دانشگاه شهید بهشتی، فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی، دوره ۱۱، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۹، ۲۲۵-۱۹۵، مقاله پژوهشی
Shahid Beheshti University, Quarterly Journal of Economics and Modelling Vol. 11, No. 3, Autumn 2020, 195-225, Research Article

ارزیابی تاثیرگذاری سیاست‌های مالی و پولی بر طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی

اکبر زمان‌زاده*، محمدعلی احسانی، مجتبی گنجعلی*****

تاریخ دریافت	تاریخ پذیرش
۱۳۹۹/۰۹/۲۶	۱۳۹۹/۱۲/۱۳

چکیده:

این تحقیق به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و مالی بر طول دوره بیکاری با استفاده از روش بیزی چارکی در کشورهای صنعتی می‌پردازد. علاوه بر این از روش داده‌های پانلی بیزی با ضرایب ناهمگن در بین مقاطع نیز بکار گرفته شده است. با استفاده از داده های دو دهه اخیر چهار کشور صنعتی شامل امریکا، کانادا، فرانسه و استرالیا، شواهدی بدست می‌آید که حاکی از تاثیرگذاری ناهمگن سیاست‌های پولی و مالی بر بخش‌های مختلف توزیع طول دوره بیکاری است. برآوردهای الگو نشان می دهد که مازاد بودجه دولت دارای همبستگی مثبت در تمامی چارک‌های طول دوره بیکاری می باشد. بعلاوه نرخ بهره اسمی با بیکاری‌های کوتاه‌مدت رابطه معکوس دارد در حالیکه این همبستگی برای چارک‌های بالا مثبت است. نتایج حاصل از روش داده‌های پانلی بیزی با ضرایب ناهمگن حاکی از آن است که سیاست‌های پولی و مالی در امریکا از اثر بخشی بیشتری نسبت به سایر کشورهای صنعتی برخوردار است.

کلیدواژه‌ها: سیاست‌های پولی و مالی، طول دوره بیکاری، روش بیزی چارکی.
طبقه‌بندی JEL: *E24، E52، E6*

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران،
akbar.zamanzadeh@stu.umz.ac.ir
** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران،
m.ehsani@umz.ac.ir
*** استاد گروه آمار دانشکده علوم ریاضی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، m-ganjali@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

در عرصه برنامه‌ریزی‌های نوین اقتصادی، نه تنها کاهش تعداد بیکاران بلکه کاهش طول دوره بیکاری از اهداف مهم اقتصادی کشورهای جهان، به ویژه در کشورهای توسعه یافته است. در این راستا می بایست اذعان داشت که اهمیت کاهش طول دوره بیکاری از خود نرخ بیکاری بیشتر است، چرا که کاهش نرخ بیکاری می‌تواند ناشی از خروج بیکاران از بازار کار باشد که مدت زمان زیادی را در جستجوی کار بوده‌اند و از یافتن شغل ناامید شده‌اند و نه به خاطر عملکرد مناسب اقتصادی. به عبارت دیگر دولت ها با عدم برنامه‌ریزی برای ایجاد اشتغال برای بیکارانی که مدت زیادی است از داشتن کار محروم هستند، موجبات خروج این افراد از بازار کار می شوند که این امر گاهی اثر خود را از طریق کاهش نرخ بیکاری نشان می‌دهد و نه بهبود شرایط کسب و کار در اقتصاد. چرا که طول مدت بیکاری به عنوان متغیر جریان در تشکیل انباره بیکاری محسوب می‌شود. لذا در این بین شناسایی عوامل تاثیرگذار بر طول دوره بیکاری و کاهش آن از طریق سیاست‌های مناسب اقتصادی به عنوان سیاست‌های ضد رکودی از اهمیت بسیار بالایی در کشورهای توسعه یافته و پیشرفته برخوردار است[۱]. از این رو با شناسایی اثرات هر یک از سیاست‌های پولی و مالی بر روی طول مدت بیکاری این کشورها می‌توان متوسط طول بیکاری را متناسب با شرایط اقتصادی-اجتماعی کاهش داد. لذا بررسی این موضوع می‌تواند از اهمیت بالایی در عرصه سیاستگذاری صحیح اقتصادی برخوردار باشد.

در این تحقیق، هدف اصلی ما بررسی اثرگذاری سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی برروی توزیع شرطی طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی است. تا از این طریق بتوانیم به رد

۱. مساله طول بیکاری اغلب در کشورهای پیشرفته و صنعتی مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی است تا کشورهای در حال توسعه. چرا که کشورهای با درآمد متوسط و یا پایین بیشتر به دنبال کاهش بیکاری چرخه‌ای و کاهش فاصله بین بیکاری و مقدار طبیعی آن هستند. اما چون کشورهای پیشرفته عموما در موقعیت بیکاری طبیعی قرار دارند، سیاستگذاران به دنبال بهبود ترکیب بیکاران به نفع گروه‌های آسیب پذیر در جامعه هستند، به عنوان مثال دولتها به دنبال کاهش سهم بیکاران بلند مدت به کوتاه مدت یا تغییر نسبت بیکاران به نفع زنان و جوانان هستند.

یا عدم رد فرضیه هایی همچون، "*سیاست پولی انبساطی، طول مدت بیکاری را کاهش می‌دهد.*" و "*سیاست مالی انبساطی، طول مدت بیکاری را کاهش می‌دهد.* " مبادرت ورزیم. بدین منظور، داده‌های اقتصادی چهار کشور صنعتی شامل امریکا، کانادا، فرانسه و استرالیا در طی سال‌های1997 تا 2017 گردآوری و مورد تجزیه و تحلیل واقع شده است. برای انجام تحلیل‌های آماری، ما از روش بیزی چارکی در قالب داده‌های پانلی بهره می‌گیریم. استفاده از این روش این امکان را فراهم می‌آورد که بتوان هر بخش از توزیع طول دوره بیکاری را بدون هراس از مشکلات داده‌های دور افتاده برآورد نمود و به نتایج قابل اتکایی دست یافت (کئونکر و باست[1]، ۱۹۷۸). از مزایای دیگراین روش این است که می‌توان به برآوردهای ناهمگنی در بخش‌های مختلف توزیع طول مدت بیکاری دست یافت که این خود می‌تواند رهنمودهای سیاستی قابل توجهی به برنامه‌ریزان و دولتمردان اقتصادی ارائه دهد.

چارچوب مقاله حاضر به شرح زیر خواهد بود. ابتدا در بخش ۲ به بررسی پیشینه مطالعات انجام شده بر روی طول دوره بیکاری، در بخش ۳ به تصریح الگو پرداخته و در بخش ۴ به ارائه متدولوژی و برآوردهای الگو پرداخته می‌شود. در این بخش دو نوع الگوی بیزی چارکی یکی با ضرایب همگن و دیگری با ضرایب ناهمگن مورد مطالعه قرار می‌گیرد. در بخش آخر نیز به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی مطالعات انجام شده در زمینه طول دوره بیکاری می‌پردازیم تا از این طریق بتوان به الگوسازی سیاست‌های پولی و مالی بر دوره بیکاری دست زد. در این راستا می‌بایست یادآور شد که عمده مطالعات انجام شده بر اساس داده‌های خرد و بر مبنای ویژگی‌های فردی افراد استوار است. اگر چه در ادبیات موجود اثر داده‌های اقتصاد

1. Koenker and Bassett

کلان کمتر مورد ملاحظه واقع شده است، ما در ذیل به بررسی هر دو دسته از این مطالعات می‌پردازیم.

هادیان (۱۳۸۳) به بررسی تأثیر آموزش نیروی انسانی بر طول دوره بیکاری افراد جویای کاردر شهر شیراز می‌پردازد. سپس تأثیر عوامل مختلف از جمله آموزش های کوتاه‌مدت و بلندمدت، تجربه، سن، جنسیت، وضعیت تاهل و تعداد افراد تحت تکفل را بر طول دوره بیکاری افراد جویای کار تحلیل می‌کند. نتایج حاصل از برآورد الگو به روش رگرسیون لوجیت نشان می‌دهد که آموزش نیروی انسانی تأثیر معنی داری بر کاهش طول دوره بیکاری افراد دارد. همچنین تحصیل در آموزشگاه های فنی و حرفه ای آزاد نقش مؤثرتری نسبت به سایر مؤسسات آموزشی در کاهش طول دوره بیکاری دارد. هادیان ابراز می‌دارد که تجربه افراد و وضعیت تاهل موجب افزایش طول دوره بیکاری افراد می‌شود. هر چند افراد بالاتر تمایل بیشتری به یافتن کار و ترک وضعیت بیکاری دارند.

فیضی پور (۱۳۸۹) در مقاله ای با عنوان "دوره بیکاری و عوامل موثر بر آن: شواهدی از بیکاران استان یزد طی برنامه سوم توسعه" سعی در شناسایی عوامل موثر بر طول دوره بیکاری دارد. او از طریق مطالعه ای میدانی و با استفاده از پرسش نامه به گردآوری اطلاعات از نمونه ای به حجم ۴۲۶ از افراد بیکار جویای کار پرداختند. سپس ویژگی‌های این افراد همچون سن، جنسیت، وضعیت تاهل، افراد تحت تکفل، تجارب شغلی و تحصیلات به عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شد و با بکارگیری الگوهای وایبل، نمایی، لگ نرمال و لگ لوژستیک اثر هر یک از آنها بر طول دوره بیکاری مورد تجزیه و تحلیل واقع گرفت. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که متغیرهای سن (با تاثیر مثبت)، تعداد افراد تحت تکفل، تجارب شغلی و سطح تحصیلات (با تاثیر منفی)، دارای تاثیری معنادار بر دوره بیکاری دارد. هر چند که وضعیت تاهل و جنسیت افراد جویای کار، متوسط زمان بیکاری را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. در نهایت او ابراز می‌دارد که چون نمی‌توان تمایز معناداری را بین متوسط دوره بیکاری و مشاهده نمود، بهتر است در

راستای کاهش دوره بیکاری توجه اساسی به ویژگی های سنی، آموزشی، مهارتی و جمعیتی جامعه هدف مورد توجه قرار گیرد.

گنجعلی(۱۳۹۰) با استفاده از داده های فصول بهار و تابستان سال ۱۳۸۷ و نیز انجام تحلیل با استفاده از سه الگوی رگرسیونی خطرهای متناسب کاکس، برآورد ناپارامتری کاپلان-مایر و نیز الگوی زمان شکست شتابیده مبادرت می‌ورزند. او با بکارگیری روش بیزی و در نظر گرفتن فرم های تابعی مختلف برای طول دوره بیکاری همچون لوژستیک و لگ-نرمال به بررسی تاثیر ویژگی‌های فردی برگرفته از داده های سطح خرد بر طول مدت بیکاری می‌پردازد.

درتجزیه و تحلیل انجام شده از عواملی همچون وضعیت تاهل، جنسیت، محل زندگی و سطح تحصیلات بر روی طول دوره بیکاری در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد الگوهای متفاوت حاکی از آن است که تحصیلات عالیه در ایران موجب افزایش طول دوره بیکاری می‌شود هر چند که وضعیت تاهل تاثیر منفی بر طول دوره بیکاری دارد. علاوه بر این احتمال بیکاری طولانی مدت بیشتر از است. نهایتاً، روستائیان در مقایسه با شهرنشینان مدت کمتری را در بیکاری به سر می‌برند. اثر تجربه و سرپرست خانوار بودن بر کاهش طول بیکاری منفی است. در حالیکه بیمه بیکاری موجب افزایش طول دوره بیکاری می‌شود.

دشت بزرگی و همکاران (۱۳۹۸) بر پایه مطالعات تجربی و تئوری‌های اقتصاد بازار کار به بررسی رابطه طول دوره بیکاری با مهارت‌آموزی و دریافت بیمه بیکاری می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که با افزایش طول دوره بیکاری فرد، احتمال انتخاب شغل با دستمزد کمتر، بیشتر می‌شود. از طرفی دیگر، با افزایش سرمایه انسانی و بهبود مهارت‌های فردی به علت شرکت در دوره‌های آموزشی، امکان دستیابی فرد جویای کار آموزش دیده به شغل با دستمزد مناسب فراهم می‌شود. ایشان بیان می دارند که بیمه بیکاری اثر دوگانه دارد، از یک جهت دوره دریافت بیمه بیکاری برای فرد جویای کار به عنوان فرصتی برای

جستجوی طولانی‌تر به منظور یافتن شغلی با دستمزد مناسب است. از طرفی دیگر فرد ممکن است با دریافت بیمه بیکاری از تلاش خود برای یک شغل بهتر بکاهد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بین مهارت‌آموزی و دستمزد رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این ارتباط بین طول دوره بیکاری و دستمزد منفی است. اما دریافت بیمه بیکاری بر دستمزد اثر معنی‌داری ندارد.

صادقی نژاد و حسنی در میان (۱۳۹۹) با بیان این که متوسط طول دوره بیکاری نسبت به نرخ بیکاری از اهمیت بیشتری برخوردار است به بررسی چرایی تغییرات پویای طول دوره بیکاری می پردازند. آنها به تحلیل طول دوره بیکاری به تفکیک سن، جنس و استان محل سکونت برای افراد ۲۰ تا ۳۹ ساله در طی سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مبادرت می‌ورزند. سپس با بررسی ها مقطعی در هر یک از سرشماری ها به تجزیه و تحلیل جدول بقا می پردازند. نتایج حاصله حاکی از به تأخیر افتادن سن اشتغال جمعیت ۲۰-۲۵ ساله اکثر استان‌های ایران طی بازه ۹۵-۱۳۸۵ است. همچنین ایشان بیان می‌دارند که جمعیت ۲۰ ساله استان‌های کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد و لرستان طولانی‌ترین دوره‌های انتظار برای شاغل شدن و جمعیت ۲۰ ساله استان‌های یزد، سمنان و خراسان رضوی کوتاه‌ترین دوره‌های انتظار برای شاغل شدن را تجربه می‌نمایند.

بلانچارد و دایموند[1] (۱۹۹۴) با استفاده از داده های بازار کار به بررسی تاثیر مدت زمان بیکاری بر استهلاک سرمایه انسانی و در نتیجه امکان استخدام شدن دوباره را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که چگونه کارفرمایان بر اساس طول دوره بیکاری به رتبه بندی متقاضیان و استخدام آنها می‌پردازند. همچنین اثر وضعیت بازار کار بر احتمال ترک از وضعیت بیکاری مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند. یافته های آنها حاکی از آن است که میزان خروج از بیکاری تابعی کاهشی از مدت زمان آن است. نرخ بیکاری بالاتر احتمال طولانی شدن زمان جستجو برای یافتن کار را افزایش می‌دهد. همچنین، دستمزد آتی

1. Blanchard and Diamond

افراد بستگی به طول مدت بیکاری پیشین آنها دارد.

کمپلوتی[1] (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های هفتگی ایالت نیوبرانزویک کانادا در طی سال های ۱۹۸۹ و ۱۹۹۰ به بررسی عوامل تاثیرگذار بر دوام اشتغال ۹۹۹ نفر می‌پردازد. در این بین داده های دوام اشتغال از ۱ تا ۹۶ هفته متغییر هستند. او با بهره‌مندی از داده‌های خرد فردی همچون سن، تحصیلات، جنسیت و وضعیت تاهل از متغیرهایی همچون مقرری بیکاری دوره پیشین، نرخ بیکاری ماهانه استانی و دستمزد ساعتی استفاده می‌کند. در این بین از شرایط قانونی حق بهره مندی بیمه بیکاری و واجد شرایط بودن افراد برای دریافت مقرری بیکاری برای کنترل تغییرات طول دوره اشتغال استفاده نمود. لذا خطر بیکار شدن افراد با استفاده از الگوی خطرات متناسب کاکس الگوسازی می‌شود. او با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری بیزی و بکارگیری زنجیره مارکوفی مونته کارلویی به برآورد ضرایب در قالب الگوی مورد نظر می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد الگو حاکی از آن است که واجد شرایط بودن دریافت بیمه بیکاری رابطه مستقیمی با خطر بیکار شدن شاغلان دارد. علاوه بر این، او ابراز می‌دارند زمانی که اقتصاد نرخ بیکاری بالاتری را تجربه می‌کند، احتمال افزایش طول دوره بیکاری بالاتر است.

بوور و همکاران[2] (۲۰۰۲) با استفاده از نمونه های طولی اسپانیایی در طی سال های ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۴ به بررسی اثرات بیمه بیکاری و چرخه های تجاری بر روی طول دوره بیکاری می‌پردازند. ایشان با استفاده از الگوی خطرات متناسب کاکس نشان می‌دهند که دریافت مقرری بیکاری بطور قابل توجهی احتمال ترک بیکاری (یافتن کار) را کاهش می‌دهد. علاوه بر این احتمال یافتن کار برای کارگران که بیکاری کوتاه‌مدت (حداکثر ۳ ماه) را بدون مقرری بیمه تجربه می‌کنند، دو برابر بیشتر از افرادی است که بیمه بیکاری دریافت می‌کنند.

نهایتاً آنها اذعان می‌دارند که شرایط اقتصادی مناسب منجر به احتمال ترک وضعیت

1. Campolieti
2. Bover et al.

بیکاری می‌شود. هر چند که تاثیر چرخه های تجاری مثبت بر طول دوره بیکاری به ندازه بیمه بیکاری موثر نیست.

کوپتس[1] (۲۰۰۶) با استفاده از الگوی خطرات متناسب کاکس به بررسی تعیین کننده‌های طول دوره بیکاری را در کشور اکراین به عنوان اقتصادی در حال گذار بررسی می‌کند. او عواملی همچون سن، جنسیت، وضعیت تاهل، تحصیلات، منطقه زندگی و مقرری دوره بیکاری را به عنوان تعیین کننده‌های اصلی طول دوره بیکاری در نظر می‌گیرد. سپس با استفاده داده های خرد "نظرسنجی طولی اکراین[2]" در طی سال های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۲ شواهدی را ارائه می‌کنند که افراد مجرد، افراد با تحصیلات پایین، روستائیان و صاحبان مشاغل کشاورزی و در نهایت مقرری بگیران بیمه بیکاری طول دوره بیکاری بیشتری را تجربه می‌کنند.علاوه بر این یافته‌های او حاکی از آن است که متاهل نسبت به سایر گروه ها زودتر از وضعیت بیکاری به اشتغال انتقال می‌یابد.

راجرز[3] (۲۰۰۸) با استفاده ار داده‌های نیروی کار امریکا سعی دارد به این سئوال پاسخ دهد که آیا طول دوره بیکاری از سیاست پولی تاثیر می‌پذیرد یا نه؟ همچنین آیا در پی اعمال سیاست پولی انقباضی، امریکاییان-افریقایی تبار در مقایسه با سفید پوستان به طور نابرابری متاثر می‌شوند یا خیر؟ او با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۶ و بکارگیری روش خود رگرسیون برداری[4] (VAR) و نیز الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده[5] (ARDL) به ارزیابی اثر تغییر در نرخ بهره فدرال بر طول دوره بیکاری می‌پردازد. نتایج به دست آمده از مطالعه او نشان می‌دهد که افزایش نرخ بهره فدرال موجب بالا رفتن طول دوره بیکاری می‌شود. علاوه بر این افریقائیان امریکایی تبار بطور نامتناسبی از اثرات جانبی سیاست انقباضی تاثیر می‌پذیرند. اگر چه نتایج به دست آمده

1. Kupets
2. Ukrainian Longitudinal Monitoring Survey (ULMS)
3. Rodgers
4. Vector Autoregressive Model (VAR)
5. Autoregressive Distributed Lags Model (ARDL)

از روش ARLD متفاوت از روش VAR است. در نهایت او نتیجه می‌گیرند که سیاست انقباضی از طریق طولانی کردن دوره‌های بیکاری موجب کاهش ثبات اشتغال شده و اثرات درآمدی معکوس بر روی اقلیت‌ها، گروه های کم سواد و کم درآمد دارد.

خرفی[1] (۲۰۱۵) با استفاده از الگوی ناپارامتری کاپلان-مایر و بهره‌مندی از داده های خرد بیکاری برگرفته از نظرسنجی پانلی بازار کار مصر[2] به بررسی عوامل اثرگذار بر طول دوره بیکاری در مصر در طی سال های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۲ می پردازد. او از ویژگی‌های فردی بیکاران همچون سن، محل اقامت، سطح تحصیلات، تحصیلات و شغل پدر و نیز وضعیت تأهل برای برآورد احتمال بیکار ماندن یا ترک وضعیت بیکاری استفاده می‌کند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که مدت بیکاری در بین و افراد با تحصیلات دبیرستانی و بالاتر بیشتر از سایر گروه‌ها است. علاوه بر این کارگرانی که در دوران جوانی وارد بازار کار شدند در مقایسه با کسانی که تجربه طولانی‌تری دارند، دوره‌های بیکاری بالاتری را تجربه می‌کنند. همچنین تحصیلات پدر و مدت بیکاری بود در بین رابطه منفی دارد، اما در میان ارتباطی نداشت. نهایتاً، با گذشت زمان طول دوره بیکاری برای افراد با رشد یکسانی افزایش می‌یابد.

سئو و سانگی[3] (۲۰۱۶) به بررسی عوامل تعیین کننده مدت بیکاری در کره می‌پردازند. آنها با بکارگیری داده‌های فردی برگرفته از مجموعه داده‌های نظر سنجی پانلی درآمد و نیروی کار[4] به تجزیه و تحلیل تجربی عوامل تاثیرگذار بر طول مدت بیکاری می‌پردازند. آنها نیز از الگوی خطرات متناسب کاکس برای مشخص نمایی عوامل موثر بر طول دوره بیکاری استفاده می‌کنند. یافته‌های آنها حاکی ازآن است که احتمال افزایش طول دوره بیکاری، افراد مسن، کارگران بدون تحصیلات دانشگاهی بیشتر از سایر گروه‌ها است. آنها ابراز می‌دارند که تأثیر آموزش در دوره های بحران اقتصادی بر کاهش مدت زمان بیکاری

1. Kherfi
2. Egyptian Labor Market Panel Survey
3. Seo-Hyeong and Sunghee
4. Korean Labor and Income Panel Study

بسیار مهم است. همچنین طول دوره بیکاری با عوامل رضایت‌مندی از زندگی رابطه مستقیم دارد به عنوان مثال افرادی که از درآمد فعلی خانواده، محیط مسکونی و ارتباط اجتماعی با آنها رضایت بالایی دارند، مدت زمان بیشتری را در بیکاری به سر می‌برند. کریا و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر خصوصیات فردی اعم از جنسیت، سن، تحصیلات و تأهل و نیز تأثیرات منطقه‌ای بر مدت بیکاری در تونس می‌پردازند. ایشان با استفاده از داده‌های حاصل از مطالعه پانلی بازار کار تونس[2] و نیز بهره‌مندی از روش ناپارامتری کاپلان-مایر[3] به برآورد تابع بقا وضعیت بیکاری می‌پردازند. نتایج حاصل از مطالعه آنها حاکی از تفاوت قابل توجه طول دوره بیکاری بین مردان و زنان جویای کار هستند. همچنین آموزش به عنوان یک عامل بسیار مثبت در کاهش مدت بیکاری محسوب می‌شود علاوه بر طول دوره بیکاری شهرنشین کمتر از ساکنان مناطق دیگر است. در نهایت افراد بیکاردر گروه سنی ۲۵-۳۰ مدت بیشتری را در مقایسه با سایر گروه‌ها بیکار هستند.

زمان‌زاده و همکاران (۲۰۲۰) تنها مطالعه‌ای است که توانسته اثرات سیاست‌های پولی و مالی را بر طول دوره بیکاری زنان و مردان در گروه‌های سنی مختلف در کشورهای عضو OECD ارزیابی کند. آنها با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۰ کشور که تعدادی از آنها شامل کشورهای بلوک شرق هستند، به برآورد الگوی بیزی می‌پردازند. از آنجا که کشورهای بلوک شرقی دارای تورم بالا هستند، آنها از نرخ بهره حقیقی به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده نمودند.

در این تحقیق و در مقایسه با مطالعه اخیر ما اولاً فقط کشورهای پیشرفته را در نظر می‌گیریم که از ثبات اقتصادی و تورم پایین‌تری برخوردار هستند. از اینرو می‌توان از نرخ بهره اسمی به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کرد که ابزار دقیق‌تری برای سیاست پولی

1. Kriaa et al.
2. Panel Study of Tunisia Labor Market
3. Kaplan-Meier

است و مقامات پولی می‌توانند ارائه داد. ثانیاً در توسعه متدولوژی مذکور ما از روش ضرایب ناهمگن در طی هر چارک استفاده می‌کنیم. این رویکرد این اجازه را به ما می‌دهد تا بتوانیم ضرایب جداگانه‌ای برای هر کشور در هر چارک به دست آوریم.

۳. الگو

الگوی حاضر بر اساس ارتباط منحنی فلیپس و طول دوره بیکاری استوار است. در این راستا مدت زمانی که یک فرد در جستجوی کار بیکار است به عوامل کلان اقتصادی همچون نرخ بیکاری مرتبط است. بلانچارد و دایموند (۱۹۹۴) و کمپلوتی (۲۰۰۱) نشان دادند که بیکاری بالا به افزایش مدت بیکاری می‌انجامد. از طرفی خود بیکاری از طریق منحنی فیلیپس با نرخ رشد قیمت ها و بالطبع سیاست های طرف تقاضا مرتبط است.

الگوهای اقتصاد کلان به طور گسترده ای بر روی ارتباط بین سیاست های اقتصاد کلان پرداخته‌اند. در این بین آنها تاثیر این سیاست‌ها را بر روی طول مدت بیکاری نادیده گرفته‌اند. به عنوان یک رویکرد روشنگرانه ما معادلات زیر را در نظر می گیریم.

$$\log (UD_{ct}) = g(UR_{ct}) \quad (۱)$$

$$UR_{ct} = h(\dot{P}_{ct}) \quad (۲)$$

$$\dot{P}_{ct} = k\ (FP_{ct}\ , MP_{ct}, Z_{ct}) \quad (۳)$$

که در آن $\dot{P}$، UR، UD و Z بترتیب شامل طول مدت بیکاری، نرخ بیکاری، تورم و سایر متغیرهای کنترل هستند. $c = 1, \ldots, n$ و $t = 1, \ldots, T$ بیانگر کشور و سال هستند. رابطه تبعی بین طول مدت بیکاری و نرخ بیکاری برای ما بسیار مهم است چرا که سیاست‌های پولی و مالی از طریق این معادله بر طول مدت بیکاری تاثیر می‌گذارند. متاسفانه این رابطه به نظر اقتصادی مشخص نیست. دو دلیل برای این مساله متصور است. از یک طرف ذاتاً در اقتصاد رابطه بین بیکاری و طول دوره آن مثبت بنظر می‌رسد. چون با افزایش شمار بیکاران، زمان جستجو برای کار و احتمال بیشتر شدن مدت زمان یافتن کار برای افراد

بالا می‌رود. از طرف دیگر اگر ناهمگونی اساسی در بازار نیروی کار وجود داشته باشد، یک تغییر مثبت در شرایط اقتصاد موجب می‌شود که کارفرمایان افراد با طول بیکاری کمتر را استخدام کنند. همین امر سبب افزایش نسبی متوسط طول دوره بیکاری می‌شود. بر همین اساس اگر بر اثر رکود شمار تعداد بیکاران افزایش یابد احتمال کاهش متوسط طول دوره بیکاری نیز وجود خواهد داشت چرا که نسبت بیکاران با طول دوره کمتر به بیکاران با طول دوره بالاتر افزایش می‌یابد.

در تحلیل تجربی ما با استفاده از یک فرم خلاصه شده ارائه می‌کنیم. فرض کنید متغیر وابسته $\log(UD_{ct})$ لگاریتم طبیعی از متوسط طول دوره بیکاری در کشور c و زمان t باشد. در این صورت خواهیم داشت.

$$\log(UD_{ct}) = f(FP_{ct}\ , MP_{ct}, Y_{ct} - \overline{Y_c}). \qquad (۴)$$

ویژگی اصلی الگوی اقتصادسنجی ما این است که چگونه توزیع شرطی $\log(UD_{ct})$ با تغییرات سیاست مالی FP_{ct}، سیاست پولی MP_{ct} و وضعیت چرخه تجاری (همانند شکاف تولید) $Y_{ct} - \overline{Y_c}$ تغییر می‌کند. نکته قابل توجه در خصوص معادله (۴) این است که ما به هیچ وجه فروض پارامتریک همچون نرمال بودن توزیع طول دوره بیکاری را تحمیل نمی‌کنیم. همچنین ما شرایط همگونی اثرات متغیرهای مستقل را همچنانکه در روش حداقل مربعات لحاظ می‌شود را در نظر نمی‌گیریم. دلیلی که ما این نکات را اشاره می‌کنیم این است که ما به دنبال توضیح چگونگی اثرات متغیرهای سیاستی بر توزیع (یا چارک‌های) طول دوره بیکاری هستیم.

۲-۳. متدولوژی تحقیق

در این بخش با استفاده از روش بیزی چارکی با اثرات آمیخته به بررسی تاثیر اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر توزیع شرطی طول مدت بیکاری در کشورهای صنعتی پرداخته می‌شود. در این راستا ابتدا ما الگوی بدون اثرات چارکی به صورت زیر بیان

می‌کنیم.

$$\log(UD_{ct}) = X'_{ct}\,\beta + Z'_{Dt}\,\lambda + b_c + \omega_{ct}, \quad (۵)$$

که در آن β و λ ضرایب رگرسیونی (با اثرات همگون) و ثابت هستند. b_c بیانگر اثرات تصادفی کشورها است. این متغیر ناهمگنی‌های بین مقاطع را در بر می‌گیرد. ω_{ct} نیز جزء خطای رگرسیونی است و خطای الگو بعد از برازش را نشان می‌دهد. b و ω از یکدیگر مستقل هستند. زیرنویس های c ($c= 1, \ldots, n$) و t ($t= 1, \ldots, T$) بترتیب بیانگر کشور و زمان هستند. بردار متغیرهای توضیحی با $X'_{ct} = [\,FP_{ct}, MP_{ct}, (Y_{ct} - \bar{Y}_{ct})]$ نشان داده می‌شود. به طوری که FP، MP و $(Y - \bar{Y})$ نمایانگر سیاست مالی، سیاست پولی و شکاف تولید هستند. برای این که بتوانیم نوسانات شکاف تولید را به خوبی کنترل کنیم، ما همچنین برداری از متغیرهای موهومی $Z'_{Dt} = [DUM_{2002}, DUM_{2008}\,]$ را که اثرات افول‌های اقتصاد جهانی در سال های ۲۰۰۲ و ۰۹-۲۰۰۸ را در بر می‌گیرد استفاده می‌کنیم.

اکنون ما الگوی چارکی خود را بر اساس گراسی و بوتای (۲۰۰۷) در قالب داده‌های پانلی به طور زیر بیان می‌کنیم:

$$Q_{\log(UD_{ct})}(\tau \mid X_{ct}, Z_{Dt}, b_c\,) = X'_{ct}\beta_\tau + Z'_{Dt}\lambda_\tau + b_c\ , \quad (۶)$$

$$b_c \sim N(\,0\,,\,\xi) \quad (۷)$$

در اولین معادله τ بیانگر هر چارک رگرسیون است و $Q_{\log(UD_{ct})}$ معادل معکوس تابع توزیع تجمعی لگاریتم طول دوره بیکاری است. پس τ امین چارک طول دوره بیکاری برابر $X'_{ct}\beta_\tau + Z'_{Dt}\lambda_\tau + b_c$ است. در اینجا هر دوی β_τ و λ_τ برای هر چارک متفاوت هستند. در اینجا ما فرض می‌کنیم که این ضرایب ثابت بوده و زمان متغیر نیستند[1]. این نوع از تصریح به ما اجازه میدهد که بتوانیم به ارزیابی تاثیرات ناهمگون متغیرهای سیاستی بر توزیع طول دوره بیکاری بپردازیم. ا ز آنجا که اثرات تصادفی، ناهمگنی های غیر قابل

1. Time Varying

مشاهده را از طریق واریانس بین مقاطع اندازه‌گیری می‌کند. بهترین توزیع پیشینی که می‌توان برای این پارامتر متصور بود یک توزیع نرمال کم-آگاهی‌بخش با میانگین صفر و واریانس نامعلوم بالا است. برای اطلاع بیشتر به کریستینسن و همکاران (۲۰۱۰) رجوع شود. این موضوع در معادله دوم مشخص شده است که در آن ξ نشان دهنده واریانس اثرات تصادفی است[۱]. علاوه بر این ضریب شکاف تولید این امکان را به ما خواهد داد تا بتوانیم اثروضعیت اقتصادی را با فرض عدم اعمال سیاست‌های مالی و پولی (ثابت فرض کردن FP و MP) بر روی بخش‌های مختلف توزیع طول دوره بیکاری به دست آوریم.

همانگونه که جزء خطا ω_{ct} در معادله (۵) دارای فرم افزودنی[۲] دارد، همچون گراسی و بوتای (۲۰۰۷)، لو و همکاران (۲۰۱۲) و قاسم زاده و همکاران (۲۰۱۹) ما فرض می‌کنیم که جزء خطا دارای توزیع لاپلاس نامتقارن[۳] (ALD) است که در سراسر cها و tها بطور مستقل و یکسان توزیع شده[۴] (iid) است. لازم به ذکر است که استفاده از توزیع لاپلاس نامتقارن در مقابل توزیع نرمال موجب برآوردهای سازگارتر در روش رگرسیون چارکی می‌شود. چراکه این توزیع از پارمتر چولگی[۵] بهره می‌گیرد(برای مطالعه بیشتر در خصوص کفایت الگو و استنتاجات آماری به گراسی و بوتای (۲۰۰۷) رجوع کنید).

تابع توزیع چگالی برای لگاریتم متوسط طول دوره بیکاری بر اساس توزیع لاپلاس نا متقارن به صورت زیر بیان می‌شود:

$$f\left(\log\left(UD_{ct}\right)\right) = \frac{\tau(1-\tau)}{\sigma}\exp\left\{-\rho_{\tau}\left(\frac{\log\left(UD_{ct}\right)-\mu_{ct}}{\sigma}\right)\right\}$$
$$, \log\left(UD_{ct}\right) \in (-\infty. +\infty). \qquad (۸)$$

به‌طور ساده‌تر می‌توان توزیع لاپلاس نامتقارن را برای طول دوره بیکاری به صورت

---

۱. در واقع اثرات تصادفی ناهمگنی‌های غیر قابل مشاهده را از طریق برآورد واریانس بین مقاطع برآورد نموده و مشکل نااریبی ناشی از تفاوت بین مقاطع یا کشورها را در الگو رفع می‌کند.

2. Additive Form
3. Asymmetric Laplace Distribution (ALD)
4. Independent and Identically Distributed (iid)
5. Skew Parameter

$UD_{ct} \sim ALD(\mu_{ct}, \sigma\ , \tau)$ نوشت. که در آن میانگین تابع به عنوان پارامتر موقعیت[1] محدود به مقادیر مشخصی است($-\infty < \mu_{ct} < +\infty$) . همچنین $\sigma\ > 0$ پارامتر مقیاس[2] و $0 < \tau < 1$ پارامتر چولگی هستند. برای انجام محاسبات رگرسیون چارکی ما نیاز به ادازه گیری جمع وزنی انحرافات مطلق[3] داریم که به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\rho_\tau(\kappa) = \kappa\left(\tau - I_{(-\infty.0)}(\kappa)\right) = \ |\kappa| \left((1-\tau) I_{(-\infty.0)}(\kappa) + \tau\, I_{[0.+\infty)}(\kappa)\right), \kappa \in R, \quad (۹)$$

که در آن عبارت $\rho_\tau(.)$ به عنوان تابع چک[4] یا تابع تیک[5] نیز شناخته می‌شود. همچنین I(.) بیانگر تابع نشانگر[6] است. وزن های مثبت و منفی برای انحرافات با $(1-\tau)$ و τ نشان داده می‌شود. حال می‌توان تابع احتمال تجمعی لگاریتم متوسط طول دوره بیکاری را بر اساس پارامتر گرایش مرکزی[7] μ_{ct} در هر چارک را به صورت زیر بیان کرد:

$$F_{\log(UD_{ct})}(\mu_{ct}\ |\mu_{ct}, \sigma\ , \tau) = P(UD_{ct} \le \mu_{ct}) = \tau \quad (۱۰)$$

.

از آنجا که جزء خطای رگرسیون از توزیع لاپلاس نامتقارن تبعیت می‌کند ($\omega_{ct} \sim ALD(0, \sigma\ , \tau)$) در نتیجه متوسط طول دوره بیکاری با ثابت فرض کردن متغیرهای مستقل از توزیع لاپلاس نامتقارن پیروی خواهد کرد و یعنی $\log(UD_{ct}) \sim ALD(\mu_{ct}, \sigma\ , \tau)$.

حال ما می‌توانیم توزیع $\log(UD_{ct})$ را در قالب توزیع لاپلاس نامتقارن به صورت زیر بنویسیم:

$$, \log(UD_{ct}) = \sqrt{\frac{2\sigma\ E_{ct}}{\tau(1-\tau)}} Z_{ct} + \frac{1-2\tau}{\tau(1-\tau)} E_{ct} + \mu_{ct} \quad (۱۱)$$

که در آن Z و E بترتیب متغیر نرمال استاندارد و متغیر تصادفی نمایی هستند. همچنین

1. location parameter
2. scale parameter
3. a weighted sum of absolute deviations
4. check function
5. tick function
6. indicator function
7. central tendency

هر دوی آنها از یکدیگر مستقل هستند.

بر اساس معادله (۵) تابع توزیع احتمال برای رگرسیون متوسط طول دوره بیکاری با فرض ثابت نگاه داشتن پارامترها، اثرات تصادفی و همبستگی های آشکار[1] (متغیرهای توضیحی) به صورت زیر خواهد بود:

$$f(\log(UD_{ct}) \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, b_c) = \frac{\tau(1-\tau)}{\sigma}\exp\left\{-\rho_\tau\left(\frac{\log(UD_{ct}) - (X'_{ct}\beta_\tau + Z'_{Dt}\lambda_\tau + b_c)}{\sigma}\right)\right\}. \quad (۱۲)$$

با تعریف $\log(UD_c) = (\log(UD_{c1}), \cdots, \log(UD_{cT}))'$، تابع چگالی برای c-امین کشور به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$f(\log(UD_c) \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, b_c) = \prod_{t=1}^{T} f(\log(UD_{ct}) \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, b_c). \quad (۱۳)$$

ما سپس تابع توزیع مشترک $(\log(UD_c), b_c)$ را به شکل زیر ارائه می‌کنیم.

$$f(\log(UD_c), b_c \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, \xi) = f(\log(UD_c) \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, b_c) \times f(b_c \mid \xi), \quad (۱۴)$$

حال فرض می‌کنیم که $\log(UD) = ((\log(UD_1), \cdots, \log(UD_n))$ و $b = (b_1, \cdots, b_n)$ هستند. در نتیجه تابع حداکثر درستنمایی برای همه کشورها را می‌توان به صورت زیر بیان کرد.

$$f(\log(UD), b \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, \xi) = \prod_{c=1}^{n}\prod_{t=1}^{T} f(\log(UD_c) \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, b_c) \times f(b_c \mid \xi), \quad (۱۵)$$

برای انجام تحلیل‌های بیزی ما نیاز داریم که توزیع پسین را بر اساس توزیع های پیشین به دست آوریم. در این راستا ابتدا ما توزیع های پیشین پارامترهای الگو را اعم از

1. observed covariates

β_τ ، λ_τ، σ و ξ را تصریح می کنیم. در اینجا ما در مجموع هشت پارامتر خواهیم داشت که شامل ۴ ضریب رگرسیونی، ۲ ضریب متغیرهای موهومی، یک ضریب برای شوکهای گذرا[1] و یک ضریب دیگر برای واریانس اثرات تصادفی.

ما توزیع پسین الگوی خود را که از حاصلضرب تابع درستنمایی و توزیع های پیشین به دست می‌آید به صورت زیر بیان می‌کنیم:

$$\pi(\beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, \xi, b \mid \log(UD)) \propto f(\log(UD) \mid \beta_\tau, \lambda_\tau, \sigma, b) \times f(b \mid \xi) \times \pi(\beta_\tau) \times \pi(\lambda_\tau) \times \pi(\sigma) \times \pi(\xi), \quad (۱۶)$$

که در آن $\pi(\beta_\tau)$، $\pi(\lambda_\tau)$، $\pi(\sigma)$ و $\pi(\xi)$ توزیع های پیشین برای پارامترهای ناشناخته الگو هستند.

ما فرض می‌کنیم که توزیع‌های پیشین برای ضرایب رگرسیونی $\pi(\beta_\tau)$ و $\pi(\lambda_\tau)$ از یک توزیع نرمال ناآگاهنده[2] تبعیت می‌کنند که ما می‌توانیم آنها را به صورت زیر بنویسیم.

$$\pi(\beta_\tau) \sim N(\beta_{0\tau}, \Psi_{\beta_\tau}) \quad (۱۷)$$

$$\pi(\lambda_\tau) \sim N(\lambda_{0\tau}, \Psi_{\lambda_\tau}) \quad (۱۸)$$

که در آن $\beta_{0\tau} = 0$ و $\lambda_{0\tau} = 0$ بترتیب میانگین توزیع‌های پیشین برای β_τ و λ_τ هستند. همچنین واریانس مرتبط با این توزیع‌های پیشین بترتیب Ψ_{β_τ} و Ψ_{λ_τ} هستند. ما فرض می‌کنیم که توزیع‌های پیشین برای σ و ξ از توزیع گاما معکوس[3] (IG) پیروی می‌کنند. لذا خواهیم داشت:

$$\pi(\sigma) \sim IG(\varphi_0, \theta_0) \quad (۱۹)$$

$$\pi(\xi) \sim IG(\varphi_{00}, \theta_{00}) \quad (۲۰)$$

1. Transitional Shocks
2. Non-informative Normal Distribution
3. Inverse Gamma Distribution

در تمامی توزیع‌های پیشین بالا $\beta_{0\tau}$ ، Ψ_{β_τ} ،$\lambda_{0\tau}$ ، Ψ_{λ_τ} ، φ_0 ، θ_0 ، φ_{00} و θ_{00} فراپارامتر[1] هستند. در این بین φ_0 و φ_{00} پارمترهای شکل و همچنین θ_0 و θ_{00} پارامترهای مقیاس هستند.

از آنجا که توزیع نامتقارن لاپلاس دارای شکل مزدوج[2] نیست، محاسبات توزیع پسین بسیار پیچیده خواهد شد (لو و همکاران[3]، ۲۰۱۲). در نتیجه امکان حل الگو توسط انتگرال گیری وجود ندارد. به همین دلیل ما از روش زنجیره مارکوفی مونت کارلویی[4](MCMC) برای برآورد ضرایب استفاده می‌کنیم. در اینجا ما از روش نمونه گیری گیبس[5] برای شبیه‌سازی توزیع پسین استفاده می‌کنیم. برای ساده سازی فرض کنید بردار پارامترهای الگو به صورت $\Lambda = (\beta, \lambda, \sigma, \xi)$ تعریف شود. اگر R زنجیر تکرار برای این بردار در نظر بگیریم، می‌توانیم این تکرارها را به صورت $\Lambda = [\Lambda_1, \cdots, \Lambda_R]$ و مقدار اولیه آن را به شکل Λ_0 نشان دهیم. سپس می‌توان نمونه گیری گیبس را به صورت زیر نشان داد.

$$\Lambda_1 \sim P(\Lambda = \Lambda_1 \mid UD, \Lambda_{(0)})$$
$$\Lambda_2 \sim P(\Lambda = \Lambda_2 \mid UD, \Lambda_{(1)})$$
$$\vdots$$
$$\Lambda_R \sim P(\Lambda = \Lambda_R \mid UD, \Lambda_{(R-1)})$$

از اینرو با درنظر نگرفتن M نمونه اولیه از شبیه‌سازی و سپس با محاسبه توزیع پسینی از (R-M) شبیه‌سازی باقیمانده می‌توان برآورد ضرایب الگو را به دست آورد.

۴. داده‌های آماری و برآورد الگو

داده‌های آماری مورد استفاده در این تحقیق رسمی کشورهای عضو سازمان همکاری

1. Hyperparameters
2. Conjugate
۳. شرط کامل (full condition) الگوی بیزی چارکی توسط آنها به تفصیل بیان شده است.
4. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)
5. Gibbs Sampler

اقتصادی و توسعه[1] (OECD) برگرفته شده است که سال های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ را در بر می‌گیرد. در این راستا داده های متوسط طول دوره بیکاری به متوسط هفته‌هایی اطلاق می شود که افراد در جستجوی شغل از وضعیت بیکاری به اشتغال برسند. این متغیری پیوسته است که وضعیت کلی طول دوره بیکاری در یک کشور را برای یک سال خاص نشان می‌دهد. برای بررسی اثر سیاست مالی از متغیر تراز مالی اولیه[2] استفاده گردید. این متغیر همان تراز کلی مالی است به استثنای پرداخت سود خالص بدهی عمومی که از ویژگی‌های مهم پایداری کوتاه‌مدت است. لذا تراز مالی اولیه نشان می دهد که دولت تا چه اندازه می تواند به تعهدات خود بدون تحمیل بدهی اضافی عمل کند. برای سیاست پولی از نرخ بهره اسمی استفاده شده است. همچنین برای شکاف تولید از تفاوت بین تولید واقعی و تولید بالقوه استفاده گردید.

به منظور برآورد الگو به شبیه‌سازی الگو با ۱۵۰۰۰ تکرار پرداخته شد که تعداد ۳۰۰۰ تکرار اولیه از الگو حذف و از متوسط نتایج ۱۲۰۰۰ شبیه‌سازی دیگر به عنوان ضرایب الگو استفاده گردید. در نتیجه در این مطالعه تعداد ۷۵۰۰۰ شبیه‌سازی در ۵ بخش از توزیع شرطی شامل چارک های ۱۰، ۳۰، ۵۰ (میانه)، ۷۰ و ۹۰ درصدی طول دوره بیکاری انجام شده است. برای اطمینان از همگرایی الگو از نمودار سری‌های زمانی شبیه‌سازی های توزیع پسینی استفاده شده است. این سری‌ها به سوی یک بازه اطمینان مشخص همگرا بوده و هیچ انحرافی ندارند. علاوه بر این، ما به بررسی شکل توزیع پسینی پارامترهای برآورد شده پرداختیم تا از همانند بودن فرم شبیه‌سازی‌های پسینی و شکل توزیع‌های پیشینی اطمینان حاصل کنیم. این آزمون‌ها اعتبار ضرایب الگو را نشان می‌دهند. نتایج این آزمون‌ها در ضمیمه ارائه شده است.

برآوردهای الگو برای اندازه‌گیری تاثیرات سیاست‌های پولی و مالی بر روی توزیع شرطی طول دوره بیکاری در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Organization for Economic Co-operation and Development
2. Primary Fiscal Balance

جدول (۱). نتایج برآورد چارکی برای طول دوره بیکاری

	τ=۱۰	τ=۳۰	τ=۵۰	τ=۷۰	τ=۹۰
C	۱/۸۹	۱/۸۵	۱/۹۵	۱/۸۵	1.33
s.e.	۰/۳۷	۰/۳۰	۰/۳۸	۰/۶۱	۱/۱۵
t.stat	۵/۱۵	۶/۲۳	۵/۱۸	۳/۰۴	۱/۱۶
MP	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۳
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱
t.stat	-۱/۶۶	-۱/۷۱	-۰/۹۸	۰/۴۴	۱/۹۷
FP	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲
s.e.	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	۰/۷۲	۰/۷۶	۲/۳۴	۲/۰۳	۱/۸۱
OG	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۷
s.e.	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	-۱/۷۳	-۱/۵۱	-۳/۴۵	-۴/۴۱	-۴/۵۸
D_{2002}	۰/۰۱	-۰/۰۵	-۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵
s.e.	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۷
t.stat	۰/۲۰	-۰/۵۷	-۰/۱۱	۰/۲۷	۰/۷۱
$D_{2008\text{-}9}$	-۰/۱۳	-۰/۱۳	-۰/۱۲	-۰/۱۹	-۰/۲۰
s.e.	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۵
t.stat	-۲/۹۳	-۲/۳۲	-۱/۹۴	-۲/۸۱	-۴/۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنان که از جدول بالا مشاهده می‌شود؛ چارک‌های مختلف طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی با متغیر تراز مالی اولیه غیر چرخه ای دولت رابطه مستقیمی دارند. لذا دولت با اعمال سیاست کسری بودجه‌ای می‌تواند طول دوره مدت بیکاری را به وِیژه برای افرادی که بیکاری‌های طولانی‌تری را تجربه می‌کنند، کاهش دهد. هر چند این همبستگی در چارک‌های اولیه ضعیف‌تر است. لذا پیشنهاد می‌شود که دولت برای کاهش طول دوره بیکاری سیاست کسری بودجه‌ای را در پیش گیرد.

از طرفی توزیع شرطی طول دوره بیکاری و نرخ بهره اسمی در چارک‌های بالایی دارای

رابطه مثبت هستند. این بدان معناست که کاهش نرخ بهره سبب پایین آمدن طول دوره مدت بیکاری در چارک‌های بالا می‌شود. هر چند این همبستگی در بخش‌های پایین توزیع شرطی طول دوره بیکاری منفی است که حاکی از کارایی سیاست پولی در چارک‌های بالایی طول دوره بیکاری است. از این رو بانک‌های مرکزی در کشورهای صنعتی می‌توانند از سیاست‌های پولی انبساطی برای کاهش بیکاری با طول دوره بالا یا بیکاری‌های ساختاری استفاده کند.

در رابطه با اثر شکاف تولید بر طول مدت بیکاری باید ذکر کرد که افزایش تولید بیشتر از تولید بالقوه موجب کاهش طول دوره بیکاری در سراسر توزیع این متغیر می‌شود. این اثرگذاری در میانه توزیع و چارک‌های بالایی بسیار قوی است. لذا تغییر مثبت در چرخه تجاری توانایی کاهش بیکاری برای افرادی که مدت زمان بالایی است بیکار هستند را فراهم آورد.

در جهت کاهش طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی بنظر می‌رسد، اعمال سیاست‌های مالی در کاهش طول بیکاری کارآمد است. در ضمن این که سیاست مالی تقریباً دارای اثر قوی‌تری در میانه و چارک‌های بالای توزیع شرطی طول دوره بیکاری دارد. همچنین وضعیت بهتر چرخه تجاری موجب کاهش طول دوره بیکاری در تمامی چارک‌ها می‌شود.

توسعه متدولوژی تحقیق

در چند دهه اخیر برخی از اقتصادسنجی‌دانان و آماردانان برجسته به رهبری سوامی (۱۹۷۰) و سپس هاشم پسران (۲۰۰۶)، هاشم پسران و یاگاماتا (۲۰۰۸) به توسعه الگوهایی پرداختند که برای هر مقطع[1] از داده‌های پانلی می‌تواند یک ضریب مشخص برآورد کند. این الگوها که به رگرسیون‌های با ضرایب ناهمگن معروف هستند. اهمیت این

1. Section

رویکرد از آن جهت است که می‌توان ناهمگنی‌های بین مقاطع مختلف را به صورت قابل مشاهده برآورد نمود. لذا نتایج مورد برآورد از کارایی بالاتری برخوردار خواهند بود، چرا که تغییرات متغیر وابسته درمقاطع با اتکاء کمتری به اثرات ثابت یا متغیر برآورد می‌شود. اگر چه این متدولوژی در دهه‌های گذشته مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته است، برآورد آن در طول توزیع شرطی متغیرها اخیراً بررسی شده است. از این مطالعات می‌توان به کالوو و همکاران (۲۰۱۸) و زمان‌زاده و بنرجی (۲۰۲۱) اشاره نمود. اولی با بهره‌گیری از روش کلاسیک چارکی و دومی با تصریح الگو به شیوه بیزی چارکی با ضرایب ناهمگن در مقاطع داده‌های پانلی بترتیب به ارزیابی بازارهای مالی و مسائل زیست محیطی می‌پردازند. در اینجا الگوی تجربی با ضرایب ناهمگن در طول توزیع شرطی طول دوره بیکاری به صورت زیر ارائه می‌شود،

$$Q_{\log\left(UD_{ct}\right)}\left(\tau \mid X_{ct}, Z_{Dt}, b_c\right) = X'_{ct}\beta_{c\tau} + Z'_{Dt}\lambda_{c\tau} + b_c \ , \qquad (۲۱)$$

که در آن $\beta_{c\tau} = (\beta_{AUS\tau}, \beta_{CAN\tau}, \beta_{FRA\tau}, \beta_{USA\tau})$ و $\lambda_{c\tau} = (\lambda_{AUS\tau}, \lambda_{CAN\tau}, \lambda_{FRA\tau}, \lambda_{USA\tau})$ بردار های ضرایب الگو برای کشورهای استرالیا، کانادا، فرانسه و امریکا هستند. همانند الگوی رگرسیونی با ضرایب همگن فرض می‌کنیم که توزیع‌های پیشین برای ضرایب رگرسیونی $\pi(\beta_{c\tau})$ و $\pi(\lambda_{c\tau})$ از یک توزیع نرمال چند جمله‌ای تبعیت می‌کنند. این توزیع‌ها به صورت زیر هستند،

$$\pi(\beta_{c\tau}) \sim MN(\beta_{0c\tau}, \Psi_{\beta_{c\tau}}) \qquad (۲۲)$$

$$\pi(\lambda_{c\tau}) \sim MN(\lambda_{0c\tau}, \Psi_{\lambda_{c\tau}}) \qquad (۲۳)$$

در آن $\beta_{0c\tau} = 0$ و $\lambda_{0c\tau} = 0$ بترتیب میانگین توزیع‌های پیشین برای $\beta_{c\tau}$ و $\lambda_{c\tau}$ هستند. در ضمن واریانس این توزیع‌های پیشینی بترتیب $\Psi_{\beta_{c\tau}}$ و $\Psi_{\lambda_{c\tau}}$ است. پس از ۱۵۰۰۰ بار شبیه‌سازی در هر چارک و دور ریختن ۳۰۰۰ شبیه‌سازی اولیه، یافته‌های الگو برای هر یک از ۴ کشور صنعتی به صورت زیر ارائه می‌شود.

جدول (۲) برآوردهای کشور استرالیا را ارائه می‌کند.

جدول (۲). نتایج برآورد چارکی برای طول دوره بیکاری استرالیا

	τ=۱۰	τ=۳۰	τ=۵۰	τ=7۷۰	τ=۹۰
C	۲/۲۹	۲/۴۲	۱/۹۷	۲/۰۳	۲/۵۷
s.e.	۰/۶۴	۰/۵۴	۰/۹۶	۱/۱۳	۰/۶۵
t.stat	۳/۶۰	۴/۴۶	۲/۰۵	۱/۸۰	۳/۹۸
MP	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱
s.e.	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱
t.stat	--۰/۸۶	-۰/۸۲	-۰/۷۴	-۰/۶۸	-۰/۸۲
FP	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	۲/۷۷	۳/۵۹	۶/۱۵	۶/۸۹	۵/۲۷
OG	-۰/۰۶	-۰/۰۷	-۰/۰۶	-۰/۰۴	-۰/۰۳
s.e.	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۳
t.stat	-۱/۰۷	-۱/۶۹	-۱/۲۰	-۰/۸۵	-۰/۷۸
D_{2002}	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۸
s.e.	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱
t.stat	۰/۴۸	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۷۹	۰/۷۳
$D_{2008\text{-}9}$	۰/۰۴	-۰/۰۲	-۰/۰۶	-۰/۰۸	-۰/۰۸
s.e.	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸
t.stat	۰/۳۵	-۰/۲۳	-۰/۷۹	-۰/۹۹	-۱/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنان که از جدول (۲) ملاحظه می‌شود؛ چارک‌های مختلف طول دوره بیکاری در استرالیا با متغیر تراز مالی اولیه غیر چرخه ای دولت دارای رابطه مستقیم است. لذا دولت با اعمال سیاست کسری بودجه‌ای می‌تواند طول دوره مدت بیکاری را به وِیژه برای افرادی که بیکاری‌های کوتاه تری را تجربه می‌کنند، کاهش دهد.

از طرفی توزیع شرطی طول دوره بیکاری و نرخ بهره اسمی در تمامی چارک‌های دارای همیستگی منفی و غیر معنی داری است. این بدان معناست که تغییر در نرخ بهره نمی‌تواند متضمن کاهش طول دوره مدت بیکاری در استرالیا شود.

اثر شکاف تولید بر طول مدت بیکاری نیز معنی دار نبوده، لذا افزایش تولید بیشتر از

تولید بالقوه نمی‌تواند موجب کاهش طول دوره بیکاری در توزیع این متغیر شود.

در جهت کاهش طول دوره بیکاری در استرالیا بنظر می‌رسد، اعمال سیاست‌های مالی در کاهش طول بیکاری کارآمد باشد.

جدول (۳) برآوردهای کشور کانادا را ارائه می‌کند.

جدول (۳). نتایج برآورد چارکی برای طول دوره بیکاری کانادا

	τ=۱۰	τ=۳۰	τ=۵۰	τ=۷۰	τ=90
C	۱/۲۳	۱/۱۶	۱/۰۳	۰/۹۵	۰/۹۴
s.e.	۰/۴۵	۰/۵۰	۰/۹۶	۰/۸۰	۰/۷۵
t.stat	۲/۷۵	۲/۳۲	۱/۰۷	۱/۱۸	۱/۲۵
MP	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
s.e.	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲
t.stat	-۰/۱۱	۰/۶۳	۱/۰۱	۱/۲۴	۱/۶۲
FP	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	۱/۱۴	۰/۸۲	۰/۹۳	۱/۰۳	۱/۳۴
OG	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۰۶	-۰/۰۶	-۰/۰۶
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	-۱/۵۸	-۲/۷۸	-۴/۴۰	-۵/۰۶	-۴/۶۳
D_{2002}	-۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۸
s.e.	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱
t.stat	-۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۴۶	۰/۶۷	۰/۶۸
$D_{2008\text{-}9}$	-۰/۱۵	-۰/۱۹	-۰/۲۰	-۰/۱۸	-۰/۱۹
s.e.	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۶
t.stat	-۱/۴۵	-۲/۳۵	-۲/۹۴	-۲/۸۷	-۳/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

چنانچه از جدول (۳) مشاهده می‌شود؛ چارک‌های مختلف طول دوره بیکاری در کانادا با متغیر تراز مالی اولیه غیر چرخه ای دولت رابطه مستقیم و غیر معنی‌دار دارند. لذا دولت با اعمال سیاست مالی نمی‌تواند طول دوره مدت بیکاری را تغییر دهد.

از طرفی توزیع شرطی طول دوره بیکاری و نرخ بهره اسمی دارای دارای رابطه مثبت

و غیر معنی داری است. این موضوع بدان معناست که کاهش نرخ بهره نمی‌تواند طول دوره مدت بیکاری را کاهش دهد. لذا اعمال سیاست پولی انبساطی برای کاهش بیکاری در کانادا بی اثر است.

اثر شکاف تولید بر طول مدت بیکاری منفی و معنی دار است. لذا افزایش تولید بیشتر از تولید بالقوه موجب کاهش طول دوره بیکاری در کانادا می‌شود.

در جهت کاهش طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی بنظر می‌رسد، بهبود وضعیت چرخه تجاری بتواند موجبات کاهش طول دوره بیکاری را در کانادا فراهم آورد.

جدول (۴) برآوردهای کشور فرانسه را ارائه می‌کند.

جدول (۴). نتایج برآورد چارکی برای طول دوره بیکاری فرانسه

	τ=۱۰	τ=۳۰	τ=۵۰	τ=۷۰	τ=۹۰
C	۲/۵۶	۲/۵۴	۲/۵۳	۳/۱۳	2.28
s.e.	۰/۵۵	۰/۷۰	۰/۶۶	۰/۸۹	۰/۷۶
t.stat	۴/۶۳	۳/۶۱	۳/۸۳	۳/۵۲	۲/۹۸
MP	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۰۱
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱
t.stat	-۰/۰۲	۰/۰۹	۰/۱۰	-۰/۲۷	-۰/۷۸
FP	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	۱/۸۵	۲/۰۸	۲/۳۸	۳/۲۴	۴/۵۸
OG	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰
s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱
t.stat	۰/۱۱	-۰/۱۷	-۰/۳۱	-۰/۱۶	۰/۱۸
D_{2002}	-۰/۱۹	-۰/۱۴	-۰/۱۰	-۰/۰۷	-۰/۰۶
s.e.	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱
t.stat	-۱/۲۲	-۱/۱۸	-۰/۹۹	-۰/۷۰	-۰/۵۳
$D_{2008\text{-}9}$	-۰/۱۱	-۰/۰۹	-۰/۰۷	-۰/۰۵	-۰/۰۴
s.e.	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۷
t.stat	-۱/۱۵	-۱/۱۵	-۱/۰۷	-۰/۷۹	-۰/۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنان که از جدول (۴) ملاحظه می‌شود؛ چارک‌های مختلف طول دوره بیکاری در کشور فرانسه با متغیر تراز مالی اولیه غیر چرخه ای دولت رابطه مستقیمی دارند. در نتیجه دولت با اعمال سیاست کسری بودجه‌ای می‌تواند طول دوره مدت بیکاری را به وِیژه برای افرادی که بیکاری‌های طولانی‌تری را تجربه می‌کنند، کاهش دهد. هر چند این همبستگی در چارک‌های اولیه ضعیف‌تر است. لذا پیشنهاد می‌شود که دولت برای کاهش طول دوره بیکاری سیاست کسری بودجه‌ای را در پیش گیرد.

از طرفی توزیع شرطی طول دوره بیکاری و نرخ بهره اسمی در تمامی چارک دارای رابطه غیر معنی‌دار هستند. این بدان معناست که کاهش نرخ بهره نمی‌تواند سبب پایین آمدن طول دوره مدت بیکاری در چارک‌های بالا می‌شود. هر چند این همبستگی در بخش‌های پایین توزیع شرطی طول دوره بیکاری گردد.

در خصوص همبستگی بین شکاف تولید و طول مدت بیکاری باید ذکر کرد این رابطه معنی‌دار نیست. لذا افزایش تولید بیشتر از تولید بالقوه نمی‌تواند کاهش طول دوره بیکاری را در هیچ یک از بخش‌های توزیع آن تغییر دهد.

در جهت کاهش طول دوره بیکاری در فرانسه بنظر می‌رسد، اعمال سیاست‌های مالی در کاهش طول بیکاری کارآمد باشد.

جدول (۵) برآوردهای کشور امریکا را ارائه می‌کند.

جدول (۵). نتایج برآورد چارکی برای طول دوره بیکاری امریکا

	τ=۱۰	τ=۳۰	τ=۵۰	τ=۷۰	τ=۹۰
C	۰/۹۱	۱/۵۶	۱/۴۱	۱/۳۲	۰/۶۴
s.e.	۰/۷۷	۰/۴۵	۰/۶۶	۰/۹۸	۱/۵۱
t.stat	۱/۱۹	۳/۴۴	۲/۱۲	۱/۳۵	۰/۴۳
MP	۰/۰۰	-۰/۰۷	-۰/۰۶	-۰/۰۶	-۰/۰۷
s.e.	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
t.stat	-۰/۰۵	-۲/۶۴	-۳/۲۹	-۳/۳۷	-۳/۳۳
FP	-۰/۰۷	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۴

s.e.	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
t.stat	-۳/۲۵	-۰/۸۳	-۲/۵۱	-۳/۵۳	-۴/۱۱
OG	-۰/۰۶	-۰/۰۸	-۰/۰۷	-۰/۰۸	-۰/۰۸
s.e.	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
t.stat	-۱/۵۸	-۳/۲۰	-۳/۴۱	-۳/۹۳	-۳/۶۸
D_{2002}	-۰/۲۲	-۰/۳۹	-۰/۴۱	-۰/۴۱	-۰/۴۲
s.e.	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱
t.stat	-۱/۳۴	-۳/۱۳	-۴/۱۳	-۴/۱۴	-۳/۸۱
$D_{2008\text{-}9}$	-۰/۳۷	-۰/۴۰	-۰/۴۴	-۰/۳۹	-۰/۳۷
s.e.	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۰۶
t.stat	-۳/۰۲	-۳/۱۲	-۳/۳۹	-۴/۵۳	-۵/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

چنان که از جدول بالا مشاهده می‌شود؛ چارک‌های مختلف طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی با متغیر تراز مالی اولیه غیر چرخه ای دولت رابطه معکوس دارند. لذا دولت با داشتن تراز بودجه بهتر می‌تواند طول دوره مدت بیکاری را به وِیژه برای افرادی که بیکاری‌های کوتاه‌مدت‌تری را تجربه می‌کنند، کاهش دهد. هر چند این همبستگی در چارک‌های میانی ضعیف‌تر است.

از طرفی توزیع شرطی طول دوره بیکاری و نرخ بهره اسمی در همه چارک‌ها به جز چارک پایینی دارای رابطه منفی هستند.

در رابطه با اثر شکاف تولید بر طول مدت بیکاری باید اذعان داشت که افزایش تولید بیشتر از تولید بالقوه موجب کاهش طول دوره بیکاری در سراسر توزیع این متغیر می‌شود. این اثرگذاری در چارک‌های بالایی بسیار قوی است. لذا تغییر مثبت در چرخه تجاری توانایی کاهش بیکاری برای افرادی که مدت زمان بالایی است بیکار هستند را فراهم آورد.

در جهت کاهش طول دوره بیکاری در امریکا بنظر می‌رسد، اعمال سیاست‌های مالی در کاهش طول بیکاری کارآمد است. در ضمن این که وضعیت بهتر چرخه تجاری موجب کاهش طول دوره بیکاری در تمامی چارک‌ها می‌شود.

برای اطمینان از این که آیا الگوی با ضرایب ناهمگن بهتر از ضرایب همگن است یا نه، از دو معیار خطای استاندارد رگرسیونی و معیار اطلاعات انحراف[1] (DIC) برای مقایسه بین الگوهای مورد برآورد استفاده می‌کنیم. این نتایج در طی بخش‌های مختلف طول دوره بیکاری به شرح زیر هستند.

جدول (۶). نتایج آزمون مقایسه الگوهای با ضرایب همگن و ناهمگن

		τ=۱۰	τ=۳۰	τ=۵۰	τ=۷۰	τ=۹۰
الگوی چارکی با ضرایب همگن	Reg. S.E.	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۲
	DIC	-۱۴۳/۰۸	-۱۰۵/۵	-۱۰۳/۲	-۱۰۶/۲	-۱۳۷/۲
الگوی چارکی با ضرایب نا همگن	Reg. S.E.	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱
	DIC	-۲۰۵/۸	-۱۸۶/۱	-۲۰۵/۲	-۲۲۰/۷	-۲۶۲/۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنان که از جدول (۶) مشاهده می‌شود، مقادیر آماره‌های به دست آمده برای الگوی چارکی با ضرایب ناهمگن از الگوی رقیب خود کوچکتر است که حاکی از کارایی بالاتر برآوردهای حاصله از الگوی چارکی با ضرایب ناهمگن است.

۵. جمع‌بندی و پیشنهادها

کاهش طول دوره بیکاری یکی از اهداف مهم اقتصادی کشورهای جهان، به ویژه در کشورهای توسعه یافته است. اهمیت کاهش طول دوره بیکاری بدان جهت است که کاهش نرخ بیکاری می‌تواند ناشی از خروج بیکارانی با طول مدت زمان بالای بیکاری باشد و نه به خاطر عملکرد مناسب اقتصادی. لذا عدم برنامه ریزی برای ایجاد اشتغال برای بیکارانی که مدت زیادی است از داشتن کار محروم هستند، موجبات خروج این افراد از بازار کار

1. Deviance Information Criterion

می‌شوند که این امر گاهی اثر خود را از طریق کاهش نرخ بیکاری نشان می دهد و نه بهبود شرایط کسب و کار در اقتصاد. در این راستا طول مدت بیکاری به عنوان متغیر جریان در تشکیل انباره بیکاری محسوب می شود. لذا در این بین شناسایی عوامل تاثیرگذار بر طول دوره بیکاری و کاهش آن از طریق سیاست های مناسب اقتصادی به عنوان سیاست های ضد رکودی از اهمیت بسیار بالایی دارد.

در این پژوهش به با الگوسازی طول دوره بیکاری از طریق منحنی فلیپس به ارائه الگوی نظری ارتباط دهنده بین سیاست‌های پولی و مالی بر طول دوره بیکاری پردخته شد. تا از این طریق بتوان با شناسایی اثرات هر یک از سیاست های پولی و مالی بر روی طول مدت بیکاری متوسط طول بیکاری را کاهش داد. سپس با استفاده از داده های بازار کار کشورهای صنعتی در دوره زمانی سال 1997 تا 2017، این اثرات برروی توزیع شرطی طول دوره بیکاری مورد بررسی قرار گرفت.

به منظور برآورد الگو از روش بیزی چارکی در قالب داده‌های پانلی بهره گرفته شد. در این راستا به شواهدی دست یافتیم که حاکی از تاثیرگذاری ناهمگن سیاست‌های پولی و مالی بر مدت زمان بیکاری است. به گونه‌ای که سیاست مالی انبساطی اثر مثبت بر کاهش دوره بیکاری بر طول دوره بیکاری و بالا دارد در حالیکه سیاست پولی انبساطی موجب کاهش مدت زمان بیکاری در چارک‌های بالایی توزیع شرطی آن می‌شود. در نهایت چرخه‌های تجاری مثبت سبب کاهش طول دوره بیکاری و یه ویژه در چارک‌های بالا می‌شوند.

در جهت کاهش طول دوره بیکاری در کشورهای صنعتی بنظرمی‌رسد، اعمال سیاست مالی در کاهش طول بیکاری کارآمد باشد. در ضمن بانک مرکزی با اعمال سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ بهره می تواند موجبات کاهش طول دوره بیکاری را در چارک های بالایی را فراهم آورد. همچنین بهبود وضعیت اقتصاد و داشتن چرخه تجاری مثبت می‌تواند منجر به کاهش طول دوره بیکاری در تمامی چارک‌ها شود.

از آنجا که در ادبیات طول دوره بیکاری در ایران، به چگونگی دستیابی به این هدف از طریق سیاست‌های پولی و مالی اشاره‌ای نشده است. از اینرو شیوه مورد اشاره در این مقاله می‌تواند برای ارزیابی اثر سیاست‌های اقتصادکلان بر طول مدت بیکاری در ایران بکار گرفته شود.

منابع:

- Blanchard, O. J., & Diamond, P. (1994). Ranking, Unemployment Duration, and Wages. *Review of Economic Studies*, 61(3), 417-434.
- Bover, O., Arellano, M., & Bentolila, S. (2002). Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle. *The Economic Journal*, 112(479), 223-265.
- Galvao, A. F., Juhl, T., Montes-Rojas, G., & Olmo, J. (2018). Testing slope homogeneity in quantile regression panel data with an application to the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Econometrics*, *16*(2), 211-243.
- Campolieti, M. (2001). Bayesian semiparametric estimation of discrete duration models: An application of the Dirichlet process prior. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 1-22.
- Dashtebozorgi, Z., Keshavarz, G., Piraee, K. & Zare, H. (2019). The Effects of Unemployment Duration, Unemployment Insurance, and Occupational Training on Wage. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 54(4), 965-993 (In Persian).
- Feizpour M A. (2011). Unemployment Duration and Its Determinants: Evidences from Job Seekers in Yazd Province during the Third Development Plan. *Social Welfare Quarterly*, 10 (39), 327-356 (In Persian).
- Ganjali, M. (2010). *Statistical analysis of factors affecting unemployment duration*. The Iranian Statistics Research Institute (In Persian).
- Ghasemzadeh, S., Ganjali, M., & Baghfalaki, T. (2020). Bayesian quantile regression for joint modeling of longitudinal mixed ordinal and continuous data. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, *49*(2), 375-395 (In Persian).
- Geraci, M., & Bottai, M. (2007). Quantile regression for longitudinal data using the asymmetric Laplace distribution. *Biostatistics*, *8*(1), 140-154.
- Hadian, E. (2005). Study of the effect of education of job seekers on the duration of their unemployment (case study of Shiraz). *Journal of Economic Research*, 40(2), 217-238 (In Persian).
- Kherfi, S. (2015). Determinants of unemployment duration. The Egyptian Labor Market in an Era of Revolution, 90.
- Kriaa, F., Bouhari, M., & Mathlouthi, Y. (2020). Determinants of

unemployment duration for young men and women in Tunisia. *Economics, Management and Sustainability*, 5(2), 78-95.
- Kupets, O. (2006). Determinants of unemployment duration in Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 34(2), 228-247.
- Koenker, R., and Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Luo, Y., Lian, H., & Tian, M. (2012). Bayesian quantile regression for longitudinal data models. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 82(11), 1635-1649.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, *74*(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Rodgers, W. M. (2008). African American and White Differences in the Impacts of Monetary Policy on the Duration of Unemployment. *American Economic Review*, 98 (2), 382-86.
-Sadeghinezhad, M. & Hassani Darmian, G. (2020). Changes in Unemployment Life Expectancy in the Provinces of Iran during 2006-2016. *Population Studies*, 6(1), 231-260 (In Persian).
- Seo-Hyeong, L.E.E., & Sunghee, C. H.O.I. (2016). Estimating Determinants of Unemployment Duration in Korea: Evidence from the Korean Labor and Income Panel Study. *Editorial Board*, 11(4), 42.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323.
- Zamanzadeh, A & Banerjee, R. (2021). Heterogenous Environmental Kuznets Curve. Working Paper, Business School, University of South Australia.
- Zamanzadeh, A., Chan, M. K., Ehsani, M. A. & Ganjali, M. (2020). Unemployment duration, Fiscal and monetary policies, and the output gap: How do the quantile relationships look like? *Economic Modelling*, 91(C), 613-632.

Evaluating the Effects of Fiscal and Monetary Policies on the Unemployment Duration in Industrial Countries

Akbar Zamanzadeh[*]
Mohammad Ali Ehsani (Ph.D)[**]
Mojtaba Ganjali (Ph.D)[***]

Received: 16/12/2020 Accepted: 02/03/2021

Abstract
We investigated the effects of fiscal and monetary policies on the conditional distribution of unemployment duration in industrial countries to understand how job search time reacts to macroeconomic policies. We use data from four advanced countries, including the United States, Canada, France, and Australia, over the last two decades and apply the Bayesian quantile method to do the empirical analysis. We also employed the Bayesian panel data model with heterogeneous slopes over cross-sections. The evidence shows that monetary and fiscal policies heterogeneously affect different parts of the distribution of unemployment duration. Also, estimates show that government budget surplus is positively correlated with all quantiles of unemployment duration. In addition, nominal interest rate is negatively associated with the lower parts of the unemployment duration distribution, while this correlation is positive for high quantiles. The estimates of the heterogeneous slopes model reveal that fiscal and monetary policies are more effective in the US compared to other countries.

Keywords: *Fiscal and Monetary Policies, Unemployment Duration, Bayesian Quantile Method.*
JEL Classification: E24, E52, E62.

[*] Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, (Corresponding Author)
Email: akbar.zamanzadeh@stu.umz.ac.ir
[**] Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, Email: m.ehsani@umz.ac.ir
[***] Professor of Statistics, Faculty of Mathematical Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: m-ganjali@sbu.ac.ir