فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۹(۴(پیاپی ۳۶))، ۹۴-۷۷
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه مالی، رشد اقتصادی و تجارت بین‌المللی با رویکرد مقایسه‌ای در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته

سارا مالکی گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
مهرزاد مینویی* گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
میرفیض فلاح شمس گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۱۳ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۲۰

چکیده: توسعه مالی و رشد اقتصادی، از موضوعات مهم اقتصادی در دهه‌های اخیر بوده است. افزایش قابلیت دسترسی به اطلاعات مالی و کاهش هزینه‌های دسترسی به خدمات مالی، از مؤلفه‌های اصلی توسعه‌یافتگی یک ساختار مالی مناسب است. در خصوص رابطه توسعه واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. برخی از اقتصاددانان معتقدند که توسعه مالی، نتیجه رشد اقتصادی است و جهت علیت از رشد اقتصادی به توسعه مالی است و نظام مالی نقش اساسی را در تخصیص منابع به سمت طرح‌هایی با بهره‌وری بالاتر ایفا می‌کند. مطالعه حاضر بر آن است تا رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته را براساس دو شاخص عملکرد اقتصادی و تجارت بین‌الملل بررسی نماید. این پژوهش براساس اهداف پژوهش در دسته تحقیقات کاربردی و براساس نوع بررسی متغیرها از نوع علّی و از لحاظ روش نحوه گردآوری داده‌ها و طرح پژوهش آن از نوع نیمه‌تجربی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) می‌باشد. نمونه آماری پژوهش در ۵۲ کشور درحال‌توسعه و ۵۰ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۱ بررسی شده‌است. داده‌ها بر اساس مدل پنل دیتا، اثرات ثابت و GLS تخمین زده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهندکه شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی دارای اثرات معنی‌داری بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و حجم تجارت بین‌الملل می‌باشد.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، رشد اقتصادی، پانل دیتا، تجارت بین‌الملل، کشورهای درحال‌توسعه، کشورهای توسعه‌یافته
طبقه‌بندی JEL : O47, P33, O57, O16

* نویسنده مسئول: meh.minouei@iauctb.ac.ir

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی از اهداف اصلی علم اقتصاد به‌شمار می‌رود. از این رو در سال‌های اخیر سازوکارهای مرتبط با بهبود کیفیت و حضور سازمان‌ها، مؤسسات و دولت‌ها در اقتصاد توسعه یافته و به‌دنبال آن افزایش رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است (رضایی و همکاران، ۱۳۹۹). شناخت و بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی برای دست‌یابی به توسعه اقتصادی در نهادها همواره از اهمیت زیادی برخوردار است (چنگیزی و همکاران، ۱۳۹۹). توسعه مالی به‌عنوان یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر رشد اقتصادی بلندمدت شناخته می‌شود که می‌تواند اثرات مطلوب یا در عین حال نامطلوبی را در سیستم‌های اقتصادی داشته باشد (سایه‌میری و همکاران، ۱۳۹۷). توسعه مالی، فرایندی است که طی آن کمیت، کیفیت و کارایی خدمات واسطه‌های مالی بهبود می‌یابد. این فرایند که به‌دنبال بررسی رابطه بخش حقیقی اقتصاد و سیستم مالی وارد ادبیات اقتصادی گردید، بیانگر تعامل میان بسیاری از فعالیت‌ها و نهادها است (برخورداری و همکاران، ۱۳۹۸). کشورهای برخوردار از سیستم مالی توسعه‌یافته‌تر، به این دلیل که باعث می‌شوند اقتصاد موردنظر توانایی تجربه و نرخ‌های رشد بالاتر را داشته باشد، در مسیر رشد اقتصادی سریع‌تری قرار می‌گیرند (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲). اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی می‌تواند به دو صورت انجام گیرد: نخست این که سرمایه‌گذار را تشویق و به‌طور مستقیم نرخ رشد را از طریق انباشت سرمایه تحت تأثیر قرار دهد. دوم واسطه‌گری‌های مالی در حالتی‌که سطح سرمایه‌گذاری ثابت باشد می‌توانند باعث بهبود در تخصیص منابع شوند (فطرس و همکاران، ۱۳۸۹). در واقع توسعه مالی می‌تواند به‌عنوان یک شاخص تأثیرگذار، از انقباض ناگهانی اقتصاد جلوگیری کرده و میزان ریسک را در بحران‌های مالی، کاهش دهد. با این حال این شاخص در انبساط‌های اقتصادی چنین نقشی را ایفا نمی‌کند. بحران مالی اخیر بیان‌کننده این واقعیت است که بخش مالی به جای آن‌که جاذب و دفع‌کننده شوک باشد می‌تواند در نقش یک فرستنده شوک به اقتصاد عمل کند. در این صورت توسعه بخش مالی به‌واسطه تخصیص کارآمدتر منابع و تأمین مالی فعالیت‌های نوین به تقویت رشد اقتصادی کمک خواهد کرد (فتحی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۹). همواره ایجاد ثبات و رشد پایدار از طریق توسعه مالی در ادبیات اقتصادی مورد تأکید است. با بررسی ارتباط و همبستگی توسعه مالی و رشد بلندمدت مشخص می‌گردد که سیستم‌های مالی قادر به کاهش ریسک و اثرات آن در بخش‌های مختلف می‌باشند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۰؛ Asandului et al., 2021). سیستم مالی در زمان شوک‌های منفی نسبت به زمانی که شرایط مطلوب است، از کانال‌های متفاوت عمل می‌کند. این تفاوت، به‌ویژه در کشورهای با سطح توسعه‌یافتگی پایین‌تر بیشتر دیده می‌شود. در شرایط مطلوب، شرکت‌ها در کشورهای نوظهور و درحال‌توسعه فعالیت‌های خود را از طریق منابعی غیر از بخش بانک‌داری رسمی و بیشتر با استفاده از اعتبارهای تجاری و درآمدهای انباشته، تأمین مالی می‌کنند. به‌نظر می‌رسد در این شرایط، تأمین مالی غیررسمی محدودیت چندان مهمی بر سر راه گسترش شرکت‌ها نباشد. هرچند این‌گونه روش‌های تأمین مالی، با وارد آوردن شوک به شرکت‌های خصوصی و تسریع آن به سایر بخش‌های سیستم، خطر اثرات زنجیره‌ای را افزایش می‌دهند (جواهری‌تفتی، ۱۳۹۹). با این وجود، توسعه مالی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم به رشد و توسعه اقتصادی که همواره از اهداف کشورها به حساب می‌آید، کمک می‌کند. از آن‌جایی‌که کشورهای با ساختار مالی توسعه‌یافته‌تر از سرعت رشد بالاتری نسبت به دیگر کشورها برخوردار می‌باشند، رشد واقعی را می‌توان تحت تأثیر توسعه ساختار مالی دانست. بنابراین بررسی تأثیرات توسعه بخش مالی بر رشد واقعی یک اقتصاد و شناخت عوامل مؤثر، از اهمیت زیادی برخوردار است. توسعه مالی عاملی بسیار مهم و مؤثر بر رشد

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

اقتصادی است که از طرق مختلف آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Hossin, 2020; Wu et al., 2020; Čižo et al., 202). از دیگر عوامل مهم در توسعه و رشد اقتصادی کشورها می‌توان به فعالیت در زمینه تجارت خارجی اشاره کرد. در تدوین برنامه‌های توسعه و پیشرفت به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، تجارت خارجی از موضوعات مهم مرتبط با رشد اقتصادی می‌باشد. ازاین‌رو نظریه‌های مختلفی توسط اقتصاددانان و متخصصان مبنی بر ارتباط میان سیاست‌های خارجی و افزایش نرخ اقتصادی ارائه شده است که تاکنون توافق مطلوبی بین نظریه‌ها به‌دست نیامده است. با توجه به مؤلفه‌های سه‌گانه مذکور، هدف این پژوهش برمبنای بحث، تجزیه‌وتحلیل مقایسه‌ای تأثیرات هریک از شاخص‌های توسعه مالی، رشد اقتصادی و تجارت بین‌المللی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته می‌باشد. از این رو سؤالات پژوهش عبارتند از:

- آیا روابط تعادلی بلندمدت برای کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد؟
- آیا روابط تعادلی بلندمدت برای کشورهای درحال‌توسعه وجود دارد؟
- آیا حجم تجارت بین‌الملل، توسعه شاخص‌های انسانی، تولیدات صنعتی و صادرات، بر شاخص توسعه‌یافتگی و روابط تعادلی بلندمدت مؤثر است؟
- علت تأثیرگذاری یا عدم تأثیرگذاری شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی و تجارت بین‌المللی بر یکدیگر در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته چیست؟
- برآورد این پژوهش از کارایی ارائه این مدل برای کشور ایران چگونه تخمین‌زده می‌شود؟

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

ریدموند و نصیر[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی نقش فراوانی منابع طبیعی، تجارت بین‌المللی و توسعه مالی و اقتصادی کشورهای منتخب در بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ با استفاده از روش اثرات تصادفی و حداقل مربعات پرداختند. نتایج نشان دادند منابع طبیعی به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بر تجارت بین‌المللی و توسعه مالی و اقتصادی کشورهای منتخب تأثیر دارد.

صافی[2] و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی بی‌ثباتی مالی بر رشد و تجارت اقتصادی در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ در کشورهای E7 با استفاده از روش گشتاوری پرداختند. نتایج نشان دادند بی‌ثباتی مالی بر رشد و تجارت اقتصادی اثرات معنی‌داری دارد.

لی[3] و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی با بررسی عوامل تعیین‌کننده بخش توسعه مالی در ۲۶ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه آسیا در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ و با استفاده از روش گشتاورهای‌یافته سیستمی به این نتیجه رسیدند که حکمرانی بهتر و تجارت بین‌المللی موجب توسعه بخش مالی در اقتصادهای کشورهای درحال‌توسعه می‌شود. درحالی‌که رشد اقتصادی و باز بودن تجاری عوامل تعیین‌کننده عمق مالی در اقتصادهای توسعه‌یافته هستند.

منیاه[4] و همکاران (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی برای ۲۱ کشور آفریقایی با استفاده از تکنیک علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ[5] پرداختند. نتایج تحقیق نشان دادند که توسعه مالی و آزادسازی تجارت اثر معناداری بر رشد ندارد.

آدیو[6] و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، به بررسی تأثیرات بلندمدت رشد و توسعه مالی پرداختند. نتایج نشان دادند که اثرات رشد توسعه مالی به انتخاب شاخص حساس است. در واقع، خوب یا بد بودن توسعه مالی برای رشد، به شاخص مورداستفاده این توسعه بستگی دارد. بنابراین توصیه شده است که در انتخاب

1- Redmond & Nasir

2- Safi
3- Le
4- Menyah
5- Bootstrapped
6- Adu

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

شاخص‌های توسعه مالی به‌عنوان ابزار سیاست در طراحی و اجرای سیاست‌های رشد، دقت شود.

ب) پژوهش‌های داخلی

فطرس و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تقاضای انرژی و توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از اطلاعات دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۶ پرداختند. در این راستا به‌منظور کاهش تورش برآوردهای انجام‌شده، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت آزاد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز در الگو، در نظر گرفته‌شده است. برای تخمین رابطه بلندمدت مدنظر از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته، تحت شکست ساختاری و روش هم‌انباشتگی ترکیبی بایر - هانک[1] استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان داد که افزایش تقاضای انرژی ناشی از توسعه مالی بسیار ناچیز و تأثیر تجارت، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی واقعی بر تقاضای انرژی مثبت است. همچنین، نتایج حاصل از آزمون علیت نامتقارن نشان داد که تولید ناخالص داخلی واقعی و تجارت آزاد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، علت گرنجری تقاضای انرژی در بلندمدت هستند. در نهایت، نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی بسیار بیشتر از تأثیر توسعه مالی بر این متغیر است.

فتحی‌زاده و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات در اقتصاد ایران پرداختند. به این منظور، از داده‌های سری زمانی سالانه بخش‌ها از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ استفاده شد. به‌منظور تحلیل روابط، روش‌های خودرگرسیون با وقفه توزیع شده (ARDL) و خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به‌کار گرفته شد. نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان می‌دهد که تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار است. تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، درحالی‌که علی‌رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین، براساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی و توسعه مالی سهم زیادی از نوسانات رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته‌اند. به‌طور مشابه، رشد اقتصادی و توسعه مالی نیز سهم قابل‌توجهی از نوسانات شدت انرژی بخش‌ها داشته‌اند. در نهایت، شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات توسعه مالی در بخش صنعت داشته است، درحالی‌که سهم رشد اقتصادی از نوسانات توسعه مالی در بخش خدمات نیز قابل‌توجه است.

منصف و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی جهت علیت بین شاخص‌های بازارهای مالی و رشد اقتصادی در گروه دی هشت پرداخته‌اند. روش این پژوهش آزمون علیت پانلی کونیا[2] (۲۰۰۶) بوده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهدکه جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نه‌تنها در کشورها متفاوت است بلکه از یک شاخص به شاخص دیگر نیز تفاوت دارد.

عصاری آرانی و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه مالی و رشد اقتصادی: مقایسه کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی درحال‌توسعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته»، به بررسی ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. در مطالعه مذکور رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی با توجه به درآمدهای نفتی و در نظر گرفتن سرمایه‌گذاری برای کشورهای عضو اوپک مورد بررسی قرار می‌گیرند. نتایج حاصل از تحقیق، دال بر تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای نفتی عضو اوپک است درحالی‌که همین رابطه در کشورهای درحال‌توسعه غیرنفتی،

1- Bayer-Hank

2- Kónya

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

مثبت است. تأثیر توسعه مالی بر نرخ سرمایه‌گذاری در کشورهای عضو اوپک، با توجه به نتایج حاصل از تخمین منفی است، درحالی‌که درآمدهای نفتی تأثیر مثبتی بر رشد سرمایه‌گذاری داشت.

۳- مبانی نظری

در قرن ۱۹ رشد اقتصادی تعداد محدودی از کشورها را شامل می‌شد، به‌تدریج این موضوع در دهه‌های بعد به سایر کشورها گسترش یافت؛ به‌طوری‌که در سال‌های اخیر به موضوعی مهم در سیاست‌های کلان کشورها تبدیل شده است. گرچه نحوه گسترش در کشورهای مختلف با هم متفاوت بوده، با این حال تنها مکانیزم پرقدرت برای افزایش بلندمدت در درآمد سالانه را می‌توان رشد اقتصادی دانست (Peprah & Adekoya, 2020). مدل‌های رشد مختلفی برای این منظور طراحی شده است که به بررسی عوامل تأثیرگذار می‌پردازد. مدل‌های رشد نئوکلاسیکی، مانند سولو[1] متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری خصوصی، رشد جمعیت، پیشرفت برونزای تکنولوژی و سطح اولیه درآمد سرانه را مؤثر بر رشد دانسته است. در حالی‌که مدل‌های کلان اقتصادی، فرضیه‌های جدیدی را مطرح می‌کند. در این مدل‌ها نهادهای سیاسی، عوامل سیاسی- اقتصادی، انباشت دانش یا شاخص‌های نهادی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی معرفی شده‌اند (Haller, 2020). پژوهشگران الگوهایی نظیر لوکاس[2] (۱۹۸۸) و رومر[3] (۱۹۸۶) به‌منظور رفع اشکالات الگوهای رشد نئوکلاسیکی را طراحی کردند که در آنها به‌طور درون‌زا از متغیرهای اثرگذار تأثیر می‌پذیرد. ویژگی بسیار مهم مدل‌های رشد درون‌زا، نبود بازدهی‌های نزولی نسبت به نهاده‌هایی است که می‌توانند انباشت شوند. در رشد اقتصادی بلندمدت، متغیرهایی نظیر صادرات و واردات، مخارج دولت و افزایش بهره‌وری عوامل تولید از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در مدل‌های رشد، همان نهاده‌های سرمایه فیزیکی و نیروی کار در تابع تولید هستند. در مدل‌های جدیدتر عامل انرژی نیز به عوامل فوق اضافه شد. طبق تعریف، تابع تولید، نمایشی ریاضی از رابطه کمی میان عوامل تولید و سطح تولید کالاها یا خدمات بوده که نشان‌دهنده حداکثر مقدار محصولی است که می‌توان از هر مقدار خاص نهاده به‌دست آورد. محققان عوامل مهم دیگری نیز تعیین کرده‌اند که به‌طور خلاصه بیان می‌گردد (پورعلی و همکاران، ۱۳۹۹):

- منابع محیطی: شامل محصولات و منابع زیرزمینی و سطح زمین که مرتبط با شرایط اقلیمی و آب و هوایی است. این عامل، به‌ویژه در کشورهای کمتر توسعه‌یافته در مراحل اولیه رشد می‌تواند تأثیر بیشتری در رشد اقتصادی داشته باشد. البته این تأثیر با توجه به محدودیت سایر عوامل نظیر سرمایه، تکنولوژی و نیروی کار متخصص می‌باشد.

- سرمایه فیزیکی: لوازم، ابزارها و تأسیسات انباشته شده در انبارها می‌تواند به‌عنوان سرمایه شناخته شود و به عقیده بیشتر نظریه‌پردازان، محرک رشد اقتصادی به‌حساب می‌آید.

- سرمایه‌گذاری: این عامل، مهم‌ترین معیار برای تعیین و اندازه‌گیری رشد اقتصادی تلقی می‌شود و کمبود آن می‌تواند علت اصلی نبود رشد و توسعه کشورهای توسعه‌نیافته باشد. بسیاری از مدل‌های ارائه شده در زمینه رشد اقتصادی نظیر مدل هارود- دومار[4]، روستو[5] و مدل رشد نئوکلاسیک‌ها بر اهمیت نقش سرمایه، هم در بخش تقاضا و هم در بخش عرضه اقتصاد تأکید دارند؛ زیرا داشتن نرخ بالا در سرمایه‌گذاری به معنای افزایش توان اقتصادی کشور و در نتیجه حرکتی سریع‌تر به سوی رشد اقتصادی است.

- نیروی کار متخصص: شامل کلیه افراد شاغل و افراد در جست‌وجوی کار می‌باشد. تئوری‌های رشد

1- Solow
2- Lucas
3- Romer
4- Harrod – Domar
5- Rostow

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

نیروی کار را به عنوان یکی از عوامل پایه‌ای تولید و از ارکان رشد اقتصادی می‌دانند.

- تکنولوژی: این عامل بر پایه علم و فناوری است و بر مهارت‌های فردی تأکید کم‌تری دارد. برخی از تئوری‌ها مفهوم تکنولوژی را با بهره‌وری مترادف دانسته‌اند. از جمله در تئوری نئوکلاسیک‌ها، تغییرات تکنولوژی هم به‌عنوان جانشینی برای تغییرات برون‌زای بهره‌وری و هم به‌عنوان عنصر پسماند در توضیح نرخ رشد تولید در زمانی‌که قسمتی از رشد به وسیله نرخ رشد نهاده‌های نیروی کار و سرمایه توضیح داده نشده، به‌کار می‌رود.

- توسعه انسانی: فرایندی است برای گسترش انتخاب‌های مردم. افزایش توان و قابلیت‌های نیروی انسانی، افزایش کارایی بنگاه‌ها و افزایش مزیت‌های نسبی را در اقتصاد به‌دنبال دارد. توسعه انسانی هم از طریق سرمایه‌گذاری و توزیع درآمد و هم از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌تواند بر رشد اقتصادی مؤثر باشد.

- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: سرمایه‌گذاری مستلزم ارتباط بلندمدت در کشوری به‌جز موطن فرد است و نشان‌دهنده منافع پایدار و کنترل واحد اقتصادی مقیم یک کشور بر واحد اقتصادی مقیم کشور دیگر است.

رشد اقتصادی را می‌توان به‌معنای افزایش ارزش کالاها و خدمات تنظیم‌شده با تورم در طول زمان تعریف کرد. معمولاً متخصصان چنین رشدی را به‌صورت درصد افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی یا طی یک دوره زمانی یک‌ساله تولید ناخالص داخلی (GDP)[1] تعریف می‌کنند (Zamanianfar et al., 2021). تولید ناخالص داخلی یکی از مقیاس‌های اندازه‌گیری در اقتصاد است که مجموع ارزش پولی کل کالاها و خدمات نهایی تولید شده در یک کشور را در یک بازه زمانی معین (سالانه یا فصلی) اندازه‌گیری می‌کند.

۴- روش تحقیق

این پژوهش براساس اهداف پژوهش در دسته تحقیقات کاربردی و براساس نوع بررسی متغیرها از نوع علی و از لحاظ روش نحوه گردآوری داده‌ها و طرح پژوهش آن از نوع نیمه‌تجربی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) می‌باشد. هدف پژوهش‌های کاربردی، توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص در پاسخ به مسائل و مشکلات و مورد حمایت بخش خصوصی است.

قلمرو زمانی پژوهش از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۸ میلادی می‌باشد. در این تحقیق، ۵۲ کشور درحال‌توسعه و ۵۰ کشور توسعه‌یافته بررسی شده است. تقسیم‌بندی کشورهای موردمطالعه به دو گروه توسعه‌یافته و درحال‌توسعه براساس تعریف بانک جهانی (۲۰۱۵) انجام شده است؛ کشورهایی که درآمد سرانه بالاتر از ۱۲ هزار دلار برخوردار بوده‌اند جزو کشورهای توسعه‌یافته و سایر کشورها نیز جزو کشورهای درحال‌توسعه طبقه‌بندی شده‌اند. اسامی کشورهای درحال‌توسعه عبارتند از: مصر، کنیا، نامیبیا، سریلانکا، بنگلادش، السالوادور، برزیل، گویان، مالزی، پانامـا، تونس، بلغارستان، ویتنام، گاستاریکا، جامائیکا، مغولستان، رومانی، زامبیا، ارمنستان، قرقیزستان، نپال، سوازیلند، بولیوی، گرجستان، لبنان، نیجریه، تانزانیا، بوتسوانا، غنا، مقدونیه، پاکستان، تایلند، هندوستان، موریس، پاراگوئه، ترکیه، چین، اندونزی، مکزیک، پرو، اوکراین، کلمبیا، مولداوی، فیلیپین، ساحل عاج، اردن، صربستان، مونته تگرو، اکوادور، قزاقستان، مراکش، آفریقای جنوبی. اسامی کشورهای توسعه‌یافته عبارتند از: استرالیا، فنلاند، ژاپن، عمان، سوئد، اتریش، فرانسه، کره، لهستان، سوئیس، لتونی، قطر، امارات متحده عربی، بلژیک، هنگ‌کنگ، لیتوانی، روسیه، امریکا، کانادا، مجارستان، لوکزامبورگ، ایرلند، هلند، اسلواکی، جمهوری چک، اسلونی، دانمارک، ایتالیا، نروژ، اسپانیا، نیوزیلند، بحرین، آلمان، عربستان سعودی، اوروگوئه، کویت، پرتغال، ترینیداد، توباگو،

1- Gross Domestic Product

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

باریادوس، یونان، کرواسی، ایسلند، مالت، سنگاپور، ونزوئلا، قبرس، بریتانیا، استونی و تایوان.

گردآوری اطلاعات از دو روش کتابخانه‌ای و میدانی صورت گرفته است، برای تکمیل ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش مراجعه به کتابخانه‌ها و پژوهش‌های انجام شده و برای داده‌های مالی و اقتصادی که شامل شاخص‌های توسعه مالی در دو بخش شاخص‌های بانکی Bank-Index و شاخص‌های بازار سرمایه Stock-Index و همچنین ارقام مربوط به GDP و تجارت بین‌الملل از پایگاه داده‌های WDI (شاخص توسعه جهانی) استفاده می‌شود و به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و استخراج آمار توصیفی و آمار استنباطی از نرم‌افزار Eviewsاستفاده گردید.

در این پژوهش دو مدل برآورد شده‌است.

مدل اول به‌صورت زیر می‌باشد:

$$GDP_{it}= \beta_0 + \beta_1 MD_{it} + \beta_2 FD_{it} + \beta_3 debt_{it} + \beta_4 Credit_{it} + \beta_5 PM_{it} + \beta_6 FO_{it} + \beta_7 ROE_{it} + \beta_8 CR_{it} + \beta_9 BI_{it} + \beta_{10} IN_{it} + \beta_{11} Trade_{it} + \beta_{12} Comp_{it} + \beta_{13} Turnover_{it} + \beta_{14} FDI_{it} + \beta_{15} INF_{it} + \beta_{16} G_{it}$$

که در آن:

GDP_{it}: تولید ناخالص داخلی کشور i در سال t

MD_{it}: نسبت دارایی سپرده پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی کشور i در سال t که برابر است با میزان دارایی که از سپرده‌های پولی بانک‌ها نزد بانک است تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

FD_{it}: نسبت سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی کشور i در سال t که برابر است با سپرده‌های سیستم مالی بانک‌ها تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

$debt_{it}$: نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی کشور i در سال t که برابر است با بدهی‌های نقدی بانک‌ها تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

$Credit_{it}$: نسبت اعتبارات خصوصی سپرده پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی کشور i در سال t که برابر است با اعتبارات بخش خصوصی سپرده پولی بانک‌ها تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

PM_{it}: حاشیه سود خالص بانک‌ها در کشور i در سال t که به‌صورت تفاوت میان سود دریافتی بابت تسهیلات و سود پرداختی به سپرده‌های بانکی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

سود پرداختی به سپرده‌ها - سود حاصل از اعطای تسهیلات = حاشیه نرخ سود بانک.

FO_{it}: نسبت تمرکز بانک‌های کشور i در سال t که با شاخص هرفیندال هیرشمن[1] (H) به‌صورت مجموع مربعات سهم درصد هر بانک از شبکه بانکی محاسبه می‌شود.

ROE_{it}: بازده حقوق صاحبان سهام بانک‌های کشور i در سال t که به‌صورت تقسیم خالص سود بر حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود.

CR_{it}: نسبت هزینه به درآمد بانک‌ها در کشور i در سال t که برابر است با هزینه‌های بانک تقسیم بر درآمد بانک.

BI_{it}: شاخص ثبات بانکی یا ریسک ورشکستگی (Z-score) در کشور i در سال t که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\left[ROA + \left(\frac{\text{حقوق صاحبان سهام}}{\text{دارایی}}\right)\right] \Big/ \text{انحراف معیار ROA}$$

IN_{it}: نسبت سرمایه‌گذاری در بازار سهام به تولید ناخالص داخلی در کشور i در سال t که برابر است با میزان سرمایه‌گذاری در بازار سهام تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

$Trade_{it}$: نسبت کل ارزش معاملات بازار سهام به تولید ناخالص داخلی در کشور i در سال t که برابر است با ارزش معاملات بازار سهام تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

$Comp_{it}$: تعداد شرکت‌های پذیرفته شده به‌ازای هریک میلیون نفر در کشور i در سال

1- Herfindahl-Hirschman

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

$Turnover_{it}$: نسبت حجم معاملات بازار سهام در کشور i در سال t که از تقسیم کل معاملات انجام شده به ارزش سهام شرکت‌های داخلی حاضر در بورس محاسبه می‌شود.

FDI: درجه آزادی تجاری یا باز بودن اقتصاد در کشور i در سال t که در این تحقیق برای این شاخص از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی استفاده شده است.

INF_{it}: نرخ تورم در کشور i در سال t

G_{it}: نسبت هزینه‌های مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی در کشور i در سال t که برابر است با هزینه‌های مصرفی دولت تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.

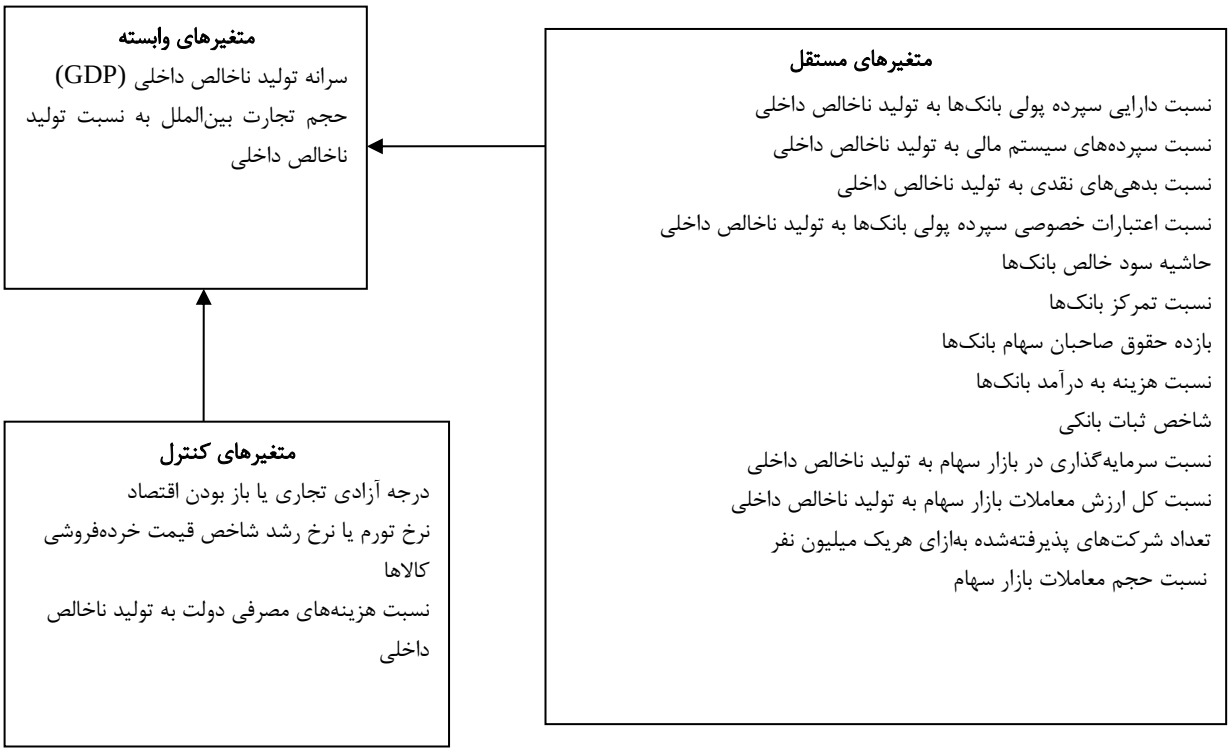
مدل دوم به‌صورت زیر می‌باشد:

$$InTrade_{it} = \beta_0 + \beta_1 MD_{it} + \beta_2 FD_{it} + \beta_3 debt_{it} + \beta_4 Credit_{it} + \beta_5 PM_{it} + \beta_6 FO_{it} + \beta_7 ROE_{it} + \beta_8 CR_{it} + \beta_9 BI_{it} + \beta_{10} IN_{it} + \beta_{11} Trade_{it} + \beta_{12} Comp_{it} + \beta_{13} Turnover_{it} + \beta_{14} FDI_{it} + \beta_{15} INF_{it} + \beta_{16} G_{it}$$

که در آن $InTrade_{it}$: حجم تجارت بین‌الملل است که برابر است با میزان خالص صادرات در کشور i در سال t. میزان خالص صادرات به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$NX=EX-IM$$

NX: خالص صادرات، EX: مقدار صادرات و IM: مقدار واردات می‌باشد.



شکل ۱- مدل مفهومی پژوهش

۵- یافته‌های تحقیق

آزمون F لیمر[1]

به‌منظور بررسی مدل به لحاظ تلفیقی[2] بودن (پول دیتا) یا تابلویی[3] بودن (پنل دیتا) داده‌ها، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، تلفیقی بودن داده‌ها (پول دیتا) و فرض مقابل آن، تابلویی بودن داده‌ها (پنل دیتا) است. جدول ۱ نتایج آزمون F لیمر را برای هر دو مدل نشان می‌دهد.

1- F-Leamer Test
2- Pooling Data
3- Panel Data

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

جدول ۱- آزمون F لیمر

	مدل	آماره F لیمر	احتمال آماره	نتیجه
کشورهای توسعه‌یافته	اول (متغیر وابسته GDP)	۱/۶۳۰	۰/۰۱	پنل دیتا
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۴/۷۷۱	۰/۰۰	پنل دیتا
کشورهای درحال‌توسعه	اول (متغیر وابسته GDP)	۱۴/۶۹	۰/۰۰	پنل دیتا
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۲/۴۸	۰/۰۲	پنل دیتا

همان‌طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود سطح احتمال در هر دو مدل کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و مدل به‌صورت پنل دیتا است؛ بنابراین برای انتخاب یکی از دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌گردد.

آزمون هاسمن

آزمون هاسمن برای انتخاب یکی از دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی در مدل داده‌های تابلویی (پنل دیتا) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، اثرات تصادفی و فرضیه مقابل آن، اثرات ثابت می‌باشد. جدول ۲ نتایج آزمون هاسمن را نشان می‌دهد.

جدول ۲- آزمون هاسمن

	مدل	آماره هاسمن	احتمال آماره	نتیجه
کشورهای توسعه‌یافته	اول (متغیر وابسته GDP)	۳۵/۲۷۵	۰/۰۰	اثرات ثابت
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۱۵۹/۵۶۶	۰/۰۰	اثرات ثابت
کشورهای درحال‌توسعه	اول (متغیر وابسته GDP)	۶۴/۱۲۴	۰/۰۰	اثرات ثابت
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۶۶/۲۵۳	۰/۰۰	اثرات ثابت

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در هر دو مدل سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین روش اثرات ثابت برای این مدل‌ها انتخاب می‌گردد.

همان‌طور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود سطح احتمال آماره جارک برا در هر دو مدل بیشتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین نرمال بودن اجزای خطا پذیرفته می‌شود.

آزمون جارک برا

جدول ۳- نتایج آزمون جارک برا

	مدل	آماره جارک‌برا	سطح احتمال	نتیجه
کشورهای توسعه‌یافته	اول (متغیر وابسته GDP)	۳/۸۸۷	۰/۱۴	نرمال است
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۲/۱۳۶	۰/۳۳	نرمال است
کشورهای درحال‌توسعه	اول (متغیر وابسته GDP)	۴/۱۸۵	۰/۱۲	نرمال است
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۰/۸۵۹	۰/۶۵	نرمال است

آزمون بروش پاگان گادفری

آزمون بروش پاگان گادفری به‌منظور بررسی همسانی واریانس اجزای خطا به‌کار می‌رود. فرضیه صفر این آزمون، همسانی واریانس اجزای خطا و فرضیه مقابل آن ناهمسانی واریانس اجزا خطا می‌باشد. در صورتی‌که سطح احتمال آزمون بالاتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون بروش پاگان گادفری برای هر دو مدل به صورت جدول ۴ است.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

جدول ۴- آزمون بروش پاگان گادفری

	مدل	آماره بروش پاگان گادفری	احتمال آماره	نتیجه فرضیه همسانی واریانس
کشورهای توسعه‌یافته	اول (متغیر وابسته GDP)	۲۱۲۲۰/۳۰	۰/۰۰	ناهمسانی واریانس
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۳۴۴۷/۷۰۸	۰/۰۰	ناهمسانی واریانس
کشورهای درحال‌توسعه	اول (متغیر وابسته GDP)	۲۳۶۵۴/۰۲	۰/۰۰	ناهمسانی واریانس
	دوم (متغیر وابسته InTrade)	۳۲۴۵۶/۵۸	۰/۰۰	ناهمسانی واریانس

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در هر دو مدل، سطح احتمال آماره بروش پاگان گادفری از ۰/۰۵ کمتر است و این مدل دارای ناهمسانی واریانس است؛ از این رو برای رفع این مشکل از روش GLS به‌منظور تخمین مدل‌ها استفاده می‌شود.

کشورهای توسعه‌یافته

مطابق با آزمون‌های انجام شده، مدل اول (متغیر وابسته GDP) به‌صورت پنل دیتا، اثرات ثابت و GLS تخمین‌زده شد (جدول ۵).

جدول ۵- نتایج تخمین مدل اول (متغیر وابسته GDP)

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۷/۵۳۵	۱/۰۷۹	۶/۹۸	۰/۰۰
GDP(-1)	۰/۷۳۱	۰/۰۴۱۸	۱۷/۴۸	۰/۰۰
MD	-۰/۰۷۵	۰/۰۲۳	-۳/۲۰	۰/۰۰
FD	۰/۰۶۰	۰/۰۲۸	۲/۱۴	۰/۰۳
Debt	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۸۵	۰/۹۸	۰/۳۲
Credit	۰/۰۲۴	۰/۰۰۸۱	۲/۹۶	۰/۰۰
PM	-۰/۰۰۹۶	۰/۰۰۸۰	-۱/۲۰	۰/۲۳
FO	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۷۱	-۲/۱۴	۰/۰۳
ROE	۰/۰۲۰۹	۰/۰۰۷۶	۲/۷۲	۰/۰۰
CR	-۰/۰۰۰۳۲	۰/۰۰۰۱۷	-۱/۸۸	۰/۰۶
BI	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۰۷۱	-۴/۲۸	۰/۰۰
IN	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۹۵	-۲/۶۵	۰/۰۰
Trade	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۱	۱/۵۶	۰/۱۰
Comp	۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۰۱۹	۱/۲۱	۰/۲۲
Turnover	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۳۸	-۰/۸۸	۰/۳۷
OPEN	-۰/۰۱۱۴	۰/۰۴۶۹	-۰/۲۴	۰/۸۰
INF	-۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۱	-۱/۹۲	۰/۰۵
G	-۰/۰۰۹۶	۰/۰۰۱۳	-۷/۳۳	۰/۰۰

ضریب تعیین (R^2)= ۰/۸۹، دوربین واتسون (DW) = ۱/۹۰، آماره F = ۲۰۱۶۵/۵۶، سطح احتمال آماره F = ۰/۰۰

مقدار ضریب تعیین یا R^2 برابر با ۰/۸۹ به‌دست‌آمده که خوبی برازش را در تخمین نشان می‌دهد. در واقع متغیرهای مستقل به میزان ۸۹ درصد توانسته‌اند متغیر وابسته را تبیین کنند. مقدار دوربین

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

واتسون برابر با ۱/۹۰ به‌دست‌آمده که نبود خودهمبستگی را در میان اجزای خطا نشان می‌دهد. همچنین آماره F برابر با ۲۰۱۶۵/۵۶ به‌دست‌آمده که معنادار نیز می‌باشد. بنابراین کل مدل رگرسیون از نظر آماری معنادار است. ضریب متغیرهای debt، PM، Comp، Turnover و Open در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نمی‌باشند. لذا این متغیرها از تحلیل خارج می‌شوند. مدل برآوردشده به صورت زیر نوشته می‌شود:

GDP=7.53+0.731GDP(-1)–0.075MD+0.06FD+ 0.024Credit–0.0153FO+0.0209ROE–0.00032CR -0.0030BI–0.025IN+0.0033Trade–0.0021INF – 0.0096G

محاسبه کشش‌های بلندمدت

برای محاسبه کشش‌های بلندمدت از نسبت ضریب هر شاخص به تولید ناخالص داخلی (GDP-۱) استفاده می‌گردد. بدین ترتیب کشش‌های بلندمدت متغیرهای مستقل به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\text{کشش بلندمدت MD} = \frac{-0/075}{1-0/731} = -0/278$$

$$\text{کشش بلندمدت FD} = \frac{0/06}{1-0/731} = 0/223$$

$$\text{کشش بلندمدت Credit} = \frac{-0/024}{1-0/731} = -0/089$$

$$\text{کشش بلندمدت FO} = \frac{-0/01536}{1-0/731} = -0/056$$

$$\text{کشش بلندمدت ROE} = \frac{-0/0209}{1-0/731} = -0/056$$

$$\text{کشش بلندمدت CR} = \frac{-0/00032}{1-0/731} = -0/0011$$

$$\text{کشش بلندمدت BI} = \frac{-0/0030}{1-0/731} = -0/011$$

$$\text{کشش بلندمدت IN} = \frac{-0/025}{1-0/731} = -0/092$$

$$\text{کشش بلندمدت Trade} = \frac{0/0033}{1-0/731} = 0/012$$

$$\text{کشش بلندمدت INF} = \frac{-0/0021}{1-0/731} = -0/0078$$

$$\text{کشش بلندمدت G} = \frac{-0/0096}{1-0/731} = -0/035$$

تخمین مدل دوم (متغیر وابسته InTrade)

مطابق با آزمون‌های انجام شده، مدل دوم (متغیر وابسته InTrade) به‌صورت پنل دیتا، اثرات ثابت و GLS تخمین زده‌شد. جدول ۶ نتایج تخمین دوم را نشان می‌دهد.

جدول ۶- نتایج تخمین مدل دوم (متغیر وابسته InTrade)

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۲/۸۹۲	۰/۶۶۲	۴/۳۶۳	۰/۰۰
InTrade(-1)	۰/۸۰۱	۰/۰۴۳	۱۸/۲۲۳	۰/۰۰
MD	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶۷	۰/۵۹۶	۰/۵۵
FD	-۰/۰۱۳۵	۰/۰۱۰۰	-۱/۳۴۵	۰/۱۷
Debt	۰/۰۴۰۷	۰/۰۲۱	۱/۹۳۶	۰/۰۵
Credit	۰/۰۲۳	۰/۰۱۱	۲/۱۲۹	۰/۰۳
PM	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	-۲/۷۱۹	۰/۰۰
FO	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۹۵	-۱/۴۵۷	۰/۱۴
ROE	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	-۰/۹۲۶	۰/۳۵
CR	۰/۰۰۰۷۷	۰/۰۰۳۹	۰/۱۹۵	۰/۸۴
BI	۰/۰۰۵۰۲	۰/۰۰۳۰	۱/۶۲۹	۰/۱۰
IN	-۰/۰۰۹۰۸	۰/۰۱۲۲	-۰/۷۴۳	۰/۴۵
Trade	-۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۷۳	-۱/۰۶۷	۰/۲۸
Comp	-۰/۰۲۷	۰/۰۲۱	-۱/۲۹۴	۰/۱۹
Turnover	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	-۰/۸۶۳	۰/۳۸
OPEN	۰/۰۶۹	۰/۰۱۶	۴/۱۸۹	۰/۰۰
INF	۰/۰۱۴	۰/۰۰۳۴	۴/۳۱۴	۰/۰۰
G	-۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۶	-۲/۴۹۷	۰/۰۱

ضریب تعیین (R^2)= ۰/۸۹، دوربین واتسون (DW) = ۲/۱۵، آماره F = ۲۹۸۲۴/۶۸، سطح احتمال آماره F = ۰/۰۰

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

مقدار ضریب تعیین یا R^2 برابر ۰/۸۹ به‌دست آمده است که خوبی برازش را در تخمین نشان می‌دهد. در واقع متغیرهای مستقل به میزان ۸۹ درصد توانسته‌اند متغیر وابسته را تبیین کنند. مقدار دوربین واتسون برابر ۲/۱۵ به‌دست آمده است که نبود خودهمبستگی را در میان اجزای خطا نشان می‌دهد. همچنین آماره F برابر ۲۹۸۲۴/۶۸ به‌دست آمده که معنادار نیز می‌باشد؛ بنابراین کل مدل رگرسیون از نظر آماری معنادار است. ضریب متغیرهای MD، FD، FO، ROE، CR، IN، Trade، Comp و Turnover در سطح احتمال ۱، ۵ و یا ۱۰ درصد معنادار نمی‌باشند. لذا این متغیرها از تحلیل خارج می‌شوند. مدل برآورد شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

InTrade=2.892+0.801InTrade(-1)+0.0407Debt+ 0.023Credit–0.019PM+0.00502BI+0.069Open - 0.014INF – 0.0015G

محاسبه کشش‌های بلندمدت

کشش‌های بلندمدت متغیرهای مستقل به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

کشش بلندمدت Debt $= \frac{0/0407}{1-0/801} = 0/204$

کشش بلندمدت Credit $= \frac{0/023}{1-0/801} = 0/115$

کشش بلندمدت PM $= \frac{-0/019}{1-0/801} = -0/095$

کشش بلندمدت BI $= \frac{0/00502}{1-0/801} = 0/025$

کشش بلندمدت Open $= \frac{0/069}{1-0/801} = 0/346$

کشش بلندمدت INF $= \frac{-0/014}{1-0/801} = -0/070$

کشش بلندمدت G $= \frac{-0/0015}{1-0/801} = -0/0075$

کشورهای درحال‌توسعه

تخمین مدل اول (متغیر وابسته GDP)

مطابق با آزمون‌های انجام شده، مدل اول (متغیر وابسته GDP) به‌صورت پنل دیتا، اثرات ثابت و GLS تخمین‌زده شد. جدول ۷ نتایج تخمین مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۷- نتایج تخمین مدل اول (متغیر وابسته GDP)

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۲۹/۳۰۷	۵/۴۳۴	۵/۳۹۲	۰/۰۰
GDP(-1)	۰/۱۶۵	۰/۰۷۹۵۳۳	۲/۰۷۵	۰/۰۴
MD	-۰/۰۱۰۵	۰/۰۰۵۱	-۲/۰۴۹	۰/۰۴
FD	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۲۰۸	-۱/۶۳۸	۰/۱۰
Debt	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۷۴	-۲/۳۹۷	۰/۰۲
Credit	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۹	۰/۶۰۳	۰/۵۵
PM	-۰/۰۰۰۳۶	۰/۰۰۴۱	-۰/۰۸۸	۰/۹۳
FO	۰/۰۲۵	۰/۰۰۷۲	۳/۵۵۷	۰/۰۰
ROE	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱۸	-۱/۶۶۱	۰/۱۰
CR	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۸۰۷	-۱/۹۷۰	۰/۰۵
BI	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲۴	-۰/۸۶۹	۰/۳۹
IN	۰/۰۱۷	۰/۰۰۳۱	۵/۷۲۶	۰/۰۰
Trade	-۰/۰۰۰۰۶۰۶	۰/۰۰۲۷	-۰/۰۲۱	۰/۹۸
Comp	-۰/۰۱۲۹	۰/۰۲۲۱	-۰/۵۸۵	۰/۵۶
Turnover	۰/۰۰۰۷۴	۰/۰۰۳۹	۰/۱۸۷	۰/۸۵
OPEN	۰/۰۱۱۷	۰/۰۰۲۷	۴/۲۴۴	۰/۰۰
INF	۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۴۴	۱/۴۶۰	۰/۱۵
G	-۰/۱۷۳	۰/۰۳۴۹	-۴/۹۶۹	۰/۰۰

ضریب تعیین (R^2)= ۰/۸۹، دوربین واتسون (DW) = ۱/۷۹، آماره F = ۳۰۷۱۱/۳۱، سطح احتمال آماره F = ۰/۰۰

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

مقدار ضریب تعیین یا R^2 برابر ۰/۸۹ به‌دست آمده که خوبی برازش را در تخمین نشان می‌دهد. در واقع متغیرهای مستقل به میزان ۸۹ درصد توانسته‌اند متغیر وابسته را تبیین کنند. مقدار دوربین واتسون برابر ۱/۷۹ به‌دست آمده که نبود خودهمبستگی را در میان اجزای خطا نشان می‌دهد. همچنین آماره F برابر ۳۰۷۱۱/۳۱ به‌دست آمده که معنادار نیز می‌باشد. بنابراین کل مدل رگرسیون از نظر آماری معنادار است. ضریب متغیرهای Credit، PM، BI، Trade، Comp، Turnover و INF در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نمی‌باشند. لذا این متغیرها از تحلیل خارج می‌شوند. مدل برآورد شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

GDP=29.307+0.165GDP(-1)–0.0105MD–
0.0034FD–0.0178Debt+0.025FO– 0.003ROE
–0.0159CR+0.017IN + 0.0117Open – 0.173G

محاسبه کشش‌های بلندمدت

کشش‌های بلندمدت متغیرهای مستقل به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

کشش بلندمدت MD $= \frac{-0/0105}{1-0/165} = -0/012$

کشش بلندمدت FD $= \frac{0/0034}{1-0/165} = -0/004$

کشش بلندمدت Credit $= \frac{-0/0178}{1-0/165} = -0/021$

کشش بلندمدت FO $= \frac{0/025}{1-0/165} = 0/029$

کشش بلندمدت ROE $= \frac{-0/003}{1-0/165} = -0/003$

کشش بلندمدت CR $= \frac{-0/0159}{1-0/165} = -0/019$

کشش بلندمدت IN $= \frac{0/0178}{1-0/165} = 0/021$

کشش بلندمدت Open $= \frac{0/0117}{1-0/165} = 0/014$

کشش بلندمدت G $= \frac{-0/0173}{1-0/165} = -0/207$

تخمین مدل دوم (متغیر وابسته InTrade)

مطابق با آزمون‌های انجام شده، مدل دوم (متغیر وابسته InTrade) به‌صورت پنل دیتا، اثرات ثابت و GLS تخمین‌زده شد. جدول ۸ نتایج تخمین مدل دوم را نشان می‌دهد.

جدول ۸- نتایج تخمین مدل دوم (متغیر وابسته InTrade)

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۱۹/۹۵	۱/۳۱۳	۱۵/۱۸	۰/۰۰
InTrade(-1)	۰/۱۱۹	۰/۰۶۹	۱/۷۱	۰/۰۹
MD	۰/۱۱۰	۰/۰۴۵	۲/۴۵	۰/۰۱
FD	۰/۰۲۱	۰/۰۲۰۴	۱/۰۴۵	۰/۳۰
Debt	-۰/۰۳۱	۰/۰۳۵	-۰/۸۸	۰/۳۷
Credit	-۰/۰۳۳	۰/۰۱۳	-۲/۴۳	۰/۰۱
PM	-۰/۰۴۰۷	۰/۰۱۹	-۲/۱۰	۰/۰۴
FO	-۰/۰۵۴	۰/۰۲۹	-۱/۸۵	۰/۰۶
ROE	-۰/۰۰۵۵	۰/۰۱۰۸	-۰/۵۱	۰/۶۰
CR	-۰/۰۱۵۴	۰/۰۳۳	-۰/۴۵	۰/۶۵
BI	-۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۸۸	-۱/۶۴	۰/۱۰
IN	-۰/۰۴۴	۰/۰۲۳	-۱/۸۳	۰/۰۷
Trade	-۰/۰۶۴	۰/۰۲۶	-۲/۴۶	۰/۰۱
Comp	۰/۰۱۷	۰/۰۲۸	۰/۶۳	۰/۵۲
Turnover	-۰/۰۴۱	۰/۰۲۹	-۱/۳۶	۰/۱۷
OPEN	۰/۰۲۱	۰/۰۱۵	۱/۴۰	۰/۱۶
INF	-۰/۰۱۰۱	۰/۰۳۶	-۰/۲۷	۰/۷۸
G	۰/۳۸۹	۰/۱۰۲	۳/۷۸	۰/۰۰

ضریب تعیین (R^2)= ۰/۸۹، دوربین واتسون (DW) = ۱/۶۰، آماره F = ۱۸۳۶/۹۳۴، سطح احتمال آماره F = ۰/۰۰

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

مقدار ضریب تعیین یا R^2 برابر ۰/۸۹ به‌دست آمده که خوبی برازش را در تخمین نشان می‌دهد. در واقع متغیرهای مستقل به میزان ۸۹ درصد توانسته‌اند متغیر وابسته را تبیین کنند. مقدار دوربین واتسون برابر ۱/۶۰ به‌دست آمده که نبود خودهمبستگی را در میان اجزای خطا نشان می‌دهد. همچنین آماره F برابر ۱۸۳۶/۹۳۴ به‌دست آمده که معنادار نیز می‌باشد. بنابراین کل مدل رگرسیون از نظر آماری معنادار است. ضریب متغیرهای FD، Debt، ROE، CR، Comp، Turnover، Open و INF در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نمی‌باشند. لذا این متغیرها از تحلیل خارج می‌شوند. مدل برآورد شده به شکل زیر نوشته می‌شود:

InTrade=19.95+0.119InTrade(-1) + 0.110MD –0.033Credit–0.0407PM–0.054FO – 0.014BI – 0.044IN – 0.064Trade + 0.389G

محاسبه کشش‌های بلندمدت

کشش‌های بلندمدت متغیرهای مستقل به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

کشش بلندمدت MD $= \frac{0/110}{1-0/119} = 0/124$

کشش بلندمدت Credit $= \frac{-0/033}{1-0/119} = -0/037$

کشش بلندمدت PM $= \frac{-0/0407}{1-0/119} = -0/046$

کشش بلندمدت FO $= \frac{-0/054}{1-0/119} = -0/061$

کشش بلندمدت BI $= \frac{-0/014}{1-0/119} = -0/015$

کشش بلندمدت IN $= \frac{-0/044}{1-0/119} = -0/049$

کشش بلندمدت Trade $= \frac{-0/064}{1-0/119} = -0/072$

کشش بلندمدت G $= \frac{0/389}{1-0/119} = 0/441$

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

یکی از اهداف محققان و سیاست‌گذاران، یافتن تدابیری در راستای نیل به رشد اقتصادی می‌باشد. توسعه مالی از جمله سیاست‌هایی است که بسیاری از اقتصاددانان برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی توصیه می‌کنند. از این دیدگاه توسعه مالی، موتوری برای رشد اقتصادی بوده و سیاست‌گذاران باید توجه خود را بر ایجاد و گسترش مؤسسات و بازارهای مالی معطوف دارند. امروزه سیاست‌گذاران توجه بیش‌تری به بخش مالی نشان می‌دهند. آنها معتقدند که سیستم مالی با انتخاب پروژه‌های با بازده بالاتر موجب افزایش بهره‌وری کل اقتصاد می‌شود. از طرف دیگر سیستم مالی با فراهم آوردن اطلاعات برای سرمایه‌گذاران به دنبال آن است که با افزایش بهره‌وری، افزایش سطح اطلاعات و کاهش هزینه مبادله، سرعت رشد اقتصادی را افزایش دهد. سیستم مالی توسعه‌یافته به‌وسیله شناسایی فرصت‌های طلایی سرمایه‌گذاری، تجمیع پس‌اندازها، نظارت بر عملکرد مدیران، افزایش قدرت تجارت، کاهش ریسک و تسهیل مبادلات تجاری باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. به‌دنبال آن تخصیص بهینه منابع، افزایش سرعت انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی صورت می‌گیرد که منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. در همین راستا، پژوهش حاضر به بررسی رابطه و تأثیر شاخص‌های توسعه مالی و شاخص‌های عملکرد اقتصادی شامل رشد اقتصادی و تجارت بین‌المللی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان داد روابط تعادلی بلندمدت برای کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد، اما برای کشورهای درحال‌توسعه روابط بلندمدت وجود ندارد. دلیل آن می‌تواند این باشد که کشورهای توسعه‌یافته همگی از رشد اقتصادی و درآمد سرانه بالا برخوردارند و شاخص‌های توسعه‌یافتگی مانند شاخص توسعه انسانی در این کشورها بالا است؛ لذا کشورهای توسعه‌یافته با توجه به روند منظمی که برای رشد و توسعه اقتصادی دارند، روابط تعادلی بلندمدت نیز برای این کشورها وجود دارد. اما در کشورهای درحال‌توسعه با توجه به نامنظم بودن رشد اقتصادی و نوسانات شدید نرخ ارز و همچنین پایین بودن درآمد سرانه و شاخص توسعه انسانی، رشد اقتصادی و تجارت بین‌الملل در بلندمدت از روند منظمی پیروی نمی‌کند؛ لذا روابط بلندمدت برای کشورهای درحال‌توسعه وجود ندارد. این نتایج با یافته‌های پژوهش عصاری آرانی و همکاران (۱۳۸۷) مطابقت دارد. همچنین کشورهای

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

توسعه‌یافته در اثر پیوستن به سازمان تجارت جهانی توانسته‌اند حجم تجارت بین‌الملل خود را ارتقا دهند و این نظم در روند رشد، منجر به ایجاد رابطه تعادلی بلندمدت شده است اما کشورهای درحال‌توسعه‌یافته یا در سازمان تجارت جهانی حضور ندارند یا حضور آنها در این سازمان اثر پررنگی بر روند تجارت آنها نداشته است. این نتایج با یافته‌های پژوهش گرشاسبی و همکاران (۱۳۹۶) مطابقت دارد. کشورهای توسعه‌یافته با نرخ تولد پایین و نرخ مرگ‌ومیر کمتر نسبت به کشورهای درحال‌توسعه توانسته‌اند شاخص‌های توسعه انسانی را افزایش دهند؛ به‌طوری که در کشورهای توسعه‌یافته مانند نروژ، استرالیا، هلند، ایالات‌متحده آمریکا، آلمان، کانادا و غیره، شاخص توسعه انسانی بالای ۰/۹ است اما کشورهای درحال‌توسعه همگی شاخص توسعه انسانی متوسط یا پایینی دارند. این نتایج با نتایج پژوهش ربیعی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد. یکی دیگر از دلایل وجود رابطه تعادلی بلندمدت برای کشورهای توسعه‌یافته و نبود رابطه تعادلی بلندمدت برای کشورهای درحال‌توسعه، وابسته بودن اقتصاد کشورهای توسعه‌یافته به بخش صنعت و وابسته بودن اقتصاد کشورهای درحال‌توسعه به بخش خدمات است. کشورهای توسعه‌یافته با ارتقای بخش صنعت، تکنولوژی خود را افزایش داده و منجر به انتقال به سمت راست منحنی امکانات تولید در کشور خود می‌شوند؛ از این رو کشورهای توسعه‌یافته با افزایش تولیدات صنعتی و صادرات آن به کشورهای دیگر، روند منظم رو به رشد توسعه اقتصادی خود را حفظ می‌کنند. همچنین با افزایش تولید به درجه بالای شاخص توسعه‌یافتگی می‌رسند اما کشورهای درحال‌توسعه، تولیدات خود را بیشتر در تولید مواد اولیه و صادرات آن دارند که پس از تولید کالاهای نهایی در کشورهای توسعه‌یافته، آن را به چند برابر قیمت مواد اولیه می‌خرند. کشورهای توسعه‌یافته به دلیل داشتن تکنولوژی و قدرت در تولید می‌توانند تولیدات صنعتی داشته باشند و به کشورهای درحال‌توسعه صادر کنند. این نتایج با پژوهش‌های ولی‌زاده و اکبری (۱۳۸۹) مطابقت دارد؛ از این رو با توجه به موارد گفته شده، کشورهای درحال‌توسعه، روابط تعادلی بلندمدت را برای رشد اقتصادی و تجارت بین‌الملل مشاهده نمی‌کنند. به‌منظور کامل کردن بحث و امکان مقایسه، با توجه به مدل‌های ارائه شده برآورد می‌شود که نتایج این مدل‌ها برای کشور ایران مناسب نباشند و نتوانند برآورد دقیقی از متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی و حجم تجارت بین‌الملل ارائه دهند. به نظر می‌رسد ضرایب تخمین‌ها برای کشور ایران تا حدودی غیرواقعی است که می‌تواند به‌دلیل کوتاه بودن دوره زمانی موردمطالعه یا مشکلات تورم شدید در کشور ایران باشد. یکی دیگر از دلایل آن می‌تواند این باشد که مدل‌های حاضر به دلیل مناسب بودن برای روش داده‌های ترکیبی، برای سری زمانی به‌خوبی جواب ندهند. لذا مدل حاضر برای کشور ایران به‌صورت سری زمانی و مقایسه آن با کشورهای درحال‌توسعه یا کشورهای توسعه‌یافته و به‌صورت داده‌های ترکیبی احتمالاً نمی‌تواند مناسب باشد. در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که این مدل‌های رگرسیون برای کشور ایران مناسب نیستند. البته برای اعلام نظر قطعی نیازمند محاسبات و آزمون‌های دقیق می‌باشد. برای برآورد متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی و حجم تجارت بین‌الملل در کشور ایران باید از مدل‌های مناسب دیگر استفاده نمود.

از آن‌جا که درجه آزادی تجاری در کشورهای توسعه‌یافته تأثیر زیادی بر حجم تجارت بین‌الملل دارد؛ لذا کشورهای درحال‌توسعه باید نسبت به تولیدات کالاهای نهایی اقدام کنند و از واردات کالاهای نهایی و صادرات مواد اولیه خودداری نمایند. بازار سهام در کشورهای درحال‌توسعه قدرت بیشتری از کشورهای توسعه‌یافته دارد؛ لذا با توجه به قدرت بازار سهام و همچنین دولت در این کشورها، به شرکت‌های بورسی توصیه می‌شود

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

کالاهای خود را در جهت صادرات کشور قراردهند تا هم منجر به افزایش صادرات و هم افزایش تولید ناخالص داخلی کشور شوند. ورود تکنولوژی در کشورهای درحال‌توسعه بسیار بالاست که منجر به رشد اقتصادی نه‌چندان بالا در این کشورها شده‌است. لذا لازم است تکنولوژی در داخل کشور تولید شده و از واردات آن تا حد امکان جلوگیری شود. توسعه اقتصادی زمانی به‌وجود می‌آید که رشد اقتصادی باثبات و طولانی‌مدت باشد. بنابراین برای رسیدن به توسعه اقتصادی لازم است کشورهای درحال‌توسعه این موضوع را مدنظر داشته باشند. یکی از ملزومات توسعه اقتصادی، صادرات است که کشورهای توسعه‌یافته آن را به‌خوبی اجرا کرده‌اند. این کشورها باید از لحاظ صادرات تکنولوژی و کالاهای نهایی برای کشورهای درحال‌توسعه به‌عنوان الگو باشند.

به دلیل گستردگی این تحقیق در بررسی کشورها، پیشنهادهایی به‌عنوان مکمل برای نتایج این تحقیق به‌صورت زیر ارائه می‌شود: بررسی تأثیر شاخص‌های پایداری و زیست‌محیطی بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه و مقایسه آنها، بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان مانند بیکاری، دستمزد حقیقی و غیره بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه و مقایسه آنها، بررسی تورم بهینه در کشورهای توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته با استفاده از الگوی DSGE و مقایسه آنها.

۷- منابع

ابونوری، عباسعلی؛ تیموری، منیژه. (۱۳۹۲). بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین کشورهای OECD و UMI. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۴۰-۲۹.

اسدی، علی، اسماعیلی، سید میثم. (۱۳۹۲). بررسی وجود رابطه پویا میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(۳)، ۳۴-۱۷.

برخورداری، سجاد؛ ابریشمی، حمید؛ ذوالفقاری، مجتبی. (۱۳۹۸). تأثیر توسعه مالی بر توسعه انسانی در کشورهای درحال‌توسعه با تمرکز بر ویژگی‌های نهادی، اجتماعی و اقتصادی، *فصلنامه اقتصادی مالی*، ۱۳(۴۸)، ۲۳۷-۲۱۷.

پورعلی، منیره؛ رجائی، یدالله؛ دالمن‌پور، محمد. (۱۳۹۹). اثرات متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه. *فصلنامه اقتصادی کاربردی*، ۱۰(۳۲ و ۳۳)، ۹۶-۷۹.

جواهری‌تفتی، محمد ابراهیم. (۱۳۹۹). توانمندسازی و پایداری سازمان تأمین اجتماعی. *نشریه پژوهش‌های پیشرفت و تعالی*، ۱(۳)، ۹-۱.

چنگیزی، پریسا؛ سعیده زرآبادی، زهرا سادات؛ ماجدی، حمید. (۱۳۹۹). تدوین متغیرهای رشد و توسعه اقتصادی شهرها در جهت رقابت‌پذیری مجموعه‌های شهری، *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، ۹(۳۳)، ۶۸-۴۹.

حسینی، سیدمهدی؛ اشرفی، یکتا؛ صیامی عراقی، ابراهیم. (۱۳۹۰). بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با معرفی متغیرهای جدید. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۹(۶۰)، ۳۴-۱۹.

ربیعی، مهناز؛ حیدری، سمیه؛ شریعت بهادری، مینا؛ کنی، صدیقه. (۱۳۹۲). تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه. *نشریه اقتصادی*، ۱۳(۷و ۸)، ۸۸ -۷۳.

رضایی، علی؛ مظاهری، طهماسب؛ توسلی رکن‌آبادی، مجید. (۱۳۹۹). بررسی رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تحقق شاخص‌های حکمرانی خوب در راستای رشد و توسعه اقتصادی ایران، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۴۱)، ۶۴-۵۳.

سایه‌میری، علی؛ امیدی، مهدی؛ پرویزفر، الهه. (۱۳۹۷). متاآنالیز تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی، *فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۴(۱۱)، ۱۵۰-۱۳۱.

عصاری آرانی، عباس؛ ناصری، علیرضا؛ آقایی خوندابی، مجید. (۱۳۸۷). توسعه مالی و رشد اقتصادی: مقایسه کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی درحال‌توسعه، با

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۳ (۸۲)، ۱۴۱-۱۴۶.

فتحی‌زاده، حسین؛ نونژاد، مسعود؛ حقیقت، علی؛ امینی‌فرد، عباس. (۱۳۹۹) رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۴۰)، ۷۶-۵۵.

فطرس، محمدحسن؛ مریدیان پیردوستی، علی؛ نعمت‌اللهی، فاطمه. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر توسعه مالی و رشد اقتصادی بر تقاضای انرژی در اقتصاد ایران، رهیافت علیت نامتقارن. *نشریه اقتصاد باثبات و توسعه پایدار*، ۱(۱)، ۱۰۶-۷۹.

فطرس، محمدحسن؛ نجارزاده نوش‌آبادی، ابوالفضل، محمودی، حسین. (۱۳۸۹). بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران: با استفاده از روش تحلیل عاملی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۸ (۵۶)، ۹۴-۷۳.

گرشاسبی، علیرضا؛ ادبی فیروزجانی، باقر؛ موسوی، سیدعلی. (۱۳۹۶). بررسی توسعه‌یافتگی بازارهای مالی کشور با تأکید بر نظام بانکی از منظر رقابت‌پذیری مجمع جهانی اقتصاد. *نشریه بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۸۲ و ۸۳، ۱۹-۷.

منصف، عبدالعلی، ترکی، لیلا؛ علوی، سید جابر. (۱۳۹۲). تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه دی هشت: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۱۹۹۰-۲۰۱۰). نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۳(۱۰)، ۹۱-۷۳.

ولی‌زاده، مجتبی؛ اکبری، زهرا. (۱۳۸۹). انتقال تکنولوژی و راهکارهای موفقیت آن در کشورهای درحال‌توسعه. *چهارمین کنفرانس ملی مدیریت تکنولوژی ایران*.

Adu, G., Marbuah, G., & Mensah, J. T. (2013). Financial development and economic growth in Ghana: Does the measure of financial development matter?. *Review of Development finance*, *3*(4), 192-203.

Asandului, M., Lupu, D., Maha, L. G., & Viorică, D. (2021). The asymmetric effects of fiscal policy on inflation and economic activity in post-communist European countries. *Post-Communist Economies*.

Čižo, E., Lavrinenko, O., & Ignatjeva, S. (2020). Analysis of the relationship between financial development and economic growth in the EU countries. *Insights into Regional Development*, *2*(3), 645-660.

Haller, A. (2020). From classical and neoclassical economic growth to degrowth in Europe. Challenges for public administration. *Administratie si Management Public*, (34), 150-170.

Hossin, M. S. (2020). Interest rate deregulation, financial development and economic growth: Evidence from Bangladesh. *Global business review*, 0972150920916564.

Le, T. H., Kim, J., & Lee, M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation. *Emerging Markets Finance and Trade*, *52*(5), 1047-1059.

Menyah, K., Nazlioglu, S., & Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modelling*, *37*, 386-394.

Peprah, A. A., & Adekoya, A. F. (2020). Entrepreneurship and economic growth in developing countries: Evidence from Africa. *Business Strategy & Development*, *3*(3), 388-394.

Redmond, T., & Nasir, M. A. (2020). Role of natural resource abundance, international trade and financial development in the economic development of selected countries. *Resources Policy*, *66*, 101591.

Safi, A., Chen, Y., Wahab, S., Ali, S., Yi, X., & Imran, M. (2021). Financial instability and consumption-based carbon emission in E-7 countries: The role of trade and economic growth. *Sustainable Production and Consumption*, *27*, 383-391.

World Bank Financial Structure Database. (2018). World Bank World development Indicators (WDI) Database. http://econ. worldbank.org.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

Wu, C. F., Huang, S. C., Chang, T., Chiou, C. C., & Hsueh, H. P. (2020). The nexus of financial development and economic growth across major Asian economies: Evidence from bootstrap ARDL testing and machine learning approach. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, *372*, 112660.

Zamanianfar, L., Rahnamay Roodposhti, F., Banimahd, B., Nikoomaram, H., & Deilami, Z. D. (2021). The Role of Earnings Management in Economic Growth and Corporate Growth Illusion. *Advances in Mathematical Finance and Applications*, *6*(4), 1-19.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۹(۴(پیاپی ۳۶))، ۱۱۱-۹۵
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

تأثیر تحولات بازارها بر بازار مسکن شهری در ایران: با تأکید بر نااطمینانی‌های قیمت بازار طلا

مهدی صادقی شاهدانی استاد گروه اقتصاد، دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران
محمدرضا سزاوار* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شید بهشتی، تهران، ایران
علیرضا خزایی دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شید بهشتی، تهران، ایران
مجتبی اسلامیان دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
دریافت: ۹۹/۱۱/۲۶ پذیرش: ۹۹/۱۲/۲۷

چکیده: بخش مسکن، یکی از بخش‌های عمده اقتصادی است که رابطه وسیعی با سایر بخش‌های اقتصادی به لحاظ ارتباطات پسین و پیشین خود دارد و از تحولات سایر بخش‌ها تأثیر پذیرفته و خود بر آنها اثر می‌گذارد. در این بین بازار طلا یکی از بخش‌های مهم اقتصادی است که همواره بر روند حرکتی متغیرهای بخش مسکن تأثیرگذار بوده و است. در این تحقیق درخصوص اثرگذاری بازار طلا بر بخش مسکن، به بررسی تأثیرپذیری بخش مسکن از نااطمینانی‌های بازار طلا و نیز روند حرکتی بلندمدت آن به عنوان جانشینی برای بخش مسکن شهری پرداخته شده است. بدین منظور بازارهای پول، ارز، سهام و طلا به عنوان بازارهای موازی و بازار نفت نیز به عنوان بازار مؤثر بر اقتصاد ایران در نظر گرفته شده و با استفاده از داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY نشان داد که سری‌های زمانی مطالعه حاضر دارای ریشه واحد فصلی می‌باشند. همچنین نااطمینانی بازار طلا با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته نامتقارن که نسبت به خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی برای مدل‌سازی داده‌های سری زمانی منعطف‌تر است، استخراج شده است. با توجه به مقادیر کشش متغیرهای الگو مهمترین عامل اثرگذار بر شاخص مسکن به ترتیب متغیرهای نوسان در بازار طلا و تولید ناخالص داخلی بوده است. در این میان نقش اساسی دو متغیر نرخ ارز و نقدینگی نیز حائزاهمیت است.

واژگان کلیدی: بازار مسکن، بازار ارز، بازار پول، بازار سهام، قیمت نفت، نااطمینانی بازار طلا
طبقه‌بندی JEL: C13, R21, G18, G11

* نویسنده مسئول: mr.sezavar@yahoo.com

۱- مقدمه

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

امروزه با رشد روزافزون بازارهای مالی، تغییرات این بازارها توانسته است تأثیرات شگرفی بر اقتصاد کشورها بگذارد. ازاین‌رو دستیابی به رشد مداوم اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح اقتصاد ملی بوده و تحقق این مهم، بدون کمک بازارهای مالی به سهولت امکان‌پذیر نخواهد بود؛ زیرا رکود و رونق بازارهای مالی نه تنها اقتصاد ملی بلکه اقتصاد جهانی را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر نه تنها دستیابی به رشد اقتصادی مستلزم گسترش بازارهای مالی بوده بلکه رشد اقتصادی نیز پیش‌نیاز توسعه این بازارها است. در این میان بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه‌ای- مالی است که تحولات آن نقش اساسی بر اقتصاد ملی و جهانی دارد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲). به بیان دیگر، بخش مسکن شهری از بخش‌های پیشرو در هر اقتصادی است که توجه به آن علاوه‌بر تأثیرات ژرف اجتماعی- فرهنگی، به لحاظ اقتصادی نیز حائزاهمیت بوده و همچون موتور رشد و توسعه عمل می‌نماید؛ از این رو کشورها در شرایط بحران اقتصادی و جدی شدن معضل بیکاری از این بخش به‌عنوان موتور رشد و مولد اشتغال کمک می‌گیرند. در عین حال هرگونه بی‌ثباتی در اقتصاد کلان می‌تواند سیستم کارای مسکن (و هر بخش اقتصادی دیگری) را غیرکارآمد کرده و اهداف تعیین شده در بخش مسکن را دور از دسترس سازد، پس شرط اولیه در تمهید بخش مسکن کارآمد، ایجاد محیط باثبات اقتصادی است (احمدی، ۱۳۸۴). همچنین طی دهه‌های اخیر با افزایش جمعیت و رشد صنعتی کشور، مهاجرت به سوی شهرها، افزایش جمعیت شهری و کاهش بعد خانوار، تأمین مسکن مناسب برای خانوارها با مشکلات عدیده‌ای مواجه شده است. دوره‌های رکود و رکود تورمی و افزایش بی‌رویه قیمت مسکن و زمین و متعاقب آن اجاره‌بها و تبدیل تقاضای مؤثر به تقاضای غیرمؤثر، گواه این مطلب است. نمی‌توان دلیل افزایش قیمت مسکن را تنها به افزایش قیمت تمام شده آن مرتبط ساخت، بلکه عوامل مهم دیگری نیز در افزایش قیمت مسکن نقش‌آفرین هستند (کمالی دهکردی، ۱۳۹۹).

هرچند در کشور، مطالعات گسترده‌ای در ارتباط با تبیین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن انجام شده است، اما آنچه که در اینجا بااهمیت می‌نماید، تأثیرپذیری این بازار از بازارهای جایگزینی مانند بازار طلا است که خود بر اهمیت ثبات در بازارها و انتقال هرگونه بی‌ثباتی آنها بر یکدیگر صحه می‌گذارد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آنها در یک فضای جدا از هم صورت نمی‌گیرد (سزاوار و همکاران، ۱۳۹۸).

هدف اصلی این تحقیق آن است که میزان اثرگذاری بازار طلا و نااطمینانی‌های قیمتی ناشی از نوسانات آن را با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی اعم از واریانس ناهمسانی شرطی و هم‌انباشتگی بر بخش مسکن کشور ارزیابی شود. به عبارت دیگر، در این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال برآمده‌ایم که بازار مسکن شهری چه میزان از سایر بازارها تحول می‌پذیرد و این مهم با تأکیدی بر نااطمینانی‌های قیمت بازار طلا انجام پذیرفته است.

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

تریپاتی[1] (۲۰۱۹) با استفاده از تجزیه‌وتحلیل مدل‌های تصادفی[2] نشان می‌دهد که اجاره، نسبت قیمت به درآمد، نسبت قیمت به اجاره، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم، سهم جمعیت ۱۵ تا ۶۴ ساله، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، حجم پول و نرخ واقعی ارز، از نظر آماری تأثیر قابل‌توجه مثبتی بر قیمت واقعی مسکن دارد. در مقابل، درصد سهم اشتغال در خدمات بر قیمت واقعی مسکن تأثیر منفی می‌گذارد.

1- Tripathi
2- Random-Effect Models

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

نان گنگ[1] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان «تعیین‌کننده‌های اساسی قیمت خانه در اقتصادهای پیشرفته» براساس تجزیه‌وتحلیل پانل متقابل[2] کشور از قیمت خانه در ۲۰ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)[3] به بررسی عواملی که انتظار می‌رود روند بلندمدت قیمت خانه‌ها را تعیین کنند، از جمله عوامل نهادی و ساختاری پرداخته است. براساس نتایج به‌دست آمده تأثیر شوک بر قیمت‌های بلندمدت خانه بسته به سیاست‌ها و عوامل ساختاری متفاوت است. به طور خاص، کاهش مالیات سخاوتمندانه، کنترل سختگیرانه‌تر رانت و پاسخگویی به عرضه در بلندمدت برای کنترل افزایش قیمت خانه موردتوجه قرار گرفته است. اصلاحات ساختاری می‌توانند با گذشت زمان، قیمت مسکن را تثبیت کنند و از این طریق موجب کاهش انباشت بدهی و افزایش ثبات مالی گردند.

گابریلی[4] و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان «تخمین دینامیک حباب در بازار املاک و مستغلات چین»، به بررسی وجود حباب در بازار املاک و مستغلات چین پرداخته‌اند. این مدل متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان و املاک و مستغلات را به عنوان ورودی در نظر می‌گیرد و از فیلتر کالمن[5] استفاده می‌کند تا با استفاده از تقاضا و عرضه املاک و مستغلات چین، قیمت اساسی تخمینی را به‌دست آورد. بر اساس نتایج، شواهدی از وجود حباب به ویژه پس از سال ۲۰۱۰ مشاهده می‌شود که نقش اساسی ناکارآمدی سیاست‌های نرخ بهره در آن وجود دارد.

جلیندرو[6] و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای تحت عنوان «تعیین‌کننده‌های قیمت مسکن در نُه اقتصاد آسیایی و منطقه اقیانوس آرام»، به بررسی دو دسته از عوامل اقتصادی عرضه و تقاضای قیمت مسکن در ۳۲ شهر بزرگ از جمله پکن، شانگهای، کوالالامپور، بانکوک و سئول پرداختند. در این تحقیق متغیرهایی همچون تولید ناخالص داخلی، جمعیت، نرخ رهن، نسبت اعتبارات رهنی به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر واقعی بلندمدت و روند بلندمدت شاخص قیمت سهام به عنوان عوامل تعیین‌کننده جانب تقاضای قیمت مسکن لحاظ شده است. در حالی که برای جانب عرضه از متغیرهایی همچون شاخص هزینه ساخت و شاخص عرضه زمین در کنار چهار جزء اصلی از متغیرهای نهادی اقتصاد اعم از شاخص آزادی مالی، شاخص فساد اداری، شاخص آزادی تجاری و در نهایت شاخص حقوق مالکیت استفاده شده است. در این مقاله برای نشان دادن روند بلندمدت بازار سهام از روش هودریک- پرسکات[7] استفاده شده است. سپس با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۶ و به‌کارگیری تکنیک داده‌های تابلویی، به برآورد الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت قیمت مسکن مبادرت شد. نتایج نشان دادند که تأثیر تولید ناخالص داخلی به عنوان عامل بیان‌کننده سطوح درآمدی تقاضاکنندگان و سهم اعتبارات از تولید ناخالص داخلی که نشان‌دهنده میزان وام‌گیری برای تأمین هزینه‌های خرید مسکن است، بر روند حرکتی شاخص قیمت مسکن در بلندمدت تأثیری مثبت و معادل ضریب درآمدی دارد.

تساتسارونیس و زو[8] (۲۰۰۴) به منظور بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در بین هفده کشور صنعتی پیشرفته از متغیرهایی همچون نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم برگرفته از شاخص قیمتی مصرف‌کننده، نرخ بهره کوتاه‌مدت، حاشیه بهره اوراق‌قرضه به عنوان ملاکی از بازدهی بازار مالی و در نهایت نرخ رشد اعتبارات بانکی به عنوان متغیرهای توضیح‌دهنده روند حرکتی قیمت مسکن استفاده کردند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به

1- Geng
2- Cross-Country Panel Analysis
3- Organisation for Economic Co-operation and Development
4- Gabrieli
5- Kalman Filter
6- Glindro
7- Hodrick-Prescott
8- Tsatsaronis & Zhu

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۳ و به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری، به تجزیه‌وتحلیل هر یک از متغیرهای مذکور بر شاخص قیمت پرداخته شد. در این تحقیق پیشنهاد شد که دولت و مقامات پولی با کنترل حجم پول و تورم می‌توانند به طور قابل‌توجهی به ثبات‌بخشی در حوزه مسکن کمک کنند. همچنین با ثبات‌بخشی در بخش مالی و جلوگیری از رشد حجم اعتبارات در کنار کنترل حاشیه بهره می‌توان از روند افزایش قیمت مسکن کاست.

لاورنس[1] (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های فصلی قیمت طلای لندن از ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۲۰۰۱ و بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری دریافت که وابستگی معناداری بین بازده‌های قیمت طلا و تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مثل تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره وجود دارد. وی نتیجه گرفت که بازده قیمتی طلا به شاخص‌های بازده سهام و اوراق قرضه کمتر از بازده سایر کالاها وابسته است.

ب) پژوهش‌های داخلی

احمدی و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران»، به منظور بررسی رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، از آزمون همگرایی گرنجر و برای تبیین اثر شوک‌های مورد بحث بر شاخص مذکور، از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده کردند. مطابق نتایج این پژوهش، نوسانات شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از عدم‌تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به‌طوری که به واسطه فاصله گرفتن بیش از پیش درآمد خانوار و قیمت مسکن شهری از یکدیگر، همگرایی این دو متغیر تأیید نشد. مطابق نتایج مدل SVAR، بیشترین تأثیرپذیری شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، از شوک وارد شده به خود شاخص است.

هزارجریبی و امامی غفاری (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تحولات سیاست‌گذاری رفاهی مسکن در ایران»، به مطالعه سیاست مسکن در ایران پرداختند. پرسش این پژوهش این است که تأثیر عملکرد دولت‌ها بر سیاست مسکن اقشار کم‌درآمد در ایران چگونه بوده است؟ برای پاسخ به این پرسش، سیاست مسکن در طول سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ با استفاده از داده‌های کیفی موردمطالعه قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد سیاست‌های دولت‌های یادشده در حوزه مسکن خصوصاً از دولت سازندگی تاکنون، نتوانستند از چنان سنجیدگی و کارایی لازم برخوردار باشند که کم‌درآمدها را به حق خود در زمینه تأمین مسکن مناسب برسانند، در نتیجه اسکان غیررسمی افزایش یافته و بر میزان بی‌مسکنی و بدمسکنی در طول سال‌های اخیر افزوده شده است. از طرف دیگر با فاصله گرفتن از دهه اول انقلاب تاکنون، سیاست‌گذاری مسکن به‌گونه‌ای بوده که انباشت سرمایه را برای سوداگران فراهم کرده و از سوی دیگر منجر به شهروندزدایی از اکثریت جامعه شده و این امر منجر به کالایی شدن زمین و مسکن و رشد ارزش مبادلاتی آن شده است.

قادری و ایزدی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران»، اثر متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۹۱-۱۳۵۰ در ایران را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت

1- Lawrence

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

است و در نهایت سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

عسگری و الماسی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵)»، نوسان قیمت مسکن طی ۱۵ سال در کل کشور و در سطح استان‌ها را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مقاله عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن (بلندمدت) و نوسان‌های آن (کوتاه‌مدت) در بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ با به‌کارگیری روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان دادند که در کوتاه‌مدت شاخص قیمت بازار اوراق بهادار (بورس)، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مخارج خانوار، نرخ سود وام‌های بانکی، مهم‌ترین عوامل در تعیین نوسانات قیمت مسکن به شمار می‌روند. در بلندمدت نیز قیمت‌های مسکن در دوره‌های قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق‌بهادار (بورس)، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین و نظیر اینها عوامل تعیین‌کننده سطح قیمت مسکن هستند. یافته دیگر اینکه در تعیین قیمت مسکن و نوسانات آن به‌ترتیب قیمت زمین، سطح عمومی قیمت‌های دوره قبل، نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت نفت بیشترین تأثیر را داشته‌اند.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن طی چهار دوره ۷۴-۱۳۷۱، ۷۷-۱۳۷۴، ۸۲-۱۳۷۸ و ۸۶- ۱۳۸۳ با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج تجزیه واریانس حاکی از آن است که در تمامی دوره‌های موردبررسی، شوک قیمت مسکن و در نتیجه نوسانات حباب شکل قیمت مسکن را می‌توان ناشی از اجرای سیاست‌های پولی از قبیل افزایش نقدنیگی به خصوص در فاصله زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۴ و کاهش نرخ بهره واقعی و همچنین نقل و انتقالات بازار سرمایه و دارایی‌ها و تغییرات طرف عرضه مسکن از قبیل افزایش هزینه ساخت مسکن به خصوص در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۷۴ دانست.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران»، به بررسی اثر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداختند. آنها با بهره‌گیری از مدل اقتصاد کلان با پایه‌های اقتصاد خردی که در آن از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم، به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده شده و با به‌کارگیری داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۳ اقتصاد ایران و استفاده از مدل خودتوضیحی رگرسیون با وقفه‌های گسترده توزیع‌شده به برآورد مدل پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق مذکور حاکی از آن است که سطح درآمد افراد در ایران فقط ۲۰ درصد از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. به عبارت دیگر عمده منابع خرید مسکن در ایران وابسته به فرایند وام‌گیری و استقراض از بانک‌ها است. در ضمن روند تغییر قیمت بخش مسکن به‌طور مستقیمی از نرخ تورم و حجم پول در بلندمدت نشأت می‌گیرد.

به‌طور خلاصه می‌توان اذعان داشت که اکثر مطالعات وابستگی مثبت بین قیمت بازارهای موازی از جمله سهام و طلا و مسکن را مورد توجه قرار داده‌اند که این امر حاکی از وجود رابطه جانشینی بین این بازارها برای سرمایه‌گذاران می‌باشد.

۳- مبانی نظری

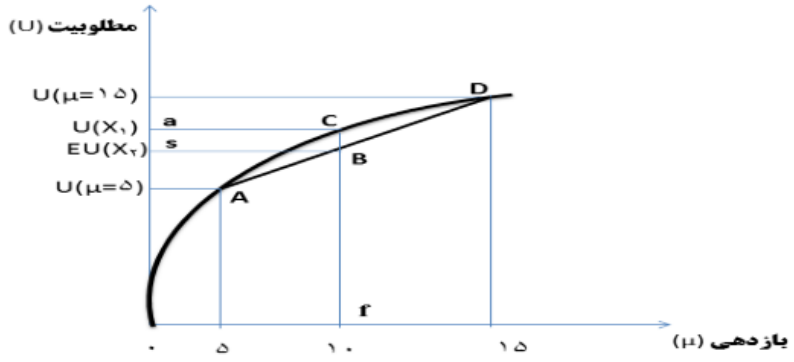
نظریه‌های تعیین قیمت مسکن

نظریه سبد دارایی خانوار

بر اساس این نظریه، مسکن یکی از اجزاء دارایی‌ها در سبد دارایی خانوارها بوده و بر مبنای ریسک و بازدهی

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

سهم آن از کل دارایی‌ها تعیین می‌شود. در برخی از تحلیل‌ها مسکن به عنوان دارایی که قدرت نقدشوندگی کمتری دارد و دارای هزینه نقل و انتقال زیادی است مورد توجه قرار گرفته است. در این روش چارچوب مطلوبیت انتظاری برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای مثال اگر چنانچه سرمایه‌گذار با دو موقعیت X_1 و X_2 مواجه باشد که موقعیت X_1 سرمایه‌گذاری در پروژه قطعی مثل خرید اوراق مشارکت دولت که نرخ بازدهی قطعی ۱۰ درصد را به‌دنبال دارد و موقعیت X_2 معرف پروژه تصادفی مثل خرید دارایی‌های توأم با ریسک نظیر مسکن و سهام است که دارای تابع توزیع خاصی است فرض می‌شود. موقعیت X_2 به احتمال ۵۰ درصد بازدهی ۱۵ درصد را ایجاد می‌کند (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).



نمودار ۱- مطلوبیت ناشی از انتخاب پروژه‌های قطعی و تصادفی

تابع مطلوبیت کل سرمایه‌گذار برای فرد ریسک‌گریز به صورت ذیل است:

$$U = f(\mu) \qquad (۱$$

رابطه یک بیان می‌کند مطلوبیت انتخاب هر گزینه به بازدهی آن بستگی دارد. مبنای انتخاب مقایسه مطلوبیت پروژه قطعی X_1 و مطلوبیت انتظاری موقعیت تصادفی X_2 خواهد بود. در نمودار ۱، برمبنای سطح مطلوبیت پروژه برتر انتخاب می‌شود. fC سطح مطلوبیت ناشی از انتخاب پروژه قطعی است و fB میانگین وزنی و سطح مطلوبیت انتظاری پروژه تصادفی یا موقعیت دوم را نشان می‌دهد. موقعیت اول سطح مطلوبیت بیشتری را ایجاد می‌کند و به‌عبارت دیگر:

$$U(X_1) > EU(X_2) \quad \text{و یا} \quad oa > os \qquad (۲$$

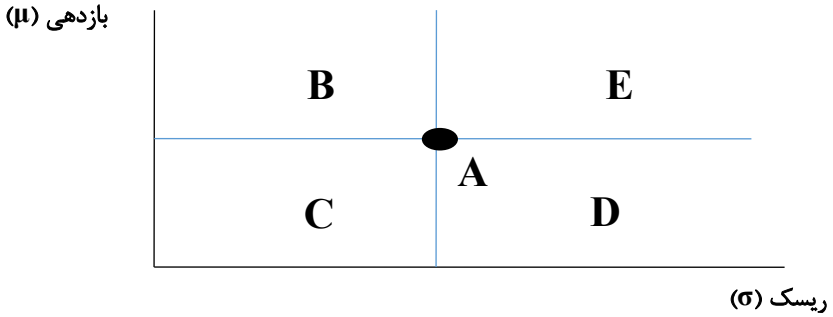
سرمایه‌گذار ریسک‌گریز بر مبنای مقایسه مطلوبیت دو موقعیت، موقعیت قطعی X_1 را ترجیح می‌دهد. این تصمیم‌گیری با فرض ثابت بودن ریسک دو پروژه بوده است. چنانچه ریسک و بازدهی پروژه‌ها متفاوت باشد انتخاب پروژه بهینه بر اساس منحنی‌های مطلوبیت یکسان صورت می‌گیرد و این منحنی مکان هندسی ترکیب‌هایی از ریسک و بازدهی است که مطلوبیت مشابهی را به‌وجود می‌آورد. ارزیابی سرمایه‌گذاری براساس تابع مطلوبیت صورت می‌گیرد که خود تابعی از ریسک و بازدهی پروژه‌ها بوده و چنانچه یک یا بیش از یک پروژه تصادفی وجود داشته و بازدهی آن به طورقطعی قابل تعیین نباشد، مطلوبیت انتظار پروژه‌ها مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد:

$$E(U) = E(f(\mu,\sigma)) \qquad (۳$$

مطلوبیت انتظاری ارتباط مثبتی با بازدهی و ارتباط منفی با ریسک دارد. چنانچه پروژه‌ای مثل A در نظر گرفته شود، در فضای ریسک و بازدهی وضعیت مقایسه‌ای آن با سایر پروژه‌ها در نمودار ۲ نشان داده شده است. کلیه نقاطی که در فضای D قرار دارند نشانگر

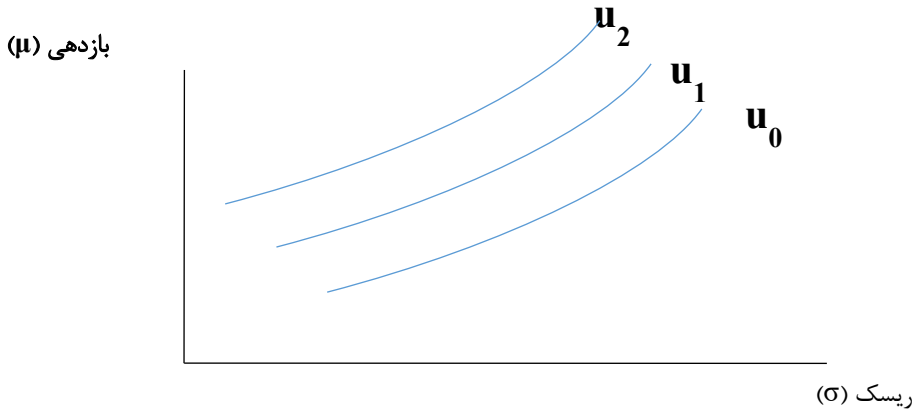
[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

ریسک بیشتر و بازدهی کمتر بوده لذا دارای سطح مطلوبیت کمتری در مقایسه با نقطه A می‌باشد. نقاط واقع در فضای C معرف پروژه‌های با ریسک و بازدهی کمتر بوده و لذا سطح مطلوبیت آنها قابل مقایسه با نقطه A نبوده لذا دارای وضعیت مبهم می‌باشند. نقاط واقع بر فضای B دارای ریسک کمتر و بازدهی بیشتر بوده پس نسبت به نقطه A مرجع هستند. در فضای E پروژه‌هایی قرار دارند که دارای ریسک و بازدهی بیشتر بوده لذا در مقایسه با نقطه A دارای وضعیت مبهم می‌باشند (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۹۰).



نمودار ۲- مقایسه تطبیقی پروژه‌ها بر اساس ریسک و بازدهی

با استفاده از منحنی‌های بی‌تفاوتی وقتی بر روی منحنی خاص حرکت به سمت محور افقی ادامه می‌یابد، ریسک افزایش و بازدهی کاهش می‌یابد و سطح رفاه ثابت باقی می‌ماند. بدیهی است منحنی‌هایی که در سطح بالاتری قرار می‌گیرند سطح رفاه اجتماعی بالاتری را نشان می‌دهند.



نمودار ۳- منحنی‌های بی‌تفاوتی سرمایه‌گذاران بر اساس ریسک و بازدهی

مقایسه سطح رفاه دو پروژه واقع بر دو منحنی بی‌تفاوتی دشوار است؛ زیرا ترکیب ریسک و بازدهی هر نقطه واقع بر منحنی بی‌تفاوتی با نقطه دیگر متفاوت است. در این موارد استفاده از شاخص ضریب تغییرات توصیه می‌شود که حاصل نسبت ریسک به بازدهی است. چنانچه شعاعی از مبدأ مختصات به منحنی‌های مطلوبیت یکسان عبور داده شود، در این صورت عکس شیب شعاع ضریب تغییرات را نشان خواهد داد. هرچند ضریب تغییرات کمتر باشد سطح مطلوبیت بیشتر خواهد بود. فرمول محاسبه این شاخص عبارت است از:

$$v = \frac{\sigma}{\mu} \qquad (۴$$

تصمیم‌گیری فرد ریسک‌گریز برای انتخاب پروژه بهینه به صورت ذیل است:

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

- از میان دو موقعیت که بازدهی یکسان هستند پروژه‌ای انتخاب می‌شود که دارای ریسک کمتری باشد.

- از میان دو موقعیت که دارای ریسک یکسانی هستند پروژه‌ای که بازدهی بیشتری دارد انتخاب می‌شود.

- از میان دو موقعیت که دارای بازدهی و ریسک متفاوتی هستند براساس شاخص ضریب پراکندگی پروژه بهینه انتخاب می‌شود و آن پروژه‌ای است که دارای ضریب پراکندگی کمتری می‌باشد.

تلفیق مقایسه ریسک و بازدهی (سطح مطلوبیت پروژه‌ها) و به‌کارگیری شاخص ضریب تغییرات نتایج ذیل را به‌دنبال دارد:

الف) در صورت ثابت بودن سطح مطلوبیت پروژه‌ها (قرار داشتن پروژه‌ها بر روی منحنی بی‌تفاوتی خاص)، پروژه‌ای که دارای ضریب تغییرات کوچکتری است انتخاب می‌شود.

ب) چنانچه ضریب تغییرات یکسان باشد پروژه‌ای انتخاب می‌شود که بر روی منحنی بی‌تفاوتی بالاتری قرار گیرد.

ج) اگر دو پروژه دارای ضریب تغییرات متفاوت و سطح مطلوبیت متفاوت باشند پروژه دارای ضریب تغییرات کمتر و سطح مطلوبیت بالاتر انتخاب می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

نظریه بورس‌بازی قیمت مسکن

بورس‌بازی حرفه‌ای دارایی عبارت است از شخصی که انگیزه اصلی حاکم بر خرید او کسب سود است که از طریق فروش دارایی در آینده نه چندان دور به دست می‌آورد به ویژه زمانی که منفعت سرمایه به اندازه کافی باشد. به عبارت دیگر بورس‌باز، شخصی است که به انتظار وقوع حادثه یا حوادثی که ارزش دارایی را افزایش دهد اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کند. برای مثال اگر ارزش واحد مسکونی ویلایی طی سال‌های اخیر به شدت کاهش یافته باشد بورس‌باز چندین واحد مسکونی مشابه را خریداری می‌کند زیرا انتظار افزایش قیمت آنها را دارد. دیدگاهی که در ذهن بورس‌باز قرار دارد آن است که با خرید ارزان، نگهداری دارایی و فروش با قیمت بالاتر منفعت سرمایه مطمئن به دست می‌آرود. باید توجه داشت بورس‌بازی نتیجه رفتار فردی نیست بلکه حاصل مجموعه‌ای از پدیده‌های پیچیده است. بورس‌بازی نه تنها از سوی خریداران بلکه توسط سازندگان حرفه‌ای که با هدف فروش تولید می‌کنند و همچنین سرمایه‌گذاران و مؤسسات پولی و اعتباری سرمایه‌گذار در بازار املاک تشویق و تشدید می‌شوند. سازندگان و مؤسسات تأمین مالی با هدف بورس‌بازی وارد بازار دارایی غیرمنقول و مسکن می‌شوند. این پدیده در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و یا درحال‌توسعه در بازار مسکن مصداق دارد (خداداد کاشی و رزبان، ۱۳۹۳).

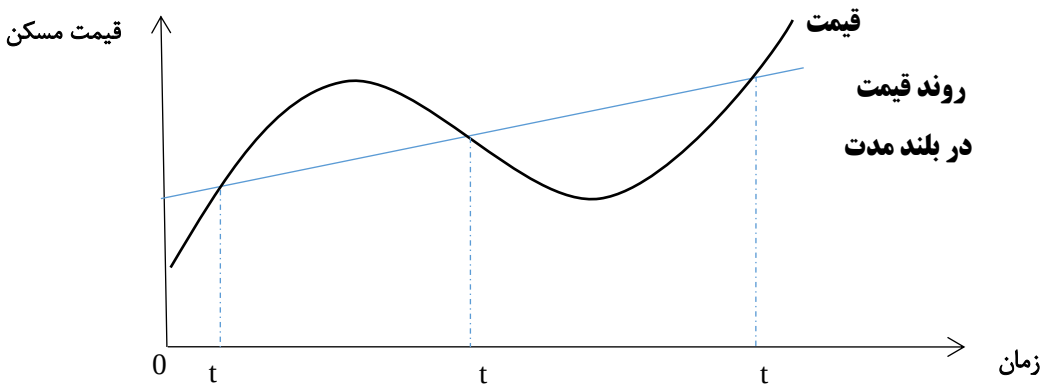
به طور کلی برای نظریه بورس‌بازی مسکن دو حالت متفاوت قابل ارائه است که عبارتند از:

الف) روند قیمت بلندمدت مسکن افزایشی و خطی باشد؛ یعنی قیمت مسکن با نرخ ثابت در طول زمان افزایش یابد.

ب) روند قیمت بلندمدت مسکن ثابت باشد، یعنی قیمت مسکن در طول زمان ثابت بماند.

حالت اول در نمودار چهار نشان داده شده که در آن متوسط قیمت بلندمدت معادل p است، در دوره رونق یعنی از زمان صفر تا t_1 خرید مسکن به منظور فروش آن سودآور می‌باشد. با استفاده از نمودار چهار زمان مناسب خرید و فروش مسکن توضیح داده شده است.

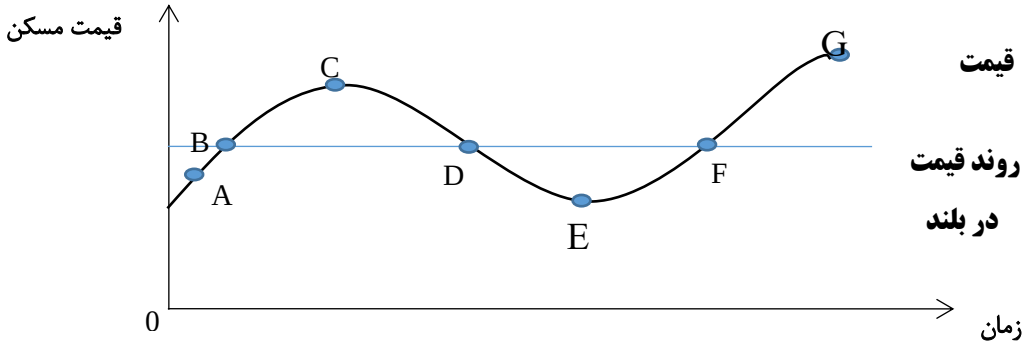
[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]



نمودار ۴- روند بلندمدت و قیمت جاری مسکن

چنانچه قیمت رایج در بازار از قیمت انتظاری بلندمدت آن فاصله بگیرد انتظار بر آن است که مجدداً به سطح بلندمدت خود برگردد. برای مثال اگر قیمت رایج در بازار مسکن کمتر از روند بلندمدت قیمت مسکن باشد، انتظار بر آن است که قیمت افزایش یافته و به سمت روند بلندمدت قیمت مسکن حرکت کند و لذا خرید مسکن سود آور خواهد بود. برعکس چنانچه قیمت از روند بلندمدت آن بیشتر باشد انتظار آن است که قیمت مسکن کاهش پیدا کند و لذا زمان مناسب برای فروش مسکن خواهد بود؛ زیرا نگهداری مسکن زیان سرمایه ایجاد می‌کند. بورس‌باز حرفه‌ای می‌تواند دوران موجود در بازار مسکن را پیش‌بینی نماید و در فرصت مناسب اقدام به خرید، نگهداری یا فروش آن کند. از آنجا که افراد دارای انتظارات مختلف نسبت به آینده می‌باشند، لذا زمان مناسب خرید و فروش یا نگهداری مسکن متفاوت خواهد بود. ویژگی مشخص این نوع تقاضای دارایی مسکن آن است که این گروه افراد در زمان طولانی اقدام به نگهداری مسکن نمی‌کنند و تلاش می‌نمایند طی دوره کوتاه از طریق خرید و فروش مسکن سود بیشتری کسب کنند؛ زیرا بر اساس نظریه حباب شکل بودن، قیمت مسکن در میان‌مدت، ثابت و در کوتاه‌مدت، نوسان خواهد داشت. سیکل تجاری فاصله زمانی بین دو نقطه اوج یا دو نقطه حضیض است و در این فاصله قیمت مسکن از نوسان شدید برخوردار خواهد بود. این روش رفتار سیکلی بازار املاک و مسکن را تأیید نموده و علل و چگونگی شکل‌گیری بورس‌بازی را توضیح می‌دهد که می‌تواند در طول سیکل تجاری چندین بار بورس‌بازی اتفاق بیفتد.

نمودار پنج سازوکار سیکل تجاری را در حالت دوم توضیح می‌دهد که در آن خط روند ثابت بوده و دارای شیب صفر است.



نمودار ۵- ادوار بورس بازی مسکن

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

اولین مرحله شروع دوره رونق است و به دلیل افزایش تقاضا مازاد عرضه از بین می‌رود. به دلیل افزایش قیمت اعتماد به بازار مسکن تقویت می‌شود؛ برای مثال حرکت از A به B یا از E به F. افزایش قیمت مسکن به چهار دلیل می‌تواند اتفاق بیفتد:

۱- رونق بازار بعد از اتمام دوره رکود

۲- بهبود امور زیربنایی و خدماتی در منطقه خاص و تمایل خانوارها برای خرید مسکن در منطقه مورد نظر

۳- بهبود شرایط اقتصادی و تقویت استطاعت مردم و ایجاد فرصت‌های جدید برای مردم

۴- وجود دارایی‌ها و املاک با قیت جذاب برای خرید و کسب سود قابل‌توجه.

این موارد تقاضا برای املاک را تقویت می‌کند و افزایش قابل‌توجه در سطح بازدهی مسکن در منطقه یا بازار خاص به وجود می‌آورد. مرحله دوم شکل‌گیری حباب قیمت مسکن است؛ مثل حرکت از نقطه B به C یا F به G. در این مرحله قیمت به شدت افزایش می‌یابد و به سطحی بالاتر از نرمال می‌رسد که ناشی از افزایش بعدی تقاضا خواهد بود (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

افراد زیادی وجود دارند که به منظور دریافت سود کوتاه‌مدت در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت می‌کنند. در مراحل بعدی قیمت‌ها به آرامی افزایش می‌یابد و نهایتاً به نطقه اوج خود در سیکل نزدیک می‌شوند. در این شرایط معمولاً دولت‌ها برای مهار بورس‌بازی مسکن اقدام به تدوین قوانین و مقررات ویژه‌ای می‌نمایند. در سومین مرحله به دلیل افزایش بیش از حد تولید، قیمت‌ها شروع به افزایش می‌کند و بازار مسکن از نقطه C به نقطه D حرکت می‌کند. حتی در این مرحله نیز عده‌ای به امید افزایش بعدی قیمت بورس‌بازی انجام می‌دهند. تولید بیش از حد و به‌وجود آمدن واحدهای مسکونی خالی و واحدهای مسکونی زیاد برای فروش شرایط جدیدی را در بازار مسکن ایجاد می‌کند. در مرحله چهارم و مرحله نهایی رکود و کاهش شدید قیمت مسکن اتفاق می‌افتد و قیمت به سطح پایین‌تر از نرمال سقوط می‌کند و خریداران و سازندگان از ورود به بازار صرف‌نظر می‌کنند که در نمودار نقطه D تا E این وضعیت را نشان می‌دهد؛ یعنی بازار با سقوط روبه‌رو می‌شود. در این وضعیت سازندگان حرفه‌ای هم برای تولید و هم برای فروش با مشکلات زیادی مواجه می‌شوند. مؤسسات اعتباری تمایلی برای اعطای وام بابت تولید یا فروش نخواهند داشت. به ویژه در صورتی که مشتریان قبلی اقساط وام خود را تسویه نکرده باشند.

بعد از پشت سر گذاشتن دوره رکود، بازار به تدریج با رونق مجدد مواجه می‌شود. به دلیل وقوع یکی از حالت‌های چهارگانه بیان شده دوباره رونق به‌وجود می‌آید. به‌عبارت دیگر سیکل دیگری برای بورس‌بازی آغاز می‌شود.

۴- روش تحقیق

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر تحولات بازارها بر بازار مسکن شهری در ایران با تأکید بر نااطمینانی‌های قیمت بازار طلا است. از این رو از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ روش اقتصادسنجی می‌باشد. بازه زمانی تحقیق نیز سال‌های ۱۳۷۱ الی ۱۳۹۷ می‌باشد که در آن از داده‌های فصلی متغیرهای مدنظر استفاده شده است.

در این بخش با توجه به مطالعات چن و پاتل[1] (۱۹۹۸)، شن[2] (۲۰۰۵) و کیس و واداس[3] (۲۰۰۵) که براساس نظریه سبد دارایی پرداخته‌اند و با در نظر گرفتن بازارهای موجود در اقتصاد ایران شامل بازار مسکن، پول، سرمایه، طلا و ارز و با توجه به تأثیر بازار نفت بر اقتصاد ایران، رابطه تعادلی به صورت زیر ارائه می‌شود:

رابطه تعادلی قیمت مسکن:

$$PH=f(GDP,PS,EX,M2,COIN,OIL,COIN_UNCER)$$

از طرفی نوسانات بازار طلا به معنی بالا رفتن نااطمینانی در این بازار می‌باشد و چون سرمایه‌گذاران

1- Chen and Patel
2- Shen
3- Kiss and Vadas

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

معمولاً افراد ریسک‌گریزی هستند؛ لذا سعی می‌کنند اثرات این نااطمینانی را از سبد دارایی خود حذف کنند و به سوی بازارهای جایگزین مطمئن همچون مسکن حرکت کرده و سرمایه‌گذاری می‌کنند.

با توجه به روابط ارائه شده، متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق شامل PH: شاخص قیمت مسکن، PS: شاخص قیمت بورس، GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، COIN_UNCER: نااطمینانی ناشی از نوسانات قیمتی در بازار طلا، EX: نرخ غیررسمی ارز، M2: حجم نقدینگی و OIL: قیمت نفت می‌باشد.

داده‌های مربوط به شاخص قیمت مسکن، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، قیمت طلا و حجم نقدینگی از حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شاخص قیمت بورس از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، جمع‌آوری شده‌اند. قیمت نفت نیز از آمار اوپک استخراج شده است.

به منظور اندازه‌گیری نااطمینانی و نااطمینانی‌های بازار بورس مطالعات زیادی در عرصه اقتصادسنجی انجام شده است. این مطالعات عمدتاً از الگوی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH)[1] بهره می‌گیرند که برای اولین بار توسط انگل[2] (۱۹۸۲) ارائه شد و سپس توسط بولرسلو[3] (۱۹۸۶) و بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲)، به مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH)[4] توسعه یافت.

ثابت بودن واریانس جزء اخلال در مدل کلاسیک رگرسیون خطی یکی از فرضیات بسیار مهم و کلیدی است که به عنوان واریانس همسانی شناخته می‌شود. اگر جملات اخلال واریانس ناهمسان باشند هرچند ضرایب برآورد شده بدون تورش خواهند بود اما واریانس آنها کمتر از مقدار واقعی برآورد خواهد شد. این امر ممکن است محقق را به استنباط‌های غلطی بکشاند. از این رو سعی می‌شد به گونه‌ای واریانس ناهمسانی را در معادله برآورد شده از بین برد. یافته انگل (۱۹۸۲) مبنی بر اینکه هر چند ممکن است بین جملات اخلال معادله رگرسیون همبستگی وجود نداشته باشد اما این احتمال وجود دارد که توان‌های دوم این جملات با یکدیگر همبسته باشند نه تنها به بهبود روش برآورد معادلات واریانس ناهمسان کمک کرد بلکه الگویی برای توضیح واریانس که می‌تواند به منزله ریسک تلقی شود را به عرصه اقتصاد معرفی نمود. این الگو به نام الگوی ARCH شهرت یافته است. بر اساس الگوی ARCH، اگر ε_t جمله اخلال معادله رگرسیونی باشد آنگاه واریانس شرطی آن که به صورت σ_t^2 بیان می‌شود به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\sigma_t^2 = var(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E\left[(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2 \middle| \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\right] \quad (۵$$

به طور معمول فرض می‌شود که $E(\varepsilon_t) = 0$ بنابراین:

$$\sigma_t^2 = var(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E[(\varepsilon_t)^2|\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] \quad (۶$$

معادله بالا بیان می‌کند که واریانس شرطی یک توزیع نرمال با میانگین صفر برابر ارزش انتظاری توان دوم آن متغیر است.

به طور خلاصه در این مدل همراه با برآورد میانگین شرطی متغیر سری زمانی، معادله واریانس شرطی نیز تخمین زده می‌شود؛ بدین ترتیب که معمولاً یک مدل AR به‌عنوان معادله میانگین تخمین زده می‌شود و سپس جزء خطای معادله AR برای مدل ARCH مورد استفاده قرار می‌گیرد. معادله AR به‌صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = c + \rho_1 y_{t-1} + \dots + \rho_m y_{t-m} + \varepsilon_t \quad (۷$$

که در آن y_t یک متغیر سری زمانی و $\rho_1, \dots, \rho_m$ و c پارامترهای مدل و ε_t جمله اخلال می‌باشد. همچنین اگر متغیر سری زمانی و وقفه‌های آن دارای میانگین صفر و فاقد خودهمبستگی باشند، در این

1- Autoregressive Conditional Heteroskedastity
2- Engel
3- Bollerslev
4- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastity

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

صورت معادله میانگین شرطی به صورت زیر تعیین خواهد شد:

$$y_t = \varepsilon_t$$

انگل همچنین ε_t را به صورت $\varepsilon_t = \sqrt{h_t z_t}$ تعریف می‌نماید که در آن z_t یک فرایند تصادفی است که به طور مستقل و یکسان توزیع شده است به‌طوری که:

$$var(z_t) = 1, E(z_t) = 0$$

می‌باشد. طبق تعریف ε_t به‌صورت سریالی ناهمبسته بوده و میانگین آن برابر با صفر است، اما واریانس شرطی آن σ_t^2 می‌باشد که طی زمان می‌تواند تغییر نماید.

علاوه بر این واریانس شرطی σ_t^2 به ارزش گذشته مربع جمله اخلال نیز بستگی دارد. به عبارت دیگر در این حالت σ_t^2 به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۸$$

رابطه بالا توصیف می‌کند چطور متغیر واریانس شرطی در طول زمان تغییر می‌کند. همچنین از آنجایی که σ_t^2 واریانس شرطی است بنابراین ارزش آن همواره مثبت است.

بولرسلو (۱۹۸۶) و بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲) در الگوی ARCH واریانس را به وقفه‌های خود نیز وابسته می‌دانند و این مدل را به صورت زیر ارائه می‌دهند:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۸$$

که در آن $w > 0$، $\alpha_1 \geq 0$ و $\beta_1 \geq 0$ می‌باشند.

بولرسلو (۱۹۸۶) بیان می‌دارد که این مدل از برآورد معادله واریانس با وقفه‌های زیاد اجتناب می‌کند. در نتیجه یک روش کارا محسوب می‌شود. علاوه‌براین پیش‌بینی روزانه بازار بورس را بر اساس مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته به صورت زیر ارائه می‌دهند:

$$\sigma_{t+1}^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 \quad (۹$$

همچنانکه پیشتر نیز اشاره شد، می‌توان از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی برای الگوسازی نااطمینانی‌های موجود در بخش‌های مختلف اقتصادی همچون بازار سهام استفاده کرد. در گام اول به تبعیت از انگل (۱۹۸۲)، بولرسلو (۱۹۸۶) و بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲) به تصریح و برآورد شاخص قیمت سهام براساس یک الگوی خود رگرسیونی می‌پردازیم؛ زیرا رفتار یک متغیر اقتصادی می‌تواند متوسطی از رفتار دوره‌های قبل آن باشد (Andersen et al., 2004). مدل انتخابی برای به‌دست آوردن نااطمینانی بازار بورس به صورت زیر است:

$$COIN_t = a_0 + a_1 COIN_{t-1} + \ldots + a_n COIN_{t-n} + \varepsilon$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}$$

که h_t همان واریانس شرطی است. با توجه به اینکه در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک شوک مثبت (هم اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی‌ثباتی می‌گردد (Brooks, 2008)؛ از این رو برای استخراج بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش نامتقارن استفاده گردد که یکی از روش‌های نامتقارن EGARCH[1] است که چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه در مدل EGARCH حتی اگر پارامترها منفی باشند σ^2 مثبت خواهد بود؛ زیرا σ^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در مدل فوق امکان لحاظ عدم‌تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد. با توجه به فصلی بودن داده‌های مورد بررسی ابتدا الگوی خودرگرسیون با چهار وقفه برآورد شد، سپس با توجه به معنی‌داری ضرایب رگرسیون مذکور، تعداد وقفه‌های بهینه یک تعیین گردید. بر اساس نتایج الگوی برآورد شده شاخص قیمت سهام با نرم‌افزار Eviews11 معادله میانگین و واریانس شاخص قیمت سهام به صورت زیر ارائه شده است:

$$\underbrace{LCOIN}_{T} = \underbrace{0.088}_{1.76} + \underbrace{0.92}_{12.2} LCOIN(-1)$$

R^2=.99 DW=1.56

$$\ln(\sigma^2) = -0.25 - 0.22 \left| \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right) \right| + 0.41 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right) + 0.88 \log \sigma_{t-1}^2$$

1- Exponential Garch

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

در معادله فوق نشانگر مدل EGARCH(1,1) است و در نتیجه جایگزینی برای نااطمینانی بازار طلا است که آن را COIN_UNCER می‌نامیم و در بررسی تأثیرگذاری نوسانات بازار طلا بر بخش مسکن مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

۵- یافته‌های تحقیق

برآورد مدل

آزمون پایایی[1] از الزامات مهم در برآوردهای معادلات اقتصادی با داده‌های سری زمانی محسوب می‌شود. یک متغیر سری زمانی هنگامی پایاست که میانگین، واریانس، کواریانس و ضرایب همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند.

هیلبرگ[2] و همکاران (۱۹۹۰) برای اولین بار به‌طور رسمی اقدام به آزمون خصوصیات یک‌سری زمانی فصلی شامل روند تصادفی و فصلی تصادفی کردند. این آزمون می‌تواند ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند. در این مطالعه از فرضیه وجود ریشه واحد فصلی و غیرمتناوب استفاده شده است و بر مبنای آن متغیرهای موجود در تابع قیمت مسکن در سطح اطمینان ۹۵ درصد ناپایا هستند و تفاضل مرتبه اول هر کدام از متغیرهای فوق، پایا می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

متغیر	آزمون	F محاسباتی	F بحرانی
LM2	$F_{1,2,3,4}$	۳,۲	۶,۶
DLM2	$F_{1,2,3,4}$	۱۴,۵	۵,۹۹
LEX	$F_{1,2,3,4}$	۱,۳	۶,۴۷
DLEX	$F_{1,2,3,4}$	۹,۵	۶,۶
LPH	$F_{1,2,3,4}$	۲,۵	۵,۸
DLPH	$F_{1,2,3,4}$	۱۲,۹	۶,۲
LGDP	$F_{1,2,3,4}$	۰,۸	۴,۸
DLGDP	$F_{1,2,3,4}$	۷,۴	۵,۲
LPS	$F_{1,2,3,4}$	۳,۴	۶,۶
DLPS	$F_{1,2,3,4}$	۱۵,۸	۶,۷
LCOIN	$F_{1,2,3,4}$	۲,۹	۵,۸
DLCOIN	$F_{1,2,3,4}$	۱۱,۶	۵,۹۵
LOIL	$F_{1,2,3,4}$	۲,۶	۶,۵
DLOIL	$F_{1,2,3,4}$	۱۰,۳	۶,۸

بنابراین با درنظر گرفتن ویژگی‌های آماری هر یک از متغیرهای مذکور، برآورد الگو به روش هم‌انباشتگی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود.

برآورد ضرایب تابع تعادلی بلندمدت تابع قیمت مسکن

اکنون که مرتبه جمعی بودن متغیرهای تابع قیمت مسکن با توجه به آزمون‌های صورت گرفته تعیین شد، به برآورد رابطه ارتباط‌دهنده بین بازار طلا و بازار مسکن می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد ضرایب به روش OLS و با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۷ به صورت زیر است:

PH=-14.0+0.17LM2+0.14LPS+0.15LOIL
+0.86LGDP+0.25LEX+0.06LCOIN+10.3LC
OIN-UN

t (-8.3) (3.0) (3.1) (3.08)
(5.45) (3.07) (0.68) (3.6)

R^2=0.98

DW=0.83

1- Stationary

2- Hyllberg

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

از آنجا که متغیر مربوط به طلا بی‌معنی است، لذا آن را حذف و تنها با در نظر گرفتن نوسانات بازار طلا، رابطه فوق مجدد تخمین زده می‌شود.

PH=-14.17+0.19LM2+0.15LPS+0.16LOIL
+0.86LGDP+0.28LEX+8.85LCOIN-UN
t (-8.6) (4.19) (3.4) (3.3)
(5.4) (4.0) (4.8)
R^2=0.98
DW=0.89

نتایج حاصل از برآورد تابع قیمت مسکن حاکی از آن است که الگو از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً خوبی برخوردار است. کلیه ضرایب متغیرها از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آنها موافق انتظار است. به منظور اطمینان از اینکه رگرسیون ارتباط‌دهنده بخش مسکن و بازار طلا یک رگرسیون کاذب نیست، آزمون همجمعی بین متغیرهای تابع قیمت مسکن در بلندمدت به روش انگل و گرینجر براساس دیکی فولر تعمیم‌یافته ADF بر روی جمله پسماند رگرسیون که به عنوان جمله خطای تعادلی (EET) در بلندمدت نیز می‌باشد انجام شد که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲- آزمون انگل- گرینجر

آزمون	نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵٪	نتیجه آزمون
ADF	EET	0 , 0	-۲/۹۲	-۲/۸۹	EET ~I(0)

بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت مسکن و متغیرهای توضیح‌دهنده آن از جمله شاخص قیمت بازار طلا و نااطمینانی‌های ناشی از آن به گونه‌ای که در الگو تصریح شده است برقرار است.

برآورد ضرایب تابع پویای کوتاه‌مدت قیمت مسکن

نتایج به دست آمده از برآورد تابع کوتاه‌مدت الگو به صورت ذیل ارائه می‌گردد:

D(LPH)=0.026-
0.035D(LCOIN)+0.38D(LPH(-1))-
0.041ECM(-1)
t (5.7) (-1.5) (4.23) (-2.42)
R^2=0.23
DW=2.066

نتایج حاصل از برآورد تابع حاکی از آن است که ضریب برآورد شده مربوط به سرعت تعدیل در بلندمدت از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آن موافق انتظار است و با توجه به ضریب خطای بلندمدت با وقفه، خطای عدم‌تعادل در هر فصل به اندازه ۴ درصد و در هر سال به اندازه ۱۶ درصد تعدیل می‌شود.

در نهایت به منظور بررسی صحت و اعتبار برآورد ضرایب تابع پویایی‌های کوتاه‌مدت بخش مسکن کشور و نیز حصول اطمینان از وجود فروض کلاسیک، آزمون همبستگی جملات خطا (آزمون ضرایب لانگرانژ)، آزمون واریانس ناهمسانی بروش، پاگان و گادفری، آزمون واریانس ناهمسانی شرطی (آزمون آرچ) و آزمون تصریح درست تابع (آزمون رمزی) انجام شد. نتایج آزمون‌های مذکور و مقادیر احتمال این آماره‌ها به صورت زیر می‌باشد.

جدول ۳- آزمون‌های تأیید اعتبار مدل پویایی‌های کوتاه‌مدت تابع قیمت مسکن

نام آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه آزمون
آزمون همبستگی پیاپی جملات خطا (آزمون ضرایب لانگرانژ)	۰/۲۸	۰/۵۹	همبستگی پیاپی جملات خطا در مدل وجود ندارد.
آزمون واریانس ناهمسانی بروش، پاگان و گادفری	۰/۷۵	۰/۶۵	واریانس ناهمسانی در مدل وجود ندارد.
آزمون واریانس ناهمسانی شرطی (آزمون آرچ)	۰/۰۲	۰/۸۷	واریانس ناهمسانی شرطی در مدل وجود ندارد.
آزمون تصریح درست تابع(آزمون رمزی)	۲/۳۶	۰/۱۰	مدل درست، تصریح‌شده و هیچ متغیر حذف شده‌ای در مدل وجود ندارد.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

همانطور که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، فرضیات صفر برای تمامی آزمون‌های به کار گرفته شده در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود، در نتیجه ضرایب برآورد شده تابع پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو از اعتبار لازم برخوردار است.

نتایج حاصل از برآورد الگو نیز حاکی از آن است که اثر واریانس شرطی قیمت بازار طلا به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی قیمتی در بازار طلا بر بخش مسکن مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش نوسانات قیمتی در بازار طلا، سرمایه‌گذاران این بخش از اقتصاد با نااطمینانی‌های بیشتر مواجه شده و لذا افراد سرمایه‌های خود را به سایر بخش‌های اقتصاد سوق می‌دهند. به بیان دیگر از آنجا که حجم پول‌های سرگردان در اقتصاد ایران زیاد است به محض تلاطم در یک بازار، بازارهای دیگر نیز دچار نوسان می‌شوند و از این جهت اقتصاد دچار بی‌ثباتی خواهد گردید. وقتی نقدینگی جدید وارد اقتصاد می‌شود در حالی‌که هنوز سطح قیمت‌ها افزایش متناسب پیدا نکرده است، این میزان نقدینگی جدید به شکل افزایش قدرت خرید جدید ظاهر می‌شود. این قدرت خرید می‌تواند در مبادلات کالا و خدمات یا در فعالیت‌های سوداگرانه به‌کار گرفته شود. اگر اقتصاد در شرایط رکودی مانند شرایط سال‌های اخیر اقتصاد ما باشد، حجم نقدینگی جدید، برای دستیابی به بازده بیشتر، در بازار دارایی فعال می‌شود. این دارایی‌ها می‌توانند سهام، ارز، طلا، مسکن و کالاهای بادوام مانند خودرو و لوازم خانگی باشند. در واقع بازار دارایی با هجوم نقدینگی مواجه می‌شود و جهش‌ها در این بازار شکل می‌گیرد. با افزایش بیشتر قیمت انواع دارایی، پس‌اندازهای پولی کوچک هم به این سمت سرازیر می‌شوند. ضریب متغیر توضیح‌دهنده تولید ناخالص داخلی بر قیمت بخش مسکن به عنوان عامل بیان‌کننده وضعیت درآمدی افراد جامعه و نیز سطح فعالیت‌های اقتصادی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری می‌باشد. همچنین ضرایب سایر متغیرهای توضیح‌دهنده مؤثر بر بخش مسکن دارای اثرات مثبت و معنی‌داری می‌باشند. به عبارت دیگر با افزایش آنها (قیمت دارایی در بازارهای موازی) قیمت مسکن افزایش می‌یابد و لذا شاخص مسکن رشد می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

بخش مسکن به عنوان یکی از بخش‌های عمده اقتصادی کشور است که رابطه تنگاتنگ و وسیعی با سایر بخش‌های اقتصادی به لحاظ ارتباطات پسین و پیشین خود دارد و لذا از تحولات سایر بخش‌ها تأثیر پذیرفته و خود بر آنها اثر می‌گذارد. بنابراین تحولات بازار مسکن متأثر از مجموعه‌ای از عوامل است و تنها با یک یا تعداد محدودی از عوامل نمی‌توان جهت این بازار را تغییر داده یا بر آن اثر تعیین‌کننده بر جای گذاشت. در این بین یکی از بخش‌های مهم اقتصادی که همواره بر روند حرکتی متغیرهای بخش مسکن تأثیرگذار بوده و است، بازار طلای کشور می‌باشد. به‌طوری که با افزایش یا کاهش در شاخص قیمت طلا به عنوان عملکرد این بازار منجر به تأثیرپذیری بخش مسکن می‌شود. در واقع، از آنجا که در اقتصاد ایران، بی‌ثباتی در یک بازار می‌تواند به سرعت به سایر بازارها نیز انتقال یابد، بازار طلا به عنوان بازاری که در ورود پس‌انداز مردم نقش مهمی ایفا می‌نماید، به عنوان نمادی از بازارهای جانشین مسکن انتخاب و مورد بررسی قرار گرفت. لذا در این تحقیق در خصوص اثرگذاری بازار طلا بر بخش مسکن به بررسی تأثیرپذیری بخش مسکن از نااطمینانی‌های بازار طلا و نیز روند حرکتی بلندمدت آن به عنوان جانشینی برای بخش مسکن پرداخته شده است.

در این میان بر اساس نتایج برآورد مدل، دو متغیر نرخ ارز و نقدینگی نیز نقش به‌سزایی در آشفتگی بازارها در اقتصاد کشور ایفا می‌نمایند. نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی نقش کلیدی در کنترل سطح قیمت‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی دارد. به‌طور ویژه در کشورهایی نظیر ایران به دلیل نبود بازار عمیق رقابتی و

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

کمبود درآمدهای ارز و سوءمدیریت در این خصوص، افزایش نرخ ارز به واسطه تحت تأثیر قرار دادن بخش خارجی و داخلی اقتصاد، می‌تواند عملکرد کلی اقتصاد کشور را در بازارهای دارایی و بازار واقعی کالا و خدمات تحت‌تأثیر قرار دهد. نقش نقدینگی در اختلالات ایجاد شده در بازارها نیز حائزاهمیت است. به عبارت دیگر از آنجا که حجم عظیم نقدینگی در اقتصاد ایران، عاملی مهم برای ایجاد تلاطمات شدید در بازار دارایی‌ها است و از آنجا که سیستم بانکی سهم زیادی در تولید نقدینگی دارد؛ لذا برای جلوگیری از هجوم نقدینگی سرگردان به بازارهایی مانند مسکن، ارز، طلا و سهام، لازم و ضروری است بانک مرکزی با نظارت دقیق و کافی، این امکان را از آنها سلب نماید. این در حالی است که در مطالعه موسوی و درودیان (۱۳۹۴) رابطه معناداری میان نقدینگی و قیمت مسکن در شهر تهران یافت نشده است.

با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌شود به منظور تثبیت بازار مسکن و جلوگیری از افزایش بی‌رویه قیمت در این بخش به کنترل نوسانات متغیرهای نرخ ارز و نقدینگی و همچنین بازارهای جانشین بخش مسکن پرداخته شود که البته این موضوع با توجه به ارتباطات پسین و پیشین بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی سبب ثبات‌بخشی به کل اقتصاد نیز خواهد شد. همچنین با توجه به تغییرات بازار زمین و مسکن در آینده، جمعیت غیربومی بیشتری وارد این محدوده اجتماعی خواهد شد و در نتیجه بافت اجتماعی چندگانه‌ای را به‌وجود می‌آورد که پیامد آن شکل‌گیری تعارضات اجتماعی در سطح شهری خواهد بود؛ بنابراین در راستای سناریوی عدالت اجتماعی باید توجه بیشتری به بخش مسکن شهری داشت.

۷- منابع

احمدی، سید وحید. (۱۳۸۴). بررسی نقش و جایگاه دولت در تأمین مسکن. *نشریه روند*، شماره ۴۶، ۴۱-۶۶.

احمدی، سید وحید؛ عباسی، ابراهیم؛ محسنی، رضا. (۱۳۹۹). بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران. *نشریه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۸(۹۵)، ۳۰۵-۲۷۱.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا (میلا)؛ هادی‌زاده، آرش. (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۲)، ۳۱-۵۳.

خداداد کاشی، فرهاد؛ رزبان، نرگس. (۱۳۹۳). نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۸۷-۱۳۷۰). *نشریه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۱)، ۲۸-۵.

سزاوار، محمدرضا، خزائی، علیرضا؛ اسلامیان، مجتبی. (۱۳۹۸). بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۶۰-۳۷

عسگری، حشمت‌الله؛ الماسی، اسحاق. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵). *نشریه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱(۲)، ۲۰۱-۲۲۴.

قادری، جعفر؛ ایزدی، بهنام. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۵۵ – ۷۵.

قلی‌زاده، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). *نظریه قیمت مسکن در ایران (به زبان ساده)*. تهران نور علم.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ کمیاب، بهناز. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۸، ۱۴۳-۱۷۴.

کمالی دهکردی، پروانه. (۱۳۹۹). تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم‌های اقتصادی و قیمت نفت بر بازار مسکن (با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری SVAR). *نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصادی*، ۷(۴)، ۵۶-۲۷.

کمیجانی، اکبر؛ گندلی علیخانی، نادیا؛ نادری، اسماعیل. (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. *نشریه راهبرد اقتصادی*، ۲(۷)، ۷-۳۹.

موسوی، میرحسین؛ درودیان، حسین. (۱۳۹۴). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۹(۳۱)، ۱۰۳-۱۲۷

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]

هزارجریبی، جعفـر؛ امـامی غفـاری، زینـب. (۱۳۹۸). بررسـی تحولات سیاست‌گذاری رفاهی مسکن در ایران. *فصلنامه برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی*، شماره ۳۸، ۷۵-۱۱۹.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Meddahi, N. (2004). Analytical evaluation of volatility forecasts. *International Economic Review*, *45*(4), 1079-1110.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*(3), 307-327.

Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, *52*(1-2), 5-59.

Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, *4*, 2959-3038.

Brooks, C. (2008). RATS Handbook to accompany introductory econometrics for finance. *Cambridge Books*.

Chen, M. C., & Patel, K. (1998). House price dynamics and Granger causality: an analysis of Taipei new dwelling market. *Journal of the Asian real estate society*, *1*(1), 101-126.

Gabrieli, T., Pilbeam, K., & Wang, T. (2018). Estimation of bubble dynamics in the Chinese real estate market: a State space model. *International Economics and Economic Policy*, *15*(2), 483-499.

Geng, M. N. (2018). *Fundamental drivers of house prices in advanced economies*. International Monetary Fund.

Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2018). Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. *26th issue (September 2011) of the International Journal of Central Banking*.

Lawrence, C. (2003). Why is gold different from other assets? An empirical investigation. *London, UK: The World Gold Council*.

Shen, Y., Hui, E. C. M., & Liu, H. (2005). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai. *Management Decision*.

Tripathi, S. (2019). Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis.

Tsatsaronis, K., & Zhu, H. (2004). What drives housing price dynamics: cross-country evidence. BIS Quarterly Review, March.

Vadas, G., & Kiss, G. (2005). *The Role of the Housing Market in Monetary Transmission* (No. 0512010). University Library of Munich, Germany.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-05]