



Examining the Relationship between Unemployment Insurance Coverage and Unemployment Duration in Iran before and after the COVID-19 Pandemic

Abbas Khandan^{1✉}, Fatemeh Amiri², Majid Afsharirad³

1. Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics of Public Affairs, University of Kharazmi, Tehran, Iran. Khandan.abbas@khu.ac.ir
2. Master student, Department of Economics of Public Affairs, University of Kharazmi, Tehran, Iran. abcdef@--.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics of Public Affairs, University of Kharazmi, Tehran, Iran. M.feshari@khu.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	Unemployment coverage through social insurance is one of the public policy measures aimed at mitigating the social consequences of unemployment. However, providing generous benefits over a prolonged period, according to job search theory, can negatively affect the re-employment incentives of the unemployed and lead to longer unemployment durations. This study uses combined quarterly data from Iran's Labor Force Survey conducted by the Statistical Center of Iran for the years 2018–2023 to examine the relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration. Using this combined dataset, the study evaluates how this relationship changed as a result of the COVID-19 pandemic compared to the pre-pandemic period. The findings indicate that women, single individuals, urban residents, young people, highly educated individuals, those who left work due to low income, dismissal, retirement, or illness, apprentices, government employees, self-employed and freelance workers, individuals with limited work experience, and those seeking employment in the service sector, on average, experience longer unemployment durations, holding other factors constant. Furthermore, it was found that in eight provinces—Sistan and Baluchestan, Bushehr, Semnan, Yazd, Hormozgan, Alborz, East Azerbaijan, and Kerman—the average unemployment duration is longer than in Tehran. Regarding the main research question, the results confirm a positive relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration. Unemployment benefit recipients' experience, on average, 1.453 months longer unemployment spells. Notably, the effect of unemployment insurance coverage on unemployment duration during the COVID-19 pandemic increased to 2.651 months, representing an intensification of approximately 1.198 months.
Article history: Received: May 2025 Accepted: November 2025	
JEL: C21, J65, J64.	
Keywords: Covid-19, Unemployment duration, Unemployment insurance.	
Cite this article: Khandan, A., Amiri, F., & Afsharirad, M. (2025). Examining the Relationship between Unemployment Insurance Coverage and Unemployment Duration in Iran before and after the COVID-19 Pandemic. <i>Applied Theories of Economic</i> , 12(4), 177-210. https://doi.org/10.22034/econj.2025.65985.3403	
	© The Author(s). DOI: 10.22034/econj.2025.65985.3403
	Publisher: University of Tabriz

Introduction

Providing income support to the unemployed through social insurance is one of the public policy instruments aimed at mitigating the social consequences of unemployment. The Unemployment Insurance Law in Iran was enacted in 1980, under which all individuals covered by the Iranian Social Security Organization (ISSO) and subject to labor and agricultural laws—excluding three groups, namely old-age and disability pensioners, the self-employed, voluntary insurees of the ISSO, and foreign nationals—who become involuntarily unemployed and are ready to work are eligible to receive unemployment benefits. Although such support is essential for unemployed individuals, Iran's unemployment insurance system is highly generous, to the extent that in some cases the duration of benefit receipt can reach up to 50 months. Providing generous benefits over a long period weakens incentives for re-employment and leads to longer unemployment spells. Prolonged unemployment duration among benefit recipients represents a form of moral hazard; according to statistics from Iran's Unemployment Insurance Fund in 2018, more than 67 percent of unemployment benefit recipients used their benefits until the maximum allowable duration.

The relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration is one of the most important indicators of labor market structure. However, in Iran—particularly with regard to structural changes resulting from the COVID-19 pandemic—this relationship has not been adequately examined. This constitutes the main innovation of the present study. Another innovative feature of this research is its consideration of a wide range of factors, including individual demographic characteristics (six variables), pre-unemployment conditions (nine variables covering reasons for job separation, employment status prior to unemployment, and work experience), unemployment and job search conditions (eight variables including unemployment insurance coverage, targeted economic sector for job search, and job search methods), as well as macroeconomic conditions and control variables. The main hypothesis of the study is that there is a positive relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration, which, according to job search theory, arises from reduced job-search incentives and lower opportunity costs of unemployment. It is expected that in Iran, unemployment benefit recipients, on average and holding other factors constant, experience longer unemployment durations than other unemployed individuals. It is also expected that this positive relationship intensified during the COVID-19 pandemic due to economic recession and changes in labor market structure.

Methodology

This study examines the relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration using quarterly data from Iran's Labor Force Survey conducted by the Statistical Center of Iran for the period 2018 to 2023. The study period covers both the pre-COVID-19 period (seven quarters from spring 2018 to autumn 2019) and the pandemic period (thirteen quarters from winter 2020 to winter 2023). The availability of this dataset allows for an assessment of whether the relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration changed following the COVID-19 pandemic. A model is estimated that includes two dummy variables for unemployment insurance coverage (UI), the COVID-19 pandemic (D_{covid}), and their interaction term, alongside other explanatory variables. Accordingly, four groups are identified: the first group consists of individuals who were not covered by unemployment insurance before the pandemic ($UI = 0$ and $D_{\text{covid}} = 0$); the second group includes individuals who were covered by unemployment insurance before the pandemic ($UI = 1$ and $D_{\text{covid}} = 0$); the third group comprises individuals who did not receive unemployment benefits during the COVID-19 pandemic ($UI = 0$ and $D_{\text{covid}} = 1$); and finally, the fourth group consists of individuals who received unemployment benefits during the COVID-19 pandemic ($UI = 1$ and $D_{\text{covid}} = 1$). Individuals without unemployment benefits before the pandemic (the first group) are considered the reference group, representing unemployment duration unaffected by insurance-related incentive reductions or pandemic effects.

Results and Discussion

The findings generally indicate that women, single individuals, urban residents, young people, highly educated individuals, those who left employment due to reasons such as low income, dismissal, retirement, or illness, apprentices, government employees, self-employed and freelance workers, individuals with limited work experience, and those seeking employment in the service sector experience longer unemployment durations on average, holding other factors constant. In addition, it was found that in eight provinces—Sistan and Baluchestan, Bushehr, Semnan, Yazd, Hormozgan, Alborz, East Azerbaijan, and Kerman—the average unemployment duration is longer than in Tehran. Regarding the main research question, the results confirm a positive relationship between unemployment insurance coverage and unemployment duration, such that unemployment benefit recipients experience, on average, 1.453 months longer unemployment spells. Notably, the effect of unemployment insurance coverage on unemployment duration increased to 2.651 months during the COVID-19 pandemic, representing an intensification of approximately 1.198 months.





بررسی رابطه پوشش بیمه بیکاری با مدت بیکاری در ایران قبل و پس از همه‌گیری کوید ۱۹

عباس خندان^۱، فاطمه امیری^۲، مجید افشاری راد^۳

۱. نویسنده مسئول، استادیار، گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه:

Khandan.abbas@khu.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه:

abcdef@ut.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه: M.feshari@khu.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۸/۲۳ JEL: C21 J65 J64. واژه‌های کلیدی: همه‌گیری کوئید-۱۹، مدت بیکاری، بیمه بیکاری.	پوشش بیکاری از طریق بیمه‌های اجتماعی یکی از سیاست‌گذاری‌های عمومی به منظور کاهش پیامدهای اجتماعی معضل بیکاری است. با این وجود، اعطای مقرری‌های سخاوتمندانه برای یک مدت برقراری طولانی طبق نظریه جستجوی شغل می‌تواند تأثیری منفی بر انگیزه اشتغال مجدد بیکاران داشته و به طولانی شدن مدت بیکاری منجر شود. این مقاله با ترکیب داده‌های فصلی طرح آماری نیروی کار مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ به بررسی رابطه بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری می‌پردازد. با استفاده از این مجموعه ترکیبی، تغییر این رابطه در نتیجه همه‌گیری کوید ۱۹ نسبت به قبل ارزیابی می‌گردد. یافته‌های پژوهش بطور کل نشان دادند که زنان، مجردین، شهرنشینان، جوانان، افراد تحصیلکرده، افرادی که به دلایلی مثل پایین بودن درآمد، اخراج، بازنشستگی، یا بیماری ترک کار داشته‌اند، کارآموزان، کارکنان بخش دولتی، کارکن مستقل و مشاغل آزاد، افراد با سابقه کار پایین، و افرادی که در بخش خدمات در جستجوی شغل هستند، با ثبات سایر عوامل بطور متوسط مدت بیکاری طولانی‌تری را تجربه خواهند کرد. علاوه بر این، مشخص شد که در ۸ استان از جمله سیستان و بلوچستان، بوشهر، سمنان، یزد، هرمزگان، البرز، آذربایجان شرقی و کرمان متوسط مدت بیکاری طولانی‌تر از تهران است. در خصوص سؤال اصلی پژوهش، نتایج بدست آمده مؤید یک رابطه مثبت بین بیمه بیکاری و مدت بیکاری است به گونه‌ای که مقرری‌بگیران بیکاری بطور متوسط ۱/۴۵۳ ماه مدت بیکاری طولانی‌تری دارند. نکته جالب توجه این که تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در دوران همه‌گیری به ۲/۶۵۱ ماه رسیده و حدود ۱/۱۹۸ ماه تشدید شده است.
استناد: خندان، عباس، امیری، فاطمه و افشاری راد، مجید (۱۴۰۳). بررسی رابطه پوشش بیمه بیکاری با مدت بیکاری در ایران قبل و پس از همه‌گیری کوید ۱۹. <i>نظریه‌های کاربردی اقتصاد</i>، ۱۲(۴)، ۲۱۰-۱۷۶. DOI: 10.22034/eco.2025.65985.3403 حق‌مؤلف © نویسندگان. ناشر: دانشگاه تبریز	



۱- مقدمه

موضوع بیکاری اهمیت بالایی در مباحث اقتصادی دارد چراکه علاوه بر اثرات اقتصادی، جنبه‌های اجتماعی نیز دارد و بر پایداری جامعه نیز تأثیرگذار است. بیکاری اولاً به معنی کاهش تعداد نیروی کار شاغل در اقتصاد است که رشد تولید را کند خواهد کرد. دوماً، بیکاری با بالا بردن هزینه‌های رفاه اجتماعی بودجه دولت را تحت فشار قرار می‌دهد. سوم اینکه، بیکاران از فرصت فراگیری مهارت‌های جدید و افزایش احتمال اشتغال خود محروم هستند و این منجر به طولانی شدن مدت بیکاری می‌شود. چهارم این‌که، دوره‌های طولانی بیکاری می‌تواند منجر به خروج دائمی افراد از بازار کار شده و در بعضی موارد به جرم و رفتار ضد اجتماعی کمک کند. بطور کلی، بیکاری می‌تواند موجب مشکلات متعدد اقتصادی و اجتماعی شود. با توجه به این موضوع و تبعاتی که بیکاری برای اقتصاد و جامعه در پی دارد، دولت‌ها توجه ویژه‌ای به این پدیده دارند و به طریقی به دنبال کاهش بیکاری در اقتصاد و در کنار آن حمایت از بیکاران هستند. یکی از انواع حمایت‌ها از بیکاران ارائه بیمه بیکاری است که اغلب توسط دولت‌ها و نهادهای عمومی ارائه می‌شود. قانون بیمه بیکاری در ایران در سال ۱۳۶۹ به تصویب رسید. بر مبنای این قانون کلیه مشمولین قانون تأمین اجتماعی تابع قوانین کار و کار کشاورزی (به استثناء سه گروه بازنشستگان و ازکارافتادگان کلی، صاحبان حرف و مشاغل آزاد، بیمه‌شدگان اختیاری و اتباع خارجی) که بدون میل و اراده بیکار شده و آماده کار باشند (ماده ۱ و ۲ قانون بیمه بیکاری) مشمول دریافت مقرری بیکاری هستند. اگرچه این حمایت‌ها از بیکاران ضروری است، اما اعطای مقرری‌های سخاوتمندانه^۱ و برای یک مدت طولانی^۲ موجب شده تا بسیاری از کارشناسان بر این عقیده باشند که پرداخت مقرری بیکاری تأثیر منفی بر انگیزه‌های اشتغال بیکاران دارد و به طولانی شدن مدت بیکاری منجر خواهد شد. در واقع، بسیاری از اقتصاددانان معتقدند مقرری‌های بیمه بیکاری نباید به گونه‌ای طراحی شوند که خود، مشکل بیکاری را تشدید کند. مشکل اینجاست که پوشش گسترده بیمه بیکاری و پرداخت مقرری بیکاری سخاوتمندانه برای یک مدت برقراری طولانی با کاهش هزینه فرصت بیکاری منجر به تغییر انگیزه‌های جستجوی شغلی^۳ و اشتغال مجدد می‌شود. طبق نظریه جستجوی شغلی، افراد بیکار دارای مقرری بیکاری هزینه فرصت بیکاری کمتری داشته و به همین دلیل دستمزد مبنای^۴ بالاتری برای اشتغال مجدد خود در نظر گرفته و با رد پیشنهادات شغلی با دستمزد کمتر مدت طولانی‌تری بیکار می‌مانند. مدت بیکاری طولانی‌تر در میان مقرری‌بگیران بیمه بیکاری در واقع یک کژمنشی^۵ است به گونه‌ای که به عنوان مثال، طبق آمار سال ۱۳۹۷ صندوق بیمه بیکاری بیش از ۶۷ درصد مقرری‌بگیران تا زمان پایان مدت برقراری (بعضاً چندین ساله) از مقرری بیکاری استفاده کرده‌اند.

در این راستا، این مطالعه قصد دارد به بررسی رابطه بیمه بیکاری با مدت بیکاری در ایران بپردازد. برای این منظور از

^۱ مقرری بیکاری طبق ماده ۷ این قانون معادل ۵۵ درصد است که به مقرری افراد متأهل یا متکفل به ازای هر نفر ۱۰ درصد حداقل دستمزد افزوده خواهد شد به گونه‌ای که در هر حال مجموع دریافتی نباید از حداقل دستمزد کمتر و از ۸۰ درصد متوسط مزد یا حقوق وی بیشتر باشد.

^۲ جمع مدت پرداخت مقرری برای مجردان حداکثر ۳۶ ماه و برای متأهلین یا متکفلین حداکثر ۵۰ ماه است که بر اساس سابقه کلی پرداخت حق بیمه تعیین می‌شود.

^۳ Searching jobs

^۴ Reservation wage

^۵ Moral Hazard

داده‌های ترکیبی^۱ طرح نیروی کار مرکز آمار ایران برای بازه زمانی ۵ ساله ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ استفاده خواهد شد. استفاده از داده‌های ترکیبی که به مقطعی تجمیع شده نیز شناخته می‌شود، این امکان را به وجود می‌آورد تا بتوان تغییراتی که ساختار بازار کار و این رابطه بین بیمه بیکاری با مدت بیکاری احتمالاً پس از وقوع همه‌گیری کرونا داشته است را مورد آزمون قرار داد. در واقع، هدف این مقاله بررسی رابطه بین مقرری بیمه بیکاری با مدت بیکاری و تغییرات آن در دوران کوئید نسبت به سال‌های قبل از کوئید است. فرضیه اصلی تحقیق این است که بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری یک رابطه مثبت وجود دارد که طبق نظریه جستجوی شغل ناشی از کاهش انگیزه‌های شغلی و پایین آوردن هزینه فرصت بیکاری است. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود که در ایران مقرری بگیران بیکاری بطور متوسط و با ثبات سایر شرایط مدت بیکاری طولانی‌تری در مقایسه با سایر بیکاران تجربه کنند. همچنین انتظار می‌رود این رابطه مثبت در دوران همه‌گیری کرونا به دلیل رکود اقتصادی و تغییر ساختار بازار کار تشدید شده باشد.

این مقاله نخستین مطالعه داخلی در این رابطه است که مهمترین جنبه نوآوری تحقیق به شمار می‌آید. ساختار مقاله در ادامه به این صورت است که پس از این مقدمه، بخش دوم به مرور ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش اختصاص دارد. بخش سوم مقاله به معرفی داده‌های آماری، متغیرهای پژوهش و روش برآورد می‌پردازد. بخش چهارم به بیان نتایج و یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در نهایت بخش ششم نتیجه‌گیری می‌کند.

۲- ادبیات تحقیق

هوفنهاین و هاچوندو^۲ (۲۰۰۲)، سیستم بیمه بیکاری بهینه^۳ را سیستمی تعریف می‌کند که به ارزان‌ترین و کم هزینه‌ترین شیوه ممکن پوشش کامل (یک سطح مصرف ثابت صرف نظر از وضعیت اشتغال) را برای کارگران به ارمغان آورد بدون این‌که انگیزه‌های اشتغال آن‌ها در طول عمرشان را کاهش دهد. این در حالی است که در قوانین مرتبط با بیمه بیکاری ایران، شخص پوشش داده شده ممکن است با کژمنشی در پیدا کردن شغل جدید اهمال و تا پایان مدت زمان برقراری از مقرری استفاده کند. در برخی موارد بیمه شده حتی ممکن است شغل نیز یافته باشد و مشغول به کار شده باشد اما با تبانی با کارفرمای جدید اشتغال خود را پنهان کند. رابطه مقرری بیمه بیکاری با مدت بیکاری را می‌توان بر اساس نظریه جستجوی شغلی توضیح داد.

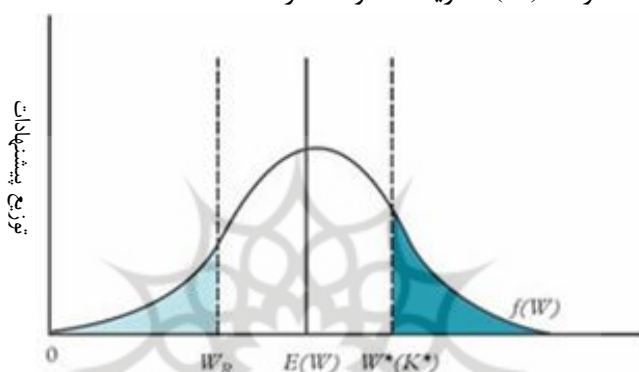
فرض کنید که بنگاه‌ها برای هر سطح مهارت k سطح دستمزدی $W(k)$ با یک تابع توزیع احتمال $f(w)$ مشابه شکل ۱ را در نظر گرفته و پیشنهاد دهند. مساحت زیر این منحنی برابر با یک است و حرکت به سمت راست، حداقل مهارت مورد نیاز و بنابراین مزد مربوطه افزایش می‌یابد. فرد بیکار دارای مهارت K^* حداکثر مزدی که دریافت خواهد کرد برابر با $W^*(K^*)$ می‌باشد. اگر افراد می‌دانستند که دقیقاً کدام بنگاه حداقل سطح استاندارد مهارتی K^* را در استخدام دنبال می‌کند، برای شغل مربوطه درخواست می‌داد و دستمزد W^* را دریافت می‌کرد. اما در بازار این اطلاعات کامل وجود ندارد، اگرچه از تابع توزیع احتمالات شغلی $f(w)$ اطلاع دارند. به این ترتیب، بیکاران در جستجوی شغل به صورت تصادفی به بنگاه‌ها مراجعه و با پیشنهادات شغلی آن‌ها مواجه می‌شوند. چنانچه سطح مهارتی مورد نیاز بنگاه بالاتر از سطح مهارت K^* فرد باشد، درخواست شغل رد و اگر سطح مهارتی مورد نیاز بنگاه K^* یا کمتر باشد درخواست فرد

¹ Pooled data

² Hopenhayn & Hatchondo

³ The optimal Unemployment Insurance

پذیرفته می‌شود. از آنجائی که افراد در جستجوی شغل نمی‌توانند به همه بنگاه‌ها مراجعه و از پیشنهادات شغلی و دستمزد همه آن‌ها اطلاع یابند، افراد ناگزیر در انتخاب شغل یک معیار مهم برای خود در نظر می‌گیرند که به آن مزد مبنا W_R گفته می‌شود. در واقع مطابق شکل ۱، دستمزدهای درخواستی بالاتر از $W^*(K^*)$ را بنگاه رد کرده و دستمزدهای پیشنهادی کمتر از دستمزد مبنا W_R نیز برای فرد مورد پذیرش نیست. بنابراین، احتمال اشتغال فرد برابر با مساحت زیر منحنی $f(w)$ از W_R تا $W^*(K^*)$ است. هر چه این احتمال بیشتر باشد، طول مدت مورد انتظار برای یافتن شغل و مدت بیکاری نیز کمتر خواهد بود. می‌توان تصور کرد که فرد در نهایت دستمزد انتظاری برابر میانگین وزنی پیشنهادات شغلی این محدوده $E(W)$ دریافت خواهد کرد.



شکل (۱): توزیع پیشنهادات مزد

منبع: اهرنبرگ^۱ و همکاران (۲۰۲۱)

بنابراین، مزد مبنا اگرچه باعث خواهد شد تا فرد پیشنهادهای دستمزدی بیشتری را رد و مدت بیکاری طولانی‌تری داشته باشد، اما به معنی رد پیشنهادات شغلی با دستمزد پایین و در نتیجه دریافت یک سطح دستمزد انتظاری $E(W)$ بالاتر است. افراد بیکار در تعیین مزد مبنا به نحوی تصمیم می‌گیرند که هزینه‌های آن یعنی طولانی شدن بیکاری با منافع انتظاری آن یعنی یافتن مشاغل با مزد بالاتر برابر گردد.

بر اساس مدل ارائه شده در کاهوک و همکاران (۲۰۱۴) می‌توان جستجوی شغل و عوامل مؤثر بر آن را بصورت ریاضی نمایش داد.^۲ با فرض اطلاعات ناکامل، افراد تنها از تابع توزیع دستمزدها $H(\cdot)$ آگاهی دارند که پیشنهادات شغلی ارائه شده از این تابع توزیع مستقل از یکدیگرند. همچنین فرض کنید افراد عدم‌مطلوبیتی از زحمت ندارند و به این ترتیب، مطلوبیت فرد از کار در مدت زمان کوچک dt برابر $w dt$ یا دریافتی آنان از کار خواهد بود. علاوه بر این، فرض کنید که در هر لحظه از زمان مشاغل با نرخ q از بین رفته و در مدت زمان dt افراد با احتمال $q dt$ شغل خود را از دست می‌دهند. نرخ بهره نیز برابر r است و $\frac{1}{(1+rdt)}$ نرخ تنزیل را نشان می‌دهد. به این ترتیب، مطلوبیت انتظاری V_e تنزیل شده افراد شاغل به صورت رابطه ۱ است.

$$V_e = \frac{1}{(1+rdt)} [w dt + (1 - q dt) V_e + q dt V_u] \quad (۱)$$

جایی که V_u مطلوبیت دوران بیکاری است. اگر دو طرف معادله را در $(1 + rdt)$ ضرب کنیم، به رابطه ۲ می‌رسیم.

$$r V_e = W + q(V_u - V_e) \quad (۲)$$

^۱ Ehrenberg

^۲ Cahuc et al. (2014)

این رابطه نشان می‌دهد که در هر لحظه از زمان جریان درآمدی مورد انتظار تنزیل شده از شغل rV_e برابر است با دستمزد دریافتی به علاوه زیان درآمدی که از تغییر وضعیت اشتغال به بیکاری $(V_u - V_e)$ انتظار می‌رود. این رابطه را می‌توان به شکل رابطه ۳ بازنویسی کرد.

$$V_e(W) - V_u = \frac{W - rV_u}{r + q} \quad (3)$$

این رابطه اختلاف مطلوبیت انتظاری افراد شاغل و بیکار را نشان می‌دهد. لذا می‌توان گفت فرد در جستجوی شغلی به این صورت عمل می‌کند که اگر $W > rV_u$ شغل را بپذیرد و در غیر این صورت آن پیشنهاد شغلی را رد کند. دستمزد مبنا جایی است که برای فرد مطلوبیت شغل با مطلوبیت ادامه جستجوی شغلی یکسان است؛ $W_R = rV_u$. مادامی که پیشنهادات شغلی دستمزدی کمتر از این مزد مبنا دارند، توسط فرد رد شده و جستجوی شغلی ادامه می‌یابد. البته لازم است مطلوبیت دوران بیکاری V_u صریح‌تر مشخص شود. مطلوبیت افراد در دوران بیکاری و جستجوی شغل از دو محل نشأت می‌گیرد. نخست اینکه با بیکار ماندن و تداوم جستجوی شغل ممکن است پیشنهادات شغلی بهتری ارائه شود و در واقع فرد از ارائه پیشنهادات شغلی یک مطلوبیت بدست می‌آورد. اگر λ نرخ پیشنهادات شغلی باشد می‌توان گفت که با احتمال $\int_0^{W_R} dH(W)$ پیشنهاد رد و فرد بیکار به جستجو ادامه داده و با احتمال $\int_{W_R}^{\infty} dH(W)$ شغل پذیرفته می‌شود. بنابراین، مطلوبیت متناظر با هر پیشنهاد شغلی در دوران بیکاری بصورت رابطه ۴ است.

$$V_\lambda = \int_0^{W_R} V_u dH(W) + \int_{W_R}^{\infty} V_e(W) dH(W) \quad (4)$$

دومین محل مطلوبیت نیز منفایی است که ممکن است فرد در دوران بیکاری از آن بهره‌مند شود که از آن جمله می‌توان به مزایای بیکاری یا استراحت بیشتر در منزل و ... اشاره کرد. البته بیکار ماندن و تداوم جستجوی شغل هزینه‌های صریح و ضمنی نیز دارد. اگر خالص منافع دوران بیکاری را با z نمایش دهیم، مطلوبیت انتظاری تنزیل شده ایام بیکاری بصورت رابطه ۵ است.

$$V_u = \frac{1}{(1 + rdt)} [zdt + \lambda dt V_\lambda + (1 - \lambda dt) V_u] \quad (5)$$

با اندکی تغییرات جبری و جایگزینی V_λ از رابطه ۴ می‌توان به رابطه ۶ رسید.

$$rV_u = z + \lambda \int_{W_R}^{\infty} (V_e(W) - V_u) dH(W) \quad (6)$$

با استفاده از مباحث مطرح شده و جایگذاری رابطه ۶ به جای V_u می‌توان مزد مبنا را بصورت رابطه ۷ مشخص کرد.

$$W_R = z + \frac{\lambda}{r + q} \int_{W_R}^{\infty} (W - W_R) dH(W) \quad (7)$$

این رابطه نشان می‌دهد که مزد مبنا برابر است با منافع خالص مستقیم بیکاری (مقرری بیکاری به علاوه سایر منافع و هزینه‌های جستجوی شغلی) به علاوه مقدار مورد انتظار این که فرد دستمزدی بالاتر از مزد مبنا بدست آورد. با استفاده از فرمول مشتق توابع ضمنی می‌توان عوامل موثر بر مزد مبنا را تعیین کرد:

- کانال منافع و هزینه‌های مستقیم دوران بیکاری: بالا رفتن منافع خالص دوران بیکاری (مقرری بیکاری، استراحت و پیگیری امور دیگر، هزینه جستجو و ...) باعث می‌شود دستمزد مبنا به همان اندازه $\frac{\partial W_R}{\partial z} = 1 > 0$ بالاتر برود.

- کانال احتمال دریافت پیشنهادات شغلی: افزایش احتمال دریافت پیشنهادات شغلی تأثیر مثبتی بر دستمزد آستانه‌ای دارد، $\frac{\partial W_R}{\partial \lambda} = \frac{1}{r + q} \int_{W_R}^{\infty} (W - W_R) dH(W) > 0$. احتمال دریافت پیشنهادات شغلی خود می‌تواند

به دو دسته عوامل بستگی داشته باشد. نخست عوامل کلان مانند بازار کار پررونق یا رکودی و دوم به عوامل فردی مانند مشخصه‌های دموگرافیک فرد (سن، جنسیت، تأهل و ...)، تحصیلات، و البته شدت و کیفیت جستجوی شغل تأثیرگذار خواهند بود.

- کانال احتمال از دست دادن شغل: بالا رفتن احتمال از دست دادن شغل و افزایش نرخ تغییر وضعیت از شاغل به بیکار باعث می‌شود مطلوبیت انتظاری شغل پایین‌تر آمده و افراد دستمزد آستانه‌ای کمتری را برای خود در نظر بگیرند؛ $\frac{\partial W_R}{\partial q} = -\frac{1}{(r+q)^2} \int_{W_R}^{\infty} (W - W_R) dH(W) < 0$. این احتمال نیز خود به سه دسته عوامل بستگی دارد. نخست عوامل کلان مانند بازار کار پررونق یا رکودی، دوم مشخصه‌های شغل مانند بخش فعالیت (کشاورزی، صنعت، بخش عمومی، خصوصی و ...)، و مشخصه‌های فردی تأثیرگذارند.
- نرخ بهره و رجحان زمانی: نرخ بهره هرچه بالاتر باشد باعث می‌شود منافع اشتغال که در بلندمدت دریافتی دستمزد دارد، کمتر شده و افراد با نرخ تنزیل بالاتر مزد مبنای پایین‌تری را برای خود در نظر بگیرند؛ $\frac{\partial W_R}{\partial r} = -\frac{1}{(r+q)^2} \int_{W_R}^{\infty} (W - W_R) dH(W) < 0$. در واقع جست‌وجوی شغلی بیشتر را می‌توان نوعی سرمایه‌گذاری به منظور کسب دستمزد بالاتر تلقی کرد و در این صورت، مزد مبنا به نرخ تنزیل یا نرخ رجحان زمانی فرد بستگی دارد.

با مشخص شدن مزد مبنا و عوامل مؤثر بر آن می‌توان عوامل مؤثر بر نرخ خروج از وضعیت بیکاری $\lambda[1 - H(W_R)]$ و مدت بیکاری T_u که در رابطه ۸ نشان داده شده را نیز بدست آورد.

$$T_u = \frac{1}{\lambda[1-H(W_R)]} \quad (۸)$$

به این ترتیب، می‌توان دید که یک جزء مؤثر در هزینه جست‌وجوی شغل، هزینه فرصت رد پیشنهادات شغلی و ادامه جست‌وجو است و مقرری بیکاری از طریق این کانال تأثیر گذاشته و هزینه فرصت جست‌وجوی شغل را پایین می‌آورد و باعث می‌شود تا افراد مزد مبنا بالاتری را در نظر بگیرد. بنابراین، طبق نظریه جست‌وجوی شغل می‌توان نتیجه گرفت که مقرری بیمه بیکاری بیشتر و سخاوتمندانه احتمال یافتن شغل توسط فرد بیکار را کاهش و در نتیجه طول مدت بیکاری را افزایش می‌دهد (ملک‌الساداتی و داوودی، ۱۴۰۱).

این رابطه مثبت بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری فرضیه یکی از سؤالات اصلی این مقاله را شکل می‌دهد. اما در مورد سؤال دوم مبنی بر اینکه این رابطه پس از وقوع همه‌گیری کرونا چه تغییری می‌کند، ابهام وجود دارد. از طریق کانال دوم یعنی احتمال یافتن شغل می‌دانیم که در شرایط رکودی با پایین آمدن احتمال یافتن شغل λ افراد مزد مبنای خود را نیز پایین‌تر آورده و بنابراین احتمال پذیرش پیشنهادات شغلی $[1 - H(W_R)]$ بالاتر است. اما نکته اینجاست که نرخ خروج از شغل به هر دو عامل یعنی احتمال یافتن شغل و احتمال پذیرش شغل یعنی $\lambda[1 - H(W_R)]$ بستگی دارد و تأثیر آن و در نتیجه تأثیر آن بر مدت بیکاری $T_u = \frac{1}{\lambda[1-H(W_R)]}$ مبهم است.

۲-۱- پیشینه تحقیق

مطالعات انجام شده در خصوص نظریه جست‌وجوی شغلی و تأثیر مقرری بیکاری بر مدت بیکاری از سابقه طولانی برخوردار بوده و به دهه ۷۰ میلادی و مورتسن^۱ (۱۹۷۷) باز می‌گردد. مطالعات مختلفی در دهه‌های گذشته عمدتاً

^۱ Mortensen

برای کشورهای ایالات متحده، اروپا و کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی انجام شده‌اند که ضمن تأیید تأثیر مدت و مبلغ مقرری بیمه بیکاری بر مدت بیکاری تأکید داشته‌اند که برای جلوگیری از انگیزه فرار از کار باید به عوامل تعیین کننده طبق الگوی نظری جست‌وجوی شغل و تعیین مزد مبنا توجه ویژه‌ای داشت. از دیگر مطالعات جدیدتر در این زمینه می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد.

باستن و همکاران^۱ (۲۰۱۲) به مطالعه تأثیر پرداخت حق سنوات به بیکاران در نروژ می‌پردازند. این مطالعه نشان می‌دهد که پرداخت یک حق سنوات به ارزش ۱/۲ دریافتی ماهانه، مدت بیکاری را حدوداً یک ماه بیشتر کرده و نسبت افرادی که اشتغال مجدد یافته‌اند پس از یکسال را حدود ۶ واحد درصد (۱۱ درصد کاهش) کاهش داده‌است. آنها از داده‌ها و اطلاعات ثروت مقرری‌بگیران پیش از بیکاری استفاده کرده و نشان می‌دهند این اثر به طور مشخص برای افراد با ثروت پایین اتفاق افتاده که باز هم به نقش مهم محدودیت نقدینگی اشاره دارد. کارد^۲ و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از اطلاعات ایالت میزوری آمریکا برای سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ به بررسی تأثیر مزایای بیمه بیکاری بر مدت بیکاری پرداختند. نتایج بدست آمده از این مطالعه نیز نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت وجود دارد و مقرری‌بگیران مدت بیکاری طولانی‌تری داشته‌اند. این مطالعه کشش مدت بیکاری نسبت به سطح مزایا را در دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۷ که شرایط بازار کار معمولی بوده برابر ۰/۳۵ برآورد کرده‌اند. نکته مهم دیگر اینکه طبق برآوردهای این مطالعه، در دوره رکود یعنی از ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ کشش مدت بیکاری نسبت به سطح مزایا تا ۰/۶۵ و ۰/۹ هم رسیده است که نشان می‌دهد رابطه بین مزایای بیمه بیکاری و مدت بیکاری در دوران رکود تشدید می‌شود.

اشمیدر و ون واچر^۳ (۲۰۱۶) در یک مطالعه مروری ابتدا با بررسی ۱۸ مطالعه تجربی تا آن زمان بیان می‌کنند که کشش مدت بیکاری نسبت به سطح مزایا مثبت و در حدود ۰/۱ تا ۲ با میانه‌ای در حدود ۰/۵۳ برآورد می‌گردد. البته کشش برآوردی در ایالات متحده کوچکتر است و در مطالعات مختلف این کشش در بازه ۰/۱ تا ۱/۲ با میانه ۰/۳۸ بدست آمده است. این مطالعه در ادامه بر پایه کشش‌های برآوردی مطالعات مرور شده به بررسی هزینه اجتماعی مزایای بیکاری و منافع اجتماعی آن پرداخته و سطح بهینه مزایا را به بحث می‌گذارد.

کرافت و نوتویدیدگو^۴ (۲۰۱۶) با جزئیات بیشتری به تغییرات چرخه‌ای در کژمنشی و اثر مزایا بر نرخ یافتن شغل پرداختند. این مطالعه با استفاده از اطلاعات ۱۹۸۵-۲۰۰۰ بررسی آماری درآمد و مشارکت، کشش مدت بیکاری به سطح مزایا را مثبت و بطور متوسط در حدود ۰/۵۶۳ برآورد کرده است اما بصورت تجربی نشان می‌دهد که این نسبت و کشش به شرایط بازار کار و نرخ بیکاری بستگی دارد. در شرایط رکودی وقتی که نرخ بیکاری بالا باشد این کشش پایین‌تر است؛ یک انحراف معیار افزایش در نرخ بیکاری (افزایش ۱/۳ واحد درصدی در نرخ بیکاری ۶/۲ واحد درصد) کشش مدت بیکاری نسبت به سطح مزایا را از ۰/۵۶۳ به ۰/۳۰۴ کاهش می‌دهد. آنها به عنوان توصیه سیاستی مطرح می‌کنند که سطح مزایای بیکاری به شرایط اقتصادی بستگی داشته باشد به گونه‌ای که در دوران رونق مبلغ مزایا کاهش و در دوران رکود مزایا افزایش یابد.

¹ Basten

² Card

³ Schmieder & von Wachter

⁴ Kroft & Notowidigdo

ونبرگ و همکاران^۱ (۲۰۱۹) از دید روانشناسانه به بررسی تأثیر درک افراد بیکار از سخاوتمندی مزایا و فشار زمانی و اولویت ذهنی آنها نسبت به جستجوی شغل پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق که بر اساس داده‌های ایالات متحده و آلمان انجام شده نشان می‌دهد که سخاوتمندی مزایا تأثیر منفی بر فشار زمانی که بیکاران برای جستجوی شغل احساس می‌کنند و همچنین اولویت دادن آنها به جستجوی شغل دارد.

کایرا و پزولا^۲ (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر مزایای بیکاری در فنلاند پرداختند و نشان دادند که مزایای بیکاری سخاوتمندانه مدت بیکاری را با کاهش مثبت ۱/۵ تا ۲ افزایش می‌دهد. ربولوسانز و رودریگزپلاناز^۳ (۲۰۲۰) به بررسی تغییرات اصلاحی در مزایای بیکاری در دوران پس از بحران مالی بزرگ پرداخته‌اند. در سال‌های پس از بحران مالی، بسیاری از کشورها به جای گسترده کردن مزایای بیکاری برای کاهش مالیات و مخارج دولت به سمت کاهش سطح سخاوتمندی این مزایا روی آوردند. در اسپانیا در سال ۲۰۱۲ دولت این کشور اعلام کرد مقرری‌بگیران پس از ۱۸۰ روز با کاهش مقرری از ۷۰ درصد نرخ جایگزینی به ۵۰ درصد به جای ۶۰ درصد که پیش ازین وجود داشت روبرو خواهند شد. به عبارتی نرخ جایگزینی در حدود ۱۰ واحد درصد کاهش یافت. طبق یافته‌های بدست آمده این کاهش در نرخ جایگزینی مزایا نرخ یافتن شغل را حداقل ۴۱ درصد افزایش داد و مدت بیکاری را بطور متوسط ۵/۷ هفته کوتاه‌تر کرد که معادل کاهش برابر ۰/۸۶- است.

اوسیاندر و همکاران^۴ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر طولانی شدن مدت برقراری مزایای بیمه بیکاری در زمان بحران کووید-۱۹ می‌پردازد و به دنبال پاسخ به این سوال است که چه مدت برقراری مقرری بیکاری برای گروه‌های مختلف و در شرایط بحرانی اقتصاد مانند وضعیت همه‌گیری کووید-۱۹ مناسب خواهد بود. برای این منظور از اطلاعات دو پایگاه نظرسنجی آنلاین در نوامبر ۲۰۱۹ و در طول بحران در مه ۲۰۲۰ استفاده شده که از کارگران سؤال شده است که چه مدت زمانی را برای برقراری مزایای بیکاری برای افراد بیکار فرضی که ویژگی‌هایشان به طور تصادفی تعیین می‌شد، مناسب می‌دانند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که پاسخ‌ها در هر دو تاریخ تقریباً یکسان بوده است. علاوه بر این، مشخص شد که پاسخ دهندگان هنگام ارزیابی مدت مناسب مزایا به معیارهایی از جمله مشارکت و همچنین نیازمندی آن‌ها توجه داشته و در کنار این دو معیار، مشخصه‌هایی مانند سن و یا معلولیت، برخورداری از مزایای بیمه‌های عمر و زندگی و ... تأثیر داشته است.

لوپس^۵ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به مرور مطالعات انجام شده در خصوص کاهش مدت بیکاری نسبت به مدت بالقوه مزایای بیکاری می‌پردازد. دامنه برآوردهای انجام شده در این مطالعات از تأثیر مثبت طول مدت بالقوه بیمه بیکاری بر مدت بیکاری از ۰/۲ تا ۱/۳ هفته برای هر هفته اضافه در مدت برقراری گسترده است. این بررسی نشان می‌دهد که تخمین‌های بزرگ‌تر متعلق به مطالعات انجام شده در آمریکای شمالی قبل از دهه ۱۹۹۰، اروپا در دوره‌های اخیر، زنان، افراد مسن‌تر، و شیوه‌ها و تکنیک‌های تخمینی غیر از تحلیل بقا هستند.

دوریس^۶ و همکاران (۲۰۲۱) به مطالعه تأثیر یک کاهش ۵۰ درصدی در سطح مزایا برای مقرری‌بگیران جوان در ایرلند

¹ Wanberg

² Kyrrä & Pesola

³ Rebollo-Sanz & Rodríguez-Planas

⁴ Osiander et al.

⁵ Lopes

⁶ Doris

می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که در نتیجه این کاهش در سطح مزایا مدت بیکاری برای افراد ۱۸ تا ۱۹ ساله در حدود ۶۱ هفته و برای افراد ۲۰ تا ۲۱ ساله در حدود ۵۰ هفته کاهش یافته است. این نتیجه بیانگر آن است که برای افراد ۱۸ ساله، کشش مدت بیکاری نسبت به مزایا نزدیک برابر ۱- منفی برآورد می‌گردد.

هوخموس و همکاران^۱ (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر کاهش سطح مزایا در آلمان در سال ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. در آلمان در واکنش به نرخ‌های بالای بیکاری در اوایل دهه ۲۰۰۰ میلادی، کمیسیون هارتز^۲ توصیه‌هایی در جهت اصلاح بیمه بیکاری این کشور ارائه داد که از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۵ به بعد به اجرا گذاشته شده‌اند. نتایج این مطالعه به صورت کلی نشان می‌دهد که تنها تغییرات در سیستم بیکاری و هارتز چهار موجب شده است که نرخ بیکاری در آلمان در حدود ۲/۲ واحد درصد کاهش یابد.

چن‌خو و همکاران^۳ (۲۰۲۲) در مقاله خود به مدل‌سازی مدت زمان بیکاری، عوامل تعیین‌کننده و قیمت‌گذاری نرخ حق بیمه در مالزی می‌پردازند. این مقاله با مدل‌سازی بیکاری بر اساس توزیع بور^۴ و استفاده از روش تحلیل بقا^۵ نشان می‌دهد که که سن، جنسیت، و تحصیلات از جمله مهمترین متغیرهای توضیحی بیکاری هستند. یافته‌های مدل به این صورت است که جوان‌ترین گروه‌ها، زنان و افراد با تحصیلات پایین‌تر کمترین شانس را برای اشتغال مجدد دارند. بل و همکاران^۶ (۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین سخاوتمندی مزایای بیمه بیکاری و عرضه نیروی کار پرداخته‌اند و بر این منظور از داده‌های سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ ایالت کالیفرنیا آمریکا استفاده شده است. روش برآورد نیز رویکرد ناپیوستگی رگرسیون بوده و این مقاله توانسته نابرابری‌های جغرافیایی در دسترسی به بیمه بیکاری را در طول سال ۲۰۲۰ و دوران رکود ناشی از همه‌گیری کوید ۱۹ مورد مطالعه قرار می‌دهد. این مقاله از طریق بررسی همبستگی‌های فضایی در سراسر شهرهای کالیفرنیا و در سراسر این ایالت، نشان می‌دهد که مناطق با ساکنان کم‌درآمد و محروم‌تر اتفاقاً دسترسی کمتری به مزایای بیمه بیکاری در طول همه‌گیری کرونا داشته‌اند. اگرچه این نابرابری‌ها بلحاظ مقدار بزرگ بوده‌اند، اما تحلیل‌های مختلف ارائه شده در این مقاله نشان می‌دهد که سیاست‌های دولتی می‌تواند نقش برجسته‌ای در کاهش آن ایفا کند.

آهامر و پکهام^۷ (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر مدت بیمه بیکاری بر مدت بیکاری و در نهایت سلامت روان و جسم بیکاران پرداخته‌اند. این مقاله با استفاده از داده‌های پایگاه داده‌های تامین اجتماعی و بیمه درمانی اتریش برای بازه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ و با استفاده از داده‌های تابلویی و رویکرد ناپیوستگی رگرسیون^۸ انجام شده است. یافته‌های بدست آمده نشان می‌دهند که یک تمديد ۹ هفته‌ای در مدت مقرری بیمه بیکاری طول مدت بیکاری افراد را به طور متوسط ۴ روز افزایش می‌دهد. این تأثیر برای مردان کمتر و حدود ۲/۴ روز و برای زنان بیشتر و برابر ۸ روز (۳ برابر مردان) بوده است. در واقع اثر مدت مقرری بر مدت بیکاری برای مردان کمتر بوده است. پیش‌بینی‌های این مقاله نشان می‌دهد

¹ Hochmuth

² Hartz Commission

³ Chen Khoo

⁴ Burr distribution

⁵ Survival Analysis

⁶ Bell

⁷ Ahammer and Packham

⁸ Regression discontinuity

که در اتریش برای سنین ۴۰ سال و بیشتر حداکثر مدت مزایای بیکاری برابر ۳۰ هفته است که با افزایش آن به ۳۹ هفته تأثیرات متفاوتی بر اساس جنسیت و درآمد اتفاق می‌افتد. کارگران زن واجد شرایط برای مدت ۹ هفته بیشتر از مزایای بیکاری استفاده کرده‌اند. این بدان معنی است که طرح‌های بیمه بیکاری سخاوتمندانه بیکاری را طولانی‌تر می‌کند. به دلیل وجود مزایای بیکاری کارگران ممکن است با کژمنشی از این مزایا تا انتهای مدت برقراری از آن بهره‌مند شوند و در جستجوی شغل کم‌کاری کنند.

گانونگ و همکاران^۱ (۲۰۲۴) به بررسی اثرات گسترش مزایای بیکاری بر اشتغال مجدد پرداخته‌اند. در این مقاله از داده‌های خرد در ایالات متحده استفاده شده و نشان داده می‌شود که بیشترین افزایش مزایای بیکاری در تاریخ ایالات-متحده که در دوران همه‌گیری کوید ۱۹ اتفاق افتاد تأثیر بسیار بزرگی بر مخارج عمومی داشته در حالی که تأثیرات کوچکی بر یافتن شغل به همراه داشته است. این یافته در واقع نشان می‌دهد که گسترش مزایا می‌تواند پویایی‌های هزینه‌های کل در طول همه‌گیری را توضیح دهد اما نه پویایی اشتغال. بعلاوه این‌که، گسترش مزایا این امکان را فراهم کرد تا میل نهایی به مصرف خانوارهایی که معمولاً نقدینگی پایین داشته‌اند در شرایط نقدینگی بالا مطالعه گردد و نتایج بدست آمده نشان داد که این خانوارها همچنان میل نهایی به مصرف بالایی با وجود تغییر شرایط نقدینگی داشته‌اند. این یافته نشان می‌دهد که این ویژگی‌های رفتاری پایداری است و نه صرفاً نقدینگی لحظه‌ای که می‌تواند رفتار افراد در خرج کردن را توضیح دهند. همه این‌ها نشان می‌دهند که مزایای موقتی و مکمل یک ابزار مفید ضدچرخه‌ای هستند.

راحل و همکاران^۲ (۲۰۲۴) به این سؤال می‌پردازند که مدت بالقوه برقراری مزایای بیمه بیکاری چگونه بر زمان اشتغال مجدد و دستمزد تأثیر می‌گذارد؟ این مقاله در ابتدا اشاره می‌کند که این سؤال در ادبیات موضوع و مطالعات پیشین با استفاده از شبه آزمایش‌های تجربی و مدل‌های جستجوی شغل بررسی شده در حالی که انجام یک مطالعه تجربی صرف بدون اعمال محدودیت‌های تئوریک می‌تواند بسیار آموزنده باشد. برای این منظور، در این مقاله برای بررسی اثر مداخله مقرر بیکاری در ابتدا دو نتیجه بالقوه یعنی مدت بیکاری و دستمزد مورد توجه قرار گرفت و سپس اثرات یک مدت برقراری بالقوه طولانی‌تر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده نشان دادند که اثر مدت بالقوه برقراری مزایای بیمه بیکاری به طولانی شدن مدت بیکاری در مواردی منجر می‌شود. انتخاب زمان اشتغال مجدد (پایان مدت بیکاری) غیریکنواست و برای مدت بالقوه برقراری خیلی طولانی‌تر تغییر نمی‌کند و اثرات این مداخله در مدت‌های کوتاه‌تر قابل مشاهده است. در خصوص اثر مدت بالقوه برقراری مزایای بیمه بیکاری بر دستمزد، نیز شواهدی از اثرات مثبت مشاهده نشد. تجزیه تغییرات دستمزد نشان داد که زیان در دستمزد عمدتاً با اثر ثابت^۳ شرکتی تعیین می‌شود و عوامل فردی مثل استهلاک مهارتی یا چانه‌زنی چندان تأثیرگذار نیست.

روچی و واتپانگ^۴ (۲۰۲۴) در مقاله‌ای به بررسی ارتباط بین جستجوی شغل، یافتن شغل و نقش بیمه بیکاری در این میان پرداخته‌اند. اگرچه در نظریه جستجوی شغل اعتقاد بر این است که شدت جستجوی شغل با عایدی نسبی از جستجو افزایش می‌یابد، و شدت جستجوی شغل خود احتمال یافتن شغل را بالاتر می‌برد، اما این مقاله در تضاد با این

¹ Ganong

² Rahel

³ Fixed Effect

⁴ Rujiwattanapong

پیش‌بینی‌های نظری یافته‌های تجربی جدیدی را ارائه می‌کند. مدل‌های نظری ارائه شده سه نتیجه کلیدی بدست می‌دهد که از نقص در جستجوی کار حاصل می‌آیند. نخست اینکه شدت جستجوی ضدچرخه‌ای می‌شود و به این ترتیب باعث می‌شود تا کارایی در انتطابق کمتر برآورد شود. دوم این که اثر تعادل عمومی گسترش مقرری بیمه بیکاری و نوسانات بازار کار کمتر شده و نهایتاً این که بیکاری و طول مدت آن شکلی پایدارتر به خود می‌گیرد.

روچی و اتپانگ (۲۰۲۴b) در مقاله‌ای دیگر به بررسی اثرات تعادل عمومی گسترش درونزا بیمه بیکاری (UI) بر پویایی‌های بیکاری و مدت آن در ایالات متحده می‌پردازد. این مقاله با استفاده از یک مدل جستجو و انتطابق تصادفی با افراد ناهمگن، اجازه می‌دهد تا حداکثر مدت برقراری مقرری بیکاری به طور درونزا به بیکاری بستگی داشته باشد؛ شیوه تعیین مقرری بر اساس مشخصه‌های کارگران نیز مشابه سیستم بیمه بیکاری ایالات متحده فرض شده است. یافته‌های بدست آمده در این مقاله نشان می‌دهد که گسترش بیمه‌های بیکاری ممکن است مدت بیکاری را تقریباً تا ۲ درصد بیشتر برآورد کند.

کوهن و گانانگ^۱ (۲۰۲۴) در یک فراتحلیل به بررسی اثرات بیمه بیکاری بر مدت بیکاری پرداخته‌اند. فراتحلیل روشی مبتنی بر داده است که برای گردآوری برآوردهای مختلف از حوزه‌های سیاسی متفاوت و تعمیم آن‌ها با استفاده از روش‌های آماری به یک سیاست بهینه جهانی به کار گرفته می‌شود. برآوردهای اصلاح‌شده در این مطالعه حاکی از آن است که بنظر یک مقرری بیکاری با نرخ جایگزینی ۲۸ درصد در ایالات متحده بهینه است. این مطالعه همچنین نشان داد که کشش برآوردی در سطح خرد از کشش برآوردی در سطح کلان متفاوت است.

پارک و همکاران^۲ (۲۰۲۴) با مطالعه مزایای بیکاری اعطا شده در ایالت‌های مختلف ایالات متحده در دوران همه‌گیری کوئید-۱۹ و با استفاده از داده‌های پانل تلاش کردند به بررسی رابطه بین مقرری بیکاری و مدت بیکاری بپردازند. نتایج بدست آمده از این تحقیق نشان می‌دهد ایالاتی که زودتر از سایرین به کاهش و قطع مزایای بیکاری دوران همه‌گیری اقدام کرده‌اند توانسته‌اند یک افزایش ۱۰ درصدی در نرخ خروج از وضعیت بیکاری به اشتغال را تجربه کنند. این مطالعه کشش بیکاری نسبت به مزایای بیکاری را در حدود ۰/۵ تا ۰/۷ برآورد کرده‌اند. البته این مقاله سپس به نرخ مرگ‌ومیر ناشی از کوئید-۱۹ پرداخته و نشان می‌دهد که در این ایالت‌ها نرخ مرگ و میر بالاتری نیز ثبت شده است و بلحاظ اجتماعی منافع قطع مزایای بیکاری دوران کوئید-۱۹ به هزینه‌های سلامتی آن بر جامعه نمی‌ارزد.

ژانگ^۳ (۲۰۲۵) به بررسی تأثیر کاهش در مدت برقراری بیمه بیکاری بر نرخ بیکاری و دستمزدها در ایالات متحده می‌پردازد. این مقاله با استفاده از یک آزمایش طبیعی و تحلیل تفاضل در تفاضل^۴ به بررسی کاهش در مدت برقراری بیمه بیکاری از ۲۶ هفته به ۲۰ هفته در ایالت میسیگان (ایالت مداخله) می‌پردازد جایی که دو ایالت مجاور آن یعنی ایدیانو و اوهایو ایالت‌های کنترل هستند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهند که کاهش مدت برقراری بیمه بیکاری به کاهش ۱/۳۷۷ درصدی در نرخ بیکاری در سراسر ایالت میسیگان منجر شده که البته تأثیر آن در شهرهای بزرگتر بیشتر بوده است. البته این کاهش در مدت بیکاری منجر شده تا متوسط دستمزدها نیز حدود ۹۰ دلار در این ایالت به‌ویژه در بخش صنعت کاهش یابد.

¹ Cohen & Ganong

² Park et al. (2024)

³ Zhang

⁴ Difference-in-Difference

دومنک آرومی و وانوتلی^۱ (۲۰۲۵) به ارزیابی یک سیاست در اسپانیا در سال ۲۰۱۲ می‌پردازند که طی آن حداقل سن برای استفاده از مساعدت بیکاری با مدت نامحدود از ۵۲ سال به ۵۵ سال افزایش یافت. این مقاله با استفاده از یک تحلیل تفاضل در تفاضل نشان می‌دهد که این کوتاه شدن مدت مزایا به کوتاهتر شدن مدت بیکاری به خصوص در میان جوانان و افزایش خروج از نیروی کار در میان کارکنان سالمند منجر شده است. نتایج بدست آمده همچنین نشان می‌دهند که این سیاست کاهش سطح دستمزد در موارد اشتغال مجدد را در پی داشته است.

در داخل کشور نیز مطالعات مختلفی به بررسی تأثیر مزایای بیمه بیکاری بر مدت بیکاری پرداخته‌اند که از جمله جدیدترین این موارد می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد. داوودی و همکاران (۱۳۹۷) در یک مطالعه تجربی در ایران و با استفاده از داده‌های صندوق بیمه بیکاری به روش تحلیل بقا^۲ میزان ماندگاری افراد در بیمه بیکاری را بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه، میزان مقرری به طور معنی‌داری باعث افزایش مدت ماندگاری افراد در بیمه بیکاری می‌شود. این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل و مدت‌زمان استفاده قبلی از بیمه بیکاری رابطه معنی‌داری با ماندگاری افراد دارد به طوری که، مردان، متأهل و افرادی که مدت‌زمان کمتری از بیمه بیکاری قبلی استفاده کرده‌اند، مدت‌زمان استفاده از مزایای بیمه بیکاری طولانی‌تری دارند. نکته قابل‌توجه دیگری در این مطالعه این بوده‌است که متغیرهای تحصیلات و آموزش فنی و حرفه‌ای در ایجاد اشتغال مجدد معنی‌دار نبوده است که نشان از عدم موفقیت این طرح‌ها در کاهش مدت‌زمان استفاده از بیمه بیکاری دارد. مشکلات عدم تعیین مدت‌زمان بهینه پرداخت مقرری موجب خروج کند مقرری‌گیران از این سیستم و ورود سریع سایرین به جمع مقرری‌گیران و کاهش انگیزه اشتغال مجدد شده‌است.

داوودی و همکاران (۱۳۹۸) در یک مطالعه تجربی و با استفاده از داده‌های صندوق بیمه بیکاری، این بار در بررسی خود از عوامل مؤثر بر ماندگاری افراد در وضعیت بیکاری با جزئیات به ارزیابی تأثیر مدت برقراری قانونی پرداخته‌اند. برای این منظور، دریافت کنندگان مزایا بر حسب حداکثر مدت برقراری در چند رده تقسیم شده‌اند و نتایج نشان می‌دهند که بالا رفتن حداکثر مدت برقراری به افزایش طول مدت استفاده از مزایای بیکاری منجر شده است. ماندگاری در وضعیت بیکاری رده پنجم از لحاظ حداکثر مدت برقراری که بالاترین رده بوده ۵/۶ برابر، رده چهارم ۴/۸ برابر، رده سوم ۴/۲ برابر و رده دوم ۲/۷ برابر نسبت به ماندگاری در وضعیت بیکاری رده نخست و پایین‌ترین رده بوده است. این مطالعه سپس به بررسی تأثیر مبلغ مزایا بر ماندگاری افراد در وضعیت بیکاری پرداخته‌اند و برای این منظور نیز ابتدا دریافت کنندگان مزایا بر حسب مبلغ دریافتی مقرری در چند رده تقسیم شده‌اند. نتایج نشان دادند که ماندگاری در وضعیت بیکاری رده پنجم مزایا ۱۰ برابر، رده چهارم ۶/۹ برابر، رده سوم ۴/۲ برابر و رده دوم ۲/۷ برابر نسبت به ماندگاری در وضعیت بیکاری رده نخست و پایین‌ترین رده مزایا بوده است.

جهادی و علمی (۱۴۰۰) در بررسی خود به عوامل تعیین‌کننده طول دوره بیکاری می‌پردازند. در این تحقیق که با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار انجام شده، در واقع این موضوع بررسی می‌شود که حدود ۶۴۰۰ نفر فرد بیکار نمونه‌گیری فصل پاییز ۱۳۹۷، در زمستان چه تغییر وضعیتی داشته‌اند و چه عواملی بر این تغییر وضعیت مؤثر بوده‌اند. در بررسی مشخص شد که از این تعداد ۳۲۶۷ نفر (۵۱ درصد) در نمونه‌گیری زمستان حاضر هستند که از آنها

^۱ Domènech-Arúmi & Vannutelli (2025)

^۲ Survival analysis

۱۰۲۴ نفر غیرفعال (از بازار کار خارج شده‌اند)، ۱۴۹۷ نفر همچنان بیکار و ۷۴۷ نفر به شاغل تغییر وضعیت داده‌اند. این مقاله با کنار گذاشتن افراد غیرفعال شده، به روش تحلیل بقا به بررسی عوامل مؤثر بر طول دوره بیکاری و تغییر وضعیت از شاغل به بیکار می‌پردازند. نتایج بدست آمده بطور مشخص نشان دادند که 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. این مقاله سپس بنا بر یافته‌های تحقیق و با توجه به بالاتر بودن احتمال بقای بیکاری در مناطق شهری و مهاجرت گسترده به شهرها در دهه‌های اخیر، نتیجه می‌گیرد که اتخاذ سیاست‌هایی در جهت ایجاد توازن منطقه‌ای می‌تواند از شکاف منطقه‌ای طول دوره بیکاری بکاهد. نقطه ضعف مهم این مقاله این است که به دلیل اتکا به اطلاعات هر دو گروه شاغلین و بیکاران در طرح آمارگیری نیروی کار، تنها عواملی محدود از جمله اطلاعات دموگرافیک و شهرنشینی خانوار مورد بررسی قرار گرفته و اثر بسیاری عوامل مختلف دیگر که در طرح آمارگیری نیروی کار تنها برای بیکاران یا تنها برای شاغلین ثبت می‌شود، هنوز مطالعه نشده است.

ملک الساداتی و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به برآورد ریسک بیکاری (ریسک وقوع بیکاری و ریسک طولانی‌شدن مدت بیکاری) در ایران پرداخته و وجود کژگزینی در پوشش صندوق بیمه بیکاری ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعه نیز بر داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار برای سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ متکی است ولی فقط بر بیکاران متمرکز بوده و مدت بیکاری آن‌ها تا زمان پرسشنامه را مورد بررسی قرار داده است. این تمرکز باعث شده تا این مطالعه بتواند طیف وسیع‌تری از متغیرها و عوامل مؤثر را مورد مطالعه قرار دهد. در این مطالعه از یک روش دو مرحله‌ای استفاده شده است. ابتدا و در مرحله اول با استفاده از یک رگرسیون لاجیت احتمال بیکار شدن (ریسک وقوع بیکاری) برآورده شده و در مرحله دوم در یک رگرسیون به روش حداقل مربعات معمولی مدت بیکاری (ریسک طولانی‌شدن بیکاری) مورد بررسی قرار گرفته است. مطابق با نتایج بدست آمده، درحالی‌که مردان با احتمال خروج از شغل بالاتری مواجه هستند، طول دوره بیکاری آن‌ها ۱/۱ ماه کمتر از زنان است. برای افراد مزد و حقوق بگیر بخش خصوصی نیز وضعیت مشابه است به گونه‌ای که اگرچه احتمال خروج از شغل مزد و حقوق بگیران در مقایسه با افراد قبلاً شاغل در مشاغل آزاد حدود ۶/۵ درصد بالاتر است، طول مدت بیکاری آن‌ها در حدود ۲ ماه کمتر از مشاغل آزاد است. در میان گروه‌های عمده شغلی نیز کمترین طول مدت بیکاری به کارگران ساده و مدیران عالی‌رتبه اختصاص دارد و بیشترین طول مدت بیکاری به کارمندان اداری و متخصصان مربوط می‌شود. طول دوره بیکاری برای افراد متأهل نیز ۶/۷ ماه کمتر از افراد مجرد برآورد شده است. یکی از نتایج قابل توجه این مطالعه همبستگی مثبت بین ریسک وقوع بیکاری (خروج از شغل) و ریسک مدت بیکاری (طولانی‌شدن مدت بیکاری) است به گونه‌ای که یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهند که در ازای هر یک درصد افزایش در احتمال خروج از شغل، طول مدت بیکاری به اندازه ۱۵/۸ ماه افزایش می‌یابد. این مقاله در ادامه نشان می‌دهد که ارتباطی مستقیم میان ریسک بیکاری چه به لحاظ احتمال بیکار شدن و چه به لحاظ احتمال بیکار ماندن با پوشش بیمه‌ای بیکاری وجود دارد.

فیض پور و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در شهر یزد پرداختند. جامعه آماری این پژوهش را بیکاران جویای کاری تشکیل می‌دهند که از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ بیکار بوده و مقرری بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند و مجدداً مشغول به کار شده‌اند. داده‌های خام و اطلاعات مربوطه از اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان

تأمین اجتماعی یزد جمع‌آوری شده است. در این مقاله همچنین از رگرسیون کاکس تعمیم‌یافته استفاده شده که به روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهند که مقرری بیمه بیکاری با مدت بیکاری همبستگی مثبت و معناداری دارد. نتایج برآورد مدل تعمیم‌یافته کاکس نشان می‌دهد که بیمه بیکاری به طور معنی‌داری طول مدت بیکاری را افزایش داده و افزایش بیمه بیکاری منجر به افزایش طول مدت بیکاری شده است. همچنین مجرد بودن و نداشتن فرزند نیز منجر به افزایش مدت بیکاری و در مقابل، سابقه اشتغال و سن منجر به کاهش مدت زمان بیکاری می‌شود.

خندان (۱۴۰۱) در یک طرح پژوهشی به موضوع کلی طراحی الگوی بهینه بیمه بیکاری در ایران می‌پردازند. در بخشی از این طرح پژوهشی، به موضوع کژمنشی و برآورد ماندگاری افراد در وضعیت بیکاری در ایران بر اساس رده‌بندی میزان مقرری پرداخته می‌شود. در این پژوهش که با استفاده از اطلاعات صندوق بیمه بیکاری انجام شده، ابتدا با استفاده از برآوردگرهای ناپارامتری کاپلان میر^۱ نشان داده می‌شود که با افزایش میزان مقرری احتمال خروج مقرری‌گیران از وضعیت بیکاری به اشتغال مجدد کاهش می‌یابد که به معنی افزایش احتمال بقا یا ماندگاری در وضعیت بیکاری است. سپس میزان ماندگاری افراد در وضعیت بیکاری با مدل پارامتری خطرهای متناسب کاکس^۲ برآورد شد که طبق نتایج بدست آمده، متغیرهای سن، مدت‌زمان آموزش فنی و حرفه‌ای و میزان تحصیلات در طولانی یا کوتاه شدن بیکاری اثری نداشته و در مقابل، متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، مدت برقراری، و میزان مقرری بر ماندگاری افراد در وضعیت بیکاری بطور معنی‌داری تأثیرگذار بوده‌اند. هرچه مدت زمان تعیین شده برای مقرری بیشتر باشد، شانس خروج از وضعیت بیکاری ۰/۹۱ کاهش می‌یابد به این معنی که به ازاء افزایش یک ماه در مدت برقراری بیمه بیکاری احتمال ماندگاری ۱/۰۹ برابر افزایش می‌یابد.

خندان (۱۴۰۲) در پژوهشی به تجربه جهانی گسترش پوشش بیمه بیکاری به مشاغل غیراستاندارد، خوداشتغالان و جوانان پرداخته که مورد تأکید قانونی سازمان‌های بین‌المللی است. مرور تجربه اروپا در گسترش پوشش بیمه بیکاری نشان می‌دهد به دلایل ساختاری همچنان پوشش موثر پایین بوده و از این گذشته گسترش پوشش، بار مالی بسیار زیادی دارد. درواقع سیاست‌ها و اقدامات درون سیستمی برای گسترش پوشش بیمه بیکاری به این گروه‌ها موفق نبوده‌اند. در این راستا، برخی کشورهای اروپایی ناگزیر از بازار کمک گرفته‌اند و گسترش پوشش بیمه بیکاری به مشاغل غیراستاندارد، خوداشتغالی یا جوانان را به صورت مشارکت داوطلبانه فراهم آورده‌اند.

مروری بر پیشینه پژوهش‌های داخلی نشان می‌دهد پژوهش‌های اندکی ارتباط بین برخورداری از مقرری بیمه بیکاری با مدت بیکاری در ایران را بصورت تجربی مورد بررسی قرار داده‌اند. نکته مهم این‌که بررسی تجربی همین مطالعات داخلی اندک هم تنها به افراد تحت پوشش بیمه که فقط حدود ۵ درصد^۳ بیکاران را تشکیل می‌دهند و اطلاعات آن‌ها در داده‌های صندوق بیمه بیکاری موجود است محدود بوده و از توجه و بررسی سایر افراد بیکار فاقد پوشش غفلت شده است. در مقابل، استفاده از داده‌ها و اطلاعات طرح آمارگیری نیروی کار دو مزیت و برتری دارد: نخست اینکه در آن

^۱ Kaplan Meier

^۲ Cox

^۳ تعداد افراد مقرری‌گیر صندوق بیمه بیکاری ایران در سال‌های گذشته در حدود ۱۸۰ تا ۲۰۰ هزار نفر بوده است که حدود ۵ درصد از کل جامعه بیکاران کشور را تشکیل می‌دهند. اطلاعات مربوط به جمعیت مقرری‌گیران از سالنامه آماری سازمان تأمین اجتماعی در دسترس است.

اطلاعات هر دو گروه بیکاران تحت پوشش بیمه و سایر بیکاران موجود است و مطالعه به یک گروه خاص تحت پوشش بیمه که بلحاظ انگیزشی و رفتاری ممکن است به کل از سایر بیکاران بدون پوشش متفاوت باشند، محدود نخواهد شد. دومین مزیت استفاده از اطلاعات طرح آمارگیری نیروی کار این است که اجازه می‌دهد تا طیف وسیعی از عوامل مختلف فردی و مشخصه‌های شغلی که از کانال‌های مختلف بر مدت بیکاری تأثیرگذارند را مورد بررسی قرار دهد. البته هستند مطالعاتی مانند جهادی و علمی (۱۴۰۰) که به دلیل استفاده از روش تحلیل بقاء ناچار بوده‌اند به اطلاعات مشترک در هر دو پرسشنامه شاغلین و بیکاران اتکاء و در نتیجه فقط به بررسی عوامل دموگرافیک مشترک در هر دو پرسشنامه شاغلین و بیکاران اکتفا کنند. در این مطالعه طیف وسیعی از عوامل از جمله مشخصه‌های دموگرافیک فردی (شامل ۶ متغیر جنسیت، سن، تأهل، شهرنشینی، محصل بودن و میزان تحصیلات)، شرایط فرد قبل از بیکاری (شامل ۹ متغیر از جمله علت ترک کار - از قبیل نیاز درآمدی، فصلی بودن شغل، اخراج، بازنشستگی یا بیماری - وضع شغلی قبل از بیکاری - از قبیل کارفرما، کارکن مستقل، مزد و حقوق‌بگیر بخش خصوصی، مزد و حقوق‌بگیر بخش عمومی، مزد و حقوق‌بگیر تعاونی، کارکن فامیلی بدون مزد، یا کارآموز - و میزان تجربه و سابقه کار فرد قبل از بیکاری)، شرایط ایام بیکاری و جستجوی شغلی (شامل ۸ متغیر برخورداری از بیمه بیکاری، حوزه فعالیت جستجوی شغل - از قبیل کشاورزی، خدمات، صنعت یا جستجوی شرایط خوداشتغالی - روش‌های جستجوی شغل - از قبیل ثبت‌نام در کاربایی - های دولتی و خصوصی، جستجو از طریق آشنایان، آگهی‌ها شغلی، یا جستجو جواز کسب و شرایط خوداشتغالی) و شرایط کلان اقتصادی و متغیرهای کنترلی مورد بررسی قرار گرفته و به تأثیر آن‌ها بر مدت بیکاری پرداخته شده است. بنابراین می‌توان گفت طیف وسیع عوامل مورد بررسی یکی از نوآوری‌های این مقاله است. نوآوری دیگر مقاله حاضر این است که به عنوان نخستین مطالعه داخلی به بررسی تأثیر همه‌گیری کوئید-۱۹ در ایران و تغییرات ساختاری در بازار کار ناشی از این همه‌گیری می‌پردازد. البته از تغییرات ساختاری منظور رابطه بین بیمه بیکاری و مدت بیکاری است که در دو دوره زمانی قبل و پس از همه‌گیری کرونا و رکود ناشی از آن مورد مطالعه قرار می‌گیرد. بررسی تأثیر این عوامل مختلف و از همه مهمتر تأثیر وقوع همه‌گیری کوئید-۱۹ و تغییر رابطه بین بیمه بیکاری و مدت بیکاری در مقاله حاضر می‌تواند به گسترش ادبیات و دانش موجود در این حوزه کمک کند و توصیه‌های سیاستی مختلفی به همراه داشته باشد.

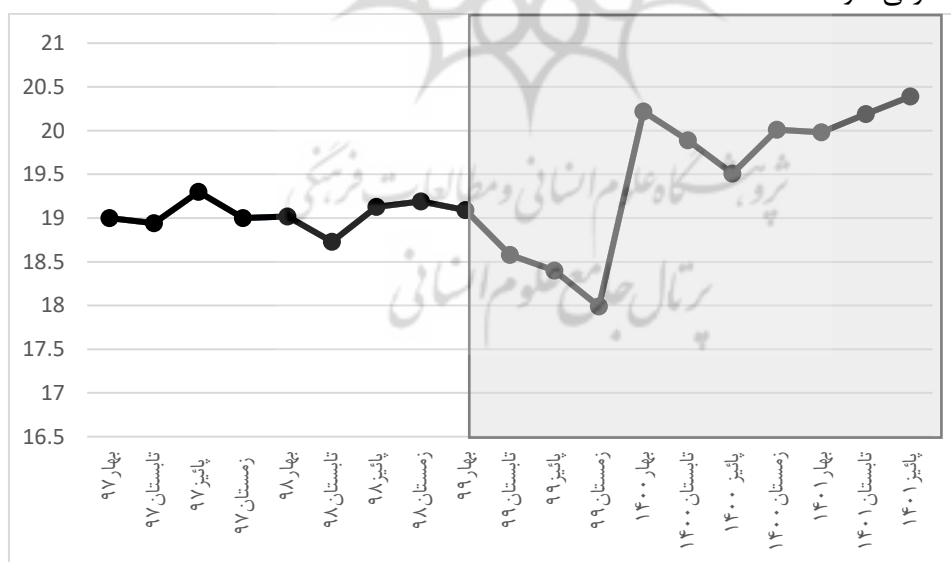
۳- روش‌شناسی تحقیق

در راستای اهداف این مقاله از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار بصورت فصلی از بهار ۱۳۹۷ تا زمستان ۱۴۰۱ استفاده شده که بصورت ترکیبی^۱ (مقطعی تجمیع‌شده) بر هم افزوده شده‌اند. فصل زمستان سال ۱۴۰۱ آخرین مجموعه داده‌ای است که در زمان انجام مقاله در دسترس بوده و فصل بهار سال ۱۳۹۷ نیز به عنوان شروع بازه مورد بررسی به این جهت انتخاب شد که پرسشنامه طرح آمارگیری از این سال تغییر کرده و بدلیل تفاوت در پرسشنامه عملاً استفاده از اطلاعات سال‌های قبل به عنوان یک مجموعه داده ترکیبی امکان‌پذیر نبود. بازه زمانی مورد مطالعه دوران پیش از کرونا (۷ فصل از بهار ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۸) و دوران همه‌گیری (۱۳ فصل از زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۱۴۰۱) را در برمی‌گیرد. جامعه آماری این پژوهش تعداد ۱۰۷۹۵۶ فرد بیکار است که از این مجموعه ۴۰/۵ درصد مشاهدات مربوط

^۱ Pooled

به قبل از همه‌گیری کرونا است. ترکیب این داده‌ها بر روی هم این امکان را می‌دهد تا بررسی کنیم که آیا رابطه بین پوشش بیمه بیکاری و طول مدت بیکاری بعد از وقوع همه‌گیری کرونا دست‌خوش تغییر شده است یا نه. در واقع، مزیت اصلی داده‌ها ترکیبی علاوه بر این که حجم نمونه را بالاتر خواهد برد این است که می‌توان تأثیر موضوعات مختلف سیاستی یا رویدادهایی که بین این بازه‌های زمانی اتفاق افتاده را ارزیابی کرد. البته داده‌های ترکیبی در طی زمان توزیع یکسانی ندارند به همین دلیل برای کنترل تغییرات زمانی لازم است یکسری متغیرهای کنترلی نیز در مدل وارد شود.

• مدت بیکاری به عنوان متغیر وابسته: متغیر وابسته در این پژوهش مدت بیکاری است که متغیری پیوسته می‌باشد. این متغیر توزیع نرمالی ندارد و بیش از $44/6$ درصد افراد مدت بیکاری ۱۰ ماه و کمتر و حدود $77/6$ درصد مدت بیکاری کمتر از ۲ سال داشته‌اند. تنها حدود ۹ درصد افراد مدت بیکاری بالاتر از ۲ سال (۴۹ ماه و بیشتر) داشته‌اند. روند زمانی متوسط مدت بیکاری در نمونه مورد بررسی در دو بازه قبل از کرونا و همه‌گیری Covid-19 در نمودار ۲ رسم شده است. با شناسایی اولین مورد ابتلا به ویروس Covid-19 در ایران در اسفند ۱۳۹۸ و پس از آن همه‌گیری این ویروس در سال ۱۴۰۰ بسیاری از افراد شغل خود را از دست دادند و البته همانطور که می‌توان دید این همه‌گیری پس از یک سال اثر خود را در مدت بیکاری نشان داده است. در این مقاله تلاش بر این است تا تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری و تغییر آن در دوران همه‌گیری کرونا مورد بررسی قرار گیرد در کنار متغیرهای مستقل مختلف دیگری که همه از طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار استخراج شده و در ادامه معرفی خواهند شد.



شکل (۲): متوسط مدت بیکاری (ماه) نمونه مورد بررسی در دو بازه زمانی قبل از و همه‌گیری Covid-19

منبع: یافته‌های تحقیق

• مشخصه‌های دموگرافیک فردی: نخستین دسته از متغیرهای مستقل، مشخصه‌های دموگرافیک فردی هستند. این دسته تعداد ۶ متغیر مختلفی از جمله جنسیت، سن، تأهل، روستایی و شهری بودن، وضع تحصیل (دانشجو بودن) و میزان تحصیلات را شامل می‌شود. در نمونه آماری مورد بررسی حدود ۷۰ درصد را مردان تشکیل می‌دهند.

بلحاظ سنی نیز میانگین سن بیکاران در نمونه برابر ۳۱ سال است. در پرسشنامه طرح آمارگیری نیروی کار، تاهل افراد شامل یکی از چهار حالت (۱) متاهل، (۲) بی همسر بر اثر فوت همسر، (۳) بی همسر بر اثر طلاق و (۴) مجرد (هرگز ازدواج نکرده) ثبت شده که حدود ۳۹ درصد حالت ۱ و ۵۸ درصد حالت ۴ هستند. از آنجائی حالت ۲ و ۳ فراوانی کمی دارند، در این مقاله تاهل به صورت یک متغیر دومی در مدل وارد خواهد شد که در آن ۱ نشانگر تاهل (حالت ۱) و ۰ نشانگر سایر موارد (حالت ۲، ۳ و ۴) می‌باشد. در نمونه مورد بررسی همچنین حدود ۶۹/۵ درصد از افراد را شهرنشینان تشکیل می‌دهند. همچنین، در نمونه مورد بررسی حدود ۹۶/۷ درصد افرادی هستند که فارغ-التحصیل محسوب شده و در حال حاضر در حال تحصیل نیستند. توزیع تحصیلات نیز به این صورت است که ۲/۷ درصد بی‌سواد، ۱۳ درصد تحصیلات ابتدایی و سوادآموزی، ۱۸/۵ درصد تحصیلات راهنمائی و متوسطه، ۲۳/۷ دیپلم یا پیش‌دانشگاهی، حدود ۲۹ درصد تحصیلاتی معادل کاردانی یا کارشناسی، و ۸/۶ درصد تحصیلات دکتری حرفه‌ای یا تخصصی داشته‌اند. تحصیلات به صورت یک متغیر پیوسته که تعداد سال تحصیل است در مدل وارد شده است.

- شرایط قبل از بیکاری: دسته دوم از متغیرهای مستقل مرتبط با شرایط قبل از بیکاری افراد هستند و شامل ۹ متغیر می‌شود. نخستین عامل مربوط به قبل از بیکاری که بر مدت بیکاری احتمالا مؤثر است، علت ترک کار می‌باشد. دلایل متعددی برای ترک کار وجود دارد که اطلاعات آن تنها برای ۶۱۵۷۷ مورد از افراد در دسترس است. از این تعداد حدود ۱۴/۱ درصد پایین بودن درآمد، ۵/۶ درصد تعطیلی دائمی محل کار، ۸ درصد فصلی بودن کار، ۲۷/۵ درصد موقتی بودن کار، ۱۲ درصد اخراج یا تعدیل نیرو، ۱۴ درصد به پایان رسیدن دوره‌ی خدمت وظیفه، ۲ درصد مسائل خانوادگی، ۱/۸ درصد بیماری، و ۱۵ درصد نیز سایر علل از جمله جابجایی محل کار، تحصیل، مهاجرت، بازنشستگی و ... را ذکر کرده‌اند. علت ترک کار با بکارگیری ۵ متغیر دومی از جمله نیاز درآمدی (ترک کار به علت پایین بودن درآمد)، شغل فصلی (ترک کار به علت فصلی بودن شغل)، اخراج (ترک کار به دلیل اخراج)، بازنشستگی (ترک کار به دلیل بازنشستگی) و بیماری (ترک کار به دلیل کهولت سن یا بیماری) در مدل استفاده شده است.

از این دسته دوم، وضع شغلی قبل از بیکاری نیز اهمیت دارد. اطلاعات این متغیر تنها برای ۶۱۶۰۸ نفر از نمونه در دسترس است که توزیع آن به این شرح است. کمتر از ۱ درصد کارفرما، ۱۴/۵ درصد کارکن مستقل، ۶۶/۶ درصد مزد و حقوق‌بگیر بخش خصوصی، ۱۵/۸ درصد مزد و حقوق‌بگیر بخش عمومی، و حدود ۳ درصد دیگر کارکن فامیلی بدون مزد، مزد و حقوق‌بگیر تعاونی یا کارآموز بوده‌اند. این متغیر نیز بصورت ۳ متغیر دومی از جمله کارآموز، مزد و حقوق‌بگیر بخش عمومی و کارکن مستقل وارد مدل شده‌اند که تأثیر وضع شغلی این گروه‌ها را در مقایسه با حالت پایه یعنی مزد و حقوق‌بگیر بخش خصوصی اندازه می‌گیرند. از این دسته دوم سابقه کار فرد قبل از بیکاری نیز اهمیت دارد. این مشخصه یک متغیر پیوسته می‌باشد و توزیع آن در نمونه به این صورت است که حدود ۸۰ درصد بیکاران بین ۲ تا ۲۵ سال سابقه داشته‌اند.

- شرایط ایام بیکاری و جستجوی شغل: دسته سوم از متغیرهای مستقل با ایام بیکاری و جستجوی شغل مرتبط است. این دسته از عوامل شامل ۸ متغیر می‌شود. نخست، برخورداری فرد بیکار از پوشش بیمه بیکاری است. از مهمترین متغیرهای تأثیرگذار بر مدت بیکاری، برخورداری فرد از مقرری بیمه بیکاری (UI) است؛ که هزینه فرصت

بیکار ماندن را کاهش می‌دهد. اطلاعات مربوط به پوشش بیمه بیکاری تنها برای ۶۲۷۵۰ نفر از نمونه در دسترس است. که از میان آنها ۳/۰۵ درصد افراد دارای پوشش بیمه بیکاری بوده و در ایام بیکاری مقرری دریافت کرده‌اند. حوزه فعالیتی که بیکاران در جستجوی شغل هستند نیز احتمالاً بر مدت بیکاری آن‌ها تأثیرگذار باشد. در نمونه مورد بررسی از مجموع ۱۰۴۹۰۳ نفری که برای آنها این اطلاعات موجود است، ۷/۶ درصد در بخش کشاورزی، ۲۲/۳ درصد در بخش صنعت و ۷۰/۱ درصد نیز در بخش خدمات به جستجوی شغل می‌پرداخته‌اند. این موضوع به صورت ۲ متغیر کشاورزی و صنعت وارد مدل شده و در مقابل حالت پایه بخش خدمات مورد بررسی قرار می‌گیرند. وضعیت شغلی مورد ترجیح نیز از متغیرهای تأثیرگذار بر مدت بیکاری است. از بیکاران پرسیده شده که چه وضعیت شغلی را ترجیح داده و در جستجوی آن هستند. از ۱۰۵۷۳۶ مشاهده نمونه ۱۹/۳ درصد خوداشتغالی و سایرین وضعیت مزد و حقوق‌بگیری را ترجیح می‌داده‌اند که بصورت یک متغیر دامی ترجیح خوداشتغالی در مقابل حالت پایه مزدبگیری در مدل وارد می‌شود.

روش جستجوی شغلی نیز بر مدت بیکاری مؤثر است. از ۱۰۷۶۹۳ نفر بیکار موجود در نمونه، ۲۴/۵ درصد اعلام کرده‌اند که از طریق ثبت‌نام یا پیگیری مراکز خدمات اشتغال وزارت کار، ۳۲/۸ درصد از طریق ثبت‌نام یا پیگیری موسسات کاریابی غیر دولتی، ۴۴/۹۳ درصد از طریق تماس با صاحب کار، ۹۲/۹ درصد از طریق پرس و جو از دوستان و آشنایان، ۱۹/۴ درصد با جستجوی منابع مالی برای شروع خود اشتغالی، ۴/۵ درصد با تقاضای جواز کسب یا پروانه کار، و ۳۸/۳ درصد نیز از طریق درج یا مطالعه آگهی استخدام برای یافتن شغل اقدام کرده‌اند. این متغیر با استفاده از ۴ متغیر دامی کاریابی دولتی (ثبت‌نام در مراکز کاریابی عمومی)، کاریابی خصوصی (ثبت نام در مراکز کاریابی خصوصی)، آگهی (جستجوی شغل در آگهی‌ها) و جواز کسب (جستجوی منابع برای خوداشتغالی یا جواز کسب) در مدل استفاده شده است.

• متغیرهای شرایط کلان و کنترلی: در کنار مشخصه‌های خرد و فردی، شرایط اقتصاد کلان نیز بر مدت بیکاری تأثیرگذارند و به نحوی باید در تحلیل تجربی کنترل شوند. علیرغم این که اطلاعات شرایط اقتصاد کلان در طرح آمارگیری نیروی کار که این مطالعه بر آن متمرکز است وجود ندارد، اما می‌توان با استفاده از متغیرهای زمان (سال)، استان محل سکونت و فصل آمارگیری به کنترل این شرایط پرداخت. از ۳۱ استان مورد بررسی، استان تهران که ۳/۶ درصد نمونه را تشکیل می‌دهد به عنوان پایه قرار گرفته و استان‌های دیگر با ۳۰ متغیر دامی در مدل وارد شده‌اند. برای کنترل فصل آمارگیری نیز نوبت آمارگیری بهار به عنوان پایه قرار گرفته و دیگر فصول به صورت سه متغیر دامی تابستان، پاییز و زمستان در مدل استفاده خواهد شد. یکی دیگر از متغیرهای کنترلی مهم شرایط همه‌گیری کروناست که بصورت یک متغیر دامی Covid تعریف شده است و برای فصول بهار ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۸ مقدار ۰ (عدم همه‌گیری) و برای فصول زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۱۴۰۱ مقدار ۱ (همه‌گیری کرونا) به خود می‌گیرد.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است. در ستون انتهایی این جدول کانال‌های بالقوه اثرگذاری این عوامل بر مزد مبنا و مدت بیکاری نیز ارائه شده تا ارتباط آن با مبانی نظری به شکل بهتری برقرار شود. کانال‌های اثرگذاری همانطور که در مبانی نظری مشخص شد عبارتند از (۱) کانال اول؛ منافع و هزینه‌های مستقیم بیکاری، (۲) کانال دوم؛ احتمال دریافت پیشنهادات شغلی، (۳) کانال سوم؛ احتمال از دست دادن شغل و (۴) نرخ بهره و رجحان

زمانی.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نوع	تعداد مشاهده	میانگین	فراوانی (درصد ۱)	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	کانال اثرگذاری بر مزد مینا و مدت بیکاری
مدت بیکاری	پیوسته (ماه)	۱۰۶۵۳۳	۱۹/۲۸	-	۲۳/۲۷	۰	۴۸۰	
جنسیت (مرد)	۱ و ۰	۱۰۷۸۹۸	۰/۷۰۶۷	۷۰/۶۷	۰/۴۵۵	۰	۱	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
سن	پیوسته (سال)	۱۰۷۸۹۸	۳۱/۱۹	-	۹/۲۱	۱۰	۸۱	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
تأهل	۱ و ۰	۱۰۷۸۹۸	۰/۳۸۷۶	۳۸/۷۶	۰/۴۸۷	۰	۱	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
سکونت شهری	۱ و ۰	۱۰۷۸۹۸	۰/۶۹۴	۶۹/۴	۰/۴۶	۰	۱	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
دانشجو	۱ و ۰	۱۰۷۸۹۸	۰/۰۳۳	۳/۲۸	۰/۱۷۸	۰	۱	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
تحصیلات	پیوسته	۱۰۷۸۹۸	۱۳/۱	-	۹/۸	۰	۲۰	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
نیاز درآمدی	۱ و ۰	۶۱۵۵۷	۰/۱۴۱	۱۴/۰۹	۰/۳۴۸	۰	۱	کانال‌های ۱ و ۳
شغل فصلی	۱ و ۰	۶۱۵۵۷	۰/۰۷۹۶	۷/۹۶	۰/۲۷۱	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
اخراج	۱ و ۰	۶۱۵۵۷	۰/۱۲	۱۲/۰۳	۰/۳۲۵	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
بازنشستگی	۱ و ۰	۶۱۵۵۷	۰/۰۰۳۵	۰/۳۵	۰/۰۵۹	۰	۱	کانال ۱
بیماری	۱ و ۰	۶۱۵۵۷	۰/۰۱۸۵	۱/۸۵	۰/۱۳۵	۰	۱	کانال‌های ۱، ۲ و ۳
کارآموز	۱ و ۰	۶۱۵۸۸	۰/۰۰۹۹	۰/۹۹	۰/۰۹۹	۰	۱	کانال‌های ۱ و ۲
مزدبگیر بخش عمومی	۱ و ۰	۶۱۵۸۸	۰/۱۵۸	۱۵/۸	۰/۳۶۵	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
کارکن مستقل	۱ و ۰	۶۱۵۸۸	۰/۱۵۴	۱۵/۳۹	۰/۳۶۱	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
تجربه (سابقه کار)	پیوسته (ماه)	۶۲۸۳۱	۱۲۵/۹	-	۱۱۹/۸	۰	۷۸۵	کانال‌های ۲ و ۳
پوشش بیمه بیکاری	۱ و ۰	۶۲۷۳۱	۰/۰۳	۳/۰۴	۰/۱۷۲	۰	۱	کانال ۱
کشاورزی	۱ و ۰	۱۰۴۹۰۳	۰/۰۷۵۶	۷/۵۶	۰/۲۶۴	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
صنعت	۱ و ۰	۱۰۴۹۰۳	۰/۲۲۳	۲۲/۳	۰/۴۱۶	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
کارایی دولتی	۱ و ۰	۱۰۷۶۹۳	۰/۲۴۵	۲۴/۴۸	۰/۴۳	۰	۱	کانال ۲
کارایی خصوصی	۱ و ۰	۱۰۷۶۹۴	۰/۳۲۹	۳۲/۸۷	۰/۴۶۹	۰	۱	کانال ۲
آگهی	۱ و ۰	۱۰۷۶۹۴	۰/۳۸۳	۳۸/۳	۰/۴۸۶	۰	۱	کانال ۲
جواز کسب	۱ و ۰	۱۰۷۶۹۱	۰/۲۰۴	۲۰/۴	۰/۴۰۳	۰	۱	کانال ۲
ترجیح خوداشتغالی	۱ و ۰	۱۰۵۶۹۷	۰/۱۹۲	۱۹/۲۵	۰/۳۹۴	۰	۱	کانال‌های ۲ و ۳
سال	ترتیبی (۵ سال)							کانال‌های ۲ و ۳
استان	۳۰ متغیر دامی ۰ و ۱ استانی							کانال‌های ۲ و ۳
فصل	۳ متغیر دامی ۰ و ۱ فصلی							کانال‌های ۲ و ۳
Covid	متغیر دامی ۰ و ۱ (مقدار ۱ برای زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۱۴۰۱)							کانال‌های ۲ و ۳

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۱- روش تحقیق

مزیت مهم استفاده از داده‌های ترکیبی یا مقطعی تجمیع شده این است که به محققان تجربی اجازه می‌دهد مدل‌های پیشرفته‌تری را تبیین و به سؤالات جدیدتری پاسخ دهند. به عنوان نمونه می‌توان تأثیر یک تغییر برونزا یا تغییرات در

اثر متغیرها در طی زمان را بررسی کرد. این مقاله قصد دارد تغییر در رابطه بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری را قبل و در دوران همه‌گیری کرونا مورد بررسی قرار دهد. شیوه کار به این صورت است که ابتدا بررسی می‌شود آیا با ثبات سایر شرایط، بین افراد دارای پوشش بیمه بیکاری و افراد بدون پوشش تفاوتی در مدت بیکاری وجود دارد یا به عبارت دیگر، آیا پوشش بیمه بیکاری منجر به طولانی شدن مدت بیکاری خواهد شد. البته وقتی ما این اطلاعات را برای سال‌های مختلف داریم می‌توان همچنین بررسی کرد که آیا تأثیر این متغیر (طولانی شدن مدت بیکاری در میان افراد دارای پوشش) در طی زمان تغییر کرده است. در واقع، در اینجا بررسی می‌شود که آیا اثر پوشش بیمه‌ای بیکاری در طی زمان که در اینجا منظور همه‌گیری کرونا است تشدید شده است؟ این مدل با استفاده از داده‌های ترکیبی و به صورت رابطه زیر برآورد می‌شوند.

$$UD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 D_{covid} + \beta_3 UI + \beta_4 UI * D_{covid} \quad (9)$$

در رابطه ۹ عمده متغیرهای مستقل توضیحی بصورت بردار X نمایش داده شده‌اند و ضریب β_1 در واقع یک بردار از ضرایب برآوردی است. اما آنچه مقصود اصلی این مقاله است به رابطه مدت بیکاری (UD) و پوشش بیمه بیکاری (UI) و تغییرات آن در دوران پس از کرونا باز می‌گردد. اینجا بیکاران به دو دسته تقسیم می‌شوند: یا تحت پوشش بیمه بیکاری هستند $UI=1$ و یا تحت پوشش نیستند که $UI=0$ است. اثر این متغیر یعنی پوشش بیمه‌ای بر مدت بیکاری البته در دوران قبل از کرونا و دوران کرونا احتمالاً متفاوت بوده است. به این ترتیب ما چهار گروه مشاهده داریم:

- گروه ۱: فاقد پوشش بیمه‌ای قبل از کرونا ($UI=0$ و $D_{covid}=0$): برای این گروه $UD = \beta_0 + \beta_1 X$ است.
- گروه ۲: دارای پوشش بیمه‌ای قبل از کرونا ($UI=1$ و $D_{covid}=0$): برای این گروه معادله به صورت $UD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_3$ است.
- گروه ۳: فاقد پوشش بیمه‌ای در دوران کرونا ($UI=0$ و $D_{covid}=1$): برای این گروه معادله به صورت $UD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2$ است.
- گروه ۴: دارای پوشش بیمه‌ای در دوران کرونا ($UI=1$ و $D_{covid}=1$): برای این گروه معادله به صورت $UD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ است.

گروه اول یعنی افراد فاقد پوشش بیمه‌ای قبل از زمان کرونا را می‌توان حالت پایه در نظر گرفت که مدت بیکاری را بدون تأثیر پوشش بیمه بیکاری و بدون تأثیر کرونا نمایش می‌دهد. تأثیر متغیر پوشش بیمه‌ای و همه‌گیری کرونا در حالت‌های دیگر را می‌توان طبق جدول ۲ اندازه گرفت. ستون سوم اثر متغیر اصلی یعنی اثر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری را نمایش می‌دهد. تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در دوران قبل از کرونا برابر β_3 و در دوران همه‌گیری کرونا برابر $\beta_3 + \beta_4$ است. سطر نهایی این ستون نشان می‌دهد که تأثیر تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در دوران همه‌گیری کرونا نسبت به قبل از آن به اندازه β_4 تغییر کرده است. بنابراین، ضریب β_4 تغییر زمانی در تأثیر پوشش بیمه بر مدت بیکاری در نتیجه همه‌گیری کروناست.

جدول (۲): تأثیر پوشش بیمه بیکاری در بازه زمانی قبل از و زمان همه‌گیری کرونا

اثر پوشش بیمه بر مدت بیکاری	دارای پوشش (UI=1)	فاقد پوشش (UI=0)	قبل از کرونا ($D_{covid}=0$)
β_3	β_3	0	
$\beta_3 + \beta_4$	$\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$	β_2	دوران کرونا ($D_{covid}=1$)
β_4	$\beta_2 + \beta_4$	β_2	تغییر در نتیجه همه‌گیری

منبع: یافته‌های تحقیق

۴- یافته‌های تحقیق

در این بخش ابتدا به آزمون‌های آماری پرداخته می‌شود تا از صحت برآوردهای مدل اطمینان حاصل گردد و سپس در ادامه نتایج برآوردی تفسیر خواهد شد. داده‌های ترکیبی از به هم افزودن داده‌های مقطعی تشکیل می‌شوند که با نمونه‌گیری تصادفی در مقاطعی از زمان جمع‌آوری شده‌اند. از این رو، در صورت کنترل زمان آمارگیری، داده‌های ترکیبی مشابه داده‌های مقطعی هستند و مشاهدات مستقل از یکدیگرند. در خصوص داده‌های مقطعی، یکی از فرضی که برقراری آن نیاز به بررسی دارد فرض واریانس همسانی است. برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون بروش-پاگان استفاده شد که نتیجه آن در جدول ۳ نمایش داده شده است.

جدول (۳): نتیجه آزمون واریانس ناهمسانی بروش-پاگان

ارزش احتمال	مقدار آماره کای-دو	فرضیه صفر آزمون
۰/۰۰۰	۲۰۰۷/۳۱	همسانی واریانس

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه آزمون حاکی از وجود واریانس ناهمسانی در میان مشاهدات است و می‌دانیم که این مشکل منجر به عدم اعتبار آزمون‌های فرضیه و ناکارایی ضرایب برآورد خواهد شد. برای رفع مشکل ناکارایی از روش FGLS استفاده شد که یک روش دومرحله‌ای است به این صورت که ابتدا فرم واریانس ناهمسانی تخمین زده شده و سپس از آن به عنوان وزن در روش حداقل مربعات وزنی (WLS) استفاده خواهد شد. همچنین، به منظور اعتبار آماره‌های t و F از خطای استاندارد روباست^۱ استفاده شد که نسبت به وجود واریانس ناهمسانی پایدار هستند. نتایج برآوردی در جدول ۴ نمایش داده شده است. تفسیر برآوردهای مدل در ادامه بر اساس طبقه‌بندی ارائه شده از متغیرهای پژوهش در بخش سوم ارائه خواهد شد.

- متغیرهای دموگرافیک فردی: دسته اول از متغیرهای مستقل، مشخصه‌های دموگرافیک فردی هستند که طبق نتایج بدست آمده مشخص شد که جنسیت، سن، تأهل، روستایی و شهری بودن و میزان تحصیلات تأثیر معنی‌داری بر مدت بیکاری دارند. طبق نتایج بدست آمده مردان نسبت به زنان ۱/۱۷ ماه مدت بیکاری کوتاهتری دارند. رابطه برآوردی بین سن و مدت بیکاری مثبت و البته غیرخطی است به این معنی که هرچه سن بالاتر باشد مدت بیکاری بصورت کاهنده افزایش می‌یابد. هر ۱ سال افزایش سن برای یک فرد ۲۰ ساله حدود ۰/۴۴۷ ماه و برای یک فرد ۵۰ ساله ۰/۱۴۷ ماه مدت بیکاری را افزایش می‌دهد. تأهل رابطه معکوس با مدت بیکاری دارد و متاهلان نسبت به مجردان ۱/۳۳۷ ماه مدت بیکاری کمتری دارند. شهری بودن با مدت بیکاری رابطه مستقیم دارد یا به عبارت دیگر، شهرنشینان ۰/۴۵۱ ماه مدت بیکاری بیشتری نسبت به روستائیان دارند. طبق نتایج بدست آمده تعداد سال

^۱ Robust-SE

تحصیل نیز رابطه مثبتی با مدت بیکاری دارد بدین معنی که افراد با تحصیلات بالاتر، مدت بیکاری بیشتری دارند. توان دوم این متغیر در دو مدل با خطای استاندارد روباست و خوشه‌بندی مقادیر خطا برحسب استان^۱، معنی‌دار نیست که نشان می‌دهد این رابطه بشکل خطی است. هر ۱ سال افزایش تحصیلات حدود ۰/۰۵۹ ماه مدت بیکاری را افزایش می‌دهد. نتایج بدست آمده در خصوص تأثیر متغیرهای مرد بودن، تأهل، سن، تحصیلات، و سکونت شهری با مطالعات ملک‌الساداتی و همکاران (۱۴۰۱)، خندان (۱۴۰۱) و داوودی و همکاران (۱۳۹۷) سازگار است.

- متغیرهای مستقل مرتبط با شرایط قبل از بیکاری: یکی از مهمترین نشانگرهای شرایط قبل از بیکاری، علت ترک کار است. طبق نتایج بدست آمده، افرادی که به علت فصلی بودن شغل ترک کار داشته‌اند به میزان ۰/۸۰۵ ماه مدت بیکاری کوتاهتری دارند و انتظار می‌رود با تغییر فصل به حالت اشتغال در آیند. در مقابل، افرادی که به دلایل پایین بودن درآمد، اخراج از کار، بازنشستگی و بیماری یا کهولت ترک کار داشته‌اند، مطابق انتظار برآوردها نشان می‌دهد که مدت بیکاری طولانی‌تری دارند. طبق برآوردها، افرادی که به دلیل پایین بودن درآمد ترک شغل داشته‌اند به میزان ۱/۷۴۵ ماه مدت بیکاری طولانی‌تری دارند. این نتیجه مطابق انتظار است چرا که می‌توان این افراد را کسانی بدانیم که برای خود مزد مبنای بالاتری قائلند و و می‌دانیم که یک مزد مبنای بالاتر باعث رد بیشتر پیشنهادات شغلی و در نتیجه مدت بیکاری بالاتر می‌شود. برآوردها نشان می‌دهد که اخراج از کار نیز ۲/۱۱۵ ماه مدت بیکاری را افزایش می‌دهد. اخراج از کار می‌تواند نشانگر مشخصه‌های پنهانی مثل عدم تعهد، کم‌کاری و ... باشد و در رزومه افراد نکته منفی محسوب می‌شود و لذا این نتیجه مطابق انتظار است. بازنشستگی به معنی برخورداری از یک مستمری است که می‌تواند هزینه فرصت بیکاری را کاهش داده و به این طریق مدت بیکاری را افزایش دهد. نتیجه بدست آمده مؤید این موضوع است و اشخاص دارای مستمری بازنشستگی ۷/۹۶۵ ماه مدت بیکاری طولانی‌تری دارند. طبق نتایج بدست آمده ترک کار به علت بیماری یا کهولت سن نیز مدت بیکاری را ۴/۷۱۴ ماه افزایش می‌دهد. تأثیر این متغیرها یعنی علل ترک شغل بر مدت بیکاری تاکنون در مطالعات داخلی مورد بررسی قرار نگرفته است و از این جهت امکان مقایسه با مطالعات پیشین نیست.

یکی دیگر از نشانگرهای شرایط قبل از بیکاری، وضع شغلی فرد قبل از بیکاری است. طبق نتایج بدست آمده، هر سه وضع شغلی کارآموز، حقوق‌بگیر بخش دولتی و کارکن مستقل نسبت به مزدو حقوق‌بگیر بخش خصوص مدت بیکاری طولانی‌تری دارند. کارآموزان ۳/۱۶۴ ماه، کارمندان دولتی ۵/۴۷۵ ماه و کارکن مستقل و مشاغل آزاد ۱/۲۱۷ ماه مدت بیکاری بیشتری در مقایسه با کارکنان بخش خصوص دارند. این نتایج نیز با مطالعه ملک‌الساداتی و همکاران (۱۴۰۱) انطباق دارد. سابقه کار نیز با مدت بیکاری رابطه عکس دارد. از آنجائی که سابقه کار نشانگر تجربه است، این نتیجه قابل انتظار است که افراد با تجربه مدت بیکاری کوتاهتری داشته باشند. البته این رابطه غیرخطی و کاهنده است به گونه‌ای که طبق نتایج بدست آمده هر ۱ سال افزایش سابقه برای یک فرد بدون سابقه که تازه وارد بازار کار شده ۰/۰۳۶ ماه، برای یک فرد با ۱۰ سال سابقه اثر ۰/۰۳۵ ماه و برای یک فرد با ۳۰ سال سابقه اثر ۰/۰۳۳ ماه مدت بیکاری را کاهش خواهد داد. این اثر نهایی ۱ سال تجربه است و گرنه برای یک فرد با ۱۰ سال سابقه کار می‌توان انتظار داشت که مدت بیکاری ۳/۶ ماه کمتر از یک فرد تازه وارد در بازار کار باشد.

^۱ Clustered by province

رابطه منفی بین تجربه و مدت بیکاری در مطالعه ملک‌الساداتی و همکاران (۱۴۰۱) و فیض‌پور و همکاران (۱۴۰۱) نیز تأیید شده است.

- متغیرهای مستقل مرتبط با ایام بیکاری و جستجوی شغل: حوزه فعالیت یا بخشی از اقتصاد که افراد در آن به دنبال شغل می‌گردند، طبیعتاً بر مدت بیکاری آن‌ها اثرگذار است. در این خصوص، بخش خدمات به عنوان پایه در نظر گرفته شده و اثر جستجوی شغل در بخش صنعت و کشاورزی در مقایسه با خدمات برآورد گردید. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که افرادی که در دو بخش کشاورزی و صنعت در جستجوی شغل هستند به ترتیب ۰/۴۰۸ ماه و ۰/۶ ماه طول مدت بیکاری کوتاهتری در مقایسه با افراد در جستجوی کار در بخش خدمات دارند. این نتیجه نیز با مطالعه ملک‌الساداتی و همکاران (۱۴۰۱) منطبق است. نتایج بدست آمده همچنین نشان می‌دهد که افرادی که وضعیت شغلی خود اشتغالی را به مزد و حقوق‌بگیری ترجیح داده و در جستجویی آن هستند نیز به علت دشواری در راه‌اندازی شغل و منابع مالی و کسب مهارت فنی مورد نیاز از مدت بیکاری طولانی‌تری برابر ۰/۲۴۳ ماه برخوردارند؛ البته این متغیر از معنی‌داری آماری ضعیف‌تری برخوردار است و در مدل با خوشه‌بندی خطا برحسب استان معنی‌داری خود را کامل از دست می‌دهد.

روش جستجوی شغل نیز بر مدت بیکاری مؤثر است. در این خصوص، اغلب افراد یعنی بیش از ۹۶ درصد از خانواده و آشنایان کمک گرفته‌اند، و متغیرهای گنجانده شده در مدل نشان می‌دهند که آیا روش‌های دیگر علاوه بر پرس‌وجو از خانواده و آشنایان مؤثر بوده‌اند یا نه. نتایج بدست آمده همه نشان از رابطه مثبت روش‌های دیگر اعم از کاریابی عمومی، کاریابی خصوصی، جستجو در آگهی‌ها و تلاش برای تأمین منابع مالی خوداشتغالی و جواز کسب با مدت بیکاری است که خلاف انتظار است. مهم‌ترین دلیل برای کسب این نتایج خلاف انتظار این است که احتمالاً مشکل درونزائی وجود داشته به این معنی که در واقع افراد دارای مدت بیکاری طولانی بوده‌اند که به روش‌های جستجوی شغل دیگر علاوه بر پرس‌وجو از اقوام و آشنایان و در واقع چندین روش جستجوی شغل روی آورده‌اند. مطالعات پیشین تاکنون به تأثیر روش‌های جستجوی شغلی بر مدت بیکاری نپرداخته‌اند و لذا امکان اعتبارسنجی و مقایسه با دیگر مطالعات نیست.

- متغیرهای کنترلی نشانگر شرایط کلان: جدا از مشخصه‌های فردی، شرایط اقتصاد کلان نیز بر مدت بیکاری مؤثرند. از آنجائی که طرح آمارگیری نیروی کار یک مجموعه داده خرد فاقد این اطلاعات است، تنها تلاش شد تا اثر شرایط کلان با استفاده از یکسری متغیرها کنترل شود. افزودن متغیر کنترلی سال به مدل نشان می‌دهد که متوسط مدت بیکاری باگذر زمان هر ساله ۰/۱۹ ماه کاهش یافته است. این اثر صرفنظر از تأثیر همه‌گیری کوئید است. تأثیر همه‌گیری کرونا بر مدت بیکاری جالب توجه است. البته معنی‌داری آماری این متغیر چندان قوی نیست شاید به این دلیل که دوران کوید-۱۹ از اسفند ۱۳۹۸ تا خرداد ۱۴۰۱ بلحاظ شدت و تأثیر یکسان نبوده و یک متغیر دامی نمی‌تواند به خوبی اثر این متغیر را نشان دهد. به هر حال، طبق نتیجه بدست آمده می‌توان دید که در دوران حدوداً سه ساله کرونا با ثبات سایر شرایط متوسط مدت بیکاری حدود ۰/۲۰۳ ماه کاهش یافته است. این اثر شاید در نگاه اول خلاف انتظار بنظر برسد اما در قسمت مبانی نظری بحث شد که شرایط رکودی و پایین رفتن احتمال دریافت پیشنهادات شغلی اثر مبهمی بر مدت بیکاری دارد. کاهش احتمال دریافت پیشنهادات شغلی از یک طرف افراد را به پایین آوردن مزد مبنا مجاب کرده تا پیشنهادات شغلی بیشتری را بپذیرند. این دو اثر یعنی

کاهش نرخ دریافت پیشنهادات شغلی و افزایش احتمال پذیرش پیشنهادات باعث می‌شود تا اثر نهایی بر نرخ خروج از وضعیت بیکاری و مدت بیکاری مشخص نباشد. با این حال ضریب منفی برآورد شده در این مقاله به این معنی است که اگرچه به دلیل رکود پیشنهادات شغلی در دوران کرونا کمتر شده اما افراد با توجه به شرایط ناچار شده‌اند تا دستمزد آستانه خود را پایین آورده و با نرخ بیشتری پیشنهادات شغلی را می‌پذیرفتند و همین به کوتاهتر شدن متوسط مدت بیکاری انجامیده است. نکته جالب توجه اینکه اثر متغیر دامی ضریبی همه‌گیری کرونا در پوشش بیمه بیکاری مثبت است که نشان می‌دهد نکته بالا یعنی احتمال پذیرش بیشتر یا به عبارتی مجبور شدن افراد به پذیرش پیشنهادات شغلی در دوران کرونا برای بیکاران دارای مقرری صدق نمی‌کرده و بیکاران دارای پوشش در دوران کرونا به دلیل کاهش نرخ دریافت پیشنهاد متوسط مدت بیکاری طولانی‌تری نیز داشته‌اند. متأسفانه مطالعات دیگر تاکنون به بررسی تأثیر همه‌گیری کرونا بر مدت بیکاری نپرداخته‌اند و لذا امکان اعتبارسنجی این نتایج برای ایران وجود ندارد. البته مطالعات زیادی بصورت تجربی تأیید کرده‌اند که همه‌گیری کووید-۱۹ منجر به افزایش بیکاری شده است اما این افزایش عمدتاً ناشی از دست رفتن مشاغل و وقوع بیکاری بوده است.

متغیرهای کنترلی فصل همه بی‌معنی هستند چرا که این متغیر در واقع نوبت آمارگیری است که الزاماً بیانگر فصل وقوع بیکاری نخواهد بود. استان محل سکونت اما به عنوان یک متغیر کنترلی معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد شرایط بازار کار محلی بر مدت بیکاری تأثیرگذار است. استان تهران پایه مقایسه بوده و سایر استان‌ها را بلحاظ مدت بیکاری و در مقایسه با تهران می‌توان به سه دسته تقسیم کرد. یکسری از استان‌ها (تعداد ۸ استان) متوسط مدت بیکاری بیشتری از تهران داشته‌اند (ضریب مثبت و معنی‌دار) که از آن جمله می‌توان به سیستان و بلوچستان، بوشهر، سمنان، یزد، هرمزگان، البرز، آذربایجان شرقی و کرمان اشاره کرد. گروه دوم از استان‌ها (تعداد ۵ استان) از قبیل کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، گلستان، مازندران و خراسان جنوبی مدت بیکاری مشابه تهران دارند (ضریب مثبت یا منفی اما غیرمعنی‌دار). و دسته سوم نیز استان‌هایی هستند با متوسط مدت بیکاری کمتر از تهران (ضریب منفی و معنی‌دار) که شامل ۱۷ استان از جمله استان‌های کردستان، چهارمحال و بختیاری، لرستان، زنجان، قزوین، مرکزی، گیلان، آذربایجان غربی، کرمانشاه، خوزستان، فارس، اصفهان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، همدان، اردبیل و قم می‌شود.

جدول (۴): ضرایب برآورد شده مدل رگرسیونی

متغیر	ضریب	P-value (Robust SEs)	P-value (Clustered by province)	P-value (Clustered by year)
جنسیت (مرد)	-۱/۱۶۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۱۵
سن	۰/۶۴۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
(توان دوم) سن	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تأهل	-۱/۳۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سکونت شهری	۰/۴۵۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
دانشجو	-۰/۲۹۳	۰/۲۵۸	۰/۲۴۷	۰/۱۸۱
تحصیلات	۰/۰۵۹	۰/۰۱۵	۰/۱۰۴	۰/۰۵۳
تحصیلات (توان دوم)	۰/۰۰۲	۰/۱۴۲	۰/۲۷۸	۰/۰۷۴

۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۷۴۵	نیاز درآمدی	شرایط قبل از بیکاری
۰/۰۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۸۰۵	شغل فصلی	
۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۲/۱۱۵	اخراج	
۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۷/۹۶۵	بازنشستگی	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۴/۷۱۴	بیماری	
۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۳/۱۶۴	کارآموز	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۵/۴۷۵	حقوق‌بگیر بخش عمومی	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۲۱۷	کارکن مستقل	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۶	تجربه (سابقه کار)	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۴	تجربه (توان دوم)	
۰/۰۰۲	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	-۰/۴۰۸	کشاورزی	شرایط ایام بیکاری و جستجوی
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۶۰۰	صنعت	
۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۱۷	کاریابی دولتی	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۹۹۹	کاریابی خصوصی	
۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۲۲	آگهی	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۶۸۷	جواز کسب	
۰/۰۶۳	۰/۲۱۳	۰/۰۰۱	۰/۲۴۳	ترجیح خوداشتغالی	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-۰/۱۹	سال	متغیرهای کنترلی
۰/۹۲	۰/۹۵۹	۰/۹۵۵	۰/۰۰۴	تابستان	
۰/۶۵۳	۰/۷۶۳	۰/۷۷	۰/۰۲۲	پاییز	
۰/۳۸۵	۰/۶۰۰	۰/۵	۰/۰۵۳	زمستان	
۰/۰۰۹	۰/۰۸۴	۰/۰۵۳	-۰/۲۰۳	Covid	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۴۵۳	پوشش بیمه بیکاری (UI)	
۰/۰۱۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۱/۱۹۸	Covid*UI	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۲۶۱/۸	عرض از مبدأ	

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۱- تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری و تغییرات آن در دوران همه‌گیری Covid-19

تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری و تغییراتی که این اثر احتمالاً در دوران همه‌گیری کرونا داشته، مهمترین پرسش این مقاله است. نخست به بررسی ضرایب بدست آمده پرداخته می‌شود. طبق نتایج بدست آمده در جدول ۴، می‌توان دید که متغیر پوشش بیمه بیکاری با مدت زمان بیکاری رابطه مستقیم دارد به این معنی که اشخاصی که پوشش بیمه بیکاری دارند نسبت به اشخاصی که پوشش بیمه بیکاری ندارند مدت بیکاری طولانی‌تری داشته‌اند. حاصلضرب پوشش بیمه بیکاری و کرونا که بصورت تعاملی در مدل گنجانده شده نیز طبق نتایج بدست آمده ضریبی مثبت و معنی‌دار دارد که نشان می‌دهد شیب رابطه بیمه بیکاری و مدت بیکاری یا به عبارت دقیق‌تر اثر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در دوران قبل از کرونا با دوران اپیدمی کرونا تفاوت داشته است. این اثر تغییر در شیب^۱ به این

^۱ Slope Effect

معنی است که تأثیرگذاری یا شیب رابطه بیمه بیکاری با مدت بیکاری در نتیجه همه‌گیری کرونا افزایش یافته است. بر این اساس، رابطه بین مدت بیکاری و پوشش بیمه بیکاری به شکل رابطه ۱۰ برآورد شده است.

$$UD = \beta_0 + \beta_1 X - 0.203 D_{covid} + 1.453 UI + 1.198 UI * D_{covid} \quad (10)$$

این رابطه و وارد کردن دو متغیر دامی پوشش بیمه بیکاری و همه‌گیری کرونا بصورت ضربی^۱، همانطور که در بخش سوم گفته شد چهار حالت شامل گروه اول افراد فاقد پوشش قبل از کرونا ($UI=0$ و $D_{covid}=0$)، گروه دوم افراد دارای پوشش قبل از کرونا ($UI=1$ و $D_{covid}=0$)، گروه سوم افراد فاقد پوشش در دوران همه‌گیری کرونا ($UI=0$ و $D_{covid}=1$) و گروه چهارم افراد دارای پوشش در دوران همه‌گیری کرونا ($UI=1$ و $D_{covid}=1$) را نمایش می‌دهد که در جدول ۵ ارائه شده است. با مقایسه دو گروه افراد فاقد پوشش و دارای پوشش بیمه بیکاری قبل از کرونا می‌توان گفت که اثر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری برای قبل از کرونا معادل ۱/۴۵۳ ماه مدت بیکاری طولانی‌تر است. این تأثیر پوشش بیمه بیکاری از تفاوت ضرایب بین ستون ۲ و ۳ حاصل شده که در ستون ۴ جدول ۵ نمایش داده شده است. اما اثر پوشش بیمه بیکاری در دوران کرونا تغییر کرده است. با مقایسه دو گروه فاقد پوشش و دارای پوشش در دوران همه‌گیری کرونا می‌توان گفت که تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری معادل ۲/۶۵۱ ماه مدت بیکاری طولانی‌تر است. لذا در پاسخ به پرسش اول مقاله یعنی رابطه بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری، نتایج این مقاله در راستا و منطبق با نتایج تمامی مطالعات داخلی پیشین تأیید می‌کند که مکانیسم‌های ضدانگیزی در پوشش بیمه بیکاری وجود دارد که منجر به طولانی شدن مدت بیکاری در ایران می‌شود.

در پاسخ به سؤال دوم مقاله یعنی تأثیر همه‌گیری کوئید-۱۹ بر ساختار بازار کار ایران و رابطه بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری نیز همانطور که نتایج بدست آمده نشان می‌دهند، اثر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در دوران همه‌گیری کرونا از دوران قبل کرونا بیشتر شده است. این اثر همانطور که گفته شد یک تغییر در شیب است. اثر پوشش بیمه بیکاری قبل از کرونا ۱/۴۵۳ ماه مدت بیکاری طولانی‌تر بوده (سطر ۲ و ستون ۴) که بعد از کرونا به ۲/۶۵۱ ماه (سطر ۳ و ستون ۴) افزایش یافته است. بنابراین می‌توان گفت که اثر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در دوران کرونا یا شیب رابطه بین پوشش بیمه بیکاری و مدت بیکاری حدود ۱/۱۹۸ ماه تشدید شده که در نتیجه رکود اقتصادی ناشی از همه‌گیری کرونا اتفاق افتاده است. در دوران کرونا به دلیل رکود اقتصادی نرخ دریافت پیشنهادات شغلی کاهش یافته و از آنجائی که این گروه تحت پوشش بیمه بوده و نیازی به تعجیل در پذیرش اندک پیشنهادات شغلی ارائه شده نداشته‌اند، می‌توان گفت که به مدت بیکاری طولانی‌تر منجر شده است.

جدول (۵): تأثیر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری در بازه زمانی قبل از و زمان همه‌گیری کرونا

اثر پوشش بیمه بیکاری	گروه دارای پوشش بیمه ($UI=1$)	گروه فاقد پوشش بیمه ($UI=0$)	
ماه ۱/۴۵۳	۱/۴۵۳	۰	قبل از کرونا ($D_{covid}=0$)
ماه ۲/۶۵۱	۲/۴۴۸	-۰/۲۰۳	دوران کرونا ($D_{covid}=1$)
ماه ۱/۱۹۸	۰/۹۹۵	-۰/۲۰۳	Dif همه‌گیری

منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ Interaction

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله هدف اصلی بررسی رابطه بیمه بیکاری با مدت بیکاری در ایران و تغییرات آن پس از وقوع همه‌گیری کرونا بوده است. برای این منظور از داده‌های ترکیبی طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران در بازه زمانی ۵ ساله از بهار ۱۳۹۷ تا زمستان ۱۴۰۱ استفاده گردید. این داده‌های ترکیبی به ما امکان داد تا با استفاده از دو متغیر دامی پوشش بیمه بیکاری و وقوع همه‌گیری کرونا بصورت ضربی، به این سؤال پاسخ داده شود که اولاً اثر پوشش بیمه بیکاری بر مدت بیکاری چیست و دوماً آیا اثر این متغیر یعنی پوشش بیمه بیکاری در نتیجه وقوع همه‌گیری Covid-19 تغییر کرده است یا نه. در کنار این سؤال اصلی، تأثیر بسیاری از مشخصه‌های فردی، شغلی و عوامل مختلف دیگر بر مدت بیکاری نیز در این مقاله مورد بررسی قرار گرفت که نتایج بسیار جالب توجهی به همراه داشتند.

یافته‌های این پژوهش در درجه نخست نشان داد که عوامل متعددی از مشخصه‌های دموگرافیک فردی گرفته تا شغلی فرد قبل از بیکاری از کانال‌های مختلف بر مدت بیکاری اثرگذارند. طبق نتایج بدست آمده مدت بیکاری برای مردان، متأهلین، روستائیان، افراد در سنین بالاتر، و با مدارک تحصیلی پایین‌تر کوتاه‌تر است و در مقابل زنان، مجردین، شهرنشینان، جوانان و افراد تحصیلکرده مدت بیکاری طولانی‌تری را بطور متوسط تجربه خواهند کرد. طبق نظریه جستجوی شغلی در واقع این مشخصه‌ها از دو کانال بر مدت بیکاری تأثیرگذارند؛ نخست کانال منافع و هزینه‌های دوران بیکاری و دوم کانال احتمال دریافت پیشنهادات شغلی. به عنوان مثال برای افراد متأهل و مردان به دلیل تکفل خانواده می‌توان گفت که هزینه‌های دوران بیکاری شدیدتر است و همین باعث شده تا مدت بیکاری کوتاه‌تری داشته باشند. یا تأثیر مثبت تحصیلات بر مدت بیکاری را می‌توان این گونه شرح داد که افراد با تحصیلات بیشتر توانایی‌ها و مهارت‌هایی بیشتر از نیاز بازار کسب می‌کنند^۱ و به همین دلیل احتمال پیشنهادات شغلی برای آنها با افزایش بیشتر و بیشتر تحصیلات کمتر می‌شود.

نتایج بدست آمده همچنین حاکی از آن است که شرایط فرد قبل از بیکاری نیز مهم و تأثیرگذار است. اگر فرد به دلیل فصلی بودن شغل ترک کار کرده باشد مدت بیکاری کوتاه‌تری را تجربه خواهد کرد و احتمالاً با گذران فصل به شغل خود باز خواهد گشت اما در مقابل، اگر ترک کار به دلیل پایین بودن درآمد، اخراج از کار، بازنشستگی یا بیماری و کهولت اتفاق افتاده باشد منجر به تجربه یک مدت بیکاری طولانی‌تر برای افراد خواهند شد. تأثیر این متغیرها را طبق نظریه جستجوی شغلی می‌توان از کانال احتمال دریافت پیشنهادات شغلی تحلیل کرد. به عنوان مثال برای افرادی که به دلیل اخراج (لذا نداشتن توصیه‌نامه شغلی)، بازنشستگی (الزام اشتغال بصورت غیررسمی) یا بیماری شغل خود را از دست داده و بیکار شده‌اند احتمال دریافت پیشنهادات شغلی کمتر خواهد بود و احتمالاً مدت بیکاری طولانی‌تری را تجربه کنند که نتایج بدست آمده مؤید این نتیجه است.

نتایج بدست آمده همچنین نشان می‌دهند که در صورت وقوع بیکاری، کارآموزان، کارکنان بخش دولتی و کارکن مستقل و مشاغل آزاد مدت بیکاری طولانی‌تری را در مقایسه با کارکنان بخش خصوصی تجربه خواهند کرد. در این میان، سابقه کار فرد نیز اهمیت دارد و سابقه کار بیشتر منجر به کوتاه‌تر شدن مدت بیکاری خواهد شد. علاوه بر این، افراد بیکاری که در بخش‌های کشاورزی و صنعت در جستجوی شغل هستند بطور متوسط مدت بیکاری کوتاه‌تری را

^۱ Overqualified

خواهند داشت در مقایسه با افرادی که در بخش خدمات به دنبال شغل می‌گردند. تأثیر این عوامل را می‌توان طبق نظریه جستجوی شغلی از دو کانال احتمال دریافت پیشنهادات شغلی و احتمال از دست دادن مجدد شغل تحلیل کرد. به عنوان مثال جستجوی شغل در بخش خدمات به این دلیل در مدت زمان کوتاهتری به نتیجه می‌رسد که نرخ ارائه پیشنهادات شغلی احتمالاً در این بخش بیشتر است. یا کارکنان بخش دولتی چون مطلوبیت انتظاری بالاتری از شغل دارند، احتمالاً دستمزد آستانه‌ای بالاتری را در نظر داشته که به طولانی شدن مدت بیکاری آنها می‌انجامد. بالا بودن تجربه نیز به دلیل بالا بردن احتمال دریافت پیشنهاد شغلی است که باعث می‌شود افراد مدت بیکاری کوتاهتری داشته باشند.

علاوه بر این عوامل، در سطح استان و بازارهای کار محلی نیز مشاهده شد که در ۸ استان از جمله سیستان و بلوچستان، بوشهر، سمنان، یزد، هرمزگان، البرز، آذربایجان شرقی و کرمان متوسط مدت بیکاری بیشتر از تهران، در ۷ استان کهگیلویه و بویراحمد، اردبیل، قم، ایلام، گلستان، مازندران و خراسان جنوبی مدت بیکاری مشابه تهران، و در ۱۵ استان شامل کردستان، چهارمحال و بختیاری، لرستان، زنجان، قزوین، مرکزی، گیلان، آذربایجان غربی، کرمانشاه، خوزستان، فارس، اصفهان، خراسان رضوی، خراسان شمالی و همدان متوسط بیکاری با ثابت گرفتن سایر عوامل کمتر از تهران بوده است.

اما در خصوص سؤال اصلی پژوهش، نتایج بدست آمده نشان داد که بین بیمه بیکاری و مدت بیکاری یک رابطه مثبت وجود دارد که طبق نظریه جستجوی شغل قابل انتظار است. مقرری بیمه بیکاری منجر به کاهش هزینه فرصت بیکاری شده، دستمزد مبنا در ذهن افراد را بالاتر برده و باعث می‌شود تا آنها پیشنهادات شغلی بیشتری را رد کرده و مدت طولانی‌تری را بیکار بمانند. نتایج بدست آمده این موضوع را تأیید می‌کنند به نحوی که افراد بیکار دارای پوشش بیمه بیکاری در دوران قبل از همه‌گیری کرونا بطور متوسط و با ثبات سایر عوامل حدود ۱/۴۵۳ ماه بیشتر از بیکاران بدون مقرری در وضعیت بیکاری باقی مانده‌اند. نکته مهم دیگر این‌که این اثر یا شیب رابطه بین بیمه بیکاری و مدت بیکاری با وقوع همه‌گیری کرونا تشدید شده است. افراد بیکار دارای مقرری بیکاری در دوران همه‌گیری کرونا حدود ۲/۶۵۱ ماه بیشتر از بیکاران بدون مقرری بیکار مانده‌اند. در واقع، اثر بیمه بیکاری بر مدت بیکاری پس از وقوع همه‌گیری کرونا ۱/۱۹ ماه بیشتر شده است. این یافته‌ها مؤید وجود کژمنشی در رفتار بیکاران دارای مقرری بیکاری است.

از این رو، به عنوان توصیه سیاستی پیشنهاد می‌شود که سطح سخاوتمندی مقرری‌های بیکاری کاهش یابد. البته مزایای بیکاری ابعاد مختلفی از جمله مبلغ مقرری، شرایط تعلق مقرری، مدت برقراری مقرری، سیاست‌های فعال بازار کار که همراه با مقرری اعمال می‌شود و ... دارند و این که کدام یک از این ابعاد تأثیرات ضدانگیزی بیشتری داشته و در اولویت تغییر باید باشند خود یک سؤال پژوهشی دیگر است که نیازمند بررسی تجربی در پژوهش‌های آتی است. با این وجود، می‌توان بطور قطع گفت که سخاوتمندی قانون بیمه بیکاری ایران حداقل از بعد مدت برقراری مقرری باید تعدیل و کاهش یابد. متوسط مدت بیکاری در ایران و در نمونه آماری مورد بررسی بسیار بالا و در حدود ۱ سال و ۸ ماه بوده است، و طبق نتایج بدست آمده برخورداری از یک مقرری بیکاری سخاوتمندانه می‌تواند این مدت را به حدود ۲ سال افزایش دهد که طبق تعاریف رسمی، یک بیکاری بلندمدت محسوب می‌شود. بیکاری بلندمدت موجب استهلاک مهارت‌های فردی شده و شانس یافتن شغل مجدد را به شدت کاهش می‌دهد. از این جهت، بطور ویژه پیشنهاد می‌شود که سخاوتمندی مزایای بیکاری از جهت مدت برقراری مقرری‌ها کاهش یابد. طبق قانون بیمه بیکاری ایران مصوب

۱۳۶۹، مدت برقراری مقرر بیکاری بسته به سوابق شغلی و بیمه‌پردازی افراد می‌تواند تا ۳۶ ماه برای مجردین و تا ۵۰ ماه برای متأهلین تعیین شود. این مدت برقراری بسیار طولانی اثرات ضدانگیزی شدید بر اشتغال مجدد داشته، مدت بیکاری را طولانی کرده و به بیکاری بلندمدت منجر می‌شود که اثرات مخربی بر اقتصاد دارد و باید مورد بازنگری قرار گیرد.

همچنین باید توجه داشت که طولانی شدن مدت بیکاری در نتیجه اعطای مقرر بیکاری الزاماً نامطلوب نیست و برخی از مطالعات معتقدند این به معنی فرصت بیشتر برای انطباق بهتر افراد با مشاغل^۱ در بازار کار است که تأثیرات مثبتی نیز بر دستمزد افراد و ثبات شغلی آن‌ها پس از اشتغال مجدد خواهد داشت. در نتایج بدست آمده از این مطالعه نیز مشاهده شد که افراد بیکار بدون مقرر در دوران همه‌گیری کوئید-۱۹ باوجود کاهش پیشنهادات شغلی به دلیل رکود اما با نرخ بیشتری پیشنهادات شغلی را می‌پذیرفته‌اند و همین به کوتاه‌تر شدن متوسط مدت بیکاری این افراد انجامیده است. بنابراین به عنوان یک توصیه سیاستی دیگر پیشنهاد می‌شود که طول مدت برقراری بیمه بیکاری یا سخاوتمندی مزایای بیکاری بسته به شرایط رکودی یا رونق اقتصاد بصورت انعطاف‌پذیر در نظر گرفته شود. به عبارت دیگر، مهم‌ترین نتیجه این مقاله این است که بازنگری مدت برقراری در قانون بیمه بیکاری ایران ضرورت داشته و کاهش آن به یک مدت برقراری کمتر اما انعطاف‌پذیر بسته به شرایط رونق و رکود مؤثرتر خواهد بود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

^۱ Matching

فهرست منابع

1. Ahammer, A., & Packham, A. (2023). Effects of unemployment insurance duration on mental and physical health. *Journal of Public Economics*, 226, 104996.
2. Bell, A., Hedin, T. J., Schnorr, G., & von Wachter, T. (2024). Unemployment Insurance (UI) Benefit Generosity and Labor Supply from 2002 to 2020: Evidence from California UI Records. *Journal of Labor Economics*, 42(S1), S379-S416.
3. Cahuc, P., Carcillo, S., & Zylberberg, A. (2014). *Labor economics*. MIT press.
4. 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. *American Economic Review*, 105(5), 126-130.
5. Khoo, W. C., Yeah, K. L., & Hong, S. Y. (2022). Modeling unemployment duration, determinants and insurance premium pricing of Malaysia: insights from an upper middle-income developing country. *SN Business & Economics*, 2(8), 116.
6. Cohen, J. P., & Ganong, P. (2024). *Disemployment effects of unemployment insurance: A meta-analysis* (No. w32832). National Bureau of Economic Research.
7. Davoudi, A., Hoshmand, M. & Malek Sadati, S. S. (2019). Survival analysis for the unemployment duration of Persons Covered by Unemployment Insurance in Iran (2013-2018). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(31), 127-157 (In Persian).
8. Davoudi, A., Hoshmand, M., & Malek Sadati, S. (2018). Investigating Unemployment Protection Policies in Iran using Fuzzy Delphi and Fuzzy AHP Methods. *Journal of Economic Research and Policies*, 26(87), 249-308 (In Persian).
9. Domènech-Arúmi, G., & Vannutelli, S. (2025). Bringing them in or pushing them out? The labor market effects of pro-cyclical unemployment assistance changes. *Review of Economics and Statistics*, 107(2), 324-337.
10. Doris, A., O'Neill, D., & Sweetman, O. (2020). Does Reducing Unemployment Benefits during a Recession Reduce Youth Unemployment?: Evidence from a 50 Percent Cut in Unemployment Assistance. *Journal of Human Resources*, 55(3), 902-925.
11. Feizpour, M. A., Zare, M. H., & Zare Zardeyni, A. (2022). The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration in Yazd. *The Journal of Economic Policy*, 14(27), 85-112 (In Persian).
12. Ganong, P., Greig, F., Noel, P., Sullivan, D. M., & Vavra, J. (2024). Spending and job-finding impacts of expanded unemployment benefits: Evidence from administrative micro data. *American Economic Review*, 114(9), 2898-2939.
13. Hochmuth, B., Kohlbrecher, B., Merkl, C., & Gartner, H. (2021). Hartz IV and the decline of German unemployment: A macroeconomic evaluation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 127, 104114.
14. Jahadi, M., & Elmi, Z. (2022). Determinants of Unemployment Duration in Urban and Rural Region in Iran; A Non-Parametric Approach. *Applied Theories of Economics*, 8(4), 101-126 (In Persian).
15. Keshavarzi, A., Horry, H. R., Jalaee Esfandabadi, S. A., Rafei, M., & Nejati, M. (2023). The Design of a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model to aim of Investigate the Effect of Pandemic Disease Outbreak on the Dynamics of Macroeconomic Variables. *Applied Theories of Economics*, 10(1), 1-32 (In Persian).
16. Khandan, A. (2023). worldwide experience in coverage expansion of unemployment insurance to non-standard jobs, self-employment and young people without employment history. *Social Security Journal*, 19(3), 13-43 (In Persian).
17. Khandan, A. (1401). *Optimal Unemployment Insurance Model: Needed Reforms of the Unemployment Insurance Fund with a Focus on the Labor Market*. Research Report. Institute for Social Security Research (SSOR), Iran (In Persian).

18. Kroft, K., & Notowidigdo, M. J. (2016). Should unemployment insurance vary with the unemployment rate? Theory and evidence. *The Review of Economic Studies*, 83(3), 1092-1124.
19. Kyrrä, T., & Pesola, H. (2020). The effects of UI benefits on unemployment and subsequent outcomes: Evidence from a kinked benefit rule. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(5), 1135-1160.
20. Lopes, M. C. (2022). A review on the elasticity of unemployment duration to the potential duration of unemployment benefits. *Journal of Economic Surveys*, 36(4), 1212-1224.
21. Malek Sadati, S. S., Cheshme Ghasabani, N., & Khandan, A. (2022). Unemployment Risk Estimation and Adverse-selection in Coverage of Unemployment Insurance in Iran. *Journal of Economic Essays: An Islamic Approach*, 19(37), 291-313 (In Persian).
22. Mortensen, D. T. (1977). Unemployment insurance and job search decisions. *ILR Review*, 30(4), 505-517.
23. Osiander, C., Senghaas, M., Stephan, G., & Struck, O. (2021). Längeres Arbeitslosengeld in der Krise? Covid-19 und die angemessene maximale Bezugsdauer. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 73(3), 419-448.
24. Park, S., Lee, K. M., & Earle, J. S. (2024). *Death Without Benefits: Unemployment Insurance, Re-Employment, and the Spread of Covid* (No. 2fnkp_v1). Center for Open Science.
25. Felder, R., Frings, H., & Mittag, N. (2024). How does potential unemployment insurance benefit duration affect reemployment timing and wages?.
26. Rebollo-Sanz, Y. F., & Rodríguez-Planas, N. (2020). When the going gets tough...: Financial incentives, duration of unemployment, and job-match quality. *Journal of Human Resources*, 55(1), 119-163.
27. Rujiwattanapong, S. (2024). Job Search, Job Findings and the Role of Unemployment Insurance History. *Job Findings and the Role of Unemployment Insurance History*.
28. Rujiwattanapong, W. S. (2025). Unemployment dynamics and endogenous unemployment insurance extensions. *European Economic Review*, 105106.
29. Schmieder, J. F., Von Wachter, T., & Bender, S. (2012). The effects of extended unemployment insurance over the business cycle: Evidence from regression discontinuity estimates over 20 years. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(2), 701-752.
30. Wanberg, C. R., van Hooft, E. A., Dossinger, K., Van Vianen, A. E., & Klehe, U. C. (2020). How strong is my safety net? Perceived unemployment insurance generosity and implications for job search, mental health, and reemployment. *Journal of Applied Psychology*, 105(3), 209.
31. Zhang, X. (2025). The Effect of Cutting Unemployment Compensation Duration on Unemployment Rate and Wages. *International Journal of Management Science Research*, 8(4), 63-70.