مجله اقتصادی
شماره‌های ۱۱ و ۱۲، بهمن و اسفند ۱۳۹۹، صفحات ۱۲۱-۸۹

تأثیر تکانه‌های بازده سهام بر نرخ بیکاری

ابراهیم عباسی
استاد، عضو هیئت علمی دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران
abbasiebrahim2000@Alzahra.ac.ir

محمد شعبانی
دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علی‌آباد کتول، مدیریت مالی، علی‌آباد کتول، ایران
m.sh.varnami64@gmail.com

هدف این پژوهش بررسی تأثیر تکانه¬های بازده سهام بر نرخ بیکاری است. در این پژوهش از داده¬های سالانه سری زمانی طی سال‌های ۱۳۷۸ الی ۱۳۹۷ استفاده شده است. بازده¬های بازار سهام به سه بازده زیرمجموعه ۱-بازده اسمی ۲-بازده تعدیل‌شده و ۳- بازده واقعی تقسیم می¬شوند. در این پژوهش، متغیرهایی بر پایه نظریه¬های اشتغال و تقاضای کار به مدل اضافه شد. در این پژوهش، ابتدا به نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای هر متغیر پرداخته شده، سپس آزمون وجود همگرایی را از روش کرانه¬ها و آزمون هم¬انباشتگی برای هر چهار فرضیه استفاده شد. در مرحله بعد به بررسی نتایج گارچ پرداخته و در مرحله آخر، به تشریح تابع عکس‌العمل تحریک (آنی) پرداخته و اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت هر یک از این شوک‌ها بر نرخ بیکاری با استفاده از الگوی ARDL مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج فرضیه اول حاکی از آن است که اثرات بازده سهام بر نرخ بیکاری نامتقارن است. نتایج فرضیه دوم پژوهش نشان داد که شوک¬های مثبت بازده سهام سبب کاهش نرخ بیکاری در بلندمدت می¬شود. نتایج فرضیه سوم پژوهش حاکی از آن است که شوک¬های منفی بازده سهام سبب افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت می¬شود. نتایج فرضیه چهارم پژوهش نشان داد که شدت عکس‌العمل نرخ بیکاری نسبت به شوک¬های منفی در مقایسه با شوک مثبت شدیدتر است.

واژگان کلیدی: نرخ بیکاری، نوسانات بازار سهام، گارچ- میانگین، مدل خود توضیح با وقفه¬های گسترده.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

۱. مقدمه

رویدادهای دربرگیرنده بحران مالی جهانی و عواقب بعدی آن تمرکز زیادی را بر روی رابطه بین بازارهای مالی[۱] و اقتصادی واقعی[۲] به وجود آورده است. چنین ارتباطی عملکرد بازارهای سهام[۳] و اثر آن بر روی نرخ‌های بیکاری[۴] را مد نظر قرار می‌دهد. انتظارات درباره شرایط اقتصادی تأثیر مهمی بر روی بازار سهام داشته و از این رو بازده‌های بازار به عنوان یک پیش‌بینی‌کننده قابل اطمینان چرخه تجاری برای مدت‌زمان طولانی مورد توجه قرار می‌گیرند. مطالعات متعدد دریافته‌اند که بازار سهام یک شاخص از فعالیت اقتصادی است و افزایش در بازده‌های بازار سهام نشان‌دهنده کاهش در نرخ بیکاری است. برای مثال، پژوهش‌های فیلیپس[۵] (۱۹۹۹،۱۹۹۴)، هون و فیلیپس[۶] (۱۹۹۲) و فیلیپس و زوئگا[۷] (۲۰۰۱) ارتباط بین بازار سهام و نرخ بیکاری را با استفاده از یک طیف استدلالی که ترسیم‌کننده سودهای آتی و اثر آن بر روی اشتغال است را تشریح می‌کنند. ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که انتظارات از شرایط اقتصادی آتی تأثیر مهمی بر روی ارزیابی دارایی دارد و بنابراین بازده‌های بازار سهام باید تغییرات در فعالیت اقتصادی را پیش‌بینی کنند. در مدل فیلیپس، انتظارات نسبت به سودهای آتی باعث می‌شود که شرکت‌ها در روابط مشتری و آموزش کارکنان سرمایه-گذاری کنند. همان‌گونه که به وسیله سیلواپول و سیلواپول[۸] (۱۹۹۹) نشان داده شده است، فرضیه چرخه کسب‌وکار میشل[۹] (۱۹۲۷) و کینز[۱۰] (۱۹۳۶) این است که توسعه‌های اقتصادی، طولانی‌تر اما شدیدتر از رکودها هستند.

در کشورهای درحال‌توسعه نرخ بالای رشد جمعیت، کمبود سرمایه‌گذاری‌های جدیدی و به‌کارگیری تکنولوژی سرمایه‌بر در تولید، موجب افزایش بیکاری جمعیت فعال شده است. در سال‌های ۶۷-۱۳۵۷ افزایش طبیعی جمعیت و مهاجرت از کشورهای همسایه به ایران باعث شد که عرضه نیروی کار به مقدار زیادی افزایش یابد. در مقابل به دلیل بروز جنگ تحمیلی و بحران‌های

1. Financial markets
2. Real economy
3. Performance of equity markets
4. Unemployment rates
5. Phelps
6. Hoon and Phelps
7. Phelps and Zoega
8. Silvapulle and Silvapulle
9. Mitchell
10. Keynes

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

اقتصادی ظرفیت‌های تولیدی تحلیل یافت، جمله این عوامل موجب نامساعد گردیدن زمینه جذب نیروی کار و تنزل اشتغال‌زایی اقتصاد ایران شدند.

برای رسیدن به تعادل در بازار کار ضمن توجه به طرف عرضه نیروی کار باید به طرف تقاضای نیروی کار نیز توجه نمود. در اقتصاد ایران به علت وجود مازاد عرضه نیروی کار عملاً میزان تقاضای نیروی کار نقش مهم‌تری را در ایجاد تعادل بازار کار دارد (پژمان، ۱۳۸۲).

تقاضای نیروی کار به رابطه بین نرخ دستمزد (که از نظر کارفرما هزینه استفاده از نیروی کار محسوب می‌شود) و مقدار نیروی کاری که کارفرما مایل به به‌کارگیری آن است اطلاق می‌گردد. مشخصاً منحنی تقاضای نیروی کار نشان‌دهنده حداکثر مقدار نیروی کاری است که کارفرما تمایل دارد در هر نرخ مزد معینی و در یک دوره زمانی معین به استخدام آن بپردازد (به شرط آنکه سایر عوامل ثابت بماند). به عبارت دیگر، تقاضای نیروی کار نشان‌دهنده حداکثر دستمزدی است که کارفرما تمایل دارد برای مقدار مشخصی از نیروی کار در دوره زمانی معین پرداخت کند (کراری و ارسونگور، ۱۳۹۸).

با توجه به نبود رابطه بلندمدت موازنه بین قیمت‌های بازار سهام و نرخ بیکاری، عمدتاً روش گارچ در میانگین مورد استفاده قرار می‌گیرد تا دیدگاه‌هایی ارزشمند در مورد چگونگی ارتباط بازارهای حقوق صاحبان سهام و نرخ بیکاری فراهم آید. در ارزیابی این ارتباط، درباره اثر نوسان بازار سهام بر روی نرخ بیکاری یا درباره عدم تقارن اثرات شوک‌های منفی و مثبت بازار سهام، موارد اندکی درک شده است. در تلاش برای ارزیابی و بررسی این نقص‌ها در ادبیات موجود، بررسی این پژوهش نشان‌دهنده دیدگاه‌های جدیدی نسبت به رابطه بین بازار سهام و نرخ بیکاری است. در این پژوهش با استفاده از رویه متغیر گارچ در میانگین[1] که توسط الدر و سرلتیس[2] (۲۰۱۰) و هولمس و مغربی (۲۰۱۶) ارائه شده و در داده‌های اقتصاد ایران در طول دوره زمانی مطالعاتی بین ۱۳۷۶ الی ۱۳۹۵ به کار گرفته شده است، نشان خواهد داد که نرخ بیکاری به وسیله نوسان بازار سهام تحت تأثیرات منفی قرار می‌گیرد. علاوه بر این پژوهش به دنبال این موضوع خواهد بود که شوک‌های منفی و مثبت بازار سهام، اثرات کوتاه‌مدت نامتقارنی را بر روی نرخ بیکاری خواهند

1. GARCH-in-mean
2. Elder and Serletis

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

داشت. همچنین این پژوهش به طور خلاصه آنچه را که سیاست‌گذاران می‌توانند از این نتایج تجربی به دست آورند را نشان خواهد داد. با توجه به مفاهیم مطرح‌شده، این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که چه رابطه‌ای بین تکانه‌های بازده سهام و نرخ بیکاری وجود دارد؟

۲. مبانی نظری

۲-۱. بازده سهام

در سرمایه‌گذاری، بازده سرمایه‌گذاری نقش کلیدی دارد و تعیین بازده سرمایه‌گذاری و پیش‌بینی بازده برای سرمایه‌گذاران اهمیت خاصی دارد. آن‌ها در هنگام سرمایه‌گذاری عوامل متعددی را مد نظر قرار می‌دهند چراکه اگر سرمایه‌گذاران عوامل گوناگون و مؤثر بر بازده سرمایه‌گذاری را بررسی نکنند، نتایج سودمندی عاید نمی‌شود. البته مسئله بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام بیشتر در کشورهایی مطرح است که بورس کارایی ندارند، چراکه اگر بازار اوراق بهادار کارا باشد، قیمت بازار اوراق نزدیک به ارزش آتی (واقعی) آن اوراق تعیین می‌شود. به عبارت دیگر قیمت بازار اوراق بهادار شاخصی مناسب از ارزش واقعی اوراق بهادار است (هاشمی و همکاران، ۱۳۸۹).

عمدتاً عوامل اثرگذار بر بازده سهام شامل نسبت اهرمی، فرصت‌های رشد، سودآوری، اندازه شرکت، روند بلندمدت برگشتی، استراتژی تکانه قیمت سهام، ارزش شرکت و نقدینگی است.

نسبت اهرمی یعنی نسبت مجموع بدهی‌های شرکت به مجموع حقوق صاحبان سهام. هرچه نسبت اهرمی افزایش یابد ریسک شرکت افزایش می‌یابد و بازده سهام بیشتر به عنوان پاداش ریسک است. پس ارتباط مستقیمی بین بازده سهام و نسبت اهرمی وجود دارد (هاشمی و همکاران ۱۳۸۹، ۴۷). هاگن و همکاران[1] (۱۹۹۶) نشان دادند که شرکت‌ها با فرصت‌های رشد بالا، بازده سهام بالاتری کسب می‌نمایند. در نتیجه رابطه مثبتی بین بازده سهام و فرصت‌های رشد وجود دارد. هاگن و همکاران (۱۹۹۶) استدلال نمودند که شرکت‌ها با سودآوری بالاتر، توانایی بالقوه‌ای برای رشد دارند به همین علت ارتباط مثبتی بین سودآوری و بازده سهام وجود دارد. پژوهش بنز[2] (۱۹۸۱) نشان داده است که شرکت‌های کوچک تمایل بیشتری برای کسب بازده سهام بالاتری نسبت به

1. Haugen, et al
2. Banz

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

شرکت‌های بزرگ‌تر دارند. طبق پژوهش فاما و همکاران[۱] (۱۹۹۲) شرکت‌های کوچک به دلیل پذیرش ریسک بیشتر، توانایی کسب بازده سهام بالاتری دارند. پس بین بازده سهام و اندازه شرکت رابطه منفی وجود دارد. در مورد روند بلندمدت برگشتی[۲] بازده سهام می‌توان به فرضیه عکس‌العمل بیش از اندازه[۳] صاحبان سهام نسبت به تغییر قیمت سهام که توسط دان بولت و همکاران[۴] (۱۹۸۵) ارائه شد، اشاره نمود. طبق این فرضیه، افراد به انتشار اطلاعات مهم و غیرمنتظره، بیش از اندازه عکس‌العمل[۵] صاحبان سهام نشان می‌دهند؛ بنابراین رابطه منفی بین بازده سهام و روند بلندمدت برگشتی وجود دارد. استراتژی تکانه قیمت سهام[۶] شامل خرید سهام با عملکرد خوب در دوره کوتاه‌مدت گذشته و فروش سهام با عملکرد ضعیف است. برای اندازه‌گیری تأثیر این متغیر بر بازده سهام از بازده شرکت در بازه زمانی کوتاه‌مدت فصلی استفاده شده است. نتایج چاو چن و همکاران[۷] (۲۰۰۹) ارتباط مثبت بین بازده سهام و خرید و فروش سهام را تائید نمود. روزنبرگ و همکاران[۸] (۱۹۸۵) استدلال نمودند که شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازاری حقوق صاحبان سهام بالاتر، بازده بالاتری نسبت به شرکت‌ها با ارزش دفتری بازاری حقوق صاحبان سهام پایین‌تر کسب می‌نمایند. طبق پژوهش‌های هاگن و بیکر و پاستور و استمباغ[۹] (۱۹۹۶) سهام با نقدینگی پایین، بازده‌های بالاتری را کسب می‌نمایند و این ممکن است جایزه ریسک نقدینگی باشد. به منظور محاسبه شاخص نقدینگی سهام، لیپسون[۱۰] (۲۰۰۹) در تحقیق خود از میزان معاملات صورت گرفته روی سهام منتشرشده در طول یک سال استفاده نموده است.

۲-۲. بیکاری

بیکاری زمانی بروز می‌کند که دستمزدها در بازار کار نمی‌توانند به عنوان قیمت‌های تعادلی عمل کنند. به سخن دیگر، زمانی که هزینه نیروی کار (دستمزد) بنا به دلایلی بالاتر از بازدهی نهایی آن

1. Fama, et al
2. Long term reversal
3. Overreact hypothesis
4. De Bondt, et al
5. Overreact
6. Momentum
7. Chau – Chen, et al
8. Rosenberg, et al
9. Pastor, et al: Haugen, et al
10. Lipson, et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

است استخدام صورت نمی‌گیرد و در این شرایط عملاً میزان بیکاری به صورت تابعی از نرخ رشد جمعیت درمی‌آید. بیکاری علاوه بر اینکه از نظر اقتصادی، به معنای استفاده غیربهینه از عوامل تولید است، از لحاظ اجتماعی و سیاسی از ظرفیت مشکل‌زایی و بحران‌آفرینی بالایی برخوردار است. گسترش انواع بزه‌کاری‌های اجتماعی، جرم و جنایت، انواع فساد و ناآرامی‌های سیاسی، کاهش مهارت‌های شغلی، افزایش فقر و نابرابری، کاهش آزادی و تشدید نابرابری‌های نژادی و جنسیتی برخی از مشکلاتی است که در نرخ‌های بیکاری بالا در جوامع مختلف به وجود می‌آید. از این رو، مسائل مربوط به بازار کار، به عنوان یکی از بازارهای چهارگانه اقتصاد به لحاظ سروکار داشتن با منابع انسانی همواره از اهمیت ویژه و نقش محوری برای سیاست‌گذاران اقتصادی و اجتماعی برخوردار بوده است و طراحی و تدوین استراتژی‌های هدفمند در بازار کار، برای فراهم آوردن زمینه و بستر مناسب بهره‌برداری در حد اشتغال کامل از منابع انسانی و کاهش هرچه بیشتر بیکاری همواره در کانون توجه مسئولان، سیاستمداران و سیاست‌گذاران در هر کشوری بوده؛ از این رو بررسی روابط متغیرهای مؤثر در بازار کار ازجمله تورم و بهره‌وری می‌تواند در به‌کارگیری سیاست‌های بازار کار مفید باشد (غفاری و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۱۸).

کاهش بیکاری و رسیدن به یک سطح قابل قبول نرخ بیکاری یکی از اهدافی است که دولت‌ها برای دستیابی به آن تلاش زیادی می‌کنند و از آنجایی که رسیدن به توسعه مطلوب تا حدود زیادی تابع به‌کارگیری منابع انسانی است، عدم بهره‌گیری مناسب و مطلوب از منابع انسانی به عدم استفاده از امکانات مادی جامعه منتج می‌شود. در نتیجه، رشد و توسعه تحقق نمی‌پذیرد و به دنبال آن، نرخ بیکاری بالاتر از نرخ معقول و منطقی خود خواهد بود و درنهایت، فقر و محرومیت در جامعه گسترش می‌یابد (اخباری و طایی، ۱۳۹۶: ۲).

۲-۳. نظریه‌های اشتغال و تقاضای کار

اشتغال از جمله مسائل عمده اقتصاد کلان است که تأثیرات مستقیمی بر سطح رفاه و زندگی افراد جامعه دارد. بیکاری موجب بروز مسائل اجتماعی و اقتصادی وسیعی در سطح جوامع می‌شود، پیامدهای آن، علاوه بر تأثیری که بر فضای اقتصادی در هر جامعه‌ای دارد، در زمینه‌های سیاسی و اجتماعی نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل اقتصاددانان در اعصار مختلف سعی کرده‌اند تا علل بیکاری و چگونگی ایجاد اشتغال را توضیح دهند. دو دیدگاه متفاوت در رابطه با

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

متغیرهای اقتصادی و رفتار آن‌ها، همواره اقتصاد جوامع مختلف را تحت تأثیر خود قرار داده است. همه اقتصاددانان و نظریه‌پردازان اقتصادی با پذیرش و جانب‌داری از عقاید یکی از این دو دیدگاه، به مطالعه و بررسی و ارائه استراتژی‌ها و نظریات خود می‌پردازند. دیدگاه اول کلاسیک‌ها و طرفداران بعدی آن‌ها، نئوکلاسیک‌ها می‌باشند، شالوده اصلی تفکرات خود را بر اساس بازار رقابتی که در اشتغال کامل قرار دارد، شکل داده‌اند، با توجه به عقاید آن‌ها با استفاده از استانداردهای مربوط به تحلیل‌های عرضه و تقاضای بازار کار، بالا بودن نرخ دستمزد اسمی یا حقیقی منجر به ایجاد بیکاری در سطح جامعه می‌شود، به‌گونه‌ای که در این سطح از دستمزدها، تقاضای کل برای نیروی کار کمتر از عرضه کل نیروی کار است، راه‌حل آن کاهش نرخ دستمزدها تا جایی است که تعادل در اشتغال کامل در بازار کار دوباره برقرار شود. بدون دخالت دولت در بازار این روش را مناسب‌ترین راه‌حل می‌دانند و معتقدند که با توجه به انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و دستمزد در بلندمدت بازار در اشتغال کامل قرار خواهد گرفت.

دیدگاه دوم مربوط به کینز و طرفداران او است. آن‌ها به وجود بازار کاملاً رقابتی و اشتغال کامل در دنیای واقعی اعتقادی ندارند و تئوری‌های خود را بر اساس بازارهایی با اشتغال ناقص و وجود بیکاری مطرح می‌کنند و به دنبال راهکاری در جهت کاهش این بیکاری هستند. آن‌ها معتقدند بیکاری نتیجه عدم تعادل بین عرضه کل و تقاضای کل است و به دلیل وجود چسبندگی دستمزد و قیمت‌ها نیاز به حضور و دخالت دولت است. راه‌حل این مشکل گسترش تقاضای مؤثر از طریق سیاست‌های پولی و یا مالی است، به‌گونه‌ای که دولت مخارج خود را افزایش داده یا نرخ مالیات را کاهش دهد تا با افزایش حجم پول در جامعه نرخ بهره کاهش یابد و انگیزه سرمایه‌گذاری و تولید و در نتیجه کاهش بیکاری را به همراه آورد.

اقتصاد در دهه ۸۰ شاهد تلاش‌های تازه برای ارائه مبانی خرد در مورد مسئله اشتغال بود و تعریف بیکاری در این سلسله تحقیقات جدید جایگاه خاصی داشته است برای مثال تئوری فلپس در رابطه با اثر شوک‌های خارجی بر ایجاد بیکاری غیرارادی، تئوری جستجو، قرارداد و چانه‌زنی در توجیه بیکاری ارادی، برخی از اقتصاددانان مفهوم بیکاری غیرارادی را به طور کلی کنار می‌گذارند، زیرا تعریف رفتار غیرارادی، کار دشواری است. بیکاری غیرارادی زمانی وجود دارد که کارگران نتوانند کاری پیدا کنند، هرچند مایل باشند که با دستمزدهای پایین‌تر از دستمزد رایج که خود نیز

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

مستحق دریافت آن هستند، کار کنند. در سال‌های دهه ۱۹۵۰ و ۶۰ صاحب‌نظران اقتصادی نظریات خود را در مورد مسئله بیکاری در کشورهای جهان سوم و درحال‌توسعه ارائه کردند.

الگوی پویایی اشتغال صنایع در اقتصاد دوبخشی به وسیله آرتور لوئیس و اقتصاددانان دیگری مانند فی و رانیس مطرح شده است. آن‌ها بر این باورند که اقتصاد توسعه‌نیافته دو بخش دارد: بخش کشاورزی یا معیشتی که مشخصه آن نیروی کار اضافی است و بخش صنعتی یا مدرن که نیروی کار از بخش معیشتی به تدریجی بدان انتقال می‌یابد. درواقع لوئیس معتقد است انباشت سرمایه در بخش مدرن منجر به ایجاد مازاد سود می‌شود و فرض این است که این مازاد سود تماماً و به‌طورکلی به سرمایه‌گذاری تبدیل می‌شود و درنهایت نرخ انباشت سرمایه تعیین‌کننده رشد اقتصادی در بخش مدرن خواهد بود (باصری و روشنی، ۱۳۹۳).

۳. پیشینه پژوهش

دومین و لوتون[1] (۱۹۹۵) عدم تقارن[2] در رابطه بین بازده‌های سهام و نرخ بیکاری ایالات متحده را مدنظر قرار می‌دهد. آن‌ها دریافتند که شوک‌های منفی به نرخ‌های سهام منجر به افزایش شدید در بیکاری می‌شود، در حالی که شوک‌های مثبت برای بازده‌های سهام منجر به یک کاهش تدریجی-تر در نرخ بیکاری می‌شود.

توبین[3] (۱۹۹۸) فرض می‌کند که سرمایه‌گذاری‌های یک شرکت در سرمایه، زمانی که کیو-توبین بالاتر از ارزش اسمی است، صورت می‌گیرد. بنابراین می‌توان اثر کیو- توبین بر بیکاری را در نظر گرفت. اگر سرمایه و نیروی کار[4] در عملیات تولید همدیگر را تکمیل کنند.

سیلواپول و سیلواپول (۱۹۹۹) بررسی کردند که آیا رفتار نامتقارن سیستماتیک نرخ بیکاری ایالات متحده را می‌توان با بازده‌های بازار سهام توضیح داد. آن‌ها با به‌کارگیری مدل‌های آستانه[5]، رابطه نامتقارنی بین نرخ‌های بیکاری سه‌ماهه ایالات متحده و میانگین صنعتی بازده‌های بازار سهام داوجونز[6] به دست آوردند.

1. Domian and Louton
2. asymmetries
3. Tobin
4. labour
5. Threshold models
6. DJ

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

فیلیپس و زوئگا (۲۰۰۱) طی پژوهشی با عنوان «رونق ساختاری: انتظارات بهره‌وری و ارزیابی دارایی» در ایالات متحده، برآورد نموده‌اند که با نصف شدن قیمت سهام ایالات متحده افزایش نرخ بیکاری در این کشور چیزی معادل ۰/۸ تا ۳/۲ را شاهد خواهیم بود.

مولیک و فاریا (۲۰۱۰) طی پژوهشی با عنوان «سرمایه و کار در بلندمدت: شواهد از کیو- توبین برای ایالات متحده» به وجود یک ضریب درازمدت منفی و معنادار آماری معادل ۱/۸۱۵- پی برده‌اند که به اندازه‌گیری کیو- توبین استفاده شده برای تشریح ناهمسانی‌ها در نرخ بیکاری لحاظ می‌گردد.

پسران، شین و اسمیت (۲۰۱۰) با به‌کارگیری روش آزمون برای نرخ بیکاری و کیو- توبین، یک رابطه منفی بلندمدت را برای ایالات متحده یافتند که با مکمل بودن کار و سرمایه در تولید سازگاری دارد.

زوئگا[1] (۲۰۱۲) استدلال می‌کند که یک رابطه بین قیمت‌های سهام و بیکاری با مدل‌های نرخ بیکاری که نوسانات از تعادل به وسیله تغییرات در عملکرد اقتصادی، مانند نرخ مورد انتظار و نرخ کنونی رشد کارایی و نیز نرخ‌های بهره جاری و آتی، وجود دارد. وی همچنین دریافت که افزایش ۱۰ درصدی در سرمایه‌گذاری به صورت سهام در تولید ناخالص داخلی با افت ۳/۷ درصدی بیکاری در ارتباط است.

هولمس[2] و مغربی[3] (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر بازار مالی بر روی اقتصاد واقعی: ارزیابی عدم تقارن‌ها و نوسان ارتباطات بین بازار سهام و نرخ بیکاری پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از رویه متغیر «گارچ[4] در میانگین» به‌کاررفته در داده‌های ایالات متحده، دریافتند که نوسان بازار سهام بر روی نرخ بیکاری تأثیر مثبت دارد. آن‌ها عدم تقارن‌هایی را شناسایی کردند تا جایی که شوک‌های مثبت و منفی به نرخ‌های بازار سهام باعث افزایش پاسخ‌های متناقض به بیکاری، هم‌راستا با نرخ متممی[5] و جایگزینی کوتاه‌مدت بین سرمایه و نیروی کار، می‌شود.

1. Zoega
2. Holmes
3. Maghrebi
4. GARCH
5. Complementarity

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

سویمی و همکاران[1] (۲۰۱۷) تأثیر شوک قیمت نفت بر بازده سهام طی سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۴ در شرکت‌های انرژی نیجریه مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که شوک‌های نفتی اثرات مستقیم و مثبت بر روی بازده‌های سهام شرکت‌ها دارند.

سیباندی و همکاران[2] (۲۰۱۹) رابطه علی متغیر زمانی بین بازار سهام و نرخ بیکاری را در دوره ۱۸۵۵ الی ۲۰۱۷ در انگلستان مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها شواهد معناداری از سرایت اطلاعات در بین بازار سهام و بازار کار را نشان داد.

صالح نوسیر[3] (۲۰۲۰) اثرات نامتقارن تغییرات قیمت نفت بر روی بیکاری طی سال‌های ۱۹۶۰ الی ۱۹۹۰ و با استفاده از مدل NARDL در کشورهای کانادا و ایالات متحده مورد بررسی قرار داده است. نتایج آزمون همگرایی وجود رابطه بلندمدت بین قیمت‌های واقعی نفت و نرخ بهره را تائید می‌کند. نتایج مدل NARDL نشان داد که عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت با کاهش قیمت نفت، تأثیر چشمگیر بیشتری در دوره افزایش قیمت نفت دارد.

اکبریان و حیدری‌پور (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد معادلات نشان می‌دهد که در هر دو الگو، شاخص‌های مالی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارند اما در بلندمدت با کمی اغماض این رابطه میان شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد.

سامتی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن در کشورهای منتخب توسعه‌یافته و درحال‌توسعه پرداخته‌اند. نتایج دال بر اثربخشی بالاتر بازار مالی نسبت به بازار پولی در کشورهای توسعه‌یافته است که ساختار مالی کشورهای توسعه‌یافته نیز متفاوت از کشورهای درحال‌توسعه است.

اخباری و طایی (۱۳۹۶) پژوهشی را با عنوان شناسایی اثر تأخیری در نرخ بیکاری با تأکید بر نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد پانل و رویکرد PANIC مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از نسل‌های اول و دوم آزمون ریشه واحد پانل با تأکید بر نسل دوم، فرضیه وجود اثر تأخیری در برابر نرخ طبیعی در بازه زمانی بهار ۱۳۸۴ تا پاییز ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آزمون‌های نسل

1. Soyemi et al.
2. Sibande et al.
3. Salah A. Nusair

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

اول بر مانا بودن نرخ بیکاری و رد فرضیه اثر تأخیری دلالت دارد در حالی که آزمون‌های نسل دوم، وجود روند تصادفی مشترک در متغیر مورد بررسی را نشان می‌دهد و در نتیجه فرضیه وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران پذیرفته می‌شود.

غفاری و همکاران (۱۳۹۶) پژوهشی را با عنوان نرخ بیکاری بهینه در ایران: رویکرد بهینه یابی پویا مورد ارزیابی قرار دادند. آن‌ها در پژوهش خود با استفاده از رابطه بده بستان تورم -بیکاری، همراه با انتظارات فیلیپس و با رویکرد کنترل بهینه پویا و روش حساب تغییرات از طریق حداقل سازی تابع زیان اجتماعی نسبت به محاسبه نرخ بهینه بیکاری اقدام کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد یک نرخ بیکاری بهینه در ایران باید در حدود ۸ درصد باشد و میزان انحراف نرخ بیکاری بالفعل از نرخ بیکاری بهینه باید کاهش یابد.

زروکی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی و تحلیل نامتقارنی تکانه‌های قیمت و درآمد نفت در نرخ بیکاری ایران با استفاده از الگوی NARDL طی سال‌های ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که در قالب متقارن قیمت نفت بر نرخ بیکاری به‌طور معکوس مؤثر بوده و درآمد نفتی اثری بر نرخ بیکاری ندارد. همچنین مطابق با قالب نامتقارن در کوتاه‌مدت قیمت و درآمد نفت اثری نامتقارن بر نرخ بیکاری دارد. به‌نحوی‌که روند کاهش‌ها در قیمت نفت با یک فصل وقفه با اثری معکوس بر نرخ بیکاری همراه بوده و افزایش‌ها در قیمت نفت مؤثر نیست.

کراری و ارسونگور (۱۳۹۸) در پژوهش خود، به بررسی تأثیر بهره‌وری و نرخ بیکاری بر دستمزد در اقتصاد ایران بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۰، با به‌کارگیری رهیافت هم جمعی ARDLپرداختند. نتایج برآورد مدل پژوهش دلالت بر وجود یک رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای تحقیق داشته و متغیرهای نرخ تورم، بهره‌وری و آموزش دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری هستند؛ آن‌ها بیان داشتند که افزایش آموزش به همراه افزایش بهره‌وری موجب افزایش دستمزد نیروی کار خواهد شد ولی بیکاری تأثیر منفی و کاهنده بر میزان دستمزد نیروی کار دارد. همچنین مدل تصحیح خطا برای بررسی ارتباط کوتاه منفی و کاهنده بر میزان دستمزد نیروی کار دارد. همچنین مدل تصحیح خطا برای بررسی ارتباط کوتاه‌مدت با بلندمدت به کار رفته است که نتایج نشان داد ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۳۰- است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

٤. فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: اثرات بازده سهام بر نرخ بیکاری نامتقارن است.

فرضیه دوم: شوک‌های مثبت بازده سهام سبب کاهش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود.

فرضیه سوم: شوک‌های منفی بازده سهام سبب افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود.

فرضیه چهارم: شدت عکس‌العمل نرخ بیکاری نسبت به شوک‌های منفی در مقایسه با شوک مثبت شدیدتر است.

٥. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش بر اساس اهداف پژوهش در دسته تحقیقات توسعه‌ای- کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش از نوع توصیفی و پیمایشی است. در این تحقیق گردآوری داده‌ها از دو روش کتابخانه‌ای و میدانی صورت گرفته است که بخش اول آن شامل ادبیات موضوع و تعریف و شناسایی مفهوم متغیرهای مستقل و وابسته و بحث و بررسی چگونگی تأثیر بین آن‌ها با استفاده از نظریه‌های دانشمندان مالی و اقتصادی صورت پذیرفته است. در این پژوهش از داده‌های سری زمانی طی سال‌های ۱۳۷۸ الی ۱۳۹۷ استفاده شده است. داده‌های سالانه بازده سهام از شاخص بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. نرخ بیکاری هم از طریق نرخ بیکاری اعلام‌شده بانک مرکزی در سایت بانک مرکزی اندازه‌گیری می‌شود. این پژوهش به منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم‌افزارهای Eviews7 و MICROFIT5 استفاده شده است. همچنین، سطح اطمینان مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون ۹۵ درصد است.

٦. مدل و روش برآورد آن

٦-١. برآورد مدل

مطالعه تجربی این پژوهش به منظور بررسی رابطه بین بازارهای سهام ایران و نرخ بیکاری، بر اساس چهار مرحله انجام پذیرفت. در مرحله اول، ویژگی‌های سری زمانی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد[1] مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در مرحله دوم، با استفاده از روش آزمون مرزهای[2] پسران،

1. Unit root tests
2. Bounds testing approach

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

شین و اسمیت[1] (۲۰۰۱)، بررسی می‌شود که آیا رابطه بلندمدت در حال حاضر وجود دارد یا خیر؟ در مرحله سوم، رابطه بین این متغیرها را در اولین تفاوت‌ها (یعنی فرم ثابت[2]) به دست می‌آید. با پیروی از رویکرد الدر و سرلتیس[3] (۲۰۱۰) (که در مطالعه خود در زمینه عدم قطعیت قیمت نفت به کار گرفته بودند) یک واریانس ساختاری به منظور تطبیق با خطاهای گارچ در میانگین اصلاح و تعدیل شد. از این روش معمولاً برای اندازه‌گیری عدم قطعیت سری‌های زمانی مربوط به بازده‌های بازار سهام استفاده می‌شود. استفاده از معیار انتخاب مدل باعث می‌شود که مدل واریانس گارچ در میانگین به رویکرد انحراف معیار استاندارد ترجیح داده شود. در مرحله چهارم، بر اساس واریانس گارچ در میانگین، توابع عکس‌العمل آنی را که به طور خاصی برای به دست آوردن اثرات نامتقارن سهام مثبت و منفی بر بازدهی بازار سهام و چگونگی تأثیر این سهام بر نرخ بیکاری طراحی شده است، در نظر گرفته شده است. با توجه به بردار دومتغیره متغیرهایی که دلالت بر نرخ بیکاری و بازدهی بازار دارند - $y_t = \mathrm{vector}[u,s]$ میانگین شرطی را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$B_{yt} = V + \Gamma_1 y_{t-2} + \cdots + \Gamma_k y_{t-k} + \Lambda(L) H_t^{\frac{1}{2}} + \varepsilon_t$$

که در آن ν دلالت بر اصطلاحات drift داشته و اصطلاحات نویز به صورت مستقل و یکسان توزیع گردیده‌اند: $\varepsilon_t|\psi_{t-1} \sim N(O_2 H_t^{1/2})$ که در آن ψ_{t-1} دلالت بر مجموعه اطلاعات موجود در زمان t-۱ دارد با توجه به این دستورالعمل میانگین شرط که در آن B و Γ_i ماتریس‌های $(N \times N)$ و $\Lambda(L)$ به عنوان چندجمله‌ای ماتریس در اپراتور lag است، نرخ بیکاری مجاز به متکی بودن به نوسان خود و همچنین نوسان بازار سهام است. با پیروی از تحقیقات انگل و همکاران (۱۹۹۵)، واریانس شرطی را عموماً به شکل زیر می‌توان بیان نمود:

$$h_t = w + \sum_{j=1}^{j} F j vec(\epsilon_{t-j}\, \epsilon_{t-j}) + \sum_{i=1}^{I} G_i h_{t-i}$$

که در آن ω به صورت $N^2 \times 1$، F و G به صورت $N^2 \times N^2$ بوده و $h_t = \mathrm{vec}(H_t)$ دلالت بر اصطلاحات واریانس دارند با اعمال محدودیت بر پارامترهای واریانس ω،F و G تابع واریانس شرطی را می‌توان به صورت زیر کاهش داد:

1. Pesaran, Shin, and Smith
2. Stationary form
3. Elder and Serletis

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

$$diag(H_t) = w + \sum_{j=1}^{j} Fjdiag(\epsilon_{t-j}\,\epsilon_{t-j}) + \sum_{i=1}^{I} G_i\, diag(h_{t-i})$$

مدل ایستای دیگری که در زمینه تعیین اشتغال مطرح شده است، مدل عدم تعادل در بازار کار است. در این مدل چهار معادله در نظر گرفته می‌شود که ابتدا معادلات تقاضا و عرضه نیروی کار و همچنین معادله تعدیل دستمزد واقعی به روش‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شوند و سپس با استفاده از رابطه میزان اشتغال که در این مدل برابر با حداقل مقدار عرضه و یا تقاضا شده نیروی کار است سطح اشتغال تعیین می‌گردد. اما در این زمینه مدل‌های پویا نیز مطرح شده‌اند که تقاضای نیروی کار از سوی واحدهای تولیدی را طی چند دوره زمانی در نظر می‌گیرند. مدل بین دوره‌ای تقاضای نیروی کار، یکی از مدل‌های پویا است که فرض می‌کند تعادل در بازار وجود دارد. در این مدل ارزش فعلی جریان سود آینده با توجه به یک سری محدودیت‌ها حداکثر می‌شوند. همچنین الگوهایی در اقتصاد نیروی کار وجود دارند که به الگوهای پویای تقاضای نیروی کار معروف هستند. در این الگوها فرض می‌شوند که بین تقاضای مطلوب و تقاضای واقعی نیروی کار تفاوت وجود دارد که دلیل آن وجود هزینه‌های تعدیل و عدم تعادل است. به دلیل اینکه در مطالعه حاضر از مدل حداکثرسازی سود تولیدکننده برای تقاضای نیروی کار استفاده شده، ابتدا مختصراً به معرفی این مدل پرداخته است. در این روش تابع تقاضای نیروی کار با ایجاد تغییر در سطح هزینه و تولید از روش حداکثرسازی تابع سود تولیدکننده استخراج می‌شود. به عبارت دیگر کارفرما تا جایی به استخدام نیروی کار می‌پردازد که سودش حداکثر گردد. تابع سود تولیدکننده عبارت است از:

$$\pi = P.f(L,K) - W \cdot L - R \cdot K - b$$

که در آن P قیمت محصول و L، K مقدار عامل کار و سرمایه، W، R به ترتیب قیمت کار و سرمایه است. b هزینه ثابت و f(L,K) معرف تابع تولید است. از حداکثر کردن تابع سود تولیدکننده و تشکیل شرایط مرتبه اول و حل آن‌ها برای L و K برحسب P، R، W می‌توان توابع تقاضای عامل کار و سرمایه را به دست آورد. بنابراین می‌توان تابع تقاضای عامل کار را به صورت زیر بیان نمود.

$$L^d = L^d(W,R,P)$$

تقاضای عامل کار معمولاً با نرخ دستمزد رابطه معکوس و با قیمت محصول ارتباط مثبت دارد. ارتباط تقاضای عامل کار با قیمت سرمایه بستگی به رابطه جانشینی و یا مکملی بین عامل کار و سرمایه دارد. اگر سرمایه و عامل کار مکمل باشند، تقاضای عامل کار رابطه معکوس با قیمت

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

سرمایه دارد و در حالتی که عامل کار و سرمایه جانشین هستند، رابطه مستقیم بین تقاضای عامل کار و قیمت سرمایه وجود دارد.

با توجه به این‌که تابع تقاضای کار برحسب W,R,P همگن از درجه صفر است. با استفاده از این ویژگی می‌توان تابع تقاضای کار را به صورت زیر نوشت:

$$L^d = L^d(\frac{w}{p}, \frac{r}{p})$$

که در آن w/p نرخ دستمزد واقعی و r/p قیمت واقعی سرمایه است. در این حالت تقاضای نیروی کار معمولاً با دستمزد واقعی رابطه منفی دارد و در صورتی که سرمایه و عامل کار مکمل باشند، رابطه تقاضای عامل کار با قیمت واقعی سرمایه منفی و در حالتی که سرمایه و نیروی کار جانشین باشند این رابطه مثبت است.

با این تفاسیر این تخصیص مدل گارچ در میانگین این امکان را می‌دهد تا تأثیرات شوک‌های مثبت و منفی به بازدهی‌های سهام بر نرخ بیکاری با نقش عوامل مؤثر بر تقاضای کار بررسی شود. بنابراین مدل گارچ- میانگین، به ما اجازه می‌دهد تا تأثیر مثبت و منفی تکانه‌های مثبت و منفی بازده‌های سهام با تأثیر عوامل دیگر را روی نرخ بیکاری بدانیم.

$$unemployment\ rates = \alpha 0 + \alpha 1\ Nominal\ rate + \alpha 2EMP + \alpha 3INVC + \alpha 4WAGE + \alpha 5WORK + \alpha 6VAD + \alpha 7S + ui1$$

$$unemployment\ rates = \beta 0 + \beta\ 1\ Adjusted\ rate + \alpha 2EMP + \alpha 3INVC + \alpha 4WAGE + \alpha 5WORK + \alpha 6VAD + \alpha 7S + ui2$$

$$unemployment\ rates = \gamma 0 + \gamma 1\ Real\ rate + \alpha 2EMP + \alpha 3INVC + \alpha 4WAGE + \alpha 5WORK + \alpha 6VAD + \alpha 7S + ui3$$

unemployment rates= نرخ بیکاری؛ Nominal rate = نرخ بازده اسمی؛ Adjusted rate = نرخ بازده تعدیل‌شده؛Real rate = نرخ بازده واقعی؛EMP =تقاضای نیروی کار؛ INVC= موجودی سرمایه؛ WAGE= نرخ دستمزد؛ WORK= کار؛ VAD= ارزش افزوده؛ S= کاربری صنایع؛ u_{i1}= خطای مدل اول، نوفه سفید؛ u_{i2}= خطای مدل دوم، نوفه سفید؛u_{i3} = خطای مدل سوم، نوفه سفید؛ α_0؛ β_0 و γ_0= عرض از مبدأ؛α_1 = ضریب رگرسیون مدل اول؛β_1 = ضریب رگرسیون مدل دوم؛γ_1 = ضریب رگرسیون مدل سوم

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

٦-۲. تعاریف متغیرها

متغیر وابسته: در این پژوهش به پیروی از هولمس و مغربی (۲۰۱۶)، اقتصاد واقعی از طریق جایگزین نرخ بیکاری، اندازه‌گیری می‌شود:

نرخ بیکاری (Unemployment rate): نرخ بیکاری از طریق نسبت جمعیت بی‌کار به کل جمعیت فعال محاسبه می‌شود که داده‌های این متغیر از سری زمانی بانک مرکزی استخراج گردیده است.

متغیر مستقل: در این پژوهش به پیروی از هولمس و مغربی (۲۰۱۶)، بازار مالی از طریق سه جایگزین زیر، اندازه‌گیری می‌شود:

۱. بازده اسمی (Nominal rate): مبلغ بازدهی که بر اساس ارزش اسمی یا صوری در سهام، تعیین می‌شود.

فرمول محاسبه بازده ماهانه به صورت زیر است (تهرانی و همکاران، ۱۳۸۸):

$$R_t = \frac{S_t + S_{t-1}}{S_{t-1}}$$

۲. بازده تعدیل‌شده (Adjusted rate): که بر اساس بازده سهام واقعی منهای نرخ بازده بدون ریسک تقسیم بر ریسک بازده‌های کل سهام و بر اساس معیار ویلیام شارپ به دست می‌آید (محرمی و اکسون، ۱۳۹۱).

$$\text{RVAR} = \frac{R_{it} + R_f}{\sigma(R_i)}$$

که در آن:

R_{it}=بازده واقعی سهم i در دوره t

R_f=نرخ بازدهی بدون ریسک

$\sigma(R_i)$ =ریسک کل بازده سهم i

۳. بازده واقعی (Real rate):

ابتدا، به تئوری پورتفولیو که بر مبنای مبانی مدیریت مالی در سطح اقتصاد خرد و سپس به نظریه فیشر را که مبتنی بر روابط اقتصاد کلان است، خواهیم پرداخت (پاشایی فام و امیدی پور، ۱۳۸۸).

یکی از تئوری‌هایی که برای بنا نهادن اساس تئوریک مدل مورد استفاده قرارگرفته است، تئوری پورتفولیو است. پورتفولیو، سبد دارایی است که سرمایه‌گذار با ترکیبات مختلفی از

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

دارایی‌های مالی آن را متنوع نگهداری می‌کند. ابتدا این نظریه توسط هری ام. مارکویتز[1] ارائه شد و بر این فرض بنا شد که مطلوبیت سرمایه‌گذار، تابع بازدهی و ریسک دارایی‌های مالی است و می‌بایست به توضیح بازده و ریسک پورتفولیو نیز پرداخته شود. بازده انتظاری پورتفولیو عبارت است از مجموع وزنی بازدهی مورد انتظار دارایی‌های مالی تشکیل‌دهنده پورتفولیو. به طور کلی زمانی که پورتفولیو از n دارایی مالی تشکیل می‌شود، بازده انتظاری آن برابر است با:

$$R_p = \sum_{=1}^{n} X_i \, R_i$$

R_p = بازده انتظاری پورتفولیو

X_i = نسبتی از ثروت مالی که صرف دارایی مالی i ام می‌شود.

Ri = بازده انتظاری دارایی مالی i ام.

اگر فرض کنیم پورتفولیوی افراد شامل پول، سپرده بانکی، سهام و ارز (دلار) است و به عبارتی ثروت مالی افراد صرف چهار نوع دارایی مالی می‌شود[2]. بازده انتظاری سبد دارایی‌های مالی مذکور عبارت‌اند از:

$$R_p = R_m^r \, M + R_d^r D + R_s^r \, S + R_{er}^r \, ER$$

R_m^r = بازدهی واقعی پول

M = نسبتی از ثروت مالی که صرف پول نقد می‌شود.

R_d^r =بازدهی واقعی سپرده بانکی (نرخ سود بانکی واقعی)

D = نسبتی از ثروت مالی که صرف سپرده بانکی می‌شود.

R_s^r = بازده واقعی سهام

S = نسبتی از ثروت مالی که صرف سهام می‌شود.

R_{er}^r = بازدهی واقعی ارز

ER = نسبتی از ثروت مالی که صرف ارز (دلار) می‌شود.

$$R_m^r = R_m - INF = -INF$$

$$R_m^r = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{DPS}{P_{t-1}} + \frac{P_{bs}}{P_{t-1}} - INF$$

1. Harry, M.Markowitz.

۲. بدیهی است که می‌بایست دارایی‌های دیگری مانند مستغلات، سکه و طلا و سایر موارد دیگر نیز به آن افزوده شود.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

P_{bs} = قیمت بازاری حق تقدم خرید سهام و ارزش بازاری سود سهمی

INF= نرخ تورم

$$R_{er}^{r} = \frac{ER_t - ER_{t-1}}{ER_{t-1}} - INF$$

ER_t = نرخ ارز در دوره t

ER_{t-1}= نرخ ارز در دوره t-۱

INF_t= نرخ تورم

با توجه به این مطالب، رابطه یک را می‌توان به این صورت بازنویسی کرد:

$$R_p = -INFM + R_d^r + \left[\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{DPS}{P_{t-1}} + \frac{P_{bs}}{P_{t-1}} - INF\right] s + \left[\frac{e_e - e_{t-1}}{e_{t-1}} - INF\right] ER$$

٤. تقاضای نیروی کار (EMP): یکی از عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار، ارزش افزوده در نظر گرفته شده است. در این مطالعه تلاش می‌شود تا رابطه مستقیمی که بین ارزش افزوده و اشتغال وجود دارد را نشان دهد. به عبارتی با افزایش ارزش افزوده که خود بیانگر رشد تولید است، نیاز کارفرمایان به نیروی کار بیشتر می‌شود. این متغیر از طریق سری زمانی بانک مرکزی قابل استخراج است.

٥. موجودی سرمایه (INVC): موجودی سرمایه به عنوان عامل مؤثر بر اشتغال در نظر گرفته شده و نقش آن را به عنوان مکملی بر اشتغال بررسی می‌شود. به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات مربوط به آن با استناد به آمار سرمایه‌گذاری صنایع که توسط مرکز آمار ایران در سالنامه آماری منتشر شده است، به برآورد موجودی سرمایه با کمک روش نمایی می‌پردازد.

٦. نرخ دستمزد (WAGE): عامل مؤثر بر تقاضای کار، دستمزد است، این مطالعه با استفاده از آمارهای موجود در رابطه با دستمزدهای اسمی که در سالنامه آماری استان موجود است. به بررسی نقش آن بر نیروی کار بر تقاضای کارفرما برای اشتغال‌زایی می‌پردازد. تا اثر منفی آن را بر اشتغال تأیید کند. دستمزد در این مطالعه به شکل دستمزد سرانه در نظر گرفته شده است.

۷. کار (WORK): بازارهای کار از طریق تعامل میان کارگران و کارفرمایان عمل می‌کنند. اقتصاد کار به عرضه‌کنندگان خدمات کاری (کارگران) و تقاضاکنندگان خدمات کاری (کارفرمایان) می‌نگرد و می‌کوشد الگوی حاصل از مزدها، استخدام‌ها و درآمدها را درک کند. در اقتصاد،

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

مرسوم است که کار انجام‌شده توسط انسان را در مقابل دیگر عوامل تولید، از قبیل زمین و سرمایه، قرار می‌گیرد. نظریاتی وجود دارند که مفهومی به نام «سرمایه انسانی» را توسعه داده‌اند که به مهارت‌های موجود در کارگران و نه ضرورتاً کاری که واقعاً انجام می‌دهند، ارجاع دارد.

۸. ارزش افزوده (VAD): ارزش افزوده در هر یک از سطوح واحد اقتصادی، طبقه (متشکل از چند واحد اقتصادی دارای فعالیت مشابه)، گروه (متشکل از چندطبقه)، بخش (متشکل از چند گروه)، قسمت (متشکل از چند بخش) و بالاخره کل اقتصاد (شامل کلیه قسمت‌های اقتصادی) قابل محاسبه است.

۹. کاربری صنایع (S): عامل دیگری که نقش آن بر اشتغال‌زایی در صنایع کوچک بررسی می‌شود کاربری صنایع است و اثبات اینکه هر چه صنایع کاربرتر باشد میزان اشتغال ایجاد شده در آن بیشتر خواهد بود. برای ایجاد این عامل، از نسبت کار بر سرمایه، کمک گرفته و به عنوان شاخص کاربری مطرح شده است.

۷. داده‌ها و نتایج تجربی

۷-۱. آزمون مانایی (ایستایی)

برای اجتناب از برآورد رگرسیون کاذب باید مانا بودن متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گیرد. پیش از ورود به بحث بررسی مانایی متغیرهای مدل، باید اذعان داشت که مدل مورد بررسی در این پژوهش با هیچ پیش‌شرطی محدود نمی‌شود. بنابراین هدف بررسی روابط آزاد بین متغیرها بدون استفاده از معادلات تحدیدی است. در معادله رگرسیون، اگر متغیرها مانا نباشند، نتایج تخمین رگرسیون قابل اعتماد نیست. به عبارتی رگرسیون ممکن است جعلی باشد. به همین دلیل، آزمون ریشه واحد انجام می‌گیرد. در جدول ۱، اگر قدر مطلق آماره آزمون دیکی فولر از سطوح بحرانی ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ بالاتر باشد، متغیر مدل مانا بوده وگرنه باید تفاضل مرتبه اول تست شود. با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (آزمون ریشه واحد) در مرحله اول اقدام به بررسی رفتار متغیرهای مورد آزمون می‌نماییم. نتایج آزمون در جدول (۱) قابل مشاهده است:

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی

متغیرها	نماد	آماره دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند	آماره دیکی فولر با عرض از مبدأ و با روند	آماره دیکی فولر با تفاضل‌گیری مرتبه اول	کمیت بحرانی (۵٪)	نتایج
نرخ بیکاری	UMP	-۲/۱۶	-۲/۱۴	-۳/۹۴	-۳/۰۲	I(1)
بازده اسمی	NOM	-۴/۷۱	۴/۷	*	-۳/۰۲	I(0)
بازده تعدیل‌شده	ADJ	-۴/۷	-۴/۹	*	-۳/۰۲	I(0)
بازده واقعی	REL	-۴/۴	-۵/۰۷	*	-۳/۰۲	I(0)
تقاضای نیروی کار	EMP	-۴/۶	-۵/۳	*	-۳/۰۲	I(0)
موجودی سرمایه	INVC	-۵/۴۶	-۵/۶	*	-۳/۰۲	I(0)
نرخ دستمزد	WAGE	-۷/۷۲	-۸/۶۹	*	-۳/۰۲	I(0)
کار	WORK	-۴/۱۸	-۵/۲۲	*	-۳/۰۲	I(0)
ارزش افزوده	VAD	-۴/۶۷	-۴/۹۲	*	-۳/۰۲	I(0)
کاربری صنایع	S	-۴/۶۶	-۴/۸۱	*	-۳/۰۲	I(0)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول نتایج آزمون ریشه واحد مربوط به متغیرهای پژوهش، متغیرهای بازده اسمی، بازده تعدیل‌شده و بازده واقعی، تقاضای نیروی کار، موجودی سرمایه، نرخ دستمزد، کار، ارزش افزوده و کاربری صنایع در تمامی سطوح بحرانی مانا می‌باشند. بدین معنا که قدر مطلق آماره آزمون دیکی فولر از سطوح بحرانی ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هم در عرض از مبدأ و بدون روند و هم در عرض از مبدأ و با روند، بالاتر بوده‌اند. به عبارتی دیگر این سه متغیر از نوع I(0) بوده‌اند. ولی از آنجائی که آماره دیکی فولر مربوط به متغیر نرخ بیکاری در هیچ‌کدام از سطوح بحرانی بالاتر نبوده است، لذا متغیر نرخ بیکاری دارای ریشه واحد بوده (مانا نیست)، بدین منظور برای تفاضل مرتبه اول متغیر مجدداً آزمون انجام می‌گیرد. با توجه به نتایج مرتبه اول، نرخ بیکاری در مرتبه اول تفاضل‌گیری مانا شده است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ساکن‌پذیری (مانایی)، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن (مانا)، I(0)، نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته‌شده در مبانی نظری از الگوی خود همبسته با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. معمولاً در داده‌های سالانه، وقفه را یک یا دو و برای داده‌های با فراوانی بیشتر (مثل داده‌های ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیشتر وارد کرد که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می‌شود. پس از انتخاب حداکثر وقفه، با انتخاب معیار آکائیک،

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

از بین معیارهایی چون شوارتز بیزین، حنان- کوئین و ضریب تعدیل‌شده، وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. نتایج ایستایی نشان می‌دهد که نرخ بیکاری I(1) و متغیرهای نرخ بازده I(۰) هستند. بنابراین جهت بررسی وجود همگرایی از روش کرانه‌ها استفاده می‌کنیم.

۷-۲. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش و آزمون همگرایی کرانه‌ها (UECM):

با توجه به نتایج پایانی آزمون همگرایی بلندمدت متغیرها، از روش کرانه‌ها استفاده می‌کنیم. در این الگو پس از محاسبه از آزمون والد و مقدار F محاسبه‌شده، جهت پذیرش و یا رد فرضیه H_0 استفاده کرده‌ایم. اگر F محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار کرانه بالا، I(1)، باشد فرضیه صفر را نمی‌توانیم بپذیریم و در نتیجه وجود رابطه بلندمدت بین بازده‌های سهام و نرخ بیکاری را می‌پذیریم، اما اگر مقدار F محاسبه‌شده کوچک‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین، I(0)، باشد، فرضیه صفر را نمی‌توانیم رد کنیم و در نتیجه نبود رابطه بلندمدت بین بازده‌های سهام و نرخ بیکاری را مورد تائید قرار می‌دهیم. اگر مقدار آماره F به‌دست‌آمده بین دو مقدار بحرانی کرانه بالا و پائین قرار گیرد، اظهارنظر قطعی امکان‌پذیر نخواهد بود. در چنین حالتی تعیین درجه همگرایی متغیرها جهت قضاوت لازم است.

جدول ۲، نشان می‌دهد که مقدار آماره F متغیر بازده اسمی، کمتر از مقدار بحرانی کرانه پائین در آزمون باند[1] است (1/168<5/86)، لذا فرضیه صفر تائید می‌شود. تائید فرضیه صفر، وجود رابطه بلندمدت بین بازده اسمی و نرخ بیکاری را رد می‌کند. مقدار آماره F متغیر بازده واقعی، کمتر از مقدار بحرانی کرانه پائین در آزمون باند است (1/43<5/86)، لذا فرضیه صفر تائید می‌شود. تائید فرضیه صفر، وجود رابطه بلندمدت بین بازده واقعی و نرخ بیکاری را رد می‌کند. مقدار آماره F متغیر بازده تعدیل‌شده، کمتر از مقدار بحرانی کرانه پائین در آزمون باند است (1/11<5/86)، لذا فرضیه صفر تائید می‌شود. تائید فرضیه صفر، وجود رابطه بلندمدت بین بازده تعدیل‌شده و نرخ بیکاری را رد می‌کند. این موارد، برای کرانه بالا هم صدق می‌کند. همچنین، مقدار آماره F متغیرهای بازده اسمی، کمتر از مقدار بحرانی کرانه پائین است لذا فرضیه صفر را نمی‌توانیم رد کنیم

1. bound

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

و در نتیجه نبود رابطه بلندمدت بین بازده‌های سهام و نرخ بیکاری را مورد تائید قرار می‌دهیم. لذا فرضیه اول مبنی بر تأثیر نامتقارن بازده‌های سهام بر نرخ بیکاری تائید می‌شود.

جدول ۲. آزمون کرانه‌ها بین بازده‌های سهام و نرخ بیکاری

نام آماره		بازده‌های سهام بازار			کمیت آماره F			F کران بالا	F کران پائین
		بازده اسمی	بازده واقعی	بازده تعدیل‌شده	بازده اسمی	بازده واقعی	بازده تعدیل‌شده		
F-statistic	value	۱/۱۶۸	۱/۴۳	۱/۱۱	۲/۸۶	۲/۳۳	۲/۲۲	۵/۸۶	۶/۲۲
	prob	(۰/۳۱۴)	(۰/۲۴۳)	(۰/۲۲)					

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون کرانه‌ها (مقایسه F محاسباتی و نارایان) نشان می‌دهد که بین بازده‌های سهام و نرخ بیکاری رابطه بلندمدت وجود ندارد. از این رو با استفاده از روش گارچ، شوک‌های مثبت و منفی بازده‌های سهام را از هم جدا نموده و با روش توابع واکنش آنی، عکس‌العمل نامتقارن تغییر نرخ بیکاری را نسبت به شوک‌های بازده سهام بررسی کنیم. در مجموع نتایج آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد رابطه وجود ندارد.

۷-۳. نتایج مدل گارچ

جدول ۳، آزمون تغییرپذیری متغیرها را نشان می‌دهد. برآورد گارچ- میانگین نشان می‌دهد که رابطه بین متغیرهای پژوهش، منفی و معنادار است. ضریب وقفه‌ها برای هر سه متغیر منفی بوده که نشان می‌دهد بین بازده اسمی و نرخ بیکاری رابطه منفی وجود داشته و از آنجایی که در هر دو وقفه سطح معناداری آماره، کمتر از ۰,۰۵ بوده، لذا رابطه معناداری هم برقرار است. این موضوع برای بازده واقعی و بازده تعدیل‌شده هم صدق می‌کند. همچنین، سطح معناداری گارچ در هر سه متغیر، معنادار بوده و ضریب هر سه مثبت است. نتایج حاکی از آن است که افزایش در نوسانات بازار سهام به تغییرات مثبت مربوط به آن در نرخ بیکاری تأیید می‌کند.

از آنجا که بر اساس رگرسیون‌های برآوردی گارچ واریانس بازده اسمی سهام در مقایسه با بازده واقعی تعدیل یافته با نرخ بیکاری در بازه‌های زمانی متفاوت تغییرات چندانی ندارد، بنابراین در این پژوهش از واریانس بازده اسمی استفاده می‌کنیم. در ادامه با استفاده از جملات پسماند معادلات گارچ برآوردی، شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام را استخراج می‌کنیم.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

جدول ۳. آزمون نتایج گارچ برای نوسانات بازده‌های سهام

بازده‌های سهام بازار	بازده اسمی	بازده واقعی	بازده تعدیل‌شده
	تخمین واریانس شرطی		
C	۰/۲۵۴ (۰/۱۹۹) [۰/۲۰۱]	۷۶/۹ (۳۹/۹) [۰/۰۵]	۰/۱۱ (۰/۱۲) [۰/۳۴]
RESID(-1)^2	۰/۳۵ (۰/۱۸) [۰/۰۵]	۰/۲۳ (۰/۱۱) [۰/۰۰۵]	۰/۱۹ (۰/۰۹) [۰/۰۴]
GARCH(-1)	۰/۵۶ (۰/۱۶) [۰/۰۰۰۶]	۰/۶۶ (۰/۱۲) [۰/۰۰۰]	۰/۰۷ (۰/۱۳) [۰/۰۰۰]
پارامتر GED	۰/۵۶ (۰/۱۶) [۰/۰۰۰۶]	۰/۶۶ (۰/۱۲) [۰/۰۰۰]	۰/۰۷ (۰/۱۳) [۰/۰۰۰]
F-statistic	۸/۴۴	۴/۰۳	۵/۸۹
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
R-squared	۰/۴۳	۰/۳۱	۰/۲۸
Adjusted R-squared	۰/۴۱	۰/۲۳	۰/۲۳
Durbin-Watson stat	۲/۴۱	۲/۶۳	۲/۳۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

در هر سه مدل گارچ برآوردی، علامت تمامی ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار است. در تمامی مدل‌ها، مجموع ضرایب RESID(-1)^۲ و GARCH(-1) کمتر از یک است. همچنین پارامتر GED در هر سه مدل برآوردی، معنادار است. ضرایب GARCH(-1) در هر سه مدل مثبت و معنی‌دار است.

معادله گارچ برای نوسانات بازده اسمی به شرح ذیل است:

$$GARCH = C(4) + C(5) * RESID(-1)^2 + C(6) * GARCH(-1)$$

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

۷-٤. آزمون وجود همگرایی کرانه‌ها بین شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام و نرخ بیکاری

در این بخش، پس از جداسازی با شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام با استفاده از آزمون کرانه‌ها به بررسی وجود رابطه همگرایی بلندمدت بین هر یک از شوک‌های بازده سهام و نرخ بیکاری می‌پردازیم.

جدول ٤. آزمون باند برای شوک مثبت بازده (NOMI) و نرخ بیکاری - آزمون والد

تست آماری	Value	درجه آزادی	prob	کمیت مقدار F جدول شین و نارایان	
				کران بالا	کران پائین
F-statistic	۵/۸۶	(۲/۱۱۲)	۰/۰۰۷	۵/۵۶۷	۴/۹۴۵
Chi-square	۷/۵۴	۲	۰/۰۵۶		

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. آزمون باند برای شوک منفی بازده (NOMD) و نرخ بیکاری - آزمون والد

تست آماری	Value	درجه آزادی	prob	کمیت مقدار F جدول شین و نارایان	
				کران بالا	کران پائین
F-statistic	۶/۲۴	(۲/۱۱۲)	۰/۰۰۵	۵/۵۶۷	۴/۹۴۵
Chi-square	۷/۹۳	۲	۰/۰۴		

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون کرانه‌ها در جدول (۴) و جدول (۵) نشان می‌دهد که بر اساس جدول شین و نارایان، مقدار F برای کران پایین در سطح ۹۵٪ برابر ۴,۹۴۵ و برای کران بالا در همان سطح برابر ۵,۵۶۷ است. برای هر دو متغیر، مقدار F محاسباتی از کران بالای جدول شین و نارایان بالاتر است پس وجود رابطه همگرایی تأیید می‌شود.

۷-۵. اثرات کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام بر نرخ بیکاری

جداول (۶) و (۷) اثرات کوتاه‌مدت هر یک از شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام بر نرخ بیکاری با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده را نشان می‌دهد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

جدول ٦. نتایج آزمون ARDL برای شوک مثبت بازده اسمی و نرخ بیکاری

نام متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آمار T	سطح اطمینان
نرخ بیکاری (-۱)	UMP	۰/۸۸	۰/۳۱	۲۸/۵	۰/۰۰۰
شوک مثبت بازده اسمی	NOMI	-۰/۰۸۶	۰/۴۲	-۲/۰۴	۰/۰۴
شوک مثبت بازده اسمی (-۱)	NOMI(-1)	-۰/۰۹	۰/۰۴	-۱/۸۱	۰/۰۸
C	عدد ثابت	-۰/۳۱	۰/۴	-۰/۷۷	۰/۴۴۲
	۰/۶۸۹		R- Square		
	۰/۶۸۸		R-Bar- Square		
	۸۹۸/۶		F- Stat		
	۵۹/۶۷		Schwarz Bayesian Criterion		
	۱/۹۱		DW-statistic		

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون ARDL برای شوک منفی بازده اسمی و نرخ بیکاری

نام متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آمار T	سطح اطمینان
نرخ بیکاری (-۱)	UMP(-1)	۰/۹۴	۰/۰۲	۴۷/۱۴	۰/۰۰۰
نرخ بیکاری (-۲)	UMP(-2)	۰/۰۸۳	۰/۰۲۱	۳/۸۴	۰/۰۰۰
شوک منفی بازده اسمی	NOMD	۰/۰۹۰	۰/۰۳۳	۲/۷۳	۰/۰۱۱
شوک منفی بازده اسمی (-۱)	NOMD(-1)	۰/۰۶۸	۰/۰۳۲	۲/۱۰۴	۰/۰۴۵
C	عدد ثابت	۱/۲۸	۰/۳۱	۴/۱۱	۰/۰۰۰۰
	۰/۵۹۳		R- Square		
	۰/۵۹۲		R-Bar- Square		
	۱۰۳۳/۰		F- Stat		
	۶۵/۳۴		Schwarz Bayesian Criterion		
	۲/۱۴		DW-statistic		

مأخذ: محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است که وقفه بهینه مدل با استفاده از معیار شوارتز در نظر گرفته شده است. آماره F نیز صحت تصریح مدل را تأیید می‌کند. ضریب تعیین، بالا بوده و بیانگر خوبی برازش است. مقدار آماره دوربین واتسون مناسب و بیانگر عدم خودهمبستگی مرتبه اول است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

۷-٦. آزمون فرضیه دوم و سوم و اثرات بلندمدت بین شوک‌های بازده سهام (مثبت و منفی) و نرخ بیکاری:

در این قسمت با استفاده از الگوی ARDL، رابطه بلندمدت بین هر یک از شوک‌های بازده سهام (مثبت و منفی) و نرخ بیکاری استخراج می‌شود. در ابتدا با استفاده از آزمون بنرجی- دولا-مستر، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌شود. برای انجام این آزمون باید ضرایب با وقفه متغیر وابسته را از عدد یک کسر و بر انحراف معیارشان تقسیم نمود. آماره محاسباتی این آزمون برای شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام به ترتیب برابر ۳/۷۰ – و ۳,۳۶- است که از آماره جدول بنرجی مستر (۳/۲۸-) بیشتر است. لذا فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و وجود رابطه بلندمدت برای هر دو مدل تائید می‌گردد. در ادامه، ضرایب بلندمدت برآورد شده در جدول (۸) نشان می‌دهند که اثرات شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام بر نرخ بیکاری نامتقارن است. بدین ترتیب که شوک‌های مثبت بازده سهام در بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر نرخ بیکاری دارد، به طوری که هر یک درصد افزایش در بازده سهام منجر به کاهش ۰/۱۷ درصدی در نرخ بیکاری می‌شود. همچنین شوک‌های منفی بازده سهام در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر نرخ بیکاری دارد، به طوری که هر یک درصد افزایش در بازده سهام منجر به افزایش ۰/۲۲ درصدی در نرخ بیکاری می‌شود. این ضرایب با تئوری‌های اقتصادی سازگاری دارند. به عبارت دیگر، در شرایط شوک منفی بازده سهام، شرکت‌ها تمایل به کاهش اشتغال دارند. در نتیجه بیکاری افزایش می‌یابد و برعکس. نتایج فرضیه دوم پژوهش نشان داد که شوک‌های مثبت بازده سهام سبب کاهش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود. نتایج فرضیه سوم پژوهش حاکی از آن است که شوک‌های منفی بازده سهام سبب افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود.

جدول ۸. نتایج اثرات بلندمدت بین هر یک از شوک‌های بازده سهام و نرخ بیکاری

نام متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آمار T	سطح اطمینان
شوک مثبت بازده اسمی	NOMI	-۰/۱۷	۰/۰۶۷	-۲/۵۵	۰/۰۱
شوک منفی بازده اسمی	NOMD	۰/۲۲۸	۰/۰۷۵	۳/۰۱۴	۰/۰۰۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

۷-۷. برآورد الگوی تصحیح خطا

جدول (۹) نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار ضریب تعدیل برای هر دو مدل، منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار است به طوری که اگر نرخ بیکاری در اثر شوک مثبت بازده سهام از مسیر تعادل بلندمدت خود خارج شود هر دوره ۱۱ درصد از عدم تعادل آن جبران می‌شود. همچنین اگر نرخ بیکاری در اثر شوک منفی بازده سهام از رابطه تعادلی بلندمدت خود خارج شود هر دوره ۱۴ درصد این عدم تعادل جبران می‌شود.

جدول ۹. نتایج مدل تصحیح خطا

نماد	ضریب	انحراف معیار	آمار T	سطح اطمینان
dUMP1	۰/۰۸۳	۰/۰۴۱	۲/۰۰۳	۰/۰۵۵
dNOMD	۰/۰۹	۰/۰۳۳	۲/۷۳	۰/۰۱۱
dC	۱/۲۸	۰/۳۱	۴/۱۱	۰/۰۰۰
ecm(-1)	-۰/۱۴	۰/۰۴۱	-۳/۳۶	۰/۰۰۱
R- Square	۰/۶۰۲			
R-Bar- Square	۰/۵۴۳			
F- Stat	۱۳/۶۵			
Schwarz Bayesian Criterion	۶۵/۳۴			
DW-statistic	۲/۱۴			

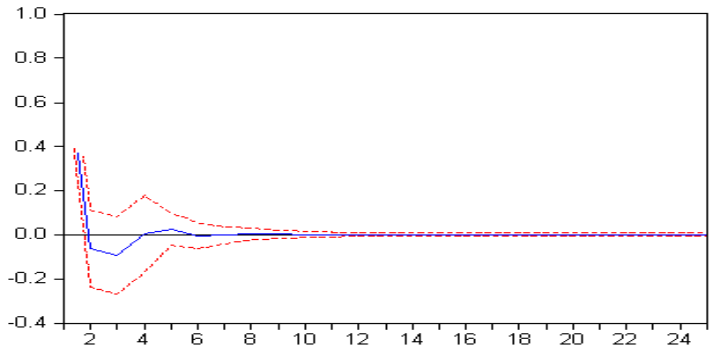
مأخذ: محاسبات تحقیق

۷-۸. نتایج آزمون فرضیه چهارم و تابع عکس‌العمل تحریک (آنی)[1]

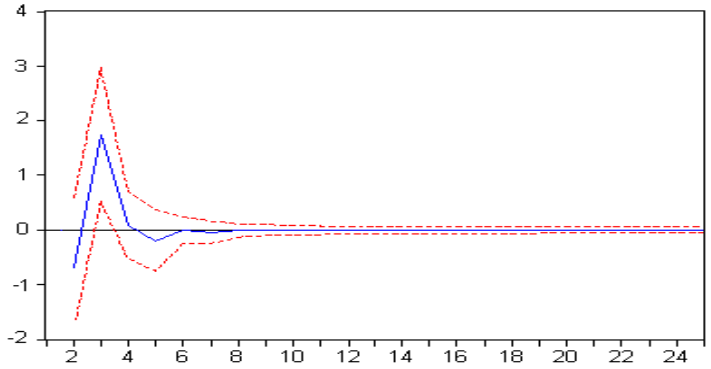
به منظور بررسی مقایسه‌ای شدت عکس‌العمل نرخ بیکاری نسبت به شوک‌های مثبت و منفی بازده سهام از توابع واکنش آنی استفاده می‌شود.

1- Impulse Responses Function

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]



شکل ۱. نمودار واکنش آنی نرخ بیکاری به شوک‌های مثبت نرخ بازده اسمی سهام (مأخذ: محاسبات تحقیق)



شکل ۲. نمودار واکنش آنی نرخ بیکاری به شوک‌های منفی نرخ بازده اسمی سهام (مأخذ: محاسبات تحقیق)

نتایج توابع واکنش آنی نرخ بیکاری نسبت به شوک‌های مثبت و منفی بازده اسمی سهام در نمودارهای (۱) و (۲) نشان می‌دهند که در صورت بروز شوک مثبت بازده اسمی سهام، اثر این شوک پس از چهار دوره به سمت صفر میل می‌کند. همچنین در صورت بروز شوک منفی بازده اسمی سهام، اثر این شوک پس از شش دوره به سمت صفر میل می‌کند. همچنین همان‌طور که مشهود است، شدت واکنش نرخ بیکاری نسبت به شوک منفی در مقایسه با شوک مثبت بازده اسمی سهام بیشتر است. لذا فرضیه چهارم پژوهش، مورد تائید است.

۸. نتیجه‌گیری و بحث

هدف کلی از انجام این پژوهش، بررسی تأثیر تکانه‌های بازده‌های بازار سهام بر نرخ بیکاری طی سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۹۷ است. بازده‌های بازار سهام که معرف بازار مالی کشور بوده، به سه بازده زیرمجموعه تقسیم می‌شود: ۱-بازده اسمی ۲-بازده تعدیل‌شده و ۳- بازده واقعی و همچنین نرخ

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

بیکاری که معرف اقتصاد واقعی است. در این پژوهش، متغیرهایی بر پایه نظریه‌های اشتغال و تقاضای کار به مدل اضافه شد. در قسمت نتایج، ابتدا به برآورد الگو بر اساس مطالب بیان‌شده پرداخته شده است. بر این اساس در ادامه، نتایج آزمون‌های ریشه واحد، از آزمون کرانه‌ها استفاده کرده و درنهایت تحلیل‌های واکنش به ضربه و تجزیه واریانس مربوط به آن ارائه شد. ضمناً در این پژوهش، از نتایج بازده‌های اسمی و نرخ بیکاری استفاده شده و از تفسیر نتایج بازده‌های واقعی و تعدیل‌شده صرف‌نظر شده است.

نتایج فرضیه اول نشان داد که اثرات بازده سهام بر نرخ بیکاری نامتقارن است. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش فیلیپس (۱۹۹۹)، زوئگا (۲۰۱۲) و هولمس و مغربی (۲۰۱۶) مطابقت دارد. از آنجایی که شوک نرخ بیکاری معمولاً پیش‌بینی نشده است، هنگام وقوع این تکانه‌ها آمادگی لازم جهت برخورد با آن وجود ندارد و همین امر باعث می‌شود اثراتی بر متغیرهای کلان اقتصادی بگذارد که مهار کردن و هدایت آن در جهت صحیح، زمان‌بر باشد. نتایج فرضیه دوم پژوهش نشان داد که تکانه‌های مثبت بازده سهام سبب کاهش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش مولیک و فاریا (۲۰۱۰)، فلدمن (۲۰۱۱)، زوئگا (۲۰۱۲) و هولمس و مغربی (۲۰۱۶) مطابقت دارد. از آنجا که بازارهای مالی نقش اساسی در گردآوری منابع از طریق پس‌اندازهای کوچک و بزرگ موجود در اقتصاد ملی و هدایت آن‌ها به سوی مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی دارند، در نتیجه شوک‌های مثبت بازده سهام سبب افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری از طریق کاهش ریسک، قیمت‌گذاری ریسک و تسهیل ریسک نقدینگی و تجهیز و بسیج سپرده‌ها شده و درنهایت رشد اقتصادی و افزایش اشتغال را در پی دارند. نتایج فرضیه سوم پژوهش نشان داد که تکانه‌های منفی بازده سهام سبب افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش فیلیپس و زوئگا (۲۰۰۱)، زوئگا (۲۰۱۲) و هولمس و مغربی (۲۰۱۶) مطابقت دارد. از آنجا که بازده سهام نیز بر مبنای قیمت سهام محاسبه می‌شود، این گزینه وجود دارد که با تأثیرپذیری قیمت‌ها از عوامل کیفی غیر از عوامل اقتصادی، مانند شایعات و وجود جوهای روانی در بازار سهام، بازده سهام تأثیر خود روی متغیرهای اقتصادی را به‌خوبی نشان ندهد. نتایج فرضیه چهارم پژوهش نشان داد که شدت عکس‌العمل نرخ بیکاری نسبت به تکانه‌های منفی در مقایسه با شوک مثبت شدیدتر است. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش سیلواپول و سیلواپول

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

(۱۹۹۹)، زوئگا (۲۰۱۲) و هولمس و مغربی (۲۰۱۶) مطابقت دارد. نمودارها نشان می‌دهند در شرایط شوک منفی بازده سهام، شرکت‌ها تمایل به کاهش اشتغال دارند. در نتیجه بیکاری افزایش می‌یابد. نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش نشان می‌دهند که افزایش ابهام و عدم اطمینان در مورد بازده‌های بازار سهام منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود.

۹. پیشنهادهای مبتنی بر نتایج حاصل از فرضیه‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش، طراحی یک بسته سیاستی از سوی دولت برای تأمین ثبات پولی و اعطای اختیارات لازم به بانک مرکزی برای اجرای آن باید در صدر سیاست‌های اقتصاد کلان کشور باشد. این بسته سیاسی سیاست‌گذاران را با اعمال سیاست‌ها و راهکارهای درست اقتصادی در جهت کاستن هر چه بیشتر نرخ بیکاری رهنمون می‌سازد. با توجه به نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش، پیشنهاد می‌گردد که سازمان بورس اوراق بهادار تهران، به عنوان متولی امر بازار سرمایه کشور، صنایع با کشش و مولد بورس (به طور مثال صنعت نفت و پتروشیمی) را به سمت کاهش بهای تمام‌شده محصول و افزایش تولید سوق دهند. پایین آمدن ظرفیت تولید به طور مستقیم روی وضعیت اشتغال‌زایی این بخش تأثیرگذار است و بخش خصوصی فعال در صنایع تکمیلی پتروشیمی را به جای افزایش اشتغال پایدار که مورد تأکید در تحقق اقتصاد مقاومتی است، به سمت تعدیل نیرو سوق می‌دهد و به بیکاری در کشور دامن می‌زند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه سوم به دولت پیشنهاد می‌شود که برای خروج از رکود کشور و برای حمایت شرکت‌های بزرگ بورسی برنامه تأمین مالی ارزان‌قیمت از طریق بورس و افزایش سرمایه از محل سود انباشته تعریف شود. این موضوع از سویی یک نقطه مثبت می‌تواند باشد چراکه هزینه‌های مالی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. با توجه به نتایج آزمون فرضیه چهارم، پیشنهاد می‌گردد در دوران رکود، برای شرکت‌هایی که دوران بلوغ خود را طی کرده‌اند یا طرح توجیهی خاصی ندارند، بهترین راه‌حل تقسیم سود است. بنابراین نگه داشتن سود در این شرکت‌ها نه به نفع خود شرکت خواهد بود و نه به نفع سهامداران. این موضوع برای این گروه از شرکت‌ها به اصطلاح ادبیات مالی موجب افزایش هزینه‌های نمایندگی خواهد شد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

منابع

- اخباری، رضا، طایی، حسن. (۱۳۹۶). شناسایی اثر تأخیری در نرخ بیکاری با تأکید بر نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد پانل و رویکرد PANIC. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲۲: ۳۳-۱.
- اکبریان، رضا، حیدری‌پور، سیدمحسن. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۹ (۳): ۶۳-۴۳.
- باصری، بیژن، روشنی یساقی، نوریه. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر اشتغال‌زایی صنایع کوچم در استان گلستان. *علوم اقتصادی*، ۸ (۲۶): ۱۳۱-۱۱۳.
- پاشایی فام، رامین، امیدی پور، رضا. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷ (۵۰): ۱۱۳-۹۳.
- پژمان، نادر. (۱۳۸۲). تقاضا برای نیروی کار، ریسک تولید و کارایی اشتغال در صنایع بزرگ ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۸ (۱۱): ۱۶۵-۱۸۹.
- تهرانی، رضا، محمدی، شاپور، محمدعلی زاده، آرش. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین بازده سهام و تورم در بورس اوراق بهادار تهران در زمان- مقیاس‌های مختلف با استفاده از تبدیل موجک (WAVELET) . *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱ (۴۱): ۲۴۴-۲۲۵.
- سامتی، مرتضی، رنجبر، همایون، همت‌زاده، منیره. (۱۳۹۱). *بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه یافته و درحال‌توسعه)*. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳ (۹): ۴۰-۲۷.
- غفاری، هادی، صفایی شکیب، علی، موسیوند، مریم. (۱۳۹۶). نرخ بیکاری بهینه در ایران: رویکرد بهینه یابی پویا. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶ (۲۳): ۱۳۶-۱۱۷.
- محرمی، مژگان، اکسون، اژدر. (۱۳۹۱). تعیین رابطه بین ارزش افزوده اقتصادی پالایش‌شده و بازده سهام تعدیل‌شده بر اساس ریسک. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۴: ۸۹-۷۴.
- هاشمی، سید عباس، صمدی، سعید، سارکیسیان، طاده. (۱۳۸۹). بررسی ارتباط متقابل عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بورس اوراق بهادار*، ۱۷ (۵): ۶۲-۴۳.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

- Banz, Rolf W. (1981). The Relationship between Return and Marker Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9: 3–18.
- De Bondt, W, F, M., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact?. *Journal of Finance*, 40: 793–805.
- Domian, D. L., & Louton, D. A. (1995). Business cycle asymmetry and the stock market. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 35: 451–466.
- Elder, J., & Serletis, A. (2010). Oil price uncertainty. *Journal of Money*, Credit and Banking, 42: 1137–1159.
- Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11: 122–150.
- Fama, E, F., & French, K, R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47: 427–465.
- Haugen, R, A., & Baker, N, L. (1996). Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 41: 401–439.
- Holmes, Mark J., Nabil, Maghrebi. (2016). Financial market impact on the real economy: An assessment of asymmetries and volatility linkages between the stock market and unemployment rate. *The journal of Economic Asymmetries*, 13: 1-7
- Hoon, H. T., & Phelps, E. S. (1992). Macroeconomic shocks in a dynamized model of the natural rate of unemployment. *American Economic Review*, 82: 889–900.
- Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest and money. *New York: Macmillan, London, Harcourt Brace*.
- Lipson Marc, L,. & Mortal, S,. (2009)." Liquidity and capital structure. *Journal of Financial Markets*, 12: 611-644.
- Mitchell, W. C. (1927). Business cycles: the problem and its setting. *New York: National Bureau of Economic Research*.
- Mollick, A. V., & Faria, J. R. (2010). Capital and labor in the long-run: evidence from Tobin's q for the US. *Applied Economics Letters*, 17: 11–14.
- Pastor, L., & Stambaugh, Robert F. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111: 642–685.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *In S. Strom (Ed.), Econometrics and economic theory in the twentieth century: the Ragnar Frisch Centennial symposium* (pp. 371–413). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bound testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Economics*, 16: 289–326.
- Phelps, E. S. (1994). Structural slumps: the modern equilibrium theory of unemployment interest and assets. *Cambridge, MA.: Harvard University Press.*

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

- Phelps, E. S., & Zoega, G. (2001). Structural booms: productivity expectations and asset valuations. *Economic Policy*, 16: 85–126.
- Silvapulle, P., & Silvapulle, M. J. (1999). Business cycle asymmetry and the stock market. *Applied Financial Economics*, 9: 109–115.
- Tobin, J. (1998). Money, credit and capital. *New York: McGraw-Hill*. Zoega, G. (2012). Employment and asset prices. *Applied Economics*, 44: 3343–3355.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]