ۶ ماهه را تجربه کرده‌اند.

### ۳-۲- روش تحقیق

متغیر طول مدت بیکاری از جنس داده‌های زمان-روی داد<sup>۱</sup> یا زمان-شکست<sup>۲</sup> است که با نام داده‌های دوره‌ای، طولی<sup>۳</sup>، انتقالی<sup>۴</sup> یا داده‌های زمان-بقا<sup>۵</sup> نیز شناخته می‌شوند. اگر شروع، پایان و یا هر دو در داده طولی نامعلوم باشد، به ترتیب با داده‌های سانسور شده از چپ<sup>۶</sup>، سانسور شده از راست<sup>۷</sup> و سانسور شده بازه‌ای<sup>۸</sup> مواجه هستیم. در مورد متغیر طول دوره بیکاری، اگر زمان ورود به وضعیت بیکاری را دوره  $t_0$  در نظر بگیریم و مشاهدات متعلق به زمان  $t$  باشند و  $T$  نیز طول دوره بیکاری باشد و فرد مورد نظر در زمان نمونه‌گیری هنوز بیکار باشد، طول دوره بیکاری این فرد معین نیست و تنها می‌توان گفت که  $T > t$  است. در این صورت با داده‌های سانسور شده از راست مواجه هستیم. اگر فرد تا زمان  $t$  شاغل شده باشد، طول دوره بیکاری فرد معین و سانسور نشده است<sup>۹</sup>. برای برآورد مدل‌های دوره‌ای با داده‌های سانسور شده نیازمند روشی هستیم که هم ماهیت طول زمانی داده را در نظر بگیرد و هم قابلیت به کار گیری از داده‌های سانسور شده را داشته باشد.

<sup>1</sup> Time-to-Event Data

<sup>2</sup> Time-to-Failure

<sup>3</sup> Longitudinal

<sup>4</sup> Transitional

<sup>5</sup> Survival-Time

<sup>6</sup> Left Censored

<sup>7</sup> Right Censored

<sup>8</sup> Interval Censored

<sup>۹</sup> مطالب این بخش برگرفته از کتاب «تحلیل بقا» اثر جنکینز (۲۰۰۵) است.



سوالی که ایجاد می‌شود این است که چرا به طور مشخص روش حداقل مربعات معمولی و مدل‌های انتخاب دوتایی<sup>۱</sup> مانند مدل لاجیت<sup>۲</sup> و پروبیت<sup>۳</sup> در مورد داده‌های زمان-بقا به کار برده نمی‌شوند. مدل OLS به سه دلیل (۱) وجود داده‌های سانسور شده، (۲) وجود متغیر زمان-بقا و (۳) مدل‌سازی ساختاری، نمی‌تواند در این مورد به کار رود. بنا بر جنکینز<sup>۴</sup> (۲۰۰۵) برآوردگر OLS به دلیل وجود داده‌های سانسور شده در نمونه و ایجاد رویدادهای متناسب متعدد، تورش‌دار و ناسازگار خواهد بود. در واقع برآوردگر OLS قائل به تفکیک مشاهدات سانسور شده از سایر مشاهدات نیست و از این رو این مشاهدات توسط برآوردگر OLS از نمونه حذف می‌شوند. درباره مدل‌های انتخاب دوتایی نیز باید گفت که این مدل‌ها به تفاوت در زمانی که هر فرد، روی داد مورد نظر را تجربه می‌کند توجه ندارد و صرفاً گذار از یک وضعیت به وضعیت دیگر یا همان روی داد مورد نظر را بررسی می‌کند. از این رو می‌توان گفت که مدل‌های متعارف در اقتصادسنجی قادر به استفاده کامل از اطلاعات موجود در داده‌های دوره‌ای سانسور شده نیستند. بنابراین باید از مدل دوره‌ای تحلیل بقا استفاده کرد.

در برآورد ناپارامتریک توابع بقا برخلاف برآورد پارامتریک نیازی به تعیین شکل تابع از قبل نیست. در برآورد ناپارامتریک بسته به پیوسته یا گسسته بودن متغیر، برآوردگر متفاوتی به کار گرفته می‌شود. در صورت پیوسته بودن متغیر از برآوردگر کاپلان-میر و در صورت گسسته بودن نیز از برآوردگر لایف-تیبیل<sup>۵</sup> استفاده می‌شود. در این تحقیق به دلیل پیوسته بودن طول دوره بیکاری از برآوردگر کاپلان-میر استفاده می‌شود. پیش از پرداختن به برآوردگر کاپلان-میر توابع مربوط به تحلیل بقا به طور مختصر بررسی می‌شوند.

در ابتدا فرض می‌کنیم  $T$  طول دوره وضعیت مورد نظر (برای فرد، بنگاه و...) مقدار تحقق یافته متغیر تصادفی پیوسته باشد.  $F(t)$  تابع توزیع تجمعی<sup>۶</sup> آن و  $f(t)$  تابع چگالی

<sup>1</sup> Binary Choice

<sup>2</sup> Logit

<sup>3</sup> Probit

<sup>4</sup> Jenkins

<sup>5</sup> Life-Table Estimator

<sup>6</sup> Cumulative Distribution Function

احتمال<sup>۱</sup> است. در ادبیات تحلیل بقا  $F(t)$  با عنوان تابع شکست<sup>۲</sup> شناخته می‌شود که به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Pr(T \leq t) = F(t) \quad (۱)$$

$$\Pr(T > t) = 1 - F(t) \equiv S(t) \quad (۲)$$

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow \infty} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{\partial F(t)}{\partial t} = -\frac{\partial S(t)}{\partial t} \quad (۳)$$

تابع بقا<sup>۳</sup> یا  $S(t)$  به صورت احتمال طولانی‌تر بودن طول متغیر مورد نظر  $(T)$  از یک مقدار مشخص تعریف می‌شود. به عبارت دیگر احتمال رخ ندادن روی‌داد مورد نظر تا زمان  $t$  را نشان می‌دهد. تابع بقا مقداری بین صفر و یک اتخاذ می‌کند.  $t$  نیز زمان سپری شده از دوره صفر است. ملاحظه می‌شود که بین تابع بقا و تابع شکست رابطه‌ای یک به یک وجود دارد. تابع مخاطره احتمال شرطی وقوع روی‌داد در زمان مشخصی را بیان می‌کند و به صورت زیر نشان داده می‌شود که در آن  $X$  ماتریسی از متغیرهای کمکی و  $\beta$  بردار ضرایب است:

$$\lambda(t) = \Pr(T = t | T > t) = f(X, \beta) \quad (۴)$$

پس از جای گذاری و ساده سازی می‌توان نرخ مخاطره را به صورت نسبت تابع چگالی بقا به تابع شکست تعریف کرد:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (۵)$$

تابع بقا را به سه روش ناپارامتریک، نیمه پارامتریک و پارامتریک می‌توان برآورد کرد که در این تحقیق از روش ناپارامتریک استفاده می‌شود. تفاوت اصلی این روش با دو روش دیگر این است که هیچ فرضی در مورد مسیر مخاطره وجود ندارد. برآوردگر کاپلان-میر که در روش ناپارامتریک کاربرد دارد در واقع یک احتمال شرطی است که از حاصل ضرب احتمال بقا در فاصله زمانی به دست می‌آید:

$$S(k) = S(k-1)p_k = p_1 \times p_2 \times \dots \times p_k \quad (۶)$$

$p_k$  احتمال بقای فرد در  $k$  امین ماه بعد از گذشت  $k-1$  ماه از زمان جست و جوی کار را نشان می‌دهد. حال اگر داشته باشیم:

$$n_i = d_i + r_i \quad (۷)$$

<sup>1</sup> Probability Density Function

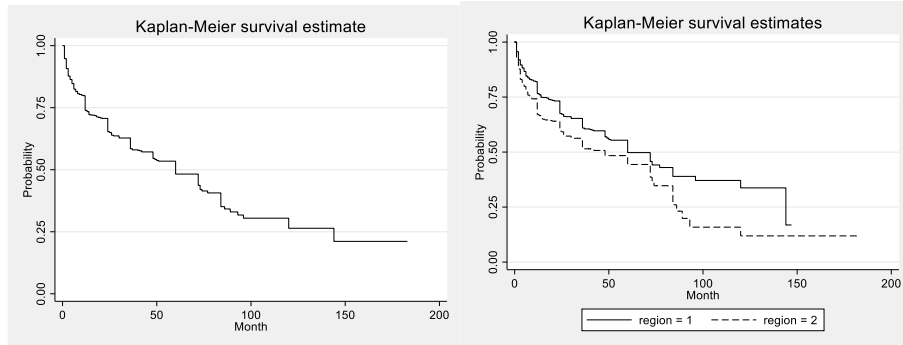
<sup>2</sup> Failure Function

<sup>3</sup> Survival Function

$n_i$  برابر است با تعداد افرادی که زمان  $t_i$  در معرض مخاطره در این جا خروج از بیکاری هستند،  $d_i$  تعداد افرادی باشد که در زمان  $t_i$  باشد،  $r_i$  تعداد مشاهداتی است که بعد از زمان  $t_i$  هم‌چنان بیکار مانده‌اند. بنابراین احتمال بقای بیکاری در زمان  $t$  توسط برآوردگار کاپلان-میر را می‌توان چنین تعریف کرد:

$$S(t) = \prod_{t_i \leq t} (1 - h_i) = \prod_{t_i \leq t} (1 - \frac{d_i}{n_i}) \quad (۸)$$

تابع بقا غیر افزایشی است؛ به این صورت که در زمان مبدأ در نقطه یک قرار دارد و به این معنی است که با گذشت زمان، احتمال بقای فرد در وضعیت موردنظر بیکاری-کاهش می‌یابد. نتایج برآورد به روش ناپارامتریک نشان می‌دهد که احتمال بقای بیکاری برای ساکنین مناطق شهری<sup>۱</sup> بیش از مناطق روستایی است.



نمودار (۱): برآوردگر کاپلان-میر کل نمونه و به تفکیک منطقه محل سکونت

منبع: یافته‌های تحقیق

برآوردگر کاپلان-میر به تفکیک ویژگی‌های نیروی کار شامل جنسیت، وضعیت تأهل، گروه سنی، بعد خانوار و سطح تحصیلات در دو بخش شهری و روستایی به طور کلی روند نسبتاً مشابهی را نشان می‌دهد (نمودارهای شماره ۲). احتمال بقای بیکاری برای زنان هم در مناطق شهری و هم روستایی بیش‌تر از مردان است. شکاف جنسیتی احتمال بقای بیکاری در مناطق روستایی بیش‌تر از مناطق شهری است به طوری که

<sup>۱</sup> -شهری: ۱ و روستایی: ۲

مرد: ۱ و زن: ۲

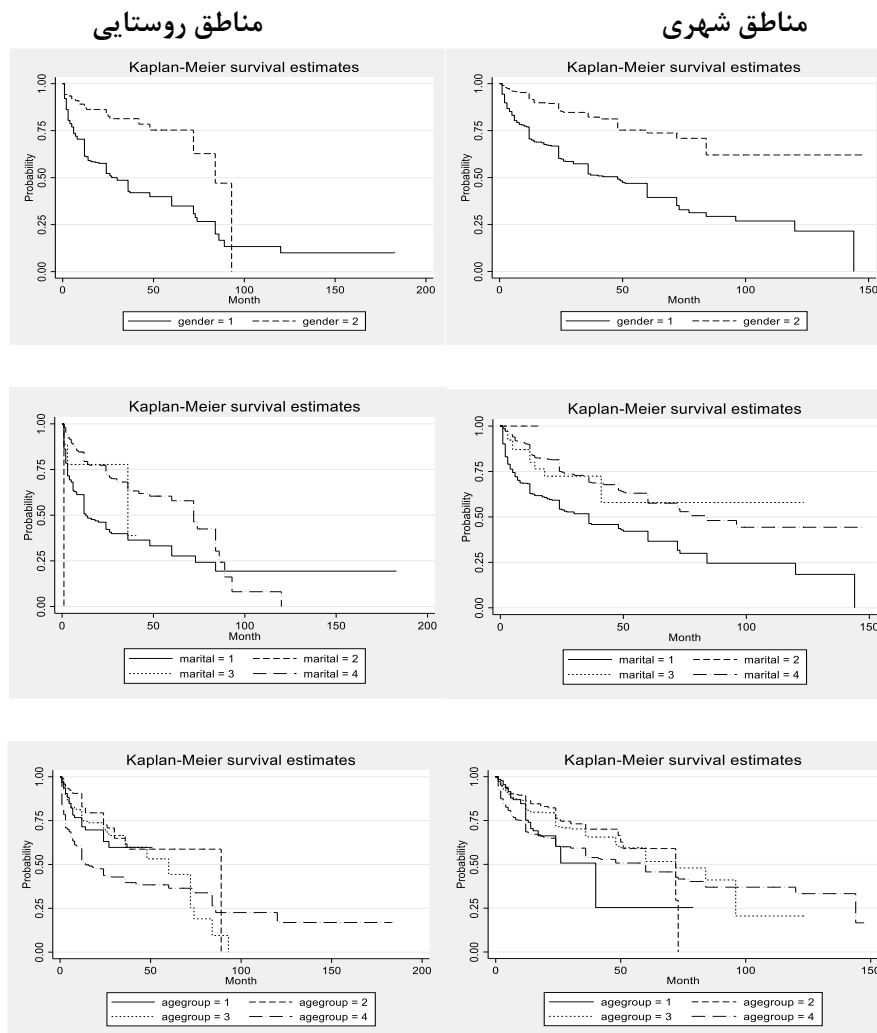
-دارای همسر: ۱، همسر از دست داده: ۲، از همسر جدا شده: ۳ و هرگز ازدواج نکرده: ۴

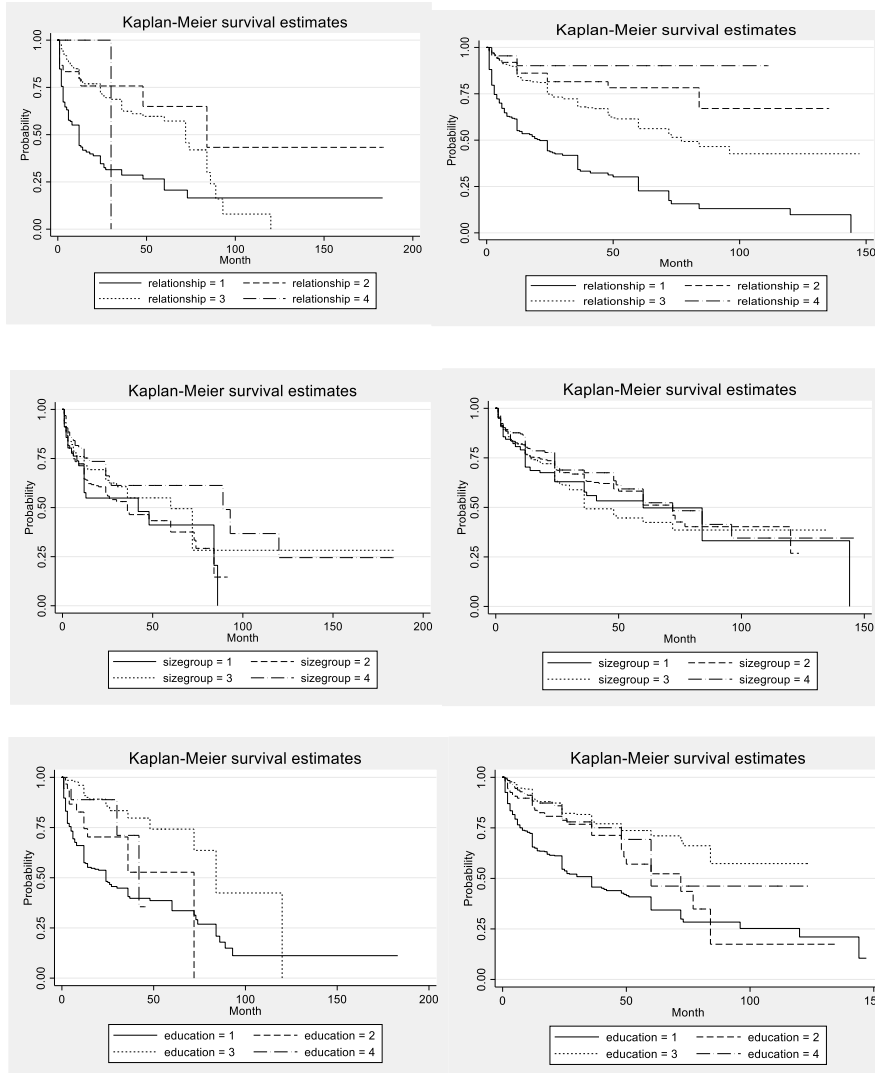
-گروه سنی ۱۹-۱۵ ساله: ۱، ۲۴-۲۰ ساله: ۲، ۲۹-۲۵ ساله: ۳ و ۶۴-۳۰ ساله: ۴

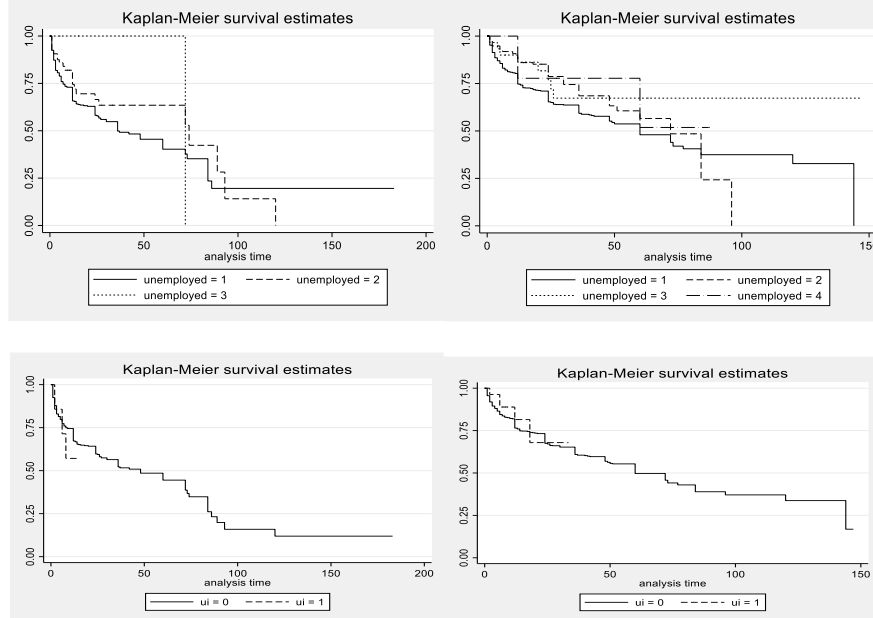
-خانوار ۲-۱ نفره: ۱، ۳-۴ نفره: ۲، ۵ نفره: ۳ و ۱۴-۶ نفره: ۴

-دیپلم و کم‌تر از آن: ۱، کاردانی: ۲، کارشناسی: ۳ و کارشناسی ارشد و دکتری: ۴

شانس خروج از وضعیت بیکاری برای برخی از زنان روستایی ۵۰ درصد کم‌تر از مردان می‌باشد. نیروی کار متأهل ساکن در هر دو منطقه شانس بیشتری برای خروج از بیکاری دارند. نمودار کاپلان-میر برحسب گروه‌سنی نشان می‌دهد که در مناطق شهری و روستایی گروه‌های سنی ۲۰-۲۹ ساله در مقایسه با سایرین شانس کم‌تری برای خروج از بیکاری دارند. در مناطق روستایی بیکاران ۳۰ ساله و بالاتر بیش‌ترین شانس خروج از بیکاری را به خود اختصاص داده‌اند و در مناطق شهری، بیش‌ترین احتمال خروج برای طول دوره بیکاری تا دو سال متعلق به همین گروه می‌باشد اما پس از آن متعلق به گروه سنی ۱۹-۱۵ ساله‌ها است.







نمودار (۲): برآوردگر کاپلان-میر به تفکیک منطقه محل سکونت و ویژگی‌های

### نیروی کار

منبع: یافته‌های تحقیق

احتمال بقای بیکاری هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی برای سرپرستان خانوار و پس از آن فرزندان از سایر اعضا پایین‌تر است. لازم به ذکر است که ۹۴ درصد از سرپرستان نمونه مرد هستند. از نقطه نظر بعد خانوار نیز به نظر می‌رسد که در مناطق شهری تفاوت کمتری نسبت به مناطق روستایی میان خانوارها با ابعاد مختلف وجود دارد. همان‌گونه که در نمودار نیز قابل مشاهده است احتمال ماندن در وضعیت بیکاری برای خانوارهای ۶ نفره و بیش‌تر در مناطق روستایی بیش‌تر از مناطق شهری است. نکته قابل توجه این است که در مناطق شهری اگر چه تفاوت‌هایی بین خانوارها ابعاد مختلف وجود دارد اما این تفاوت چندان قابل توجه نمی‌باشد. نمودارهای مربوط به سطح تحصیلات نیز دلالت بر آن دارد که افراد دارای مدرک دیپلم و کم‌تر از آن در هر دو منطقه شانس خروج از بیکاری بالاتری نسبت به افراد دارای تحصیلات دانشگاهی داشته‌اند. هم‌چنین دارندگان مدرک لیسانس دوره بیکاری طولانی‌تری را تجربه کرده‌اند. افراد دارای مدرک تحصیلات تکمیلی در مناطق روستایی در مقایسه با مناطق شهری شانس نسبتاً بیش‌تری برای خروج از بیکاری دارند. برآورد تابع بقا بر حسب تعداد

بیکاران حاضر در خانوار نیز نشان می‌دهد که احتمال بقای بیکاری افرادی که تنها فرد بیکار خانوار هستند، هم در مناطق شهری و هم روستایی کم‌تر از بقیه است. به طور کلی می‌توان گفت با افزایش تعداد بیکاران خانوار احتمال خروج از بیکاری نیز کاهش می‌یابد. اگرچه افراد برخوردار از بیمه بیکاری سهم بسیار اندکی از بیکاران را دارا هستند و در مناطق شهری تفاوت قابل ملاحظه‌ای در احتمال بقا بین دو گروه برخوردار و غیربرخوردار مشاهده نمی‌شود اما در مناطق شهری بالاتر از مناطق روستایی است. فرضیه دوم نیز رد نمی‌شود زیرا بنا بر برآوردگر کاپلان-میر دارندگان مدرک تحصیلی کارشناسی ارشد و دکتری در مناطق روستایی شانس بیشتری برای خروج از بیکاری در مقایسه با ساکنین شهری دارند. فرضیه سوم مبنی بر افزایش شانس خروج از بیکاری با افزایش تعداد بیکاران در یک خانوار هم تایید نمی‌شود. اگرچه در مناطق شهری احتمال بقای بیکاری برای افراد برخوردار از بیمه بیکاری بالاتر از بقیه بود اما در مناطق روستایی با قاطعیت نمی‌توان چنین روندی را مشاهده کرد و از این رو فرضیه چهارم تحقیق نیز تایید نمی‌شود.

#### ۴- جمع‌بندی

در این تحقیق به بررسی عوامل اثرگذار بر طول دوره بیکاری با استفاده از داده‌های خام طرح نمونه‌گیری نیروی کار فصل پاییز و زمستان ۱۳۹۷ پرداخته شد. به این منظور وضعیت اشتغال آن دسته از بیکاران فصل پاییز که در نمونه‌گیری فصل زمستان نیز حضور داشته‌اند بررسی شد. از این میان بیکارانی که در فصل زمستان غیرفعال شده‌اند، به دلیل پرهیز از ایجاد تورش در برآورد از نمونه حذف شدند. برآوردگر کاپلان-میر در روش برآورد ناپارامتریک دلالت بر آن داشته است که به طور کلی بیکاران ساکن مناطق شهری شانس کم‌تری برای خروج از بیکاری دارند. برآورد به تفکیک مناطق شهری و روستایی با وجود برخی تفاوت‌ها، روند کلی نسبتاً مشابهی را نشان داده است. در هر دو منطقه مردان، سرپرستان خانوار، افراد متأهل و افراد با تحصیلات دیپلم و کم‌تر از آن دوره بیکاری کوتاه‌تری را تجربه کرده‌اند. احتمال بقای بیکاری برای گروه سنی ۲۹-۲۰ ساله در مقایسه با سایر گروه‌ها در هر دو منطقه بیش‌تر است. تفاوت‌هایی هم در این

دو منطقه در این زمینه وجود داشته است که مهم‌ترین آن شکاف بیش‌تر جنسیتی در مناطق روستایی به نفع مردان است.

با توجه به نتایج این تحقیق به نظر می‌رسد برخی سیاست‌ها مانند لزوم سازگاری آموزش‌های دانشگاهی و نیازهای بازار کار از جمله مواردی است که باید در اولویت سیاست‌گذار اقتصادی باشد. در همین راستا بنا بر جمشیدی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۸) مطالعه توجه به اشتغال دانش بنیان یکی از عوامل کاهش بیکاری فارغ‌التحصیلان می‌باشد؛ سیاستی که می‌تواند به کاهش مدت بیکاری این بخش از نیروی کار جامعه نیز منجر شود. هم‌چنین با توجه به وجود شکاف قابل توجه جنسیتی طول دوره بیکاری و حضور روزافزون زنان در دانشگاه‌ها و به تبع آن تمایل بیش‌تر زنان برای حضور در بازار کار، از میان برداشتن موانع پیش روی زنان برای دستیابی به شغل طبیعتاً از طولانی بودن طول دوره بیکاری آن‌ها نیز می‌کاهد. به علاوه اتخاذ سیاست‌هایی در جهت ایجاد و رونق مشاغل خانگی نیز از جمله مواردی است که می‌تواند به کاهش شکاف جنسیتی منجر شود. طولانی بودن دوره بیکاری جوانان در کنار بالا بودن نرخ بیکاری این گروه در سال‌های اخیر نیز از دیگر مسائل مهمی است که توجه جدی سیاست‌گذاران را می‌طلبد؛ سیاست‌هایی مانند کاهش سن بازنشستگی از جمله عواملی است که می‌تواند در کنار سیاست آموزش مبتنی بر نیازهای بازار کار به کاهش احتمال بقای بیکاری جوانان کمک کند. توسعه نامتوازن منطقه‌ای یکی از دلایلی است که مهاجرت بی‌رویه نیروی کار روستایی به مناطق شهری را سبب می‌شود. از این رو اتخاذ سیاست‌های متوازن منطقه‌ای جهت کاهش معضلات بازار کار مناطق شهری و تقویت فرصت‌های حضور در بازار کار مناطق روستایی مانند استفاده از جاذبه‌های خاص گردش‌گری در این مناطق و سیاست‌های مشوق کشاورزی سازگار با مزیت رقابتی و محیط زیست ایران از الزامات سیاست‌گذاری در حوزه بازار کار تلقی می‌شود که در نهایت می‌تواند با ایجاد اشتغال از طول دوره بیکاری نیز بکاهد.

### تضاد منافع

از این طریق نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافی در این پژوهش وجود ندارد.

<sup>۱</sup> Jamshidi & Others (2019)



### فهرست منابع

۱. جمشیدی، علیرضا، عالی، صمد و بافنده زنده، علیرضا (۱۳۹۸). راهکارهای توسعه اشتغال دانش بنیان در کشور بر اساس روش داده بنیاد. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*. ۲۳، ۸۵-۱۰۸.
۲. حکمت‌نیا، حسن و افشانی، علیرضا (۱۳۸۹). حاشیه‌نشینان و ارتکاب جرائم اجتماعی (مطالعه موردی شهر یزد). *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، ۷۲، ۱۶۶-۱۵۷.
۳. درگاه ملی مرکز آمار ایران
۴. زارع، غلام‌حسین (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر دوره بیکاری؛ مطالعه موردی شهرستان یزد: ۱۳۸۶-۱۳۸۹. *پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه یزد*.
۵. فلاح‌محسن‌خانی، زهره (۱۳۹۴). تحلیل نیروی کار با استفاده از آمارهای جریان. *بررسی‌های رسمی ایران*، ۲۶، ۲۳۰-۲۰۱.
۶. فیض‌پور، محمدعلی (۱۳۸۷). دوره بیکاری و عوامل مؤثر بر آن؛ شواهدی از بیکاران جویای کار استان یزد طی برنامه سوم توسعه. *رفاه اجتماعی*، ۳۹، ۳۵۶-۳۲۷.
۷. گنجعلی، مجتبی، صابری، زهرا، خان‌زاده، فرشید، دانش‌پرور، نیما، محمدی، معصومه و افتخاری، سمانه (۱۳۹۰). تحلیل آماری عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری. *پژوهشکده آمار*.
۸. مرکز آمار ایران (۱۳۹۷). خلاصه نتایج آمارگیری نیروی کار. تهران.
۹. مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۹). تحلیل شاخص‌های بازار کار در فصل تابستان ۱۳۹۹. *مرکز پژوهش‌هایی مجلس*، (۱۷۲۸۷). تهران.
۱۰. هادیان، ابراهیم (۱۳۸۳). بررسی تأثیر آموزش افراد جویای کار بر طول دوره بیکاری آن‌ها (مورد مطالعه شهرستان شیراز). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۶۹، ۲۳۸-۲۱۷.
1. Carroll, N. (2006). Explaining unemployment duration in Australia. *Economic Record*, 82(258), 298-314.
2. HekmatNia, H. & Afshari, A. (2010). Suburb and the Social Crimes (Study Case: Yazd). *Human Geography Researches*. 72, 166-157 (In Persian).
3. Dănașcă, D. E., & Paliu-Popa, L. (2017). Determinants of unemployment spells and exit destinations in Romania in a competing-risks approach. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 30(1), 964-984.
4. Fallah MohsenKhani, Z. (2015). Analysis of Labor Using by Flow Data. *Iranian Journal of Official Statistics Studies*, 26(2), 201-230 (In Persian).
5. Feinberg, R. M. (1977). Risk aversion, risk, and the duration of unemployment. *The Review of Economics and Statistics*, 264-271.

6. Feizpour, M. (2008). Unemployment Duration and Effective Factors on; Evidence from Unemployed in Yazd Province During the Third Development Program. *Social Welfare*, 39, 327-356 (In Persian).
7. Fitzenberger, B., & Wilke, R. A. (2010). New insights into unemployment duration and post unemployment earnings in Germany. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(6), 794-826.
8. Ganjali, M., & Baghfalaki, T. (2012). Bayesian analysis of unemployment duration data in the presence of right and interval censoring. *Journal of Reliability and Statistical Studies*, 17-32.
9. Ganjali, M., Baghfalaki, T., & Berridge, D. (2014). A Bayesian Analysis of Unobserved Heterogeneity for Unemployment Duration Data in the Presence of Interval Censoring. *International Econometric Review*, 6(1), 24-41.
10. Ganjali, M., Saberi, Z., Khanzadeh, F., DaneshParvar, N., Mohammadi, M., & Eftekhari, S. (2011). Statistical Analysis of Effective Factors on Unemployment Duration. *Statistical Research Center*.
11. Hadian, E. (2004). Effect of Unemployed Training on Unemployment Duration (Case of Shiraz). Technical and Vocational Training Centre of Fars Province. *Journal of Economic Research*, 69, 217-238 (In Persian).
12. Hoffmann, E. (1992). *Measuring the Demand of Labour*. Bulletin of Labour Statistics, International Labour Office Geneva.
13. Jamshidi, A., Aali, S., & Bafandeh Zende, A. (2019). Ways of Development of Knowledge-Based Employment in Iran Using Data Grounded Theory Approach. *Applied Theories of Economics*. 23, 85-108. (In Persian).
14. Jenkins, S. P. (2005). Survival analysis. *Unpublished manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK*, 42, 54-56.
15. Kherfi, S. (2015). Determinants of Unemployment Duration. *Economic Research Forum (ERF)*, Working Paper, 909.
16. Kyrrä, T., Parrotta, P., & Rosholm, M. (2013). The effect of receiving supplementary UI benefits on unemployment duration. *Labour Economics*, 21, 122-133.
17. Micklewright, J., & Nagy, G. (2010). The effect of monitoring unemployment insurance recipients on unemployment duration: Evidence from a field experiment. *Labour Economics*, 17(1), 180-187.
18. Mortensen, D. T. (1970). Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. *The American Economic Review*, 60(5), 847-862.
19. Mukoyama, T., & Şahin, A. (2009). Why did the average duration of unemployment become so much longer?. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 200-209.
20. Kiefer, N. M., Kiefer, N. M., & Neumann, G. R. (1989). *Search models and applied labor economics*. Cambridge University Press.
21. Statistical Center of Iran. Summary of Labor Statistics (In Persian).
22. [www.amar.org.ir](http://www.amar.org.ir)