

The Effects of Unemployment Duration, Unemployment Insurance, and Occupational Training on Wage

Zahra Dashtebozorgi¹, Gholamreza Keshavarz Haddad^{*2},
Khosro Piraei³, Hashem Zare⁴

1. PhD Candidate, Faculty of Economics, Department of Management and Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran (Phd dissertation), zahradashtebozorgi@yahoo.com

2. Faculty of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran, G.K.haddad@sharif.edu

3. Faculty of Economics, Department of Management and Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, kh.piraei@gmail.com

4. Faculty of Economics, Department of Management and Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, h.zare@gmail.com

Received: 2018/03/06 Accepted: 2019/10/08

Abstract

Based on empirical studies and labor economics theories, the unemployment duration, acquiring occupational skills, and receiving unemployment insurance are among explanatory features of labor wages. With an increase in unemployment duration, selecting a job with low wage is more likely to be probable. On the other hand, by increasing human capital and improving occupational skills by participating in training courses, it is possible for the trained jobseeker to find a job with proper wage. But unemployment insurance has a double impact. On the one hand, unemployment insurance provides an opportunity for unemployed to search longer for a job with appropriate wage. On the other hand, the jobseeker receiving unemployment insurance becomes more selective and presumably decreases the job search intensity. This study examined the causal effects of these variables on the wages of jobseekers at work in the years of 1393-94 using the linear regression method. The results showed that there is a positive relationship between wages and learning occupational skills. The relation between unemployment duration and wages is negative and consistent with theory, receiving unemployment insurance does not have a significant effect on wages. The results of the model estimation using instrumental variables in two - stage least squares method showed that the coefficients resulted from this method are greater than those of ordinary least squares method and their effects on wages are significant.

JEL Classification: J31, J64, J65, J68

Keywords: Wage, Unemployment insurance, Unemployment duration, Training

*. Corresponding Author, Tel: 09124994005

اثرات طول دوره بیکاری، بیمه بیکاری و مهارت آموزی بر دستمزد*

زهرا دشت بزرگی^۱، غلامرضا کشاورز حداد^{۲*}، خسرو پیرایی^۳، هاشم زارع^۴
۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی،

شیراز، ایران، zahradashtebozorgi@yahoo.com

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران،

G.K.haddad@sharif.edu

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران،

kh.pirae@gmail.com

۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران،

h.zare@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۶

چکیده

بر پایه مطالعات تجربی و تئوری‌های اقتصاد بازار کار، طول دوره بیکاری، مهارت‌آموزی و دریافت بیمه بیکاری از ویژگی‌های توضیح‌دهنده دستمزد نیروی کار است. با افزایش طول دوره بیکاری فرد، احتمال انتخاب شغل با دستمزد کمتر، بیشتر می‌شود. از سوی دیگر، با افزایش سرمایه انسانی و بهبود مهارت‌های فردی به دلیل شرکت در دوره‌های آموزشی، امکان دستیابی فرد جویای کار آموزش دیده به شغل با دستمزد مناسب فراهم می‌شود، اما بیمه بیکاری اثر دوگانه دارد، از یک سو دوره دریافت بیمه بیکاری برای فرد جویای کار فرصتی برای جستجوی طولانی‌تر برای یافتن شغلی با دستمزد مناسب است و از سوی دیگر ممکن است با دریافت بیمه بیکاری، فرد از تلاش خود برای یک شغل بهتر بکاهد. این مطالعه به بررسی اثرات این متغیرها بر دستمزد افراد جویای کار به کار گمارده شده در طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۴ با استفاده از روش رگرسیون خطی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که بین مهارت‌آموزی و دستمزد رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. ارتباط طول دوره بیکاری بر دستمزد همسو با نظریه پیشین و منفی است و دریافت بیمه بیکاری بر دستمزد اثر معنی‌داری ندارد. همسو با یافته رایج در ادبیات مرتبط، نتایج حاصل از تخمین ضرایب مدل‌ها با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری نسبت به روش حداقل مربعات معمولی، بزرگ‌تر و اثرات آن بر دستمزد معنی‌دار است.

طبقه‌بندی JEL: J64، J65، J68، J31

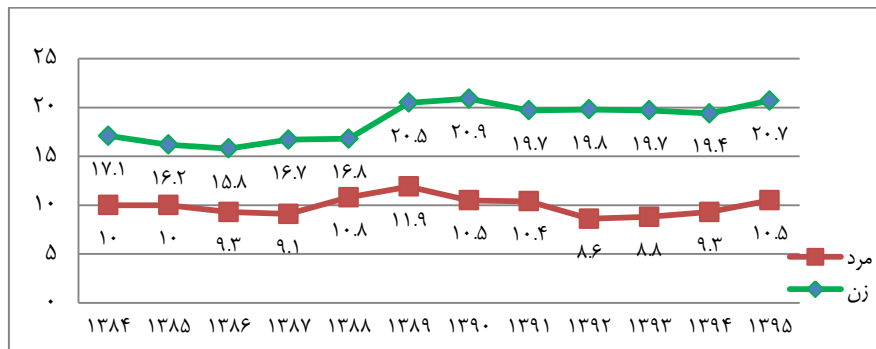
واژه‌های کلیدی: دستمزد، بیمه بیکاری، طول دوره بیکاری، مهارت آموزی

*. مقاله مستخرج از رساله دکتری زهرا دشت بزرگی است.

** نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۴۹۹۴۰۰۵

۱- مقدمه

آمارهای نرخ بیکاری در طی دهه‌های اخیر نشان می‌دهد مسئله بیکاری با وجود تدوین و اجرای سیاست‌های بازار کار در طی برنامه‌های پنج ساله توسعه اقتصادی و اجتماعی مانند الزام بیکاران به فراگیری آموزش‌های فنی و حرفه‌ای برای اشتغال به کار و طرح‌های اشتغال‌زایی از قبیل طرح بنگاه‌های کوچک و زود بازده و طرح مشاغل خانگی، همواره یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد ایران بوده، به طوری که در دهه‌های اخیر نرخ بیکاری تقریباً همواره دو رقمی مانده است. نمودار (۱)، نرخ بیکاری طی سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۵ را به تفکیک جنسیت نشان می‌دهد. نرخ بیکاری زنان بیش از نرخ بیکاری مردان می‌باشد.



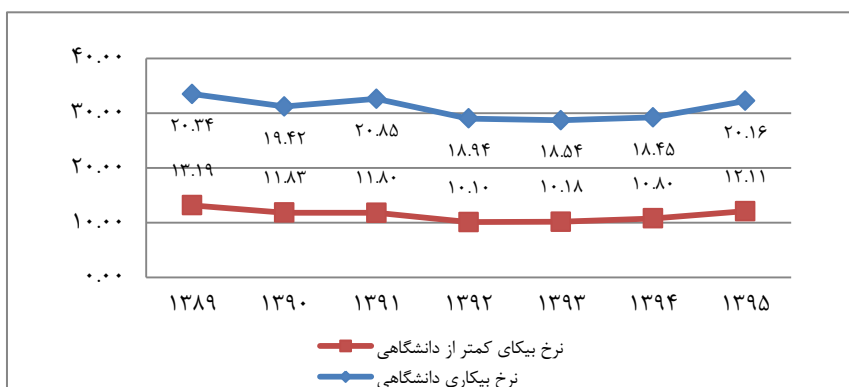
نمودار ۱. نرخ بیکاری به تفکیک جنسیت در سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۵

منبع: مرکز آمار ایران، نتایج طرح آمارگیری نیروی کار سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۵ (به تفکیک سال)

نمودار (۲)، روند نرخ بیکاری افراد دارای مدارک دانشگاهی در مقایسه با افراد دارای تحصیلات کمتر از مقطع دانشگاهی را نشان می‌دهد^۱. نمودار نشان می‌دهد افراد دارای تحصیلات دانشگاهی از نرخ بیکاری بالاتری نسبت به گروه مقایسه برخوردار هستند. در طی سالیان گذشته، با افزایش امکانات تحصیلی در مقاطع دانشگاهی به‌ویژه

۱. نرخ بیکاری هر دو گروه بر اساس داده‌های جداول آماری جمعیت ۱۰ ساله به بیشتر بیکار باسواد برحسب مدرک تحصیلی و جمعیت ۱۰ ساله به بیشتر شاغل باسواد برحسب مدرک تحصیلی نتایج طرح آمارگیری نیروی کار سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۵ و از رابطه زیر محاسبه گردیده است: نسبت جمعیت بیکار باسواد دارای مدرک تحصیلی فوق دیپلم و بالاتر (افراد بیکار دارای مدارک پایین‌تر از دانشگاهی) به جمعیت فعال (شاغل و بیکار) باسواد دارای مدرک تحصیلی فوق دیپلم و بالاتر (دارای مدارک پایین‌تر از دانشگاهی).

در بخش‌های خصوصی و نیمه‌دولتی، بر عرضه‌ی نیروی کار تحصیلکرده افزوده شده است، اما عدم ایجاد بستر مناسب و زیر ساختارهای اقتصادی لازم جهت فراهم کردن فرصت اشتغال فارغ‌التحصیلان دانشگاهی و همچنین عدم تطابق برخی رشته‌های دانشگاهی با نیاز بازار کار کشور سبب شده است تا نرخ بیکاری این افراد افزایش یابد.



نمودار ۲. نرخ بیکاری به تفکیک فارغ‌التحصیلان دانشگاهی و غیردانشگاهی طی سال‌های

۱۳۸۹-۱۳۹۵

منبع: مرکز آمار ایران، نتایج طرح آمارگیری نیروی کار سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۵ (به تفکیک سال).

همانند مسئله بیکاری در تئوری‌های اقتصادی، طول مدت بیکاری^۱ یا اندازه‌ی مدت بیکاری نیز با اهمیت است. طول مدت بیکاری به مفهوم مدت زمان سپری شده از لحظه اعلام آمادگی فرد بیکار برای ورود به بازار کار تا زمان به‌دست آوردن شغل است. حال این فرد از طریق ثبت‌نام یا پیگیری در مراکز اشتغال دولتی، در مراکز کاریابی غیردولتی، پرس‌وجو از دوستان و آشنایان، جستجوی منابع مالی و امکانات برای شروع فعالیت خوداشتغالی، تقاضای جواز کسب یا پروانه کار، درج آگهی در روزنامه یا مطالعه آگهی استخدام و سایر روش‌ها اعلام آمادگی کرده و به جستجوی کار می‌پردازد. برای مثال بیشترین روش جستجوی کار در سال ۱۳۹۳ از طریق پرس‌وجو دوستان با ۳۵ درصد بوده است درج آگهی استخدام با ۱۸ درصد، تماس با کارفرما ۱۳ درصد، مراجعه به مراکز کاریابی غیردولتی ۱۲.۷ درصد و استفاده از مراکز کاریابی دولتی ۹.۳ درصد در مراتب بعدی قرار داشته‌اند (نتایج طرح آمارگیری نیروی کار، ۱۳۹۳، ص ۴۰).

1. Duration Unemployment

در طرح نتایج آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران، طول مدت بیکاری افراد به دوره‌های کمتر از یک ماه، یکماه تا سه ماهه، چهار تا شش ماهه، هفت تا دوازده ماهه، سیزده تا هجده ماهه و نوزده ماه بیشتر تقسیم بندی شده است. در بررسی‌های به عمل آمده از بیکاران در طی سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۳، به طور میانگین ۱۰۹ درصد از بیکاران طول مدت بیکاری کمتر از یک ماه داشته‌اند (نتایج طرح آمارگیری نیروی کار سال‌های ۱۳۸۴-۹۳). به‌طور متوسط ۳۵ درصد بیکاران در بیکاری بلندمدت^۱ به سر می‌برند و برای آنها امکان یافتن شغل در زمان کوتاه میسر نبوده است. شرایط اقتصادی و ویژگی‌های فردی از جمله دلایل اصلی در طولانی شدن مدت بیکاری افراد به شمار می‌روند. با رکود سال‌های اخیر از سمت تقاضا و ورود انفجار جمعیتی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۶۵ به بازار کار از سمت عرضه، اقتصاد در ایجاد فرصت‌های شغلی جدید به حد کافی و متناسب با عرضه‌ی نیروی کار ناموفق بوده است. ویژگی‌های فردی از قبیل مهارت لازم، جنسیت، تحصیلات، سابقه شغلی و سن از عوامل مهمی هستند که فرد را در یافتن شغل یاری می‌کنند. طبق نتایج طرح آمارگیری نیروی کار سال ۱۳۹۳، بیشترین تعداد بیکارانی که در دوره‌های بیکاری بیش از ۷ ماه به سر می‌برند مربوط به سنین بالای ۲۵ سال می‌باشد و براساس جنسیت، مدت بیکاری زنان بیش از مردان است. برای مثال ۴۹ درصد زنان و ۳۲ درصد مردان در مدت بیکاری ۱۹ ماه و بیشتر می‌باشند. معمولاً بیکارانی که در ۵ سال گذشته شاغل بوده‌اند نسبت به بیکارانی که قبلاً شاغل نبوده‌اند طول مدت بیکاری کمتری دارند (نتایج طرح آمارگیری نیروی کار، ۱۳۹۳، ص ۲۳۳).

این مطالعه، در دو گام به اثرات متغیر مجازی بیمه بیکاری، متغیر مجازی مهارت‌آموزی و طول دوره بیکاری به طور جداگانه و به همراه برخی متغیرهای توضیحی و کنترلی از قبیل سن، جنسیت، استان محل سکونت، وضعیت تأهل و تحصیلات بر دستمزد می‌پردازد. در گام اول تخمین رگرسیون اثرات متغیر مجازی بیمه بیکاری، طول دوره بیکاری و آموزش فنی به طور جداگانه به همراه متغیرهای کنترلی بر دستمزد افراد زیر ۳۵ سال و دارای مدرک لیسانس و پایین‌تر به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس وارینانس-کواریانس مستحکم^۲ برآورد می‌شود. نتایج حاصل

۱. تعریف استاندارد بیکاری بلندمدت عبارتست از افراد بیکار با مدت زمان بیکاری پیوسته یکسال (۵۲ هفته) و بیشتر از آن (سازمان بین‌المللی کار).

2. Robust standard errors

از رگرسیون خطی در صورت درون‌زایی متغیرهای توضیحی به‌ویژه متغیر سیاست، تورش‌دار و گمراه‌کننده می‌باشد. در گام دوم، برای برطرف کردن مشکل تورش ناشی از درون‌زایی متغیر توضیحی، با پیشنهاد چند متغیر ابزاری^۱ مناسب برای متغیرهای توضیحی درون‌زا، از برآورد الگو به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای متغیر ابزاری^۲ استفاده می‌شود. انتظار می‌رود در صورت مناسب بودن این متغیرهای ابزاری نتایج اطمینان بخش‌تری از برآوردها برای ارزیابی اثر سیاست‌های مورد نظر به‌دست بیاید.

استراتژی شناسایی در این مطالعه بر استفاده از دو گروه افراد تحت برنامه و کنترل برای متغیر مجازی دریافت بیمه بیکاری (آموزش) برای بررسی تأثیر بیمه بیکاری (آموزش) بر متغیر مورد علاقه دستمزد ماهیانه فرد است. در بررسی هر یک از اثرات علیتی متغیرهای اشاره شده، مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری پیشنهاد شده است با این حال، علاوه بر آن رگرسیون OLS نیز به عنوان تحلیل baseline به کار گرفته می‌شود.

به‌طور مشخص این تحقیق به این پرسش‌ها می‌پردازد. به ترتیب هر یک از متغیرهای مجازی کسب مهارت فنی، طول دوره بیکاری افراد و متغیر مجازی دریافت بیمه بیکاری چه اثری بر دستمزد فرد دارد؟ داده‌های مطالعه برگرفته از اطلاعات تکمیل شده از قبیل جنسیت، سن، استان محل زندگی، تحصیلات و تاریخ به کارگماری در پرسشنامه‌های مراکز کاریابی توسط کارجویانی که در سال ۱۳۹۳ و نیمه نخست سال ۱۳۹۴ به کارگمارده شده‌اند، از مرکز آمار اداره اشتغال و هدایت نیروی کار وزارت کار، رفاه و تعاون جمع‌آوری شده که بالغ بر ۹۰ هزار نفر بوده است. اطلاعات دریافت بیمه بیکاری آنها، تاریخ آغاز دوره دریافت بیمه بیکاری (همزمان یا بعد از تاریخ ثبت نام در مراکز کاریابی) و تاریخ اتمام دوره دریافت بیمه بیکاری (قبل یا همزمان با تاریخ اشتغال دوباره)، از اداره بیمه بیکاری آن وزارتخانه تهیه گردید و با اطلاعات به‌دست آمده از پرسشنامه‌های مذکور ادغام شده است. داده‌های دستمزد بعد از بیکاری تنها برای ۳۳۴۹۳ نفر معادل ۳۰ درصد از نمونه، در اداره آمار داده‌های اقتصادی سازمان تأمین اجتماعی قابل دستیابی بوده است. اطلاعات دستمزدی به‌دست آمده با اطلاعات مراحل قبل ادغام و افرادی که اطلاعات دستمزدیشان در دسترس نبوده از نمونه حذف شده‌اند. در صورتی که افراد در دوره‌های آموزشی مشارکت داشته‌اند، اطلاعات دوره‌های آموزشی

1. Instrumental variable

2. Instrumental variable Two –Stage Least Squares

سپری شده از سازمان آموزش فنی و حرفه‌ای کشور به‌دست آمده و با سایر اطلاعات جمع‌آوری شده ادغام شده است. تاریخ آغاز دوره‌های آموزشی سپری شده برابر یا بعد از تاریخ ثبت نام کارجو در مراکز کاریابی و تاریخ اتمام آن قبل یا برابر با تاریخ اشتغال بوده است. نتایج حاصل از تخمین حداقل مربعات دو مرحله‌ای متغیر ابزاری نشان می‌دهد طول دوره بیکاری و دریافت بیمه بیکاری بر دستمزد، اثر منفی و مهارت آموزی بر دستمزد اثر مثبت دارد.

برآورد اثر علیتی متغیرهای آموزش فنی، بیمه بیکاری و طول دوره بیکاری بر دستمزد، از روش‌های رگرسیون خطی حداقل مربعات معمولی در صورت درون‌زا بودن یا خطای اندازه‌گیری در متغیر سیاست می‌تواند منجر به یافته‌های غیرقابل اعتماد شود. غیر قابل اعتماد بودن نتایج ممکن ناشی از مسأله درون‌زایی متغیر توضیحی، خطای اندازه‌گیری و تورش انتخاب نمونه باشد (کارد^۱، ۱۹۹۹، گرلیچس^۲، ۱۹۷۷)؛ زیرا متغیرهایی مانند آموزش فنی ممکن است به دلیل عدم امکان وارد کردن توانایی‌های فردی یا علیت وارون در مدل، مشکوک به درون‌زایی باشد. در تخمین اثرات بیمه بیکاری بر دستمزد ممکن است عوامل غیرقابل مشاهده تعیین‌کننده رفتار جستجوی شغل و همبسته با متغیر بیمه بیکاری از مدل حذف شده باشند (بائو و روبین^۳، ۱۹۸۵). پس^۴ (۲۰۱۳)، مطرح می‌کند در بررسی اثر طول دوره بیکاری بر دستمزد اشتغال دوباره مسأله درون‌زایی وجود دارد. از راه‌های برطرف کردن مشکل درون‌زایی روش برآورد با استفاده از متغیرهای ابزاری است. در این مطالعه تلاش شده است متغیرهای ابزاری متناسب با شرایط اقتصاد ایران در مدل‌های مورد نظر به‌کار گرفته شود و این بخشی از پیشبرد ما در کنار طرح ایده ارزیابی تجربی سیاست‌های بازار کار ایران است. این پژوهش در شش بخش تنظیم شده است. بعد از بخش مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع شامل ادبیات تئوریک و مطالعات تجربی در زمینه‌ی موضوع مورد بررسی مطرح و در بخش سوم روش شناسی تحقیق شامل روش تخمین و تخمین مدل و در بخش چهارم تصویری از داده‌ها و ویژگی‌های آماری معرفی می‌شود. بخش پنجم،

-
1. Card
 2. Griliches
 3. David M. Blau, Philip K. Robins
 4. Marta C. Lopse

یافته‌های پژوهش و تحلیل نتایج آمده و در بخش شش جمع‌بندی و نتیجه‌گیری انجام شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- ملاحظات نظری

در مدل جستجوی شغل^۱، استراتژی بهینه یک شخص برای جستجوی شغل عبارتست از انتخاب ساده دستمزد آستانه‌ای که کمترین دستمزد فرد را برای پذیرش شغل به نمایش می‌گذارد (کاهیس و زیلبربرگ^۲، ۲۰۰۹، ۱۰۹). استیگلر^۴ (۱۹۶۱ و ۱۹۶۲) مطرح کرده است که در بازار کار، اطلاعات ناقصی از تمام دستمزدهای متفاوت قابل دریافت، وجود دارد. از اینرو جوینده کار برای یافتن بالاترین دستمزدی که در قبال عرضه خدماتش پرداخت شود، در بازار کار جستجو می‌کند. دوره‌ی جستجو به ترجیحات و ویژگی‌های محیطی (نرخ بیکاری، تولید ناخالص داخلی، دریافت بیمه بیکاری، آموزش، تعداد فرزندان، ازدواج، تحصیل و ...) که دوران جستجو در آن اتفاق می‌افتد بستگی دارد (کاهیس و زیلبربرگ، ۲۰۰۹، ص ۱۰۹). پرداخت بیمه بیکاری به فرد بیکار شده کاهش در شدت جستجوی شغل، افزایش دستمزدهای آستانه و اعمال فشار به بالارفتن دستمزد در هنگام مذاکره با کارفرما را در پی داشته است و این اثرات خود طول دوره بیکاری را افزایش می‌دهد. (کاهیس و زیلبربرگ، ۲۰۰۹، کلیندو و دیگران^۵، ۲۰۰۹، ص ۳، تاسیراموسو وانورس^۶، ۲۰۱۲، ص ۵-۶ و سازمان بین‌المللی کار^۷، ۲۰۰۳، ص ۳، اسکارپتا^۸، ۱۹۹۶، ص ۵۱-۵۲). کلیندو و دیگران (۲۰۰۹، ص ۱)، استدلال می‌کنند بر خلاف اثر بازدارنده، برقراری سیستم بیکاری ممکن است منجر به بالا رفتن کیفیت پیشنهادات شغلی شود به این صورت که در آن دوره دریافت مقرری به فرد اجازه داده می‌شود زمان بیشتری را برای جستجوی شغل در اختیار داشته باشد و تا زمان به‌دست آوردن یک شغل بهتر صبر کند. کاهیس و

-
1. Job search model
 2. Reservation wage
 3. Pierre Cahuc, Ander Zylberberg
 4. George Stigler
 5. Marco Caliendo, Konstantinos Tatsiramos, Arne Uhendorff
 6. Konstantions Tatsiramos, Jan C. Van Ours
 7. International labour market
 8. Scarpeta

زیلبربرگ (۲۰۰۹)، معتقدند پرداخت بیمه بیکاری نوعی پرداخت یارانه در دوران جستجوی شغل است که فرد با افزایش در دریافت آن، می‌تواند کیفیت مشاغل انتخابی را بهبود دهد و در سطح کلان، افزایش تولید کل را به دنبال داشته باشد.

فرضیه اصلی مدل جستجوی شغل این است که جوینده کار به طور دقیق میزان دستمزد پرداخت شده در هر شغل را نمی‌داند؛ بنابراین او به واسطه‌ی جستجو، می‌تواند انتظار بهبود در چشم اندازهای درآمدیش را داشته باشد. به دلیل نواقص در اطلاعات قابل دسترس از دستمزدها، فرد تنها توزیع انباشته‌ای^۱ از دستمزدهای امکانپذیر، $H(\cdot)$ ، را می‌داند. با در نظر گرفتن فروض: فرد ریسک خنثی^۲، w مطلوبیت لحظه‌ای فرد، $w dt$ سطح رضایتمندی فرد در تغییرات زمان در یک دوره کوتاه مدت، qdt نرخ از دست رفتن شغل یک کارگر حقوق بگیر در هر دوره‌ی زمانی کوتاه مدت، r نرخ بهره که ثابت و برون‌زاست و $1+r dt$ نرخ تنزیل یک دلار سرمایه گذاری انجام شده، میزان سطح مطلوبیت انتظاری دستمزد دریافتی فرد استخدام شده v_e برابر است با:

$$v_e = \frac{1}{1+r dt} [w dt + (1-q dt) v_e + q dt v_u] \quad (1)$$

این رابطه نشان می‌دهد مطلوبیت انتظاری تنزیل شده جریانی از درآمد $w dt$ در طول فاصله زمانی dt و درآمد آینده تنزیل شده می‌باشد. v_u مطلوبیت انتظاری تنزیل شده فرد بیکار را نشان می‌دهد. با ضرب دو طرف رابطه بالا در مقدار $(1+r dt)$:

$$r v_e = w + q(v_u - v_e) \quad (2)$$

$$v_e(w) - v_u = \frac{w - r v_u}{r + q} \quad (3)$$

رابطه (۲)، نشان می‌دهد که در هر لحظه‌ای، جریان درآمدی مورد انتظار تنزیل شده یک شغل، $r v_e$ ، برابر با مقدار دستمزد w و متوسط درآمد اضافه شده، $q(v_e - v_u)$ ، ناشی از تغییر امکانپذیر در وضعیت کارگر است. این میانگین درآمد در حقیقت زبان حاصل از دستمزد کارگر شغل از دست داده است. از نظر کاهیس و زیلبربرگ استراتژی بهینه جستجو در دو حالت زیر اتفاق می‌افتد: ۱- اگر فرد جوینده کار هیچ گونه پیشنهادی را در دوره t دریافت نکند، به جستجو ادامه می‌دهد. ۲- اگر جوینده کار مقدار w پیشنهاد دستمزد دریافت کند، در صورتی خواهد پذیرفت که $v_e(w) > v_u$ باشد و

1. Cumulative distribution
2. Risk-neutral

در غیر این صورت به جستجو ادامه خواهد داد. در حقیقت دستمزد پیشنهادی پذیرفته می شود تنها و اگر تنها بیش از دستمزد آستانه (x) باشد:

$$x = rv_u \quad (4)$$

آنها با توجه به تفکیک جویندگان کار واجد شرایط دریافت بیمه بیکاری و غیرواجد شرایط، عوامل تعیین کننده میزان دستمزد آستانه را برای هر دو به شرح زیر تعریف می کنند:

Z میزان بیمه بیکاری دریافتی فرد بیکار واجد شرایط، Z_n کمک های دریافتی دوران بیکاری بوده است که کمتر از مقدار بیمه بیکاری و از سیستم رفاه به فرد غیرواجد شرایط پرداخت می شود و λ نرخ ورود پیشنهادات شغلی^۱ می باشد. این نرخ ثابت و برونزا بوده و منعکس کننده وضعیت کلی بازار کار است، ولی به ویژگی های فردی مثل سن، تحصیلات جوینده کار و میزان تلاش به کار رفته او در جستجوی شغل بستگی دارد. در هر لحظه، وضعیت های جوینده کار ممکن است با نرخ λ تغییر کند. اگر فرد، پیشنهاد شغلی دریافت کند، او دستمزد پیشنهادی را نخواهد پذیرفت، مگر اینکه بزرگ تر از دستمزد آستانه باشد؛ بنابراین مطلوبیت انتظاری تنزیل شده دریافت پیشنهاد استخدام v_λ برابر است با:

$$v = \int v dH(w) + \int v dH(w) \quad (5)$$

بنابراین در یک فاصله زمانی کوتاه dt ، جوینده کار دریافت کننده بیمه بیکاری به میزان Z و دارای احتمال λdt دریافت پیشنهاد شغلی می باشد. در شرایط ایستا^۲، مطلوبیت انتظاریش برابر است با:

$$v_u = \frac{1}{1+r dt} [z dt + \lambda dt v_\lambda + (1-\lambda dt)v_u] \quad (6)$$

با تقسیم طرفین تساوی در $1+r dt$ ، مطلوبیت انتظاری جوینده کار از رابطه زیر به دست می آید:

$$rv_u = z + \lambda \int_x^{+\infty} [v_e(w) - v_u] dH(w) \quad (7)$$

پس با استفاده از رابطه (۴)، دستمزد آستانه فرد بیکار دریافت کننده بیمه بیکاری تابعی از پارامترهای زیر می باشد:

$$x = z + \frac{\lambda}{1+q} \int_x^{+\infty} (w-x) dH(w) \quad (8)$$

-
1. Arrival rate of job offers
 2. Stationarity

رابطه‌ی بالا مقدار بهینه‌ی دستمزد آستانه و حداکثر میزان مطلوبیت انتظاری میان دوره‌ای فرد جستجوگر شغل است.

v_{un} مطلوبیت انتظاری فرد جوینده کار غیر واجد شرایط دریافت بیمه بیکاری است که به مطلوبیت انتظاری فرد جوینده واجد شرایط بستگی دارد. وقتی جوینده کار غیر واجد شرایط پیشنهاد شغلی با دستمزد w را می‌پذیرد، مطلوبیت انتظاری دستمزد دریافتی $v_e(w)$ طبق رابطه‌ی زیر می‌باشد:

$$rv_e(w) = w + q[v_u - v_e(w)] \quad (9)$$

با v_u ثابت، رابطه بالا نشان می‌دهد $v_e(w)$ تابعی افزایشی از w و x_n دستمزد آستانه جوینده غیر واجد شرایط است پس رابطه $v_e(x_n) = v_{un}$ برقرار خواهد بود. با رابطه $x = rv_u$ ، دستمزد آستانه جوینده کار غیر واجد شرایط تابعی از دو دستمزد آستانه خواهد بود x و x_n :

$$rv_{un} = \frac{rx_n + qx}{r + q} \quad (10)$$

اگر جوینده کار غیر واجد شرایط همیشه پیشنهادات شغلی برابر با λ دریافت کند مطلوبیت انتظاریش به صورت زیر می‌باشد:

$$rv_{un} = z_n + \lambda \int_{x_n}^{+\infty} [v_e(w) - v_u] dH(w) \quad (11)$$

با استفاده از تساوی $rv_e(w) = (rw + qx) / r + q$ ، دستمزد آستانه جوینده کار غیر واجد شرایط تابعی از پارامترهای زیر خواهد بود:

$$rx_n = (r + q)z_n - qx + \lambda \int_{x_n}^{+\infty} (w - x_n) dH(w) \quad (12)$$

طبق رابطه‌ی بالا، بین x و x_n ارتباط منفی برقرار است. x با افزایش z ، افزایش پیدا می‌کند، اما x_n تابعی کاهش از مقدار z می‌باشد، زیرا جوینده کار غیر واجد شرایط می‌داند با پذیرش هر پیشنهاد شغلی خطر احتمال بیکار شدن دوباره در آینده، q ، وجود دارد و این را هم می‌داند از این پس واجد شرایط دریافت بیمه بیکاری به میزان z می‌شود و $z > z_n$ است. افزایش در z ، فقدان موقعیت مناسب به واسطه‌ی رد پیشنهاد شغلی را افزایش می‌دهد. پس انگیزه فرد به کمتر کردن دستمزد آستانه‌اش تحریک می‌شود.

بکر (۱۹۹۴)، مخارج انجام شده بر آموزش، تحصیل و بهداشت سرمایه‌گذاری در سرمایه^۱ هستند که مهم‌ترین آنها تحصیل و آموزش است. این دو یک سرمایه‌گذاری

می‌باشند که دانش اکتسابی و بهره‌وری را افزایش داده و سبب بالارفتن دستمزدها می‌شوند. تفاوت در دستمزدهای دریافتی نشأت گرفته از تفاوت در بهره‌وری افراد می‌باشد که خود از تحصیل و یا آموزشی است که افراد در طول زندگیشان کسب می‌کنند. از نظر بکر افراد فارغ التحصیل دانشگاه‌ها برای بازار کار تربیت نشده‌اند و آنها به واسطه‌ی مشارکت در برنامه‌های آموزشی رسمی و غیررسمی می‌توانند با شغلشان ارتباط برقرار کنند. برنامه‌های آموزشی و مهارت ورزی سبب می‌شود شانس فرد جویای کار در یافتن شغل افزایش یابد. شرکت در برنامه‌های آموزشی می‌تواند علامت مثبت به کارفرمایان ارائه و همچنین نااطمینانی در مورد قابلیت استخدامی متقاضیان شغل را کاهش دهد (لیارد و نیکل^۱، ۱۹۸۶، ص ۲). بکر (۱۹۹۴) بین آموزش عمومی و خصوصی تمایز قائل می‌شود: آموزش عمومی، فراگیری مهارت‌های عمومی برای تمام مشاغل است و فرد می‌تواند با دانش آن برای مشاغل مختلف مفید بوده و کارفرمایان برای جذب آن رقابت کنند. آموزش خصوصی فراگیری مهارت‌های خاص برای حرفه خاص است. کاهیس و زیلبربرگ (۲۰۰۹)، با استفاده از تئوری سرمایه بکر، رابطه‌ی بین دستمزد و سرمایه انسانی^۲ را در یک مدل ساده به نمایش می‌گذارند. دوره زندگی فرد محدود و نیروی کار که به طور ساختگی زنجیره‌ای از کارگران یکسان هستند در اندازه ۱ نرمالیز^۳ شده‌اند. نرخ تنزیل آینده r و $r > 0$ می‌باشد. اگر فرد دوره آموزشی عمومی (خصوصی) i گذرانده باشد می‌تواند $y(i)$ سطح تولید و $w(i)$ دستمزد داشته باشد. تابع تولید افزایشی، مقعر و $y(0) \geq z$. در رقابت کامل، فرد بیکاری که آموزش i را گذرانده باشد توسط کارفرما جذب شده و سود کارفرمایان برابر با صفر است: $y(i) = w(i)$. ارزش فعلی درآمد شخصی که به مقدار i در زمان ورود به بازار کار سرمایه‌گذاری کرده است برابر با:

$$\int_0^{\infty} y(i)e^{-rt} dt = y(i)/r \quad (۱۳)$$

و حداکثر کردن سرمایه‌گذاری بهینه در آموزش عمومی: $y'(i) = r$ می‌باشد. این نتیجه حاکی از آن است هر فردی تا زمانی علاقمند به سرمایه‌گذاری در کسب مهارت‌های عمومی است که در آمد حاصل از آن بزرگ‌تر از هزینه نهایی باشد. از آنجایی

1. Layard and Nickell
2. Human capital
3. Normalized

که کارفرمایان تمایلی به سرمایه‌گذاری در این نوع آموزش برای کارگران خود ندارند، کارگران می‌توانند با افزایش در بهره‌وریشان، خدماتشان را به کارفرمایان دیگر پیشنهاد داده و دستمزد بیشتری کسب کنند (همان منبع، ص ۶۹-۷۰).

وقتی آموزش خصوصی باشد، کارگران مهارت‌های آموزش دیده را تنها برای حرفه خاص می‌توانند به کار بگیرند. افراد آموزش دیده به واسطه‌ی پیشنهاد خودشان به دیگر کارفرمایان، نمی‌توانند افزایش دستمزد را از کارفرمایانشان تقاضا کنند. از این جهت که خود کارفرمایان ممکن است انگیزه سرمایه‌گذاری در این آموزش را داشته باشند. کارفرمایان با ورود آزادانه به بازار کار، با دستمزدهای پیشنهادی به کارگران با دیگر کارفرمایان رقابت می‌کنند و هر کارفرمایی میزان سطح سرمایه‌گذاری در بخش آموزش خصوصی را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که سودش حداکثر شود:

$$\int_0^{\infty} [y(i) - w] e^{-rt} dt - i = \{[y(i) - w]/r\} - i \quad (14)$$

با حداکثر کردن سود، سطح سرمایه‌گذاری i^* به دست می‌آید که $y'(i^*) = r$ برقرار می‌شود. از آنجا که ورود کارفرما به بازار آزاد و سود او صفر بوده، بنابراین دستمزد فرد آموزش دیده مهارت‌های خصوصی برابر با $w = y(i^*) - ri^*$ خواهد بود (همان منبع، ص ۷۱).

۲-۲- پیشینه تحقیقات تجربی

۲-۲-۱- اثر علیتی آموزش فنی بر پیامدهای شغلی

هدف اصلی از برگزاری دوره‌های آموزش فنی، بالا بردن کیفیت فرد بیکار در تناسب با نیاز بازار کار به منظور افزایش احتمال اشتغال وی است. طول دوره و نوع دوره آموزشی بر اشتغال و دستمزد اثرات متفاوتی دارند. در مطالعات تجربی بیون و دیگران^۱ (۲۰۱۲) و ریچاردسون و وان دنبرگ^۲ (۲۰۰۶) برنامه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت آموزشی بر نرخ خروج از بیکاری و دستمزد اثر مثبت دارند. ویوم^۳ (۱۹۹۵)، برنامه‌های آموزشی شرکت و سمینارهای خارج از محل کار نسبت به دوره‌های کارآموزی، مدارس بازرگانی و موسسات آموزش فنی و حرفه‌ای بر دستمزد از اثر مثبت بیشتری

1. Martin Biewen, Bernd Fitzenberger, Aderonke Osikominu, Marei Paul

2. Katrina Richardson, Gerard J. van den Berg

3. Jonathan. R. Veum

برخوردارند؛ اما در مطالعات تجربی هیژر، تامسن و زیس^۱ (۲۰۰۴)، لشنر و همکاران^۲ (۲۰۰۴) و کارد، کلیو و وبر^۳ (۲۰۱۵) برنامه‌های آموزشی در کوتاه مدت اثر منفی و بعد از گذر ۲ الی ۴ سال اثر مثبت دارند. گایر، رود و وستای^۴ (۲۰۰۸) معتقدند که برنامه‌های آموزشی کوتاه مدت بر پایداری شغلی اثر منفی و برنامه‌های بلندمدت آموزش حرفه‌ای اثر مثبت به جا می‌گذارند. ناهمگنی نیروی کار در جنسیت و تحصیلات در تأثیرگذاری آموزش بر پیامدهای شغلی نقش دارد. بیون و دیگران (۲۰۱۲)، دریافتند که تأثیرگذاری برنامه‌های آموزش بر طول دوره بیکاری به طور قوی بستگی به جنسیت مشارکت کنندگان دارد. لینچ^۵ (۱۹۹۲) عنوان کرده است که پیشینه تحصیلی نیروی کار در اثرگذاری آموزش فنی بر دستمزد نقش دارد. تانسل و مهمت تاسسی^۶ (۲۰۱۰) دریافتند که نرخ خروج از بیکاری فارغ التحصیلان مدارس آموزش فنی و حرفه‌ای از مدارس عادی بزرگ‌تر است.

۲-۲-۲- اثر علیتی بیمه بیکاری بر پیامدهای شغلی

بیمه بیکاری بر پیامدهای شغلی اثر دو گانه دارد: از یک طرف دوره دریافت بیمه بیکاری برای فرد جویای کار فرصتی برای جستجوی طولانی‌تر برای یافتن شغلی با دستمزد مناسب است (هلن^۷؛ ۱۹۷۷، پهرنبرگ و اکساکا^۸؛ ۱۹۷۶، ادیسون و بلکبرن^۹؛ ۲۰۰۰، دیوی^{۱۰}؛ ۲۰۱۵) و از طرف دیگر ممکن است با دریافت بیمه بیکاری، فرد از تلاش خود برای یک شغل بهتر بکاهد (اشمیدر، ون-واکتر و بندر^{۱۱}؛ ۲۰۱۴، وان اورس و ودویپوس^{۱۲}؛ ۲۰۰۸).

۲-۳-۲- اثر علیتی طول دوره بیکاری بر پیامدهای شغلی

اندازه مدت بیکاری همانند دو موضوع قبل، پیامدهای شغلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مدت دریافت بیمه بیکاری بر طولانی‌تر شدن دوره بیکاری موثر است. با افزایش طول دوره بیکاری فرد، احتمال انتخاب شغل با دستمزد کمتر، بیشتر می‌شود (وان

1. Reinhard Hujer, Stephan L. Thomsen, Christopher Zeiss.
2. Lechner, M., Miquel, R., Wonesh, C.
3. David Card, Jochen Kluve, Andrea Weber
4. Simen Gaure, Knut Roed, Larse Westlie
5. Lynch
6. Tansel, Mehmet Tasci
7. John T. Addison, Mckinley L. Blackburn
8. Hoelen
9. Ehrenberg and Oaxaca
10. Paul C. Davey
11. JohanssenF.Schmieder, Till Von Wachter, Stefan Bender
12. Jan C. van Ours, Milan Vodopivec

اورس و ودوپپوس؛ ۲۰۰۸، ادیسون و بلکبرن؛ ۲۰۰۲، و اشمیدر، ون- واکتر و بندر؛ ۲۰۱۴؛ اما در مطالعات تجربی سنتون و نوو^۱ (۲۰۰۶) و نیکویی و وبر^۲ (۲۰۱۵) رابطه‌ی مثبت و معناداری میان طول دوره بیکاری و دستمزد یافت شده است. به برخی از نتایج مطالعات تجربی انجام شده به صورت خلاصه در جدول (۱) اشاره شده است:

جدول ۱. خلاصه برخی مطالعات تجربی انجام شده

نویسندگان / سال پژوهش	کشور/دوره زمانی	نتایج
بیون و دیگران (۲۰۱۴)	آلمان- (۱۹۹۷-۲۰۰۱)	آموزش (دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت) بر اشتغال و دستمزد مثبت است
ریچاردسون و وان دنبرگ (۲۰۰۶)	سوئد- (۱۹۹۳-۲۰۰۰)	شرکت در برنامه‌های آموزش حرفه‌ای، نرخ خروج از بیکاری به اشتغال را افزایش می‌دهد.
هیژر، تامسن و زیس (۲۰۰۴)	آلمان- (۱۹۹۹-۲۰۰۳)	اثرات برنامه‌های آموزش حرفه‌ای کوتاه‌مدت در حین اجرا و بعد از اجرای برنامه بر طول دوره بیکاری بی‌معنا بوده، اثرات برنامه‌های میان مدت آموزش حرفه‌ای در حین اجرا بی‌معنا، اما در بعد از اجرای برنامه بر طول دوره بیکاری، منفی و برنامه‌های بلندمدت آموزش در حین اجرا و بعد از اجرا بر طول دوره بیکاری دارای اثر منفی بوده است.
لشنر و همکاران (۲۰۰۴)	آلمان- (۱۹۹۱-۱۹۹۷)	همه‌ی برنامه‌های آموزشی، در کوتاه مدت دارای اثر منفی و بعد از یک دوره چهارساله، در بلندمدت دارای اثر مثبت بر اشتغال هستند.
میوم، رشوم و اسور ^۳ (۲۰۱۴)	دانمارک- (۲۰۰۹-۲۰۱۰)	در دوره رکود، سیاست‌های فعال بازار کار بر اشتغال جوانان بیسود بی‌تأثیر و بر اشتغال جوانان دارای تحصیلات تکمیلی دارای اثر کم است.
کارد، کلیو و وبر (۲۰۱۵)	جهان- (۲۰۰۷-۲۰۱۴)	اثرات برنامه‌های فعال بازار کار در کوتاه‌مدت بر پیامدهای شغلی نظیر دستمزد نزدیک به صفر بوده و بعد از ۲ الی ۳ سال از اجرای برنامه اثرات مثبت می‌باشد. برنامه‌های فعال بازار کار که بر انباشت سرمایه انسانی تأکید دارند نظیر آموزش، اثرات بر پیامدهای شغلی دارد. مشارکت در برنامه‌های فعال بازار کار برای گروه زنان و افراد با بیکاری بلندمدت نسبت به سایر گروه مشارکت کننده بیشترین تأثیر را دارد.
گایر رود و وستای	نروژ- (۱۹۹۳-)	مشارکت در برنامه‌های آموزشی کوتاه مدت اثر منفی بر پایداری

1. Cenegro, Novo
2. Arash Nekoei, Andrea Weber
3. Jonas Maibom, Michael Rosholm, Micheal Svarer

نایج	کشور/دوره زمانی	نویسندگان/ سال پژوهش
شغلی و درآمدها دارد، اما برنامه‌های آموزشی بلندمدت اثر مثبت دارد.	(۲۰۰۱)	(۲۰۰۸)
کمک‌های بیکاری در طول دوره بیکاری بر دستمزد اثر مثبت دارد.		هلن (۱۹۷۷)
بیمه بیکاری بر دستمزد بعد از بیکاری اثر مثبت اما ضعیف و طول دوره بیکاری بر دستمزد اثر منفی دارد.	آمریکا - (۱۹۸۳- (۱۹۹۰)	ادیسون و بلکبرن (۲۰۰۰)
کمک‌های دریافتی به بیکاران در طول دوره بیکاری بر دستمزد بعد از بیکاری اثر مثبت دارد.	آمریکا - (۱۹۶۶- (۱۹۶۷)	بهرنبرگ و اکساکا (۱۹۷۶)
کاهش در طول دوره دریافت بیمه بیکاری، کاهش در دوره بیکاری و یافتن مشاغل با دستمزد بیشتر و پا دار به دنبال دارد؛ اما افزایش در طول دوره دریافت بیمه بیکاری، بیکاری طولانی مدت را در پی خواهد داشت.	اسلونی - (۱۹۹۱-۱۹۹۹)	وان اورس و ودویوس (۲۰۰۸)
افزایش دوره بیکاری منجر به کاهش در احتمال اشتغال افراد می‌شود و افزایشات در بیمه بیکاری، دستمزد افراد را خیلی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.	آلمان - (۱۹۷۵- (۲۰۰۸)	اشمیدر، ون - واکتر و بندر (۲۰۱۴)

۳- روشناسی تحقیق و مدل

۳-۱- روش تخمین

در این پژوهش، به منظور بررسی اثر متغیرهای آموزش فنی، بیمه بیکاری و طول دوره بیکاری به طور جداگانه بر دستمزد فردی با به کار گیری از روش برآورد متغیر ابزاری استفاده می‌شود. ابتدا مدل به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی^۱ با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم برآورد می‌شود:

$$\log(\text{Wage}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + W_i \beta + u_i \quad (15)$$

که در آن $\log(\text{Wage}_i)$ لگاریتم دستمزد ماهانه به میلیون ریال، x متغیرهای توضیحی سیاست: آموزش فنی، بیمه بیکاری و یا طول دوره بیکاری افراد و W مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی مانند سن، وضعیت تأهل و جنسیت است.

متغیرهای سیاست یاد شده ممکن است درون‌زا بوده و نتایج حاصل از رگرسیون خطی را تورش‌دار کند؛ زیرا عوامل غیرقابل مشاهده‌ای ممکن است وجود داشته باشد که با متغیر توضیحی درون‌زا ارتباط مستقیم دارند و نیز بر دستمزد به‌واسطه آن یا به‌طور مستقیم، تأثیر گذارند. متغیرهایی مانند آموزش فنی ممکن است به دلیل عدم

1. Baseline regression

امکان وارد کردن توانایی‌های فردی و پیشینه خانوادگی در مدل، مشکوک به درون‌زایی باشد. کارد (۲۰۰۰) سطح بهینه تحصیلات^۱ از برابری نرخ نهایی بازدهی^۲ یک سطح اضافه از تحصیلات با هزینه نهایی آن واحد اضافه به دست می‌آید. بازدهی متفاوت تحصیلات در افراد می‌تواند ناشی از توانایی‌های مختلف و تفاوت نرخ نهایی جانشینی^۳ بین درآمدهای جاری و درآمدهای آتی باشد. تفاوت نرخ نهایی جانشینی ممکن است از تنوع در نرخ تنزیل^۴ بوده که این تنوع به دلیل شیوه‌های متنوع دسترسی به وجوه^۵ یا اختلاف سلیقه در تحصیلات است، برای مثال: والدین توانمند منابع مالی بیشتری جهت تحصیل فرزندان عرضه می‌کنند و والدین با تحصیلات بالا از انگیزه بیشتری برای ادامه تحصیل فرزندان برخوردار هستند و فرزندان این را از والدین خود به ارث می‌برند؛ بنابراین، نتایج حاصل از تخمین بازدهی تحصیلات به روش حداقل مربعات معمولی دارای تورش است. این تورش به واسطه نسبت واریانس توانایی به واریانس نرخ تنزیل تعیین می‌شود. درون‌زایی تورش ناشی از این است که افراد با درآمد نهایی بالاتر تحصیلات، سطح بزرگ‌تری از تحصیلات را انتخاب می‌کنند. در صورت نبود واریانس نرخ تنزیل، درون‌زایی ناشی از همبستگی بین توانایی و تحصیلات بوده و اگر توانایی منجر به افزایش دستمزدهای آتی نسبت به دستمزدهای ابتدای زندگی شود، تورش در برآوردهای حاصل از حداقل مربعات معمولی رو به بالاست^۶. در صورت عدم واریانس توانایی، درون‌زایی ناشی از همبستگی بین نرخ‌های تنزیل بوده و اگر بین نرخ‌های تنزیل و دستمزد همبستگی مثبت وجود داشته باشد، تورش نتایج حداقل مربعات معمولی رو به پایین است (هارمون و دیگران^۷ (۲۰۰۱)). برای برطرف کردن مشکل تورش ناشی از درون‌زایی متغیر علیت، چند متغیر ابزاری مناسب برای متغیرهای توضیحی درون‌زا پیشنهاد می‌شود و برآورد الگو به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای متغیر ابزاری انجام می‌شود:

$$X_i = \Pi_i + Z_i' \Pi + W_i' \delta + v_i \quad (16)$$

$$\text{Log}(\text{wage}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{X}_i + W_i' \beta + u_i \quad (17)$$

-
1. Optimal schooling
 2. Marginal rate of return
 3. Marginal rates of substitution
 4. Variation in the discount rate
 5. Funds
 6. Upward
 7. Harmon, Colm; Walker, Ian; Westergaard-Nielsen, Niels

Z_i مجموعه از متغیرهای ابزاری پیشنهادی مرتبط با کیفیت آموزش در استان محل زندگی افراد، نسبت تعداد آموزشگاه‌ها به وسعت استان و مدت دریافت بیمه بیکاری (اثر علیتی طول دوره بیکاری) می‌باشد.

۴- داده‌ها و تحلیل آماری

جامعه آماری این پژوهش برگرفته از کل ثبت نام کنندگان جویای کار سنین ۱۵ تا ۶۴ سال در مراکز کاریابی سراسر کشور می‌باشد. اطلاعات گرفته شده به صورت فردی و مشترکاً برگرفته از پرسشنامه‌های تکمیل شده‌ی مورد تأیید وزارت کار و رفاه اجتماعی توسط کارجویان در مراکز کاریابی‌های سراسر کشور، اداره بیمه بیکاری وزارت کار، سازمان فنی و حرفه‌ای کشور و سازمان تأمین اجتماعی بوده است. بدین صورت که اطلاعات مربوط به ویژگی‌های جمعیتی و فردی آنها از قبیل سن، جنس، تحصیلات، تاریخ ثبت نام و تاریخ به کار گمارده شدن و محل سکونت از مراکز کاریابی و کسب مهارت در مراکز دولتی و آزاد (آموزشگاه‌های فنی و حرفه‌ای) از سازمان فنی و حرفه‌ای کشور، اطلاعات مربوط به میزان پرداختی بیمه بیکاری و دوره‌ی بیمه بیکاری از اداره بیمه بیکاری وزارت کار و رفاه اجتماعی جمع‌آوری شده است و همچنین اطلاعات مربوط به دستمزد میانگین ماهانه بعد از بیکاری همان افراد^۱ از اداره آمار و داده‌های اقتصادی سازمان تأمین اجتماعی گردآوری شده است. طول دوره بیکاری افراد از زمان ثبت نام در مراکز کاریابی تا زمان به کار گمارده شدنشان و به طور ماهانه محاسبه شده است. افرادی که در طی دوران بیکاریشان، در برنامه‌های مهارت آموزی شرکت کرده‌اند، تعداد روزهای آموزش مهارت از طول دوره بیکاری آنها کسر شده است. متغیر تحصیلات براساس طبقه‌بندی تحصیلات تکمیلی، دانشگاهی (فوق دیپلم و لیسانس)، دیپلم و کمتر از دبیرستان به ترتیب مقدار ۲، ۳، ۴ و ۱ را به خود اختصاص داده است. متغیر دریافت بیمه بیکاری مقدار ۱ برای دریافت و مقدار صفر برای غیر از آن است. همچنین متغیر جنس برای مرد مقدار ۱ و برای غیر آن صفر می‌باشد. متغیر مهارت آموزی، مقدار ۱ برای فرد آموزش دیده و مقدار صفر برای غیر است. آماری پژوهش، افراد پایین‌تر از ۳۵ سال سن و دارنده حداکثر مدرک تحصیلی لیسانس و پایین‌تر می‌باشد. در جدول (۲). نمونه آماری تشریح شده است.

۱. دستمزد افراد به کارگمارده شده در سال ۱۳۹۴، از بانک اطلاعات دستمزدی سال ۱۳۹۴ اداره آمار و داده‌های اقتصادی سازمان تأمین اجتماعی استخراج و برای دستمزد سال ۱۳۹۳، افزایشات قانونی سالانه از دستمزد همان بانک اطلاعاتی کسر و محاسبه شده است.

جدول ۲. توصیف نمونه آماری بر حسب ویژگی‌ها

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
مشاهدات: ۲۵،۱۹۳				
سن	۲۷.۸۴۷	۳.۴۳۷	۱۵	۳۴
جنسیت	۰.۷۶۱	۰.۴۲۷	۰	۱
وضعیت تأهل	۰.۵۸۷	۰.۴۹۲	۰	۱
تحصیلات	۲.۲۴۲	۰.۷۰۲	۱	۳
بیمه بیکاری	۰.۰۲۹	۰.۱۶۸	۰	۱
آموزش فنی	۰.۰۸۰	۰.۲۷۲	۰	۱
متوسط دستمزد واقعی ماهانه (ریال)	۸،۴۹۹،۳۷۹	۲،۴۳۴،۸۰۳	۶،۰۸۹،۱۰۳	۴۹،۹۰۰،۰۰۰
مدت دوره بیکاری - ماهانه	۱۱.۹	۱۵.۹	۰	۱۰۸.۵
مدت دوره آموزش فنی - ماهانه	۰.۲۱۴	۱.۰۴۲	۰	۳۶.۲

نکته: جنسیت (مردان=۱، زن=۰)، وضعیت تأهل (متاهل=۱، مجرد=۰)، تحصیلات (راهنمایی و کمتر =۱، دبیرستان و پیش دانشگاهی =۲، فوق دیپلم و لیسانس =۳)، بیمه بیکاری (واجد شرایط =۱، غیرواجد شرایط =۰)، آموزش فنی (آموزش دیده =۱، غیرآموزش دیده =۰)

۵- نتایج حاصل از برآورد الگو

برآورد الگو در دو گام انجام گرفته است. در گام نخست اثرات متغیر مجازی مهارت‌آموزی، طول دوره بیکاری ماهانه و متغیر مجازی دریافت بیمه بیکاری بر دستمزد افراد کمتر از ۳۵ سال و دارای مدرک تحصیلی لیسانس و پایین‌تر به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار واریانس-کواریانس مستحکم تخمین زده شده است. گام دوم برآورد رگرسیون با به‌کارگیری متغیر ابزاری مناسب طی دو مرحله می‌باشد. رگرسیون مرحله اول انتخاب متغیر ابزاری مناسب و مرحله دوم رگرسیون به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای متغیر ابزاری است.

۵-۱- آموزش فنی و دستمزد

۵-۱-۱- گام نخست، رگرسیون پایه

اثر علیتی آموزش فنی بر دستمزد برای افراد نمونه با شرط سن کمتر از ۳۵ سال، تحصیلات دانشگاهی لیسانس و پایین‌تر و فاقد دریافت بیمه بیکاری برآورد گردیده است. طبق تئوری سرمایه انسانی بکر (۱۹۹۴) تحصیلات و آموزش مهارت مهم‌ترین سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی است. ستون (۱) جدول (۳)، نتایج حاصل از تخمین متغیر مهارت آموزی افراد آموزش دیده در مقایسه با غیر و به همراه متغیرهای کنترلی

بر دستمزد را نشان می‌دهد. در این مدل متغیر طول دوره بیکاری ماهانه حذف گردیده است. وجود رابطه مثبت و معنادار بین متغیر مهارت‌آموزی و دستمزد بیانگر آن است سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق فراگیری مهارت و آموزش، افزایش در دستمزد را به همراه دارد بیون و دیگران (۲۰۱۲). اگرچه اثر ضعیف است اما کسب موفقیت در اجرای سیاست آموزش فنی در طی برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی با هدف بالابردن مهارت‌ها و توانایی‌های فردی و مساعدت در یافتن شغل با دستمزد بیشتر نسبت به حداقل دستمزد، به واسطه نتایج حاصله تأیید می‌شود.

۵-۱-۲- گام دوم: برآورد رگرسیون با به‌کارگیری متغیر ابزاری

۵-۱-۲-۱- رگرسیون مرحله اول: انتخاب متغیر ابزاری مناسب

طبق مطالعات مالیکو^۱ (۱۹۹۸)، باندل و دیگران^۲ (۲۰۰۴) نتایج حاصل از تخمین اثر متغیرهای سرمایه انسانی از قبیل تحصیلات و آموزش بر دستمزد با استفاده از حداقل مربعات تورشدار بوده و نتایج مورد اعتماد نمی‌باشند و برای رفع این مشکل استفاده از متغیر ابزاری برای متغیر سرمایه انسانی الزامی است. می‌توان هزینه آموزش و تحصیلات (مالیکو، ۱۹۹۸)، میزان دخانیات مصرفی (چوالیر و واکر^۳، ۱۹۹۹)، پیشینه فامیلی^۴ از قبیل تحصیلات والدین، همسر و متوسط تحصیلات اعضاء خانواده (هایدر و دیگران^۵، ۲۰۱۳)، مجاورت خانه تا دانشکده (کارد، ۱۹۹۵)، قانون اجباری تحصیل^۶ (انگریست و کرنگر^۷، ۱۹۹۱)، کیفیت مدارس و محیط اجتماعی^۸ (هایدر و دیگران، ۲۰۱۳) به‌عنوان متغیر ابزاری برای سرمایه انسانی در نظر گرفته شود. در این بخش از مطالعه، از آنجا که اطلاعات متغیرهای ابزاری اشاره شده در متن فوق در اختیار نبوده، از سطح تحصیلات افراد و نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان به‌عنوان دو متغیر ابزاری استفاده شده است. کوکلنز و مایر^۹ (۲۰۰۶) تحلیل می‌کنند ناهمگنی در کارگران نه تنها در کسب مهارت بلکه در پیامد اقتصادی حاصل از آموزش نقش دارد. تفاوت در بازدهی آموزش، ناشی از ناهمگنی در پیشینه تحصیلی کارگران (لینچ^{۱۰}، ۱۹۹۲، باندل و

1. Maluccio
2. Blundell, R., Dearden, L., Sianesi, B.
3. Chevalier and Walker
4. Family background
5. Haider, B.S., Bourdon, J., Aslam, M.
6. Compulsory schooling laws
7. Angrist, J.D., Krueger, AB
8. Social environment
9. Kuckulenz, A., Maier, M.
10. Lynch

دیگران^۱، (۱۹۹۶) و مرد و زن (پایسک^۲، ۲۰۰۱) است. افراد دارای سطح تحصیلات متفاوت، آموزش‌های فنی متفاوت فرا می‌گیرند. سطح تحصیلات می‌تواند در یادگیری بهتر آموزش فنی تأثیر داشته باشد. متغیر ابزاری دیگر، نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان براساس اطلاعات استخراج شده از سالنامه آماری استان‌ها در سال ۱۳۷۸ می‌باشد^۳. این نسبت بیانگر میزان فضای امکانات علمی و آموزشی برای افراد است. جمعیت ایران بعد از انقلاب و تا اواسط دهه ۱۳۶۰ رشد ۴ درصد داشته است. همزمان با رشد جمعیت، اقداماتی نظیر تأسیس سازمان نهضت سوادآموزی (۱۳۵۹)، تأسیس سازمان آموزش فنی و حرفه‌ای (۱۳۵۹)، دانشگاه آزاد اسلامی (۱۳۶۱) و تأسیس مدارس غیرانتفاعی (۱۳۶۷) در جهت فراهم نمودن زمینه‌های تحصیلی و آموزشی مردم انجام گردید. از سال ۱۳۶۶، آموزش علمی- عملی (فنی و حرفه‌ای) در کنار آموزش نظری با هدف تعلیم مهارت کاربردی به دانش آموز جهت احراز شغل به عنوان اهداف نظام آموزش و پرورش تعیین شد^۴ (ماده (۳) قانون اهداف نظام آموزش و پرورش، ۱۳۶۶). از این دو متغیر ابزاری برای بررسی اثر علیتی آموزش فنی بر دستمزد افراد استفاده گردید. ستون (۲) جدول (۳) بیانگر رابطه معنادار بین متغیر توضیحی آموزش فنی و هر دو متغیر ابزاری تحصیلات و نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان است. مقدار آماره F گواهی بر تأیید همین موضوع می‌باشد.

۵-۱-۲-۲- رگرسیون گام دوم. متغیر سیاست آموزش فنی و دستمزد فردی

ستون (۳) جدول (۳) نتایج حاصل از تخمین رگرسیون به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای متغیر ابزاری است. نتایج حاصله از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای متغیر ابزاری با نتایج رگرسیون برازش شده کمی متفاوت می‌باشد. ضریب به‌دست آمده از اثر علیتی آموزش فنی بر دستمزد با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری بسیار بزرگ‌تر از نتایج رگرسیون خطی است. اگر چه طول دوره آموزش بر دستمزد منفی و معنادار است اما میزان تأثیرگذاری مشارکت در دوره آموزش بر دستمزد بیش از تأثیر طول دوره زمان سپری شده است.

1. Blundell, Dearden, Meghir

2. Pischke

۳. آمارنامه استان‌ها مربوط به سال‌های دهه ۷۰ به استثناء سال ۱۳۷۸ از سایت مرکز آمار ایران در دسترس نبوده و به همین دلیل داده متغیر ابزاری نسبت آموزشگاهها (دولتی و غیرانتفاعی برای تمام مقاطع ابتدایی، راهنمایی، دبیرستان نظری، هنرستان فنی و حرفه‌ای، کار و دانش، پیش دانشگاهی و سال چهارم دبیرستان (نظام قدیم)) به وسعت جغرافیایی استان از آمارنامه استانی سال ۱۳۷۸ گردآوری شده است.

۴. طبق تبصره (۲) ماده (۳) این قانون، کلیه وزارتخانه‌ها و مؤسسات دولتی موظف شدند برای جذب ورود به آن آموزش‌ها امکان دسترسی به بالاترین سطح تحصیلی آموزشی را فراهم کنند.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد اثر علیتی آموزش فنی و متغیرهای کنترل بر دستمزد فردی در گام اول و دوم

(۳)	(۲)	(۱)	
مرحله دوم IV	مرحله اول IV	OLS	
دستمزد	متغیر سیاست	دستمزد	متغیرهای توضیحی:
۰.۰۰۱۳۳***	-۰.۰۰۱۶۵***	۰.۰۰۱۰۶*	سن
(۰.۰۰۰۵۱۹)	(۰.۰۰۰۴۹۸)	(۰.۰۰۰۴۱۴)	
۰.۰۱۳۴***	۰.۰۱۲۸***	۰.۰۱۹۵***	وضعیت تأهل
(۰.۰۰۳۸۵)	(۰.۰۰۳۶۹)	(۰.۰۰۳۰۴)	
۰.۰۸۰۳***	-۰.۰۰۹۲۱**	۰.۰۶۹۹***	جنسیت
(۰.۰۰۴۳۱)	(۰.۰۰۴۵۷)	(۰.۰۰۲۹۷)	
۰.۸۹۴***		۰.۰۱۴۵**	آموزش فنی
(۰.۱۱۵)		(۰.۰۰۷۱۴)	
-۰.۱۶۱***		-۰.۰۰۱۵۰	طول دوره آموزش
(۰.۰۲۵۹)		(۰.۰۰۱۶۴)	
			متغیرهای ابزاری
-	۰.۰۲۹۹***	-	تحصیلات
-	(۰.۰۰۲۵۲)	-	
-	-۰.۱۳۸***	-	نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان
-	(۰.۰۰۹۷۸)	-	
۱.۹۶۸***	۰.۰۸۰۴***	۲.۰۱۷***	ضریب ثابت
(۰.۰۱۷۲)	(۰.۰۱۶۶)	(۰.۰۱۲۶)	
۲۴.۴۵۶	۲۴.۴۵۶	۲۴.۴۵۶	مشاهدات
۰.۰۲۱۰	۰.۰۱۳	۰.۰۱۸	ضریب تعیین معیار
-	۱۵۹.۵۷	-	مقدار آماره F
-	۰/۰۰	-	مقدار احتمال
*** p<۰.۰۱, ** p<۰.۰۵, * p<۰.۱			

نکته: ستون (۱) نتایج حاصل از برآورد رگرسیون اثر متغیر سیاست آموزش فنی و متغیرهای کنترل بر دستمزد به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم است. ستون (۲) نتایج حاصل از تخمین اثر متغیرهای ابزاری تحصیلات و نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان به همراه متغیرهای کنترل بر متغیر سیاست درون‌زا آموزش فنی به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم می‌باشد. ستون (۳) اثر متغیر سیاست آموزش فنی و متغیرهای کنترلی با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری (تحصیلات و نسبت تعداد آموزشگاه‌ها به وسعت استان) بر دستمزد است. مقادیر داخل پرانتز خطای استاندارد مستحکم است.

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- بیمه بیکاری و دستمزد**۵-۲-۱- رگرسیون گام نخست، رگرسیون پایه**

اثر علیتی بیمه بیکاری بر دستمزد برای افراد نمونه با شرط سن کمتر از ۳۵ سال، تحصیلات دانشگاهی لیسانس و کمتر و فاقد آموزش فنی برآورد شده است. ستون (۱) جدول (۴)، نتایج حاصل از تخمین اثر متغیر بیمه بیکاری به همراه متغیرهای کنترل بر دستمزد را نشان می‌دهد. متغیرهای مهارت آموزی و طول دوره بیکاری در مدل لحاظ نشده‌اند. اثر بیمه بیکاری بر دستمزد، منفی، ولی از نظر آماری معنی‌دار نیست. هدف از پرداخت بیمه بیکاری به فرد گیرنده جبران بخشی از دستمزد از دست رفته می‌باشد. معمولاً فرد جستجوگر شغل به دنبال یافتن شغلی است که دستمزد پیشنهادی، برابر و یا بیشتر از دستمزد آستانه وی باشد. بیمه بیکاری اثر دوگانه بر دستمزد دارد برخی مطالعات مانند یهنبرگ و اکساکا (۱۹۷۶)، هلن (۱۹۷۷) و ادیسون و بلکبرن (۲۰۰۰) نشان داده‌اند که کمک‌های دریافتی از جمله بیمه بیکاری اثر مثبت و معناداری بر دستمزد فرد دارد؛ اما در مطالعاتی مانند کالیندو و هلیندوف (۲۰۰۹)، فرد گیرنده بیمه بیکاری، ممکن است در دوره دریافت بیمه بیکاری از تلاش خود برای جستجوی شغل بکاهد و جستجوی شغل را به ماه‌های پایانی دریافت بیمه بیکاری به تعویق بیندازد و دوره بیکاری خود را افزایش دهد. در نتیجه سرمایه انسانی وی کاهش یافته و کارفرما با دریافت علامت‌های منفی از همان فرد جستجوگر، از استخدام وی اجتناب کند. در نتیجه فرد تعدادی از پیشنهادات شغلی را از دست داده و شغلی با سطح دستمزد کمتر از دستمزد آستانه می‌یابد.

۵-۲-۲- گام دوم: برآورد رگرسیون با به‌کارگیری متغیر ابزاری**۵-۲-۲-۱- رگرسیون مرحله اول: انتخاب متغیر ابزاری مناسب**

فرض بر آن است هر دو متغیر ابزاری تحصیلات و نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان می‌توانند متغیرهای ابزاری مناسبی برای بیمه بیکاری باشند. طبق ماده (۵) و (۷) قانون بیمه بیکاری، حق بیمه بیکاری متأثر از مزد فرد بیمه شده می‌باشد. فرد با بهره‌وری بالا می‌تواند از دستمزد بالاتری برخوردار باشد و در زمان بیکارشیدن، مقرری بیشتری دریافت کند. از عوامل ناشی از بهره‌وری بالا می‌تواند سرمایه انسانی باشد. با این تحلیل، آن دو متغیر ابزاری برای بیمه بیکاری پیشنهاد می‌گردد. در بررسی رابطه بین دو متغیر ابزاری و بیمه بیکاری، تحصیلات اثر معناداری نداشته و حذف می‌گردد. متغیر نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان و به همراه متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با بیمه بیکاری دارد (ستون (۲) جدول (۴)).

۵-۲-۲- رگرسیون گام دوم. متغیر سیاست بیمه بیکاری و دستمزد فردی

نتایج حاصل از تخمین اثر علیتی بیمه بیکاری بر دستمزد با به کارگیری متغیر ابزاری در ستون (۳) جدول (۴) نشان می‌دهد دریافت بیمه بیکاری منجر به کاهش دستمزد در زمان اشتغال مجدد می‌شود (وان اورس و ودوپیسوس؛ ۲۰۰۸، کالیندو و هلیندوف؛ ۲۰۰۹).

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد اثر علیتی بیمه بیکاری و متغیرهای کنترل بر دستمزد فردی در گام اول و دوم

(۳)	(۲)	(۱)	
مرحله دوم IV	مرحله اول IV	OLS	
دستمزد	متغیر سیاست	دستمزد	متغیرهای توضیحی:
۰.۰۲۹۳***	۰.۰۰۴۲۹***	۰.۰۰۰۹۶۴**	سن
(۰.۰۰۰۸۲۰)	(۰.۰۰۰۳۲۴)	(۰.۰۰۰۴۲۴)	
-۰.۰۳۳۸	-۰.۰۰۷۳۱***	۰.۰۱۷۶***	وضعیت تأهل
(۰.۰۲۱۹)	(۰.۰۰۲۴۲)	(۰.۰۰۳۱۱)	
۰.۰۶۲۶***	-۰.۰۰۰۹۶۳	۰.۰۶۴۸***	جنسیت
(۰.۰۱۷۰)	(۰.۰۰۲۵۳)	(۰.۰۰۳۰۹)	
-۰.۶۲۷***		-۰.۰۰۳۳۵	بیمه بیکاری
(۱.۸۸۵)		(۰.۰۰۸۵۴)	
			متغیرهای ابزاری
-	-۰.۰۲۵۷***	-	نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان
-	(۰.۰۰۷۱۳)	-	
۱.۴۵۶***	-۰.۰۸۱۸***	۲.۰۲۴***	ضریب ثابت
(۰.۱۷۰)	(۰.۰۰۹۲۳)	(۰.۰۱۲۹)	
۲۳،۱۷۰	۲۳،۱۷۰	۲۳،۱۷۰	مشاهدات
۰.۰۲۴۹	۰.۰۱۰	۰.۰۱۶	ضریب تعیین معیار
-	۱۳/۰۴	-	مقدار آماره F
-	۰/۰۰۰۳	-	مقدار احتمال

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

نکته: ستون (۱) نتایج حاصل از برآورد رگرسیون اثر متغیر بیمه بیکاری و متغیرهای کنترل بر دستمزد به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم است؛ و ستون (۲) نتایج حاصل از تخمین اثر متغیر ابزاری نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان به همراه متغیرهای کنترل بر متغیر درون‌زای توضیحی بیمه بیکاری، به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم می‌باشد. ستون (۳) اثر متغیر بیمه بیکاری و متغیرهای کنترل با به کارگیری متغیر ابزاری نسبت تعداد آموزشگاه‌ها به وسعت استان بر دستمزد است. مقادیر داخل پرانتز خطای استاندارد مستحکم است. منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۳- طول دوره بیکاری و دستمزد**۵-۳-۱- رگرسیون گام نخست، رگرسیون پایه**

ستون (۱) جدول (۵)، بین متغیرهای توضیحی و دستمزد رابطه‌ی معناداری مشاهده می‌شود. افزایش سن اثر مثبت اما ضعیفی بر دستمزد افراد دارد. به‌طور معمول افراد در سنین بالاتر تجربیات حرفه‌ای بیشتری نسبت به افراد در سنین پایین‌تر از خود کسب کرده‌اند و این تجربیات را در انتخاب شغل خود به کار می‌گیرند. به دلیل وجود تفاوت‌های جنسیتی در بازار کار، وضعیت دستمزدی مردان به مراتب بهتر از زنان است. رابطه مثبت و معنادار بین متغیر مجازی جنسیت (برابر ۱ برای مردان) با دستمزد تأیید همین موضوع است. با طولانی‌تر شدن طول مدت بیکاری، فرد ممکن است پیشنهادات شغلی بهتری دریافت کند و یا با ارسال علامت منفی به کارفرما در مورد بیکاری طولانی مدتش، فرصت‌های شغلی مناسب را از دست دهد. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد رابطه بین طول دوره بیکاری ماهانه و دستمزد، مثبت و معنادار، اما ضعیف است. با افزایش یک ماه اضافه‌تر به دوره بیکاری، مقدار خیلی اندکی به دستمزد افراد اضافه می‌شود.

۵-۳-۲- گام دوم: برآورد رگرسیون با به‌کارگیری متغیر ابزاری**۵-۳-۲-۱- رگرسیون مرحله اول: انتخاب متغیر ابزاری مناسب**

در مطالعات تجربی اشمایدر و دیگران (۲۰۱۵) و لپس (۲۰۱۳) تمدید دوره دریافت بیمه بیکاری به عنوان متغیر ابزاری برای اثر علیتی طول دوره بیکاری بر دستمزد معرفی شده است. به همین منظور جهت رفع درون‌زایی متغیر طول دوره بیکاری، همراه با متغیرهای ابزاری اشاره شده در دو بخش قبل، از متغیر مدت دریافت بیمه بیکاری نیز استفاده شده است. بین متغیرهای ابزاری اشاره شده و طول دوره بیکاری رابطه معناداری برقرار است ستون (۲) جدول (۵).

۵-۳-۲-۱- رگرسیون گام دوم. متغیر سیاست طول دوره بیکاری و دستمزد**فردی**

ضریب به‌دست آمده از برآورد رگرسیون اثر علیتی طول دوره بیکاری بر دستمزد با کاربست متغیرهای ابزاری منفی و معنادار است (ستون (۳) جدول (۵)).

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد اثر علیتی طول دوره بیکاری و متغیرهای کنترل بر دستمزد فردی در گام اول و دوم

(۳)	(۲)	(۱)	
مرحله دوم IV	مرحله اول IV	OLS	
دستمزد	متغیر سیاست	دستمزد	متغیرهای توضیحی:
۰.۰۰۵۱۶***	۱۹.۴۲***	۰.۰۰۰۷۲۰*	سن
(۰.۰۰۰۰۶۱۶)	(۰.۸۸۶)	(۰.۰۰۰۰۴۰۷)	
۰.۰۳۷۹***	۹۰.۰۵***	۰.۰۱۸۰***	وضعیت تأهل
(۰.۰۰۰۳۸۷)	(۶.۵۸۰)	(۰.۰۰۰۲۹۹)	
۰.۰۷۶۶***	۲۶.۳۸***	۰.۰۶۹۱***	جنسیت
(۰.۰۰۰۳۳۰)	(۷.۱۸۶)	(۰.۰۰۰۲۹۴)	
-۰.۰۰۰۲۱۷***	-	۰.۰۰۰۳۷۸***	طول دوره بیکاری
(۲.۱۹e-۰۵)	-	(۹.۴۲e-۰۵)	
			متغیرهای ابزاری:
-	۱۱.۵۵**	-	تحصیلات
	(۴.۵۶۹)		
-	-۵۲۷.۸***	-	نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان
	(۱۷.۷۹)		
-	۲.۰۷۶*	-	مدت دریافت بیمه بیکاری
	(۱.۲۵۵)		
۱.۹۶۵***	-۱۹۷.۰***	۲.۰۲۴***	ضریب ثابت
(۰.۰۰۱۴۷)	(۲۸.۰۱)	(۰.۰۰۱۲۴)	
۲۵,۱۹۳	۲۵,۱۹۳	۲۵,۱۹۳	مشاهدات
۰.۰۲۳۴	۰.۰۴۴	۰.۰۱۹	ضریب تعیین معیار
	۲۹۸/۰۴		مقدار آماره F
	۰/۰۰		مقدار احتمال
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$			

نکته: ستون (۱) نتایج حاصل از برآورد رگرسیون اثر متغیر طول دوره بیکاری و متغیرهای کنترل بر دستمزد به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم است؛ و ستون (۲) نتایج حاصل از تخمین اثر متغیرهای ابزاری تحصیلات، نسبت آموزشگاه‌ها به وسعت استان و مدت دریافت بیمه بیکاری به همراه متغیرهای کنترل بر متغیر درون‌زای توضیحی طول دوره بیکاری، به روش حداقل مربعات معمولی با ساختار ماتریس واریانس-کواریانس مستحکم می‌باشد. ستون (۳) اثر متغیر طول دوره بیکاری و متغیرهای کنترل با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری سطح تحصیلات، نسبت تعداد آموزشگاه‌ها به وسعت استان و مدت دریافت بیمه بیکاری بر دستمزد است. مقادیر داخل پرانتز خطای استاندارد مستحکم است. منبع: یافته‌های تحقیق

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از آمار و داده‌های به‌کار گمارده شدگان سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ از مراکز کاربایی کشور و ادغام با داده‌ها و اطلاعات اداره بیمه بیکاری وزارت کار، رفاه و تعاون، اداره بررسی‌های آمار و اطلاعات اقتصادی سازمان تأمین اجتماعی و سازمان آموزش فنی و حرفه‌ای کشور به بررسی فرضیه تحقیق و گزارش نتایج از حاصل برآورد مدل پرداخته شده است. بیش‌تر در بخش اول مقاله گفته شد، هدف اصلی این پژوهش بررسی مسائل اساسی تأثیر متغیرهای ابزار سیاست: آموزش فنی و دریافت بیمه بیکاری و همچنین تأثیر طول دوره بیمه بیکاری بر دستمزد بعد از بیکاری افراد است. در ایران تقریباً و به‌طور جدی از برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی به موضوع آموزش و مهارت آموزی بیکاران توجه شده است. در کشورهایمانند آلمان در سال ۲۰۱۵، مخارج انجام شده در امر آموزش ۲۰ درصد تولید ناخالص داخلی بوده^۱ در صورتی‌که در ایران در بودجه سال ۱۳۹۴، از محل تملک دارایی‌های سرمایه‌ای مبلغ ۴۴۷،۸۷۰ میلیون ریال و اعتبارات هزینه‌ای مبلغ ۴،۱۰۰،۰۰۰ میلیون ریال (۰.۱۷ درصد بودجه کشور) به سازمان آموزش فنی و حرفه‌ای کشور تخصیص داده شده است (قانون بودجه، ۱۳۹۴). نتایج حاصل از تخمین تأثیر متغیر آموزش فنی بر دستمزد بیانگر آن است که دولت با انجام سرمایه‌گذاری در حوزه تعلیم و تربیت و برگزاری دوره‌های آموزش و مهارت آموزی افراد می‌تواند، بهره‌وری افراد را بالا برده و آنها را در یافتن فرصت شغلی مناسب یاری دهد. اگر چه انتشار آمار رسمی از تعداد آموزش‌دیدگانی که پس از اتمام دوره آموزش موفق به کسب شغل شده‌اند وجود ندارد. در این مطالعه، نتایج حاصله از تخمین اثر طول دوره بیکاری ماهانه بر دستمزد افراد دارای مدرک تحصیلی لیسانس و پایین‌تر منفی است (ادیسون و بلکبرن (۲۰۰۰)). طبق قانون کار ایران، به افراد بیکار واجد شرایط بیمه بیکاری پرداخت می‌شود، اما این اعانه تنها بخشی از درآمد ناشی از کار از دست‌رفته را جبران می‌کند. طبق بند ب ماده (۷) قانون بیمه بیکاری ایران، مجموع دریافت بیمه بیکاری کمتر از حداقل دستمزد و بیشتر از ۸۰ درصد مزد وی نمی‌باشد. نتیجه حاصل از تخمین اثر متغیر سیاست دریافت بیمه بیکاری بر دستمزد منفی است. این نتیجه، نتایج مطالعات تجربی کالیندو و دیگران (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند. دریافت بیمه بیکاری طول دوره بیکاری را افزایش می‌دهد و

1. <http://stats.oecd.org/>

افراد ممکن است از تلاش خود برای جستجوی شغل بکاهند و در زمان اتمام دریافت بیمه بیکاری به جستجوی شغل بپردازند. در چنین شرایطی فرد به دلیل دوره بیکاری بلندمدت فرصت‌های شغلی را از دست داده و به اجبار شغلی را برگزیند که دستمزد پیشنهادی آن کمتر از دستمزد دوره قبل باشد.

منابع

1. Addison, J. T., & Blackburn, M.L. (2000). "The effects of unemployment insurance on post unemployment earnings". *Labour Economic*, 7:21-53.
2. Angrist, J.D., & Krueger, AB. (1991). "Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?" , *quarterly Journal of Economics*, No. 106., PP.979-1014.
3. Becker, Gary S. (1994). Human capital: Atheoretical and empirical analysis with special reference to Education, 3th. The University of Chicago Press, Chicago 60637.
4. Biewen, M., Fitzenberger, B., Osikominu, A., & Paul, M. (2012). "The effectiveness of public sponsored training revisited: the importance of data and methodological choices", *Labour Economics*, Vol. 32, No. 4, PP. 837-897.
5. Blau, D., & Robins, Ph. (1986). "Job search, wage offer and unemployment insurance", *Journal of public Economics*, No. 29., PP.173-197
6. Blundell, R., Dearden, L., & Meghir, C. (1996). "The determinants and effects of work related training in Britani", *Institute for fiseal studies*, London.
7. Blundel, R., Dearden, L., & Sianesi, B. (2004). "Evaluating the impact of education on earnings in the UK: models, methodes and result from the NCDS", *Institute for Fiscal Studies*, London.
8. Caliendo, M., Tatsiramos, K., & Uhlendorff, A. (2009). "Benefit duration, unemployment duration and job match quality: A regression – discontinuity approach", *IZA Discussion Paper*, No.4670.
9. Cahuc, P., & Zylberberg, A. (2009). *labor economics*. 2th. New Dehli-110001.
10. Card, D. (1995b). "Using geographic variation in college proximity to estimate the returns to schooling", In *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honor of John Vanderkamp (eds)*. PP.201-221
11. ----- (1999). "The causal effect of education on earnings", *Handbook of Labor Economics*, Chap3., PP. 1801-1863.

12. Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2015). "What works? A meta - analysis of recent active labor market program evaluations", *IZA Discussion Paper*, No. 9236.
13. Cenerto, M., & Novo, A.A. (2006). "The impact of unemployment insurance on the job match quality: a quantile regression approach", *Emprical Economics*, Vol.31, pp.905-919.
14. Chevalier, A., & Walker, I. (1999). "Further results on the returns to education in the UK", Mimeo, *Departement of economics*, University of Warwick.
15. Davey, P.C. (2015). "The effects of unemployment insurance duration on job quality: Evidence from post- Hartz Germany", *Boston College Department of Economics*.
16. Dauth, W., Hujer, R., & Wolf, K. (2010). "Macroeconometric evaluation of active labour market policies in Austria", *IZA Discussion Paper*, No. 5217.
17. Ehrenberg, R., & Oaxaca, R.L. (1976). "Unemployment insurance, duration of unemployment, and subsequent wage gain". *American Economic Review*, Vol. 66, 754-766.
18. Froyen, R.C.T. (2002). *Theorise and Policies Macroeconomics*, 7th.ed. New Jersey: Prentice Hall.
19. International Labour Office. (2003). "Active labour market policies". *Govern body*, Committee on Employment and Social Policy, Geneva.288th session.
20. Griliches, Z. (1977). "Estimating the returns to schooling some econometrics problems". *Econometrica*, No. 45, 1-22
21. Hujer, R., Thomsen, S., & Zeiss, C. (2004). "The effects of vocation training programmes on the duration of unemployment in eastern Germany", *IZA Discussion Paper*, No.1117.
22. Hoelen, A. (1977). "Effects of unemployment insurance entitlement on duration and job search outcome", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30, 445-450.
23. Haider, B. S., Bourdon, J., & Aslam, M. (2013). "Economic returns to education in Ferance: ols and instrumental variable estimations", *The Lahour Journal of Economics*, No. 18,51-63.
24. Kuckulenz, A., & Maier, M. (2006). "Heteroheneous returns to training an analyzing with German data using local instrumental variables", *ZEW Discussion Paper*, No.06-002.
25. Lechner, M., Miquel, R., & Wonesh, C. (2004). " Long- run effects of public sector sponsored training in west germany", *IZA Discussion Paper*, No. 1443.
26. Layard, R., & Nickel, S. (1986). "Unemployment in Britain", *Journal of Economical*. Vol. 53. No. 210.

27. Lopse, M. (2015). "Using the variation in potential duration of unemployment benefits to estimates the causal effect of unemployment duration on re-employment wages", *FEUNL Working paper*.
28. Lynch, L.M. (1992). "Private –sector training and earnings of younger workers:", *The Merican Economic Review*, No.82, 299-312.
29. Maibom, J., Rosholm, M., & Svarer, M. (2014). "Can active labour market policies combat youth unemployment?", *IZA Discussion Paper*, No. 7912.
30. Maluccio, J. (1998). "Endogeneity of schooling in the wage function; evidence from the rural Phliphins", *International Food Policy Research Institute*, No. 50.
31. Pischke, J.S. (2001). "Continuse training in Germany", *Journal of population Economics*, No. 14, 523-548.
32. Nekoei, A., & Weber, A. (2013). "Does extending unemployment benefits improve job quality?", *Mimeo*, Harvard University, Cambridge, MA.
33. Richardson, K., Van den Berg, & Gerard, J. (2006). "Swedish labor market training and the duration of unemployment", *IZA Discussion Paper*, No. 2314.
34. Scarpetta. S. (1996). "Assessing the role of labour market policies and institutional settings on unemployment: A cross-country study", *OECD Economic Studies*, No. 26. 1996/I.
35. Schmieder, J.F., Wachter, T., & Bender. S. (2014). "The causal effect of unemployment duration on wages: Evidence from unemployment insurance extensions", *IZA Discussion Paper*, No. 8700.
36. Stigler, G. (1961). "The economics of information", *Journal of Political Economic*. 69, 213-225.
37. Stigler, G. (1962). "Information in the labor market", *Journal of Political Economic*. 70, 94-105.
38. Tansel, A., & Tasci, H.M. (2010). "Hazard analysis of unemployment duration by gender in a developing country: The case of Turkey", *IZA Discussion Paper* No. 4844.
39. Tatsiramos, K., & Van Ours, J. C. (2012). "Labor market effects of unemployment insurance design", *IZA Discussion Paper* No. 6950.
40. Veum, J. R. (1995). "Sources of training and their impact on wages", *Industrial and Labor Review*, Vol. 48, No. 4.