برآورد تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران با رویکرد اقتصاد اسلامی

✍ **سعیده کامران‌پور** / دکترای اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز saeede.kamranpoor@gmail.com
منصور زراء نژاد / استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز zarram@gmail.com
صلاح ابراهیمی / دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز ebs1365@gmil.com
دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۰۱ ـ **پذیرش:** ۱۳۹۹/۰۴/۰۴

چکیده

تشکیل سرمایه یا سرمایه‌گذاری برای حفظ رشد اقتصادی مهم است. به همین دلیل، شناخت عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری، به رشد آن کمک می‌کند. اسلام نیز به این مقوله توجه بسیار داشته و با عنایت به این موضوع، اقتصاددانان با گرایش اقتصاد اسلامی، به دنبال میزان و چگونگی تأثیرگذاری مباحث اقتصاد اسلامی، بر میزان سرمایه گذاری، به ویژه در کشورهای اسلامی بوده‌اند. در ایران نیز به عنوان یک کشور اسلامی، می‌توان این موضوع را مورد مطالعه قرار داد. به همین دلیل، در این مطالعه با استفاده از روش تصحیح خطای نامقید (UECM)، به برآورد تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران، با رویکرد اقتصاد اسلامی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۳، پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از این است که با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۹۶٪ و با یک درصد افزایش در نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز به کل سپرده‌های مدت‌دار بانکی، مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۴۵ افزایش می‌یابد. پس با افزایش سهم سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز در کل سپرده‌های مدت‌دار بانکی، قدرت بانک برای پرداخت تسهیلات بانکی افزایش می‌یابد و به دنبال آن، میزان سرمایه‌گذاری نیز افزایش خواهد یافت.

کلیدواژه‌ها: سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، اقتصاد اسلامی، آزمون همگرایی باند، مدل تصحیح خطای نامقید.
طبقه‌بندی JEL: B22, E21, C32.

مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از چهار ستون اصلی، در کنار مخارج دولتی، مصرف و تجارت خصوصی، در مدل‌های اقتصاد کلان جدید است. هرگونه نوسان در سرمایه‌گذاری، اثرات قابل توجهی بر فعالیت‌ها و رشد اقتصادی بلندمدت دارد. مطالعات زیادی نشان داده‌اند که کشورهای دارای سطوح بالای سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی بالاتری نیز دارند (استامپینی و همکاران، ۲۰۱۳).

سرمایه‌گذاری ناخالص، از سرمایه‌گذاری عمومی و سرمایه‌گذاری خصوصی تشکیل شده است. سرمایه‌گذاری عمومی نیز به سرمایه‌گذاری انجام شده توسط بخش دولتی (اما نه به طور انحصاری) در زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی اصلی اشاره دارد. سرمایه‌گذاری خصوصی نیز به سرمایه‌گذاری توسط شرکت‌های خصوصی، به منظور ایجاد سود اشاره دارد (کومو، ۲۰۰۶). در دوران رکود، سرمایه‌گذاری خصوصی، تنها امیدوار به رونق اقتصادی است. در نتیجه، دولت‌ها تلاش‌های خود را برای جذب سرمایه‌گذاری خصوصی، از طریق مشارکت و سیاست‌های مختلف انگیزشی افزایش می‌دهند (فوکودا، ۲۰۱۱).

با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان، اقتصاددانان مسلمان کوشیده‌اند عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری را با رویکرد اسلامی شناسایی کنند. تلاش‌های بسیاری در این مسیر صورت گرفته و نظریات مختلفی ارائه شده است. این نظریات، عموماً بر تأثیر آموزه‌های اسلامی بر میزان سرمایه‌گذاری تأکید کرده‌اند. در همین زمینه، در این مطالعه تلاش شده با توجه به مبانی نظری مطرح شده توسط اقتصادا سلامی‌دانان، تأثیر این موضوع بر تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، به عنوان یک کشور اسلامی بررسی گردد. بنابراین مسئله اصلی این تحقیق، برآورد تابع سرمایه‌گذاری با رویکرد اسلامی است. تصریح صحیح تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به دولتمردان کمک می‌کند که در این بخش، سیاست‌های اثربخش‌تری اعمال کنند. در ادامهٔ پس از بیان مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق، به معرفی مدل تصریح شده، به همراه داده‌های مورد استفاده می‌پردازیم.

مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق

در مورد سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان متعارف، نظریات مختلفی وجود دارد که هر یک، به طریقی کوشیده‌اند تا عوامل تعیین‌کنندهٔ سرمایه‌گذاری و تشکیل سرمایه را معرفی کنند. معیار ارزش فعلی برای سرمایه‌گذاری، به رابطهٔ بین میزان سرمایه‌گذاری، درآمدهای حاصل از سرمایه‌گذاری، دورهٔ زمانی طرح و نرخ بهره می‌پردازد. بر این اساس، بنگاه طرحی را برای سرمایه‌گذاری انتخاب می‌کند که بالاترین ارزش فعلی را داشته باشد. از نظر معیار کارایی نهایی سرمایه‌گذاری، بنگاه می‌خواهد برای بیشینه‌کردن مطلوبیت خود، بالاترین خط بودجه مماس بر منحنی امکانات درآمد را انتخاب کند. این معیار، نرخ بهره‌ای را برای هر یک از طرح‌ها انتخاب می‌کند که قابل مقایسه با نرخ بهرهٔ بازار است.

نظریهٔ شتاب روی سرعت تعدیل موجودی مطلوب سرمایه متمرکز می شود و به رابطهٔ سرمایه‌گذاری با تغییر سطح تولید، یا درآمد ملی و نسبت سرمایه به بازده یا ضریب متوسط سرمایه مربوط است. در مدل شتاب انعطاف‌پذیر سرمایه‌گذاری، که در مطالعات تجربی کاربرد فراوان دارد، فرض می‌شود در هر دوره، قسمتی از شکاف بین موجودی سرمایهٔ واقعی و موجودی سرمایهٔ مطلوب پر می‌شود. در این مدل، موجودی سرمایهٔ جاری متناسب با میانگین وزنی

تولید دوره‌های قبل است و هرچه به عقب برمی‌گردیم، اهمیت تولید در این میانگین کاهش می‌یابد.

مدل جریان نقدینهٔ سرمایه‌گذاری، استفاده از جریان نقدینه داخلی، بر سرمایه‌گذاری را بهتر از تأمین مالی خارجی می‌داند. در این مدل، هزینه‌های سرمایه‌گذاری نسبت متغیری از جریان نقدینه داخلی است و عرضهٔ وجوه داخلی بستگی به سطح سود بنگاه دارد. پس موجودی مطلوب سرمایه، نه‌تنها به سطح تولید، بلکه به مقدار سودهای انتظاری نیز وابسته است (برانسون، ۱۳۷۲، ص ۳۷۸).

بیشتر نظریه‌های مطرح شده در مورد سرمایه‌گذاری، با فرض صفر بودن جانشینی عوامل تولید صورت ارائه شده است. این مشکل نظری اولین بار توسط *جورگنسون* مطرح شد. مطالعاتی که توسط وی و همکارانش انجام گرفت، به مدل نئوکلاسیک معروف گردید. در این مدل، سرمایه‌گذاری از عامل سرمایه نشأت گرفته است و قیمت سرمایه، در تصمیم‌گیری در مورد میزان سرمایه‌گذاری اهمیت فراوانی دارد.

نظریه q *توبین*، نگاه جدیدی به سرمایه‌گذاری دارد. این نظریه، نقاط ضعف نظریه‌های قبلی یعنی عدم شفافیت در درآمدها و هزینه‌های انتظاری، تأخیرها یا هزینه‌های تعدیل طرح‌ها و ریسک را می‌پوشاند. مهم‌ترین جنبهٔ نظریه *توبین*، که از مدل نئوکلاسیک استفاده می‌کند، این است که اگر هزینه‌های جایگزینی سرمایه و ماشین‌آلات سرمایه‌ای در دست باشد، می‌توان ارزش بازاری سهام مؤسسه را پیدا کرد در مورد سرمایه‌گذاری تصمیم گرفت (چرینکو، ۱۹۹۳).

در ادبیات اقتصاد اسلامی، دربارهٔ تقاضای سرمایه‌گذاری، مقالات متعددی نوشته شده است:

الزامل و *جبالالی* (۱۳۷۸) معتقدند: هزینهٔ سرمایه‌گذاری در اقتصاد اسلامی، به علت تحریم نرخ بهره کاهش می‌یابد و موجب تسهیل سرمایه‌گذاری، افزایش سرمایه، تولید و عرضهٔ کل و کاهش بورس‌بازی مالی می شود. عمدهٔ سرمایه‌گذاری بخش دولتی و مقداری از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به انگیزهٔ سود انجام نمی‌گیرد و فقط قسمتی از سرمایه بخش خصوصی، به انگیزهٔ سود سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، تولید از ایمان مذهبی نیز متأثر است و ایمان بر کارآیی و بهره‌وری اثر مثبت دارد. هزینهٔ کل، به دلیل مشارکت بین سهام‌دار و مدیر کاهش می‌یابد. هزینهٔ کل، شامل هزینهٔ نیروی کار استخدام شده، مدیران، و هزینهٔ سرمایه است. هزینهٔ سرمایه عبارت از: سهم سهام‌دار از سود (θ) و استهلاک سرمایه(δ) است. به دلیل ایمان مذهبی و حرمت اتلاف اموال، نرخ استهلاک سرمایه کمتر است. هزینهٔ کل عبارت است از:

$$C = WL + (\theta + \delta)\, qk$$

q قیمت یک واحد سرمایه و K مجموع سرمایه استفاده شده است.

$$p = pf(i, L, K) - WL - (\theta + \delta)\, qk$$

با بیشینه‌سازی سود به رابطهٔ $MP_k = ((\theta + \delta)\, q)/P$ خواهیم رسید.

با افزایش ایمان (i)، تولید نهایی سرمایه (MPk) افزایش می‌یابد. از این‌رو، برای رسیدن به تعادل، لازم است سمت راست معادله تغییر کند. با توجه به ثبات δ و منحنی عرضه، انتظار افزایش θ یا q در نتیجهٔ افزایش تقاضا برای اوراق مالی و تجهیزات سرمایه‌ای وجود دارد. اگر منحنی تقاضا ثابت باشد، انتظار می‌رود با افزایش تولید و عرضه، سطح قیمت‌ها (p) کاهش یابد. آنها نشان دادند که با مشخص شدن تابع تولید (مثلاً کاب – داگلاس)،

می‌توان تابع سرمایه‌گذاری را به‌دست آورد که تابعی مثبت از تغییرات درآمد (y) و قیمت (p) و تابعی منفی از تغییرات قیمت سرمایه (q) خواهد بود. ایمان نیز از طریق تابع تولید، تأثیر خود را خواهد گذاشت. در بلندمدت، به دلیل افزایش تولید، کاهش هزینه‌ها، و افزایش سود، سهام‌داران جدید جذب بازار می شوند. با افزایش عر ضهٔ وجوه مضاربه، سهم سهام‌دار کاهش می‌یابد. بنابراین، ایمان مذهبی در بلندمدت، مقدار پارامتر θ را کاهش می‌دهد.

تحت نظام مشارکت در سود و زیان (PLS)، به دلیل حذف بهره، نمی‌توان گفت سطح سرمایه‌گذاری تا جایی که بهره‌وری نهایی سرمایه به صفر برسد، افزایش می‌یابد؛ زیرا به دلیل محدودیت عرضهٔ وجوه و وجود ریسک، هزینهٔ فرصت سرمایه صفر نیست. به‌همین دلیل، عر ضه‌کنندهٔ وجوه سرمایه‌گذاری، بدون وجود یک نرخ حداقل بازده که ممکن ا ست بالاتر یا کمتر از نرخ بهره باشد، سرمایهٔ خود را عرضه نمی‌کند. براین اساس، لزوماً تقاضای سرمایه‌گذاری افزایش نمی‌یابد.

از سوی دیگر، چنانچه تقا ضای سرمایه‌گذاری افزایش یابد، عر ضه‌کنندهٔ سرمایه سهم بالاتری را طلب می‌کند؛ زیرا ریسک وارد کردن تمام سرمایه در نوع خاصی از تولید افزایش می‌یابد. می‌توان گفت: از نظر تئوری چون سهم سود بالاتر از نرخ بهره ا ست، بازده صاحبان سرمایه در مقایسه با نرخ بهره بالاتر و عر ضهٔ وجوه بیش‌تر می شود. در نتیجه، به دلیل تقسیم خطر بین عامل و صاحب سرمایه، تقا ضای سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. بنابراین، سطح تعادل در یک نرخ بازده بالاتر از نرخ بهره اتفاق می‌افتد. علاوه بر آن، با حذف بهرهٔ ثابت، کارآفرینان بیشتری جلب فعایت‌های اقتصادی می شوند. در سیستم مشارکت، به دلیل نبود وام‌های مصرفی، مصرف کاهش می‌یابد و در نتیجه، تورم کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، وجوه سرمایه‌گذاری شده تولید را افزایش می‌دهد و بر تورم اثر منفی می‌گذارد (رضایی، ۱۳۸۰).

توتونچیان (۱۳۷۹)، اساس امر سرمایه‌گذاری را مبتنی بر مشارکت می‌داند. براساس این دیدگاه، با نفی نرخ بهره در اقتصاد اسلامی، عامل محدودکنندهٔ اجرای پروژه‌ها از بین می‌رود و هزینهٔ فر صت سرمایه، برابر با صفر می شود. نبود نرخ بهره در فرآیند تصمیم‌گیری موجب کاهش هزینهٔ تولید کالاها و خدمات در هر مرحله از تولید می‌گردد. افزایش حجم سرمایه‌گذاری و به تبع آن، افزایش اشتغال و کاهش هزینه تولید و در نتیجهٔ آن، کاهش قیمت کالاها و خدمات، از آثار مثبت سرمایه‌گذاری، با الگوی اقتصاد اسلامی در مقایسه با اقتصاد سرمایه‌داری است.

قحف (۱۳۷۶)، سرمایه‌گذاری را وابسته به دو عاملِ نرخِ بازده انتظاری سرمایه‌گذاری (R) و هزینهٔ آن (Q) می‌داند. از دیدگاه مدیران، هزینهٔ سرمایه‌گذاری، مبالغی ا ست که باید به صاحبان سرمایه پرداخت؛ یعنی سهمی از درآمد و بازده طرح است که به صاحب سرمایه تعلق می‌گیرد.

$$Q = R.q$$

مقدار سهم صاحب سرمایه (q) در بازار مضاربه تعیین می‌شود و به موجودی قابل عرضه برای سرمایه‌گذاری و کاردانی و مهارت مدیر، که تقا ضا برای وجوه را معین می‌کند، ب ستگی دارد. مقدار تعادلی سرمایه‌گذاری در نقطه‌ای تعیین می‌شود که هزینهٔ آن برابر با بازده سرمایه باشد.

$$R = Q$$

$$R = Q \Rightarrow R = R.q \Rightarrow q = 1$$

به عبارت دیگر، مدیر به میزانی سرمایه‌گذاری تقاضا می‌کند که سهم صاحب سرمایه، به حداکثر یعنی صددرصد برسد.

زنگنه و *مهربانی* (۱۳۸۶) نیز تأکید می‌کنند که در اقتصاد بدون بهره، سرمایه‌گذاری تا نقطه‌ای انجام می‌گیرد که تولید نهایی سرمایه، برابر با هزینه استفاده از سرمایه شود.

میرمعزی (۱۳۸۴)، تقاضا برای سرمایه‌گذاری در اقتصاد اسلامی را به سه دسته تقسیم می‌کند. سرمایه‌گذاری به انگیزه سود که از بانک تأمین مالی می شود؛ سرمایه‌گذاری به انگیزهٔ سود که از منابع داخلی تأمین مالی می شود، سرمایه‌گذاری به انگیزه ثواب. وی دلیل این تقسیم‌بندی را این‌گونه عنوان می‌کند که در جامعه، تعداد بی شماری از مردم، وجوه مازاد خود را در بانک‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند و تعداد بی شماری پروژه سرمایه‌گذاری، با نرخ‌های سود متفاوت از طریق بانک‌ها تأمین مالی می‌شوند. پروژه‌های بسیاری، از منابع مالی داخلی بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری شده و بسیاری از سرمایه‌گذاری‌ها در پروژه‌های گوناگون، به انگیزه ایثار صورت می‌گیرد.

از نظر میرمعزی، تابع تقا ضای سرمایه‌گذاری نوع اول، تابعی از تولید یا درآمد ملی حقیقی، معدل نسبت سهم سود سپرده‌گذاران، معدل سهم سود بانک‌ها به صورت کارمزد، نرخ سود انتظاری، سطح ریسک سرمایه‌گذاری در جامعه و سطح ایمان افراد است. سرمایه‌گذاری نوع دوم، تابعی از تولید یا درآمد ملی حقیقی، معدل نسبت سهم سود سپرده‌گذاران، معدل سهم سود بانک‌ها، به صورت کارمزد، سطح ریسک سرمایه‌گذاری در جامعه و ایمان افراد است. در نهایت، سرمایه‌گذاری نوع سوم و یا سرمایه‌گذاری به انگیزهٔ ایثار، نیز تابعی از سطح تولید یا درآمد ملی حقیقی، نسبت سهم سود صاحبان وجوه یا کارمزد بانک و سطح ایمان افراد است.

با توجه به نظریهٔ شتاب، با افزایش سطح تولید و درآمد ملی، سطح سرمایه‌گذاری، از هر نوعی که باشد، افزایش می‌یابد. با افزایش معدل نسبت سهم سود سپرده‌گذاران و معدل سهم سود، بانک‌ها به صورت کارمزد، هزینهٔ سرمایه‌گذاری را در هر سه نوع سرمایه‌گذاری، افزایش داده و انتظار می‌رود این سطح سرمایه‌گذاری را در کل کاهش دهد. افزایش سطح ریسک سرمایه‌گذاری در جامعه، بر سرمایه‌گذاری کل، تأثیری منفی دارد. با افزایش نرخ سود انتظاری نیز انتظار می‌رود سرمایه‌گذاری کل افزایش یابد.

ممکن است ابتدا تصور شود ایمان و انگیزه سود، دو امر متناقضند، ولی این تصور صحیح نیست. ایمان می‌تواند انگیزه سود را تقویت کند. مؤمن برای کسب ثواب آخرتیاز درآمدهای مازاد خود، دو راه پیش رو دارد: یکی آنکه درآمد مازاد خود را در راه خدا سرمایه‌گذاری کند. برای مثال مسجد، مدرسه، بیمارستان یا راه برای نیازمندان بسازد. دوم اینکه مازاد درآمد را به انگیزه سود، سرمایه‌گذاری کرده، سود حاصله را به نیازمندان بدهد. بنابراین، می‌توان گفت: افزایش ایمان، سرمایه‌گذاری به انگیزه سود را نیز افزایش می‌دهد (میرمعزی، ۱۳۸۴، ص ۱۹۳).

در تحلیل نقش قرض‌الحسنه در مصرف، تقا ضای کل و سرمایه‌گذاری، می‌توان به صورت زیر تحلیل کرد: عوامل گوناگونی مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهند که در این میان، می‌توان به سطح قیمت‌ها، درآمد قابل تصرف جاری، ثروت، درآمد دائمی، توزیع درآمد، نرخ بهره، انتظارات، و تسهیل اعتبارات مصرفیاشاره کرد. درآمد قابل تصرف جاری، ثروت، درآمد دائمی، توزیع منا سب درآمدها و تسهیل اعتبارات مصرفی، رابطه مستقیم و نرخ بهره و سطح قیمت‌ها رابطه معکوسی با مصرف دارند. بنابراین، تأثیر مثبت (یا منفی) قرض‌الحسنه بر عوامل نوع اول، موجب افزایش (یا کاهش) مصرف و اثر مستقیم (یا معکوس) آن بر عوامل نوع دوم، موجب کاهش (یا افزایش) مصرف

خواهد شد. گیرندگان قرض، پس از دریافت قرض‌الحسنه، مصرف خود را به طور مقطعی افزایش می‌دهند. اما در ماه‌های بعد، به دلیل بازپرداخت وام میزان مصرف آنها کاهش پیدا خواهد کرد. در مجموع، مصرف حال و آینده آنها، به واسطه قرض‌الحسنه تغییر نمی‌کند. این موضوع، زمانی صحیح خواهد بود که دریافت‌کننده وام مجبور به تلاش بیشتر برای کسب درآمد بیشتر در دوره‌های بعدی نگردد. اگر غیر از این عمل کند، یا از طرق دیگری درآمد خود را در دوره‌های بعد افزایش دهد، انتظار می‌رود که وام‌های قرض‌الحسنه افزایش مصرف را در پی داشته باشد (حبیبیان نقیبی، ۱۳۸۱). افزایش مصرف نیز می‌تواند به نوبه خود، تقاضا را به طور مثبتی تحت تأثیر قرار دهد که در نهایت، می‌تواند سطح تولید و رشد اقتصادی و به تبع آن، سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد.

پس‌انداز نیز ترجیح فایده نهایی مصرف و قدرت خرید آینده به حال است. به عبارت دیگر، می‌توان پس‌انداز را تأخیر مصرف از حال به آینده تعبیر کرد. بنابراین، پیش‌بینی افراد از آینده و در واقع میزان بازدهی پس‌انداز در آینده بر این رفتار بسیار مؤثر است.

اگرچه در علم اقتصاد متعارف، بازدهی مادی مدنظر قرار می‌گیرد، اما در جامعه اسلامی و در رفتار فرد مسلمان، بازدهی معنوی و اخروی می‌تواند از عوامل مؤثر در تصمیم‌گیری‌ها باشد.

در متون اسلامی، ثواب زیادی برای قرض‌الحسنه بیان شده است، انتظار تخصیص بخشی از پس‌انداز به قرض‌الحسنه، به عنوان عملی پسندیده خلاف واقع نیست. اگر وام‌گیرنده این وجوه را در سرمایه‌گذاری به کار بگیرد، یا آن را صرف خرید کالاهای بادوام کند، از پس‌انداز کل کاسته نمی شود. اما اگر آن را در خرید کالاهای مصرفی بی‌دوام هزینه کند، از پس‌انداز کل به نفع مصرف کل جامعه کم خواهد شد. در مجموع، نتایج حاصل از گسترش قرض‌الحسنه علاوه بر آنکه سبب تثبیت تقاضا می‌شود، انگیزه‌ها برای سرمایه‌گذاری بیشتر در تولید کالاهای ضروری را نیز فزایش خواهد داد (همان).

در رابطه با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با رویکرد اقتصاد اسلامی، مطالعات تجربی معدودی صورت گرفته که تنها محدود به بررسی حضور یا عدم حضور نرخ بهره، در تابع سرمایه‌گذاری است؛ که در ادامه به چند مورد اشاره می‌شود:

ماین (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، به بررسی رابطه بین بانک‌داری اسلامی و سرمایه‌گذاری در مالزی، طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ در یک نمونه شرکت انتخابی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بانک‌داری اسلامی و بازار سرمایه، اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های خصوصی مورد بررسی داشته است. متغیر زکات، در شرکت‌های مختلف نتایجی متفاوت داشته است؛ اما در مجموع اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری داشته است.

نایین و ترین (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای، به بررسی اثر سرمایه‌گذاری عمومی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در پاکستان، طی دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۶، با رویکرد هم‌جمعی جوهانسن پرداخت. نتایج این مطالعه، نشان داد که سرمایه‌گذاری عمومی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته است. همچنین، براساس سایر نتایج این مطالعه، رشد اقتصادی و تجارت نیز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، اثر مثبت و معناداری داشته است.

رمضان مهر و حسن (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای، به بررسی عوامل مؤثر بر تابع سرمایه‌گذاری در پاکستان، از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۲ پرداخت. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش ARDL استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان داد

که سرمایه‌گذاری خارجی و بازده بازار سهام، تأثیر منفی و GDP سرانه اثر مثبت بر تابع سرمایه‌گذاری داشته است.

ولدخانی (۲۰۰۴) در مطالعهٔ خود، عوامل بلندمدت و کوتاه‌مدت تعیین کنندهٔ تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را طی دورهٔ ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۹ بررسی می‌کند. مدل تخمینی بر اساس تکنیک هم‌جمعی چندمتغیرهٔ جوهانسن و مدل پویای کوتاه‌مدت می‌باشد. در این تحقیق، از نرخ تورم به عنوان جانشین نرخ بهره استفاده شده است؛ یعنی کاری که قبلاً توسط *هاشم پسران* در سال ۱۹۹۵، در تخمین مانده پول واقعی در ایران انجام شده بود. برآورد مدل نشان می‌دهد که یک درصد کاهش در نرخ تورم بلندمدت، یک درصد سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهد. همچنین، کشش بلندمدت سرمایه‌گذاری خصوصی، با توجه به تولید داخلی واقعی غیرنفتی در حدود ۱/۴۳ است.

کارشناسان (۱۳۸۴) در منتخبی از کشورهای اوپک شامل الجزایر، اندونزی، ایران، نیجریه و ونزوئلا، تابع سرمایه‌گذاری خصوصی را در دورهٔ ۲۰۰۱-۱۹۷۰، با روش Panel Data بر روی تولید ناخالص داخلی، حجم اعتبارات بانکی تخصیصی به بخش خصوصی، نرخ بهرهٔ حقیقی و پنج شاخص نااطمینانی (تورم، نرخ ارز حقیقی، رابطهٔ مبادله، قیمت نسبی کالاهای سرمایه‌ای و رشد تولید ناخالص داخلی) برآورد کرده و نتایج به‌دست آمده، حاکی از این است که حجم اعتبارات بانکی تخصیصی به بخش خصوصی، تأثیر مثبت معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. قیمت نسبی کالاهای سرمایه‌ای، تأثیر منفی معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. متغیر نرخ بهرهٔ حقیقی، تأثیر معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی ندارد و پراکسی تورم انتظاری برای آن، تنها در سطح اعتماد ۱۰ درصد تأثیر منفی معناداری بر سرمایه‌گذاری دارد.

از شاخص‌های نااطمینانی ساخته شده، شاخص نااطمینانی نرخ ارز حقیقی تأثیر منفی معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد و شاخص نااطمینانی قیمت نسبی کالاهای سرمایه ای در سطح اعتماد ۱۰ در صد، تأثیر منفی معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. اما شاخص نااطمینانی رشد اقتصادی و شاخص نااطمینانی رابطه مبادله و شاخص نااطمینانی تورم، تأثیر معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی ندارد.

هاشمی (۱۳۸۸) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود، با عنوان «تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در یک اقتصاد غیرربوی»، تابع سرمایه‌گذاری خصوصی را با رویکرد اسلامی استخراج کرده است. نتایج برآورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، نشان می‌دهد که این متغیر از نرخ بازدهی قیمت سهام، به عنوان نماینده‌ای از بازار دارایی و هزینهٔ فرصت برای سرمایه‌گذاری، به صورت منفی و معنادار تأثیر می‌پذیرد. همچنین، سرمایه‌گذاری خصوصی، با شاخص قیمت مصرف‌کننده و سرمایه‌گذاری دولتی، ارتباط معکوس و معناداری داشته و با تولید ناخالص داخلی ارتباط مستقیم دارد. از دیگر یافته‌های این مطالعه، اثر منفی واریانس شاخص قیمت سهام بر سرمایه‌گذاری خصوصی است که می‌تواند بیانگر خطر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها باشد.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، با استفاده از روش میانگین‌گیری *بیزینی* (BMA) پرداختند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که رشد واردات کالاهای سرمایه‌ای و پس از آن، رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد سرمایه‌گذاری خصوصی به شمار می‌روند. همچنین، متغیر نسبت مالیات بر شرکت‌ها در رتبهٔ بعدی قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، متغیرهای

اسمی مانند نرخ تورم، رشد پول و مانده اعتبارات بانکی، به بخش غیردولتی، نسبت به تولید غیرنفتی اثرات بااهمیتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ندارند. به علاوه، نرخ سود (نرخ سود تسهیلات) و نرخ مالیات، عوامل با اهمیت و تعیین‌کننده‌ای در تحولات سرمایه‌گذاری طی دوره نمونه (۱۳۹۰-۱۳۳۸) نبوده‌اند.

تصریح مدل و معرفی داده‌ها

مدلی که در این مطالعه، مبنای کار قرار گرفته، براساس الگوی ارائه شده توسط *میرمعزی* (۱۳۸۴) است. مدل تصریح شده، بدین صورت است:

$$lnIPR = f(GDPN, B)$$

در رابطه بالا، IPR، مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به قیمت ثابت ۱۳۸۳، GDPN، تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، به قیمت ثابت ۱۳۸۳و B، سطح ایمان جامعه است که شاخص مورد نظر برای این متغیر، نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، به کل سپرده‌های غیردیداری در نظر گرفته شده است. علت انتخاب این شاخص، تأکید اسلام بر قرض‌الحسنه است. انتظار می‌رود، با توجه به نظریه شتاب، با افزایش سطح تولید، میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش یابد. همچنین با افزایش سطح ایمان جامعه، سطح سرمایه‌گذاری در جامعه افزایش یابد. داده‌های مورد نیاز برای برآورد مدل در نظر گرفته شده، شامل مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز و کل سپرده‌های غیردیداری، از بانک مرکزی ایران برای دورهٔ زمانی، ۱۳۹۵-۱۳۶۳، گرفته شده است. جامعه آماری این مطالعه، مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سپرده‌های قرض‌الحسنه در ایران است. با توجه به مدل تحقیق، فرضیات زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

تولید ناخالص داخلی غیرنفتی بر مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر مثبت دارد.

نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، به کل سپرده‌های غیردیداری (به عنوان شاخص ایمان)، بر مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر مثبت دارد.

روش تحقیق

در این مطالعه، برای برآورد مدل موردنظر، از آزمون کرانه‌ای *باند* ARDL استفاده می شود. این روش، برای مشخص کردن رابطهٔ بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآوردکننده‌ها است. این آزمون، توسط *پسران* و همکارن (۲۰۰۱)، برای تعیین رابطه هم‌جمعی بین متغیرها ارائه شده است. این روش، نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مثل *انگل – گرنجر* و *جوهانسن – جوسیلیوس* مزیت‌هایی دارد. نخست اینکه، می‌توان این آزمون را – صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند – به کار برد. دوم اینکه، برخلاف روش *انگل – گرنجر*، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند. سومین مزیت این است که این روش

را می‌توان با تعداد مشـــاهدات اندک نیز به کار برد. برخلاف روش‌های همگرایی *انگل–گرنجر* و *جوهانســن – جوسیلیوس*، که برای نمونه‌های کوچک قابل استفاده نیستند (نارایان، ۲۰۰۴) و در نهایت، اینکه استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی، ۲۰۰۳).

در روش آزمون همگرایی باند، با فرض اینکه LnY متغیر وابسته و LnX متغیر توضیحی باشد، برای تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر می‌باشیم:

$$\Delta LnY_t = a_0 + \sum_{i=1}^{L} a_{1i}\,\Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} a_{2i}\,\Delta LnY_{t-i} + a_3 LnY_{t-1} + a_4 LnY_{t-1} + \mu_{1t}$$

که در آن، a_3 و a_4 ضرایب بلندمدت، a_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_{1t} جملهٔ اخلال و L تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک (AIC)، *شوارتز بیزین* (SBC)، حنان کوئین (HQC) یا (R^2) تعیین می‌شود.

فرایند آزمون باند، برای عدم وجود ارتباط سطحی بین LnY و LnX، از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح باوقفه متغیرهای مذکور، در معادلات فوق به دست می‌آید. به عنوان مثال، در معادله (۳) که Y متغیر وابسته است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$H_0: a_3 = a_4 \,, H_1: a_3 \neq a_4 \neq 0$

در این روش، دو کرانهٔ بحرانی ارائه شده است؛ کرانهٔ بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و کرانهٔ پایینی برای سری‌های زمانی I(0). چنانچه مقادیر آماره F محاسبه شدهٔ مدل تصحیح خطای نامقید، از مقدار کرانهٔ بالایی بیشتر باشد، فرض عدم همگرایی رد می‌شود. چنانچه مقدار F محاسبه شده، کمتر از کرانهٔ پایینی باشد، فرض صفر ردْ نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

برآورد مدل و تفسیر نتایج

پیش از انجام آزمون همگرایی، باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از I(1) نیستند. در صورتی می‌توان گفت که سری زمانی X_t، که به صورت $X_t \sim I(d)$ نشان داده می‌شود، برحسب مرتبه d انباشته است که پس از d مرتبه تفاضل‌گیری، به صورت مانا درآید (نوفرستی، ۱۳۸۹، ص ۷۶–۸۰). در حالی که متغیرها انباشته از درجه I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره محاسبه شده توسط *پسران، شین و اسمیت* (۲۰۰۱)، قابل اعتماد نیست (آنگ، ۲۰۰۷). بنابراین، باید پیش از ذکر نتایج آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه، برای تعیین درجه مانایی از آزمون دیکی– فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج این آزمون، در جدول (۱) آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که متغیرها در سطح مانا نیستند؛ زیرا قدرمطلق آماره دیکی – فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد بررسی از قدر مطلق مقادیر بحرانی کوچک‌تر است. اما پس از یک بار تفاضل‌گیری، تمام متغیرها به صورت مانا درآمده‌اند. در نتیجه، همه متغیرها I(1) می‌باشند.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته

متغیرها		LnIPR	LnGDPN	LnB
مقدار آماره (ADF)	سطح	-۰,۹۳۱ (-۲,۹۶)	-۰,۲۴۵ (-۲,۹۶)	-۰,۷۰۹ (-۲,۹۵)
	تفاضل مرتبه اول	-۴,۳۶ (-۲,۹۷)	-۳,۱۳ (-۲,۹۶)	-۳,۶۸ (-۲,۹۶)

*مقادیر داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵٪ است.

*وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است.

(منبع: محاسبات تحقیق)

پس از بررسی ایستایی متغیرهای مدل، رابطه بلندمدت بین متغیرها، با استفاده از آزمون *باند* ARDL، ارائه شده توسط *پسران* و همکاران (۲۰۰۱)، بررسی می‌شود. سپس، در صورت تأیید رابطه مذکور، معادلات کوتاه‌مدت و بلندمدت، برای مشخص کردن میزان اثرگذاری متغیرهای تولید ناخالص داخلی غیرنفتی و نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، به کل سپرده‌های مدت‌دار به عنوان شاخصی از ایمان افراد، با استفاده از روش ARDL، برآورد می‌شود.

در آزمون کرانه‌ها، برای بررسی رابطهٔ بلندمدت، با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، از آماره F مربوط به مقادیر بحرانی *ناریان* و *اسمیت* (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. مقادیر بحرانی، برای آزمون کرانه‌ها در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲: مقادیر بحرانی برای آزمون کرانه‌ها

K=3 N=30	٪۱		٪۵		٪۱۰	
F	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
	۳,۴۲	۴,۸۴	۲,۴۵	۳,۶۳	۲,۰۱	۳,۱

K تعداد متغیرها در مدل ARDL اســت وF آماره مربوط به مدل بدون عرض از مبدا و بدون متغیر روند، برگرفته از *ناریان* و *اسمیت* (۲۰۰۵) است.

در جدول (۳)، نتایج محاسبه آماره F آزمون کرانه‌ها، با استفاده از مدل ARDL نشان داده شده است. آماره به‌دســت آمده از آزمون کرانه‌ها، با وقفه انتخاب شــده توســط معیار *شــوارتز–بیزین* با مقادیر بحرانی آن مقایســه می شود. معیار *شوارتز–بیزین*، به عنوان یک معیار صرفه‌جو کمترین طول وقفه ممکن را انتخاب می‌کند. معمولاً در نمونه‌هایی با حجم کم، از این معیار برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون باند همگرایی

متغیر وابسته	LIPR
متغیرهای مستقل	LGDPN LB
آماره F آزمون	۳,۹۹

(منبع: محاسبات تحقیق)

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می شود، آمارهٔ F، از مقدار کرانهٔ بالایی در سطح ۵ درصد بالاتر است. این امر، بیانگر رد فرضیه صفر، مبنی بر عدم همگرایی بین متغیرهای موردنظر و وجود رابطهٔ بلندمدت است. در ادامه، ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از روش ARDL و بر مبنای معیار SBC، برآورد گردیده و نتایج در ادامه گزارش شده است:

معادلهٔ پویا

$$lnIPR = 0.621 * lnIPR(-1) - 0.198 * lnIPR(-2) + 0.189 * lnB - 0.514 * lnB(-1) + 0.521 * lnB(-2)$$

$$(3.43) \quad (-1.58) \quad (0.67) \quad (-1.39) \quad (2.42)$$

$$+1.37 * lngdpn - 1.043 * lngdpn$$

$$(3.11) \quad (-1.91)$$

$$R^2 = 0.954\,, \quad DW = 2.16$$

معادله بلندمدت

$$lnIPR = 0.945 * lngdpn + 0.429 * lnB$$

$$(35.23) \quad (2.54)$$

معادله تصحیح خطا

$$DlnIPR = 0.26 * DlnIPR(-1) + 0.21 * DlnB - 0.57 * DlnB(-1)$$

$$(1.59) \quad (1.004) \quad (-2.53)$$

$$+1.53 * Dlngdpn - 0.601 * ECM(-1)$$

$$(4.26) \quad (-3.78)$$

در بلندمدت، با افزایش سطح تولید با توجه به نظریه شتاب، میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۹۴۵ در صد افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج نشان داد که با یک در صد افزایش در سطح ایمان جامعه، و به عبارتی، در این مطالعه با یک در صد افزایش نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز به کل سپرده‌های غیردیداری، سطح سرمایه‌گذاری در جامعه به میزان ۰,۴۲۹ افزایش می‌یابد. برای اطمینان از نتایج برآورد شده آزمون‌های تشخیص انحراف از فروض کلاسیک نیز بررسی می‌شوند. نتایج آزمون‌های تشخیص در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ٤: آزمون‌های تشخیص انحراف از فروض کلاسیک

آزمون	آماره LM
همبستگی	۰/۲٦٤
شکل تابعی	۰/٤۲۷
نرمالیتی	۱/٦٥
ناهمسانی واریانس	۱/۷۸

(منبع: نتایج تحقیق.)

در سطح خطای ۵ درصد، کلیه فروض صفر آزمون‌های همبستگی، شکل تابعی صحیح، نرمال بودن جملات خطا و ناهمسانی واریانس تأیید می‌شوند.

نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری، نقش مهمی در بروز ادوار تجاری، در کشورها دارد و از عوامل اصلی توضیح دهنده نوسانات کوتاه‌مدت اقتصادی است. این متغیر کلیدی اقتصاد کلان، در تعیین ظرفیت بالقوه رشد اقتصادی و مسیر بلندمدت تولید ملی کشورها نیز نقش برجسته‌ای دارد. تشویق و تقویت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، باید به یک اولویت مهم برای کشورهایی نظیر ایران باشد که وضعیت مناسبی در این زمینه ندارند؛ زیرا برخورداری از یک بخش خصوصی پویا و جذب سرمایه‌های خصوصی، بیشتر مستلزم تدوین و اجرای سیاست‌های حمایتی کلان و انجام اصلاحات ساختاری و نهادی است. این امر، مستلزم شناسایی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است.

در این مطالعه، تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با رویکرد اسلامی، با استفاده از روش آزمون همگرایی *بائد*، مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM)، طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۳، برآورد گردید. تابع برآورد شده، حاکی از تأثیرپذیری مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی غیرنفتی و شاخص ایمان افراد است؛ متغیری که برای شاخص ایمان افراد، در نظر گرفته شده، نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز به کل سپرده‌های مدت‌دار بانکی است. این نتیجه، بیانگر تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، از رویکردهای اقتصاد اسلامی در ایران است. با توجه به نتیجه به دست آمده، افزایش نسبت سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز به کل سپرده‌های بانکی، به افزایش توان بانک در اعطای تسهیلات قرض‌الحسنه و به تبع آن، می‌تواند به افزایش اعتبارات برای مصارف سرمایه‌گذاری کمک کند.

با توجه به یافته‌های بالا، پیشنهاد می‌شود که بسترهای لازم برای به کارگیری اوراق قرض‌الحسنه، به عنوان ابزار جذب نقدینگی مبتنی بر قانون عملیات بانکداری بدون ربا فراهم شود. عدم وجود یک نهاد مستقل، به عنوان متولی اصلی قرض‌الحسنه در کشور و عدم تناسب فعالیت‌های سودآور بانکی با ذات نهاد قرض‌الحسنه، موجب عدم اعتماد کامل مردم به بانک‌ها جهت سپرده‌گذاری قرض‌الحسنه شده است. این امر از جمله موانع پیش رو برای توسعه فرهنگ قرض‌الحسنه در کشور است. برای رفع این مشکل، با توجه به سابقه نهادهای متولی امر قرض‌الحسنه در کشور، می‌توان یکی را به عنوان متولی اصلی برگزید و سایرین به عنوان زیرمجموعه آن فعالیت کنند.

از سوی دیگر، عدم تناسب برخی ابزارها با ماهیت قرض‌الحسنه مستلزم استفاده از ابزارهای جایگزین است. این ابزارها باید کارآمدی لازم را از جهت کیفیت و کمیت فراهم‌آوری منابع و تخصیص بهینه آنها بر اساس ارکان اصلی قرض‌الحسنه دارا باشد.

در نهایت، فضای اکتشاف در بانکداری و مالیه اسلامی، به دلیل فقدان مطالعات زیاد در این زمینه، بسیار گسترده است. بخش عمده‌ای از ادبیات آکادمیک در این زمینه، شامل تجزیه و تحلیل تطبیقی سیستم مالی اسلامی و همتایان متعارف آن و تفکیک بین بانکداری و بازارهای سرمایه است. برخی مطالعات نیز بر ابزارهای مورد استفاده در بانکداری اسلامی و تجاری تمرکز دارند و در مورد چالش‌های نظارتی و قانونی مرتبط با بانکداری اسلامی، بحث و تبادل نظر می‌کنند. مطالعات آتی می‌توانند بر ریسک‌های اعتباری در بانکداری اسلامی و غیر اسلامی متمرکز شوند.

منابع

الزامل، یوسف و بوعلام بن جیلالی، ۱۳۷۸، ***اقتصاد کلان با نگرش اسلامی***، ترجمهٔ نصرالله خلیلی تیرتاشی، تهران، مؤسسهٔ آموزشی و پژوهشی امام خمینی.

برانسون، ویلیام اچ، ۱۳۷۲، ***تئوری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان***، ترجمهٔ عباس شاکری، تهران، نی.

توتونچیان، ایرج، ۱۳۷۹، ***پول و بانکداری اسلامی و مقایسه آن با نظام سرمایه‌داری***، تهران، توانگران.

حبیبیان‌نقیبی، مجید، ۱۳۸۱، «قرض‌الحسنه و راهبردهای توسعه اقتصادی»، ***نامه مفید***، ش۳۱، ص ۱۲۳–۱۵۰.

رضایی، مجید، ۱۳۸۰، «نظریه‌های سرمایه‌گذاری در اقتصاد اسلامی»، ***اقتصاد اسلامی***، ش۴، ص ۶۱–۸۱.

زنگنه، حمید و وحید مهربانی، ۱۳۸۶، «الگویی از اقتصاد کلان بدون بهره»، ***اقتصاد اسلامی***، ش۲۵، ص ۱۷۹–۱۹۶.

قحف، منذر، ۱۳۷۶، ***مقدمه‌ای بر اقتصاد اسلامی***، ترجمهٔ عباس عرب مازار، تهران، سازمان برنامه و بودجه.

کار شنا سان، علی، ۱۳۸۴، ***برر سی عدم اطمینان اقتصاد کلان و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشورهای اوپک***، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه تهران.

مهرآرا، مح سن و همکاران، ۱۳۹۴، «برر سی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خ صو صی در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA)»، سیاست‌گذاری ***اقتصادی***، ش۱۴، ص ۱–۳۰.

میرمعزی، سیدحسین، ۱۳۸۴، ***اقتصاد کلان (با رویکرد اسلامی)***، تهران، پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی.

نوفرستی، محمد، ۱۳۸۹، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***، تهران، رسا.

هاشمی، نساء، ۱۳۸۸، ***برآورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در یک اقتصاد غیر ربوی***، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

Alam, M. I., and Quazi, R. M, 2003, "Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh", ***International Review of Applied Economics***, Vol. 17, P 85-103.

Ang, J.B, 2007, "Co2 Emisions, Energy Consumption, and Output in France", ***Energy Policy***, Vol. 35, Iss. 10, P 4772-4778.

Chirinko, Robert, S, 1993, "Investment, Tobin's Q, and Multiple Capital Inputs", ***NBER Working Papers*** ,Vol. 17, No. 5 & 6 , 907-928.

Fukuda, S, 2011, "Nontraditional Financial Policies", ***Japanese Economy***, Vol. 38, No. 2, P 45–78.

Khan, M. & Reinhart, C, 1990, "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries", ***World Development***, Vol 18, P 19-27.

Kumo, W. L, 2006, "Macroeconomic uncertainty and aggregate private investment in South Africa", ***South African Journal of Economics***, Vol. 74, No. 2, P 190–204.

Main, M; Mohd Rafien, N.S; Che Arshad, N, 2013, "Investment, Islamic Bank and Financial design From Malaysian listed Firms", ***International Journal of Business and Society***, Vol. 14, P 480–495.

Narayan, P., K. & Smyth, R, 2005, ***Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidences from Multivariate Granger Causality Tests***, Energy Policy, Article in Press.

Narayan, S. and Narayan, P.K, 2004, "Determinant of Demand for Fiji's Exports: an Empirical Investigation", ***The Developing Economies***, XLII-1, P 95−112.

Nguyen, C and Trinh, L, 2018, "The impacts of public investment on private investment and economic growth: Evidence from Pakistan", ***Journal of Asian Business and Economic Studies***, Vol. 25, No. 1, P 15-32.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J, 2001, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", ***Journal of Applied Econometrics***, Vol. 16, P 289-326.

Rmazan Mehr, M and Hasan, A, 2018, "The Factors Effecting Portfolio Investment in Pakistan", ***International Journal of Family Business and Management Studies***, Vol. 23, P 1-7.

Stampini, M., Leung, R., Diarra, S. M., & Pla, L, 2013, "How large is the private sector in Africa? Evidence from national accounts and labour market", ***South African Journal of Economics***, Vol. 81, No. 1, P 140–165. doi:10.1111/saje. 12000.

Valad Khani, A, 2004, "What Determines Private Investment in Iran?", ***International Journal of Social Economics***, Vol. 31, NO. 3, P 457-468.