

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۷/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۶/۲۳
از صفحه ۱ تا صفحه ۲۶

دکتر منصور زراء نژاد
دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
zarram@gmail.com

علی فقه مجیدی
استادیار دانشگاه کردستان.

بررسی تابع تقاضا برای سرمایه‌گذاری خصوصی صنعت و معدن ایران با استفاده از روش همجمعی

چکیده

هدف مقاله حاضر تخمین و تحلیل تابع تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن ایران در دوره ۱۳۸۷-۱۳۳۸ است. در این مقاله مدل شتاب انعطاف‌پذیر تعدیل شده و مدل تجربی برآورد و تجزیه و تحلیل شده است. نتایج به دست آمده نشان داد که در بلندمدت سرمایه‌گذاری دولتی و درآمد واقعی اثری مثبت بر تقاضا برای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن ایران دارند. همچنین، بین تغییرات کوتاه مدت تقاضا برای سرمایه‌گذاری خصوصی و تعادل بلندمدت آن رابطه معنی‌داری وجود دارد و سرعت بازگشت به تعادل در مدل تصحیح خطا برابر ۱۷ درصد است.

کلیدواژه:

تقاضا برای سرمایه‌گذاری خصوصی،
صنعت و معدن، روش همجمعی.

طبقه‌بندی:

JEL:C22, E22, L60

۱. مقدمه

اقتصاددانان بر این ایده هستند که سرمایه شرط لازم رشد و توسعه اقتصادی است. کلیه مدل‌های ارایه شده در زمینه رشد اقتصادی نظیر مدل رشد هارود-دومار^۱، سولو^۲، تئوری توسعه روستو^۳ و مدل رشد نئوکلاسیک‌ها^۴ بر اهمیت نقش سرمایه در رشد اقتصادی در کوتاه مدت تأکید دارند. بخش صنعت و معدن ایران با وجود برخورداری از منابع قابل توجه برای توسعه، به دلیل وجود نارسایی‌های متعدد، از جمله سطح پایین سرمایه‌گذاری، بهره‌وری پایین، ضعف مدیریت و اعمال شیوه‌های سنتی تولید از نیل به هدف توسعه باز مانده است. رشد و توسعه بخش صنعت و معدن تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر روی متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تولید و اشتغال دارد. سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن علاوه بر این که موجب رشد تولید و اشتغال در این بخش می‌گردد، به دلیل ارتباط این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی کشور، به رشد تولید و اشتغال سایر بخش‌های اقتصادی نیز کمک می‌کند. از این رو، افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن می‌تواند زمینه رشد و توسعه این بخش را فراهم آورد و موجب رشد و توسعه اقتصاد کشور گردد. به همین دلیل، شناسایی و بررسی عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری صنعت و معدن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. مقاله حاضر شامل پنج بخش است. بخش دوم به بررسی مبانی نظری تحقیق می‌پردازد. بخش سوم مروری بر پیشینه تحقیق دارد. بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج تجربی تخمین اختصاص دارد. جمع بندی و نتیجه گیری در بخش پایانی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. معیار ارزش فعلی

یک بنگاه تولیدی باید طرح‌های سرمایه‌گذاری خود را به کمک ارزش تنزیل شده فعلی جریانات درآمدی پروژه‌های مختلف رتبه‌بندی نماید. روش محاسبه ارزش فعلی به صورت زیر است.

$$PV_t = -C + R_t + \frac{R_{t+1}}{1+r} + \dots + \frac{R_{t+n}}{(1+r)^n}$$

در این رابطه C نشانگر هزینه پروژه و R_t تا R_{t+n} جریان درآمدی خالص ناشی از سرمایه‌گذاری در طول زمان ($i=1, 2, \dots, n$) است. اگر اقتصاد از تعدادی بنگاه‌های تولیدی تشکیل شده باشد که همگی به

1- Harrod - Domar

2- Solow, Robert

3- Rostow, Walt Whitman

4- Neoclassic

دنبال حداکثر کردن رفاه صاحبان خود باشند، این بنگاه‌ها طرح‌های سرمایه‌گذاری را به گونه‌ای رتبه‌بندی خواهند کرد تا ارزش تنزیل شده‌ی فعلی جریان درآمدی، که از جمع همه پروژه‌های سرمایه‌گذاری (موجودی و امکانات سرمایه) به دست می‌آید، حداکثر شود. به عبارتی دیگر، بنگاه‌ها از میان همه پروژه‌های ممکن، با توجه به موجودی و امکانات سرمایه‌ای خود، سودآورترین و پر بازده‌ترین طرح‌ها را انتخاب می‌کنند. هر قانون دیگر سرمایه‌گذاری که با حداکثر کردن PV سازگار نباشد، به چنین نتایجی منتهی نمی‌شود و بنابراین با قانون حداکثر کردن سود یا رفاه در اقتصاد رقابتی سازگار نخواهد بود. هر بنگاه با استفاده از روش محاسبه ارزش فعلی، ابتدا ارزش فعلی هر پروژه را محاسبه می‌کند و سپس این پروژه‌ها را بر حسب ارزش‌های فعلی PV آن‌ها رتبه‌بندی می‌کند. هر بنگاه برای این که ارزش فعلی خود را حداکثر کند، باید در همه پروژه‌هایی که PV مثبت دارند، سرمایه‌گذاری کند.^۱

۲-۲. معیار بازدهی داخلی از نظر کینز

برای تصمیمات سرمایه‌گذاری غیر از ملاک پیش گفته شده، ملاک متفاوت دیگری نیز توسط کینز پیشنهاد گردید و در ادبیات اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گرفت. این ملاک به عنوان کارایی نهایی سرمایه‌گذاری شهرت یافته است. اگر چه نحوه بیان و ارائه این ملاک ساده است، ولی از نظر تحلیل دارای نقطه ضعف است. کارایی نهایی یک پروژه سرمایه‌گذاری (m)، به عنوان نرخ بهره‌ای که ارزش فعلی PV پروژه را به صفر تنزیل خواهد کرد، تعریف می‌شود. بنابراین m توسط این رابطه تعریف می‌شود.

$$۲ \quad 0 = -C + R_t + \frac{R_{t+1}}{1+m} + \frac{R_{t+2}}{(1+m)^2} + \dots + \frac{R_{t+n}}{(1+m)^n}$$

اگر با هزینه معین C و جریان درآمدی مشخص R معادله بالا را برای m حل کنیم، به نرخ بهره‌ای دست خواهیم یافت که بازدهی خالص پروژه را به صفر تنزیل خواهد کرد.

همان‌گونه که طرح‌های سرمایه‌گذاری را می‌توان به وسیله ملاک PV رتبه‌بندی کرد، طرح‌ها را می‌توان توسط ملاک m نیز رتبه‌بندی نمود. به نظر می‌رسد که پروژه‌ای که عائدات بالا دارد، PV بالاتری خواهد داشت و بنابراین مستلزم داشتن m بالاتری خواهد بود تا بتواند جریان عائدات خالص را به صفر تنزیل کند. هر چقدر مقیاس و اندازه برنامه سرمایه‌گذاری کل افزایش می‌یابد، نوبت به پروژه‌هایی با بازدهی پایین‌تر می‌رسد به طوری که وقتی i افزایش می‌یابد، m کاهش می‌پذیرد. هر چقدر مقیاس و اندازه برنامه سرمایه‌گذاری کل افزایش می‌یابد، نوبت به پروژه‌هایی با بازدهی پایین‌تر می‌رسد به طوری که وقتی i افزایش می‌یابد، m کاهش می‌پذیرد.

۱- برانسون، ۱۳۷۶: ۳۶۹-۳۶۴.

۳-۲. نظریه شتاب

دو روش ذکر شده بالا بیانگر دیدگاه کینز در مورد سرمایه‌گذاری است که سرمایه‌گذاری تابعی معکوس از نرخ بهره بازار است. به دلیل سادگی این روش‌ها و در نظر نگرفتن سایر عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری، از این دو معیار کمتر استفاده می‌شود. نظریه دیگری که در این خصوص به کار می‌رود، نظریه شتاب است. نظریه شتاب، سرمایه‌گذاری را یک نسبت خطی از تغییرات تولید در نظر می‌گیرد. مدل ساده شتاب فرض می‌کند که نسبت سرمایه به محصول برابر مقدار ثابت α است، به طوری که سرمایه‌گذاری خالص عبارت از نسبتی از نمو محصول، یعنی $\Delta K_t = \alpha \Delta Q_t$ است. این شکل ساده از اصل شتاب بیانگر نتایج ضعیفی است؛ زیرا، نسبت سرمایه به محصول در نظام‌های مختلف اقتصادی یا درون یک نظام اقتصادی از زمانی به زمانی دیگر یا در مناطق گوناگون متفاوت است. با توجه به این ضعف، اصل شتاب انعطاف‌پذیر ارائه شده است که در آن سرمایه‌گذاری خالص واقعی نسبتی از سرمایه‌گذاری لازم برای رسیدن به موجودی سرمایه مطلوب K_t^* محسوب می‌شود. بنابراین، داریم:

$$۳ \quad K_t - K_{t-1} = \beta(K_t^* - K_{t-1})$$

که در آن β ضریب تعدیل است.^۱ اگر فرض شود نسبت سرمایه به محصول حجم مطلوب سرمایه را تعیین می‌کند، خواهیم داشت:

$$۴ \quad \begin{aligned} K_t &= \beta K_t^* + (1 - \beta)K_{t-1} \\ K_t^* &= \alpha \phi_t \end{aligned}$$

با جایگذاری مکرر برای مقدار تاخیر K_{t-1} رابطه زیر به دست می‌آید.

$$۵ \quad K_t = \alpha \beta \sum (1 - \beta)^j Q_{t-j}$$

سرمایه‌گذاری ناخالص (I_t) را که مساوی سرمایه‌گذاری خالص به اضافه استهلاک موجودی سرمایه در دوره قبل تعریف می‌شود؛ یعنی:

$$۶ \quad I_t = \Delta K_t + D_t$$

۱ - کنت، اف. والیس، ۱۳۷۳: ۹۲.

از طرفی دیگر، حجم سرمایه در پایان دوره مساوی با حجم سرمایه در ابتدای دوره به اضافه سرمایه گذاری ناخالص منهای استهلاک است؛ یعنی:

$$7 \quad K_t = K_{t-1} + I_t - D_t$$

فرض متعارف آن است که استهلاک متناسب با موجودی سرمایه کنونی یعنی $D_t = \delta K_{t-1}$ است. بنابراین، داریم:

$$8 \quad I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}$$

رابطه اخیر به همراه رابطه (۳) سرمایه گذاری ناخالص را به صورت زیر به دست می دهد.

$$9 \quad I_t = \beta K_t + (\delta - \beta)K_{t-1}$$

۴-۲. تابع سرمایه گذاری جورگنسون

اگر تابع تولید کاب-داگلاس را به صورت زیر در نظر بگیریم.

$$10 \quad Q_t = K^\alpha L^\beta$$

که K و L نهاده های سرمایه و نیروی کار است، بازدهی نهایی نهاده های فوق به صورت زیر تعریف می شوند.

$$11 \quad \begin{aligned} F_l &= \beta \frac{Q}{L} = \frac{W}{P} \\ F_k &= \alpha \frac{Q}{K} = \frac{C}{P} \end{aligned}$$

در رابطه فوق C هزینه استفاده از سرمایه و W هزینه استفاده از نیروی کار است. وجود این شرایط به همراه تابع تولید، سطوح محصول و نهاده را تعیین می کند. در این ارتباط، تقاضا برای کالاهای سرمایه ای به صورت زیر است.

$$12 \quad I = K^0 + \delta K$$

یعنی موجودی سرمایه همگن با یک نرخ نهایی مشخص کاهش می‌یابد. اگر طرح‌های سرمایه‌گذاری جدید یا سفارشات انجام یافته در زمان t که برای توسعه ظرفیت یا تعویض صورت می‌گیرد، N_t باشد، N_t به صورت رابطه زیر به عنوان تفاوت سطح مطلوب سرمایه جاری و گذشته تعریف می‌شود.

$$13 \quad IN_t = K_t^* - K_{t-1}^* = DK_t^*$$

با توجه به رابطه فوق بنگاه در دوره $t-1$ سفارشات لازم را برای نیل به K_{t-1}^* انجام داده است و در دوره t فقط به میزان مابه التفاوت سطح مطلوب جاری و گذشته اقدام به سفارشات ماشین‌آلات جدید می‌کند. سرمایه‌گذاری یک فرایند پویاست و تکمیل پروژه‌های سرمایه‌گذاری زمان بر است. بنابراین، از کل سفارش‌هایی که مثلاً، در دوره t صورت می‌پذیرد، نسبت U_0 آن در دوره t نسبت U_1 در دوره $t-1$ و به همین ترتیب U_j آن دوره $t+j$ تحویل می‌گردد. در نتیجه، مخارج سرمایه‌گذاری جاری E_t تابعی از سفارش‌های گذشته است؛ زیرا، نسبت U_0 از سفارش‌های دوره جاری و U_1 از سفارشات دوره قبل و U_2 از دو دوره قبل و... و U_j از دوره j قبل تحویل می‌گردد. بنابراین، داریم:

$$14 \quad E_t = \sum_{j=0}^{\infty} U_j N_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} U_j \Delta K_{t-j}^*$$

همانطور که گفته شد، سرمایه‌گذاری ناخالص I_t برابر با سرمایه‌گذاری خالص (E_t) به علاوه هزینه استهلاک سرمایه یا سرمایه‌گذاری جانشین که نسبتی از K_{t-1} است. بنابراین:

$$15 \quad I_t = \sum_{j=0}^{\infty} U_j \Delta K_{t-j}^* + \delta K_{t-1}$$

۵-۲. تئوری q در مورد سرمایه‌گذاری

در تئوری‌هایی که مورد بررسی قرار گرفت، سه جنبه مهم از تصمیم سرمایه‌گذاری مورد توجه قرار نگرفت. اول این‌که سرمایه‌گذار در انتخاب و اجرای پروژه سرمایه‌گذاری ناگزیر از تن‌دادن به تاخیرات و هزینه‌های تعدیل است و حجم سرمایه مطلوب باید تابعی از این محدودیت‌ها باشد. جنبه دوم فراموش شده عبارت از چگونگی شکل‌گیری و فرمول‌بندی انتظارات مربوط به هزینه‌ها و دریافت‌های آینده است. سومین

جنبه‌ای که باید مورد توجه قرار گیرد، موضوع ریسک و ارزیابی آن توسط بازار است. برای توجه به نکات فراموش شده فوق، شرط مرتبه اول مسأله بهینه‌یابی سرمایه‌یک بنگاه را در $\frac{1}{(1+r)^t}$ ضرب می‌کنیم. این معادله را می‌توان با عملیاتی مختصر به صورت عبارت زیر درآورد.

$$۱۶ \quad \frac{\left[\frac{1}{(1+r)} \right] [P_t y_K + P_t^I (1-\delta)]}{P_{t-1}^I} = 1$$

عبارت موجود در سمت چپ معادله بالا به q نهایی توپین موسوم است. مخرج کسر، هزینه به دست آوردن و ایجاد یک افزایش کوچک در موجودی سرمایه در زمان $t-1$ را نشان می‌دهد. صورت کسر هم افزایش در ارزش بنگاه در زمان t را که از افزایش در موجودی سرمایه ناشی شده و نسبت به زمان $t-1$ تعدیل شده است، را نشان می‌دهد. جمله $P_t y_K$ افزایش در فروش را نشان می‌دهد و جمله $P_t^I (1-\delta)$ افزایش در ارزش سرمایه بنگاه را در زمان t را ارائه می‌کند. اگر بنگاه در وضعیت تعادلی باشد، مقدار q آن همانند معادله بالا برابر با واحد است؛ یعنی در واقع تمام سرمایه‌گذاری‌هایی که بیش از مقدار هزینه‌شان به ارزش بنگاه اضافه می‌کنند، قبلاً انجام گرفته‌اند.

تحت شرایط خاصی که بازده نسبت به مقیاس ثابت است، q نهایی برابر است با نسبت کل ارزش بنگاه به کل هزینه‌های سرمایه‌ای آن که به عنوان Q متوسط ($Q = \frac{PV}{P^I K}$) شناخته شده است. رابطه اخیر این مزیت را دارد که برخلاف هزینه استفاده از سرمایه یا درآمد انتظاری ناشی از تولید نهایی سرمایه، به طور مستقیم قابل اندازه‌گیری است. معادله q توپین نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری تا آنجا ادامه می‌یابد که q نهایی تا سطح عدد یک کاهش یابد. با داشتن هزینه تعدیل، می‌توان رابطه میان سرمایه‌گذاری ناخالص و تفاوت مقدار q از عدد یک را استخراج کنیم. اگر q بیشتر از واحد باشد، بنگاه سرمایه‌گذاری خود را برای خرید و نصب ماشین آلات افزایش می‌دهد؛ ولی اگر q کوچکتر از واحد باشد، در این صورت بنگاه باید موجودی سرمایه را از طریق عدم سرمایه‌گذاری جدید یا عدم سرمایه‌گذاری جایگزین کاهش دهد.

۳. پیشینه تحقیق

گرین^۱ و ویلیانو^۲ (۱۹۹۱) در پژوهشی با عنوان "سرمایه‌گذاری خصوصی در کشورهای در حال توسعه" عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در ۲۲ کشور مورد بررسی قرار دادند. از نظر آن‌ها نسبت

1- Green, Jashua

2- Villanueav, Delano

سرمایه‌گذاری عمومی به تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد حقیقی تولید سرانه، مانده پول حقیقی داخلی، نرخ تورم، درآمد سرانه و بار بدهی خارجی بر روی سرمایه‌گذاری موثر هستند. سان^۱ (۱۹۹۷) به تخمین تابع سرمایه‌گذاری چین پرداخته است. این تحقیق شامل دوره قبل و بعد از اصلاحات در چین است. بر اساس نتایج به دست آمده، تغییرات سرمایه‌گذاری بلندمدت به وسیله سطح سرمایه‌گذاری ثابت، سرانه غلات به عنوان متغیر بدل از کالاهای مصرفی ضروری و سرانه انرژی به عنوان متغیر بدل از کالاهای تولیدی اساسی توضیح داده می‌شود. محقق نتیجه گرفته است که نظام اقتصادی چین جوابگوی تقاضای سرمایه‌گذاری در این کشور نیست. نارایان^۲ (۲۰۰۳) رابطه بین پسانداز و سرمایه‌گذاری در ژاپن را با استفاده از روش همجمعی برای دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۰ تخمین زده است. نتیجه به دست آمده نشان داد که شوک‌های پسانداز و سرمایه‌گذاری اثری دائمی بر اقتصاد ژاپن دارد. ولدخانی (۲۰۰۴) نیز عوامل مؤثر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را با استفاده از روش همجمعی یوهانسن^۳ بررسی کرده است. وی با بررسی داده‌های سالیانه برای سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۰ به این نتیجه رسیده است که سرمایه‌گذاری خصوصی متأثر از تولید خالص داخلی غیرنفتی و نرخ تورم است. تسونگ^۴ (۲۰۰۴) تحقیقی با عنوان همجمعی، مخارج دولت، و سرمایه‌گذاری خصوصی برای ژاپن انجام داده است. وی در این تحقیق به تحلیل رابطه مخارج دولتی و سرمایه‌گذاری خصوصی با استفاده از روش همجمعی پرداخته است. بر اساس نتایج به دست آمده، رابطه بین سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولتی در طول زمان نسبتاً ثابت بوده است.

هرگان (۱۳۷۰) تابع تقاضا برای سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی ایران را برای دوره ۶۷-۱۳۳۸ برآورد کرده است. در این تحقیق، سرمایه‌گذاری تابعی از تغییرات حجم نقدینگی در سال جاری، تغییرات درآمد نفتی دولت در سال قبل و تغییرات ارزشافزوده بخش کشاورزی در سال جاری و سال‌های گذشته در نظر گرفته و از دستگاه معادلات همزمان استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، سرمایه‌گذاری رابطه‌ای مستقیم با تغییرات حجم نقدینگی در سال جاری، درآمدهای حاصل از فروش نفت با یک سال تاخیر، تغییرات ارزش افزوده در سال جاری و تغییرات ارزش افزوده در سال‌های قبل داشته است. بهمنی (۱۳۷۲) به برآورد و تحلیل تابع سرمایه‌گذاری خصوصی ایران پرداخته و با توجه به سیاست سرمایه‌گذاری دولت، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی شامل نرخ تورم، نرخ بهره حقیقی تولید، سطح درآمد، نرخ رشد تولید حقیقی سرانه، سطح سرمایه‌گذاری بخش دولتی، درآمد سرانه و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را بررسی نموده است. بر اساس نتایج به دست آمده، سرمایه‌گذاری خصوصی رابطه مثبتی با سرمایه‌گذاری دولتی، اعتبارات پولی و بانکی، درآمد سرانه، سطح درآمد، و نرخ رشد دارد، ولی با نرخ تورم رابطه‌ای منفی دارد. علیزاده (۱۳۷۸)

1- Sun, Laixiang

2- Narayan, P.K.

3- Johnansen

4- Tsung, Wu Ho

تحقیقی را با عنوان بررسی رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران انجام داده است. وی از یک مدل غیر خطی که بر اساس نظریه سرمایه‌گذاری جارگنسن^۱ است، استفاده نموده است. وی تخمین‌های خود را به تفکیک بخش خصوصی و دولتی انجام داده است. نتایج حاکی از آن است که موجودی سرمایه دولت و اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی هستند. حسینی (۱۳۷۹) تأثیر مخارج دولت را بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۴۷ مورد بررسی قرار داده و در تخمین‌های خود از روش الگوهای خود توضیح باوقفه گستره (ARDL)^۲ استفاده کرده است. بر اساس نتایج به دست آمده، کشش سرمایه‌گذاری نسبت به مخارج عمرانی دولت در بلندمدت و کوتاه‌مدت در تابع مخارج سرمایه‌گذاری بیانگر اثر مکملی و اثر مخارج جاری دولت در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر سرمایه‌گذاری چندان آشکار نیست. عبدلی (۱۳۷۵) تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از بودجه دولت (بودجه عمرانی) در ایران را با استفاده از مدل بلجر و خان^۳ که مناسب بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی کشورهای در حال توسعه است، بررسی کرده است. نتایج بررسی وی نشان داد که بودجه عمرانی دولت اثر مثبت در افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. کلاهی (۱۳۷۸) در مقاله‌ای با عنوان سرمایه‌گذاری و انتظارات به بررسی اهمیت انتظارات در تابع سرمایه‌گذاری پرداخت، هدف وی، تعیین نوع انتظارات مؤثر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و نقش انتظارات تعیین شده (عقلانی) در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. نتایج به دست آمده نشان داد که وجود نرخ تورم بالا به همراه نوسانات و واریانس بالای آن، ریسکی را ایجاد می‌کند که مجموع این دو، هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد. به همین دلیل، رابطه تورم و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران منفی است. بنابراین، اقتصاد تورمی کشور می‌تواند آثار معکوس عمده‌ای بر سرمایه‌گذاری داشته باشد؛ زیرا سرمایه‌گذاران انتظار خود برای کسب اطلاعات جدید را در محیطی نامطمئن تجربه خواهند کرد و در چنین محیطی، حتی تغییرات کوچک در درجه نااطمینانی می‌تواند آثار عمده‌ای بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته باشد. ختائی و سیفی‌پور (۱۳۷۹) پژوهشی درباره بازار مالی دو بخشی و اثر آن بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران انجام داده‌اند، در این تحقیق، سرمایه‌گذاری به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که سود حقیقی بازار غیررسمی نسبت به نرخ سود حقیقی در بازار رسمی اثر بیشتری بر سرمایه‌گذاری حقیقی دارد. بقایی‌فر (۱۳۷۹) در رساله خود کارایی مخارج دولت در سرمایه‌گذاری بخش صنعت در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۵۰ بررسی کرده است و برای اندازه‌گیری کارایی مخارج دولت در بخش صنعت و معدن الگویی نیم‌لگاریتمی^۴ ارائه شده است. نتایج تحقیق وی نشان داد که علیرغم آنکه دولت مخارج خود را در

1- Jorgenson

2- Auto-Regressive Distributed Lag

3- Bljer and Khan

4- . Semi log model

بخش صنعت و معدن مرتباً افزایش داده است، اما سرمایه‌گذاری در این بخش با نرخ کاهشی روبرو بوده است، به طوری که در این بخش و در سال ۱۳۷۵ نسبت به سال ۱۳۷۴ سرمایه‌گذاری حدود ۲۲ درصد کاهش یافته و درصد کمی از مخارج دولت منجر به تشکیل سرمایه شده است. خلیلی عراقی (۱۳۸۰) تحقیقی را با عنوان تأثیر سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد صنعتی انجام داده است. نتیجه مهم مطالعه وی حاکی است که برای رشد سریعتر ارزشافزوده بخش صنعت، افزایش نرخ رشد سرمایه‌گذاری و افزایش عرضه پول اهمیت قابل ملاحظه‌ای دارند. نیکوکار (۱۳۸۱) در تحقیقی با عنوان برآورد تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش خدمات به تفکیک بخش دولتی و خصوصی، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را تابعی از درآمدهای نفتی، نرخ تورم، موجودی سرمایه بخش، مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها و نسبت شاخص عمده فروشی محصولات کشاورزی به کل کالاها در نظر گرفته است. نتایج مطالعه وی نشان داد که سرمایه‌گذاری با نرخ تورم رابطه منفی و با درآمدهای نفتی دولت رابطه مستقیم دارد. همچنین، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کشاورزی با موجودی سرمایه بخش و مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها و شاخص عمده فروشی رابطه مستقیم دارد. غروی نخجوانی (۱۳۸۱) در پژوهشی با عنوان نقش درآمدهای نفتی در تأمین منابع سرمایه‌گذاری ایران با توجه به اهمیت شناسایی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در کشور در حال توسعه همچون ایران، به بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران پرداخته است. نتایج تحقیق وی نشان داد که درآمدهای حاصل از فروش نفت، تأثیر قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری در دو بخش صنعت و خدمات که نزدیک به ۷۰ درصد از تولید ملی کشور را تشکیل می‌دهد، داشته است.

کیانی و خدامردی (۱۳۸۱) رابطه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی در ایران را به روش ARDL برآورد کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی، درآمدهای ارزی، هزینه مصرفی بخش دولتی و هزینه سرمایه‌گذاری بخش دولتی بر تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر گذارند و سیاست مالی انبساطی در اقتصاد ایران می‌تواند زمینه‌ی مناسب برای افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را فراهم آورد. عسگری (۱۳۸۱) روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری و تقاضای پول در ایران را با روش همجمعی ساختاری در دوره (۱۳۵۰-۱۳۸۱) بررسی کرده است. نتایج تحقیق وی نشان داد که سرمایه‌گذاری با درآمد درآمدهای دوره قبل رابطه مثبت دارد. انقلاب بر سرمایه‌گذاری اثر منفی داشته و سرعت گرایش مدل به سمت تعادل در صورت بروز نکانه بسیار کند است. سلیمی‌فر و قوی (۱۳۸۱) در پژوهشی با عنوان تسهیلات بانک‌ها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، اثرات تسهیلات اعطایی بانک‌ها را بر سرمایه‌گذاری خصوصی با استفاده از دو الگوی شتاب انعطاف‌پذیر و یک مدل تجربی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از تخمین، بیانگر تأثیر معنی‌دار اعتبارات اعطایی شبکه بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. در بررسی علل این تأثیر، به سیاست پولی و اعتباری، دلایل ساختاری و جانشینی پول و سرمایه اشاره شده است. پژویان و دوانی (۱۳۸۳) حساسیت سرمایه‌گذاری در واکنش به نرخ سود بانکی را بررسی و آثار تغییر نرخ بهره بر متغیرهای واقعی اقتصاد و خصوصاً سرمایه‌گذاری را مطالعه کرده‌اند. در این تحقیق تأثیر افزایش نرخ سود نظام بانکی

بر متغیرهای کلان اقتصادی در قالب مدل لوئیس و فرای^۱ با استفاده از آمارهای ۷۹-۱۳۳۸ برآورد شده است. نتایج تحقیق نشان داد که کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره واقعی در بازار غیرمتشکل ۱۷ درصد است. به لحاظ سیاست‌گذاری می‌توان انتظار داشت که در ازای یک درصد تغییر در نرخ بازار غیرمتشکل سرمایه‌گذاری کل ۱۷ درصد تغییر می‌کند. حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به تولید ناخالص داخلی ۷۵ درصد است، حال آن که نسبت به وام‌های خارجی و حساب تراز تجاری، عکس‌العمل کمتری نشان می‌دهد. نحوه مصرف وام خارجی، وابسته‌بودن تراز تجاری به درآمدهای حاصل از نفت و بسته بودن اقتصاد ایران در مقایسه با کشورهای هم‌تراز از جمله علت‌های این موضوع است. کشش سرمایه‌گذاری در مقابل تغییرات نرخ بهره در بازار غیر متشکل، بسیار قابل توجه است. همچنین، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران نسبت به نرخ تورم نیز حساس است؛ زیرا نرخ تورم به‌عنوان متغیر جانشین نرخ بهره در بازار مالی عمل می‌کند. ضریب اثرگذاری اعتبارات در تابع سرمایه‌گذاری ۸/۱۳ است. حجتی و همکاران (۱۳۸۴) در پژوهشی پیامدهای سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و نحوه تاثیر گذاری درآمدها و مخارج دولت بر عملکرد اقتصاد کلان ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که فزونی مخارج دولت بر درآمدهای آن یا وجوه کسری بودجه دولت باعث تشویق سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. همچنین، درآمدهای دولت به تنهایی اثر منفی و مخارج، اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی می‌گذارند. چنان‌که ملاحظه می‌شود، در مطالعات صورت گرفته قبلی در مورد سرمایه‌گذاری، پژوهشی در باره سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن انجام نگرفته است. با توجه به نقش بخش صنعت و معدن در رشد و توسعه اقتصادی و ایجاد اشتغال، موضوع این تحقیق یعنی بررسی تابع تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی، می‌تواند از اهمیت زیادی برخوردار باشد.

۴. تخمین مدل تابع تقاضای سرمایه‌گذاری

بر اساس مطالعه کارهای تجربی صورت گرفته و تئوری‌های سرمایه‌گذاری، متغیرهای موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی عبارتند از درآمد، نرخ بهره، اعتبارات و تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن و سرمایه‌گذاری دولتی در بخش صنعت و معدن انتظار می‌رود که سطح درآمد یا ارزشافزوده رابطه مثبت و معنی‌داری با متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن داشته باشد. سرمایه‌گذاری دولتی در بخش صنعت و معدن می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن داشته باشد. انتظار می‌رود که اعتبارات و تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن بر سرمایه‌گذاری خصوصی در این بخش اثر مثبت بگذارد. متغیر دیگر نرخ بهره است که در تئوری‌های سرمایه‌گذاری تکیه زیادی بر آن می‌شود. با استفاده از داده‌های سری زمانی ۸۲-۱۳۳۸ که از مجموعه اطلاعات و آمارهای موجود استخراج گردیده است،

1- Lewis and Fry

تابع تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن ایران را با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی پیشین به صورت مدل‌های متفاوتی از جمله لگاریتمی، نیمه لگاریتمی و... تخمین زده شد. از میان مدل‌های تخمین زده شده، دو مدل شتاب انعطاف‌پذیر و مدل تجربی از نظر سازگاری با داده‌ها و سازگاری با مبانی نظری قابل قبول بوده‌اند. از این رو، به بررسی تفصیلی این دو مدل می‌پردازیم.

۱-۴. مدل شتاب انعطاف‌پذیر و برازش آن

برای بررسی فرضیات از الگوی استفاده شده است که چهارچوب آن برگرفته از الگوی است که وای و ونگ^۱ (۱۹۸۱) بر اساس الگوی شتاب انعطاف‌پذیر ارائه داده‌اند. در این مدل فرض می‌شود که برای تولید مقدار معینی محصول، با تکنولوژی معینی، مقدار مشخصی موجودی سرمایه با عنوان سرمایه بلندمدت یا بهینه (تعادلی) لازم است. با توجه به این که سطح مطلوب سرمایه به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، از فرضیه‌ای با عنوان فرضیه تعدیل جزئی یا فرضیه تعدیل موجودی سرمایه کمک می‌گیریم که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$17 \quad \Delta KP_t = \beta(KP_t^* - KP_{t-1}) \quad 0 \leq \beta \leq 1$$

که در آن β پارامتر، عبارت $(KP_t - KP_{t-1})$ تغییر واقعی موجودی سرمایه و عبارت $(KP_t^* - KP_{t-1})$ تغییر مطلوب موجودی سرمایه است. سرمایه‌گذاری ناخالص P_t به صورت سرمایه‌گذاری خالص به علاوه استهلاک موجودی سرمایه در دوره قبل تعریف می‌شود. در روابط زیر δ نرخ استهلاک است.

$$18 \quad IP_t = \Delta KP_t + \delta KP_{t-1}$$

$$19 \quad IP_t = KP_t + KP_{t-1} + \delta KP_{t-1}$$

$$20 \quad IP_t = KP_t - (1 - \delta)KP_{t-1}$$

می‌دانیم عملکرد وقفه به صورت $LKP_t = KP_{t-1}$ تعریف می‌شود، در نتیجه داریم:

$$21 \quad IP_t = [1 - (1 - \delta)L]KP_t$$

از رابطه (۲۱) رابطه زیر نتیجه می‌شود:

$$۲۲ \quad KP_t = \frac{IP_t}{[1-(1-\delta)L]}$$

باتوجه به رابطه (۱۷) داریم:

$$۲۳ \quad KP_t = \beta KP_t^* + (1-\beta)KP_{t-1}$$

با توجه به رابطه (۲۲) داریم:

$$۲۴ \quad KP_{t-1} = \frac{IP_{t-1}}{[1-(1-\delta)L]}$$

از رابطه (۱۷) و (۲۲) رابطه زیر به دست می‌آید.

$$۲۵ \quad KP_t = \beta KP_t^* + (1-\delta) \frac{IP_{t-1}}{[1-(1-\delta)L]}$$

از رابطه (۲۰) و (۲۵) رابطه زیر نتیجه می‌شود.

$$۲۶ \quad IP_t = \beta [1-(1-\delta)L] KP_t^* + (1-\delta)IP_{t-1}$$

بر طبق اصل شتاب $KP_t^* = aGDP_t$ است. با جایگذاری در رابطه فوق در رابطه (۲۵) داریم:

$$۲۷ \quad IP_t = \beta [1-(1-\delta)L] aGDP_t + (1-\delta)IP_{t-1}$$

عکس‌العمل سرمایه‌گذاران خصوصی به شکاف بین سرمایه‌گذاری مطلوب و واقعی که به وسیله ضریب β اندازه‌گیری می‌شود، با دسترسی بخش خصوصی به منابع بانکی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. افزون بر این، نرخ تورم به عنوان شاخصی که وضعیت اقتصادی را معرفی می‌کند، می‌تواند بر ضریب β تأثیر بگذارد. در مورد تأثیر سرمایه‌گذاری بخش عمومی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز، قبل از این سخن گفته‌ایم. با توجه به آنچه گفته شد، یک رابطه خطی از ضریب تعدیل را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$28 \quad \beta_t = b_0 + \frac{1}{IP_t^* - IP_{t-1}} (b_1 IG + b_2 RBC + b_3 IR)$$

که در آن IG سرمایه‌گذاری بخش دولتی، RBC تغییر در مانده اعتبارات واقعی شبکه بانکی به بخش خصوصی و IR نرخ تورم است. همچنین، با توجه به رابطه (۲۰) داریم:

$$29 \quad IP_t^* = KP_t^* [1 - (1 - \delta)L]$$

رابطه فرضیه تعدیل جزئی سرمایه‌گذاری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$30 \quad \Delta IP_t = \beta (IP_t^* - IP_{t-1})$$

با جایگذاری رابطه (۲۹) در رابطه (۳۰) داریم:

$$31 \quad \Delta IP_t = \left[b_0 + \left(\frac{1}{IP_t^* - IP_{t-1}} \right) (b_1 IG + b_2 RBC + b_3 IR) \right] (IP_t^* - IP_{t-1})$$

پس از خلاصه کردن رابطه (۳۱) خواهیم داشت:

$$32 \quad \Delta IP_t = b_0 (IP_t^* - IP_{t-1}) + b_1 IG + b_2 RBC + b_3 IR$$

با جایگذاری رابطه (۲۹) در رابطه (۳۲) خواهیم داشت:

$$33 \quad \Delta IP_t = bKP_t^* [1 - (1 - \delta)L] - bIP_{t-1} + b_1 IG + b_2 RBC + b_3 IR$$

با جایگذاری رابطه (۱۳) در رابطه (۲۰) رابطه زیر به دست می‌آید.

$$34 \quad \Delta IP_t = b[1 - (1 - \delta)L] aGDP_t - bIP_{t-1} + b_1 IG + b_2 RBC + b_3 IR$$

پس از تاثیر عملکرد وقفه، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به صورت زیر خواهد بود.

$$IP_t = baGDP_t - b(1-\delta)aGDP_{t-1} + b_1IG + b_2RBC + b_3IR + (1-b)IP_{t-1}$$

رابطه فوق، معادله نهایی برای تخمین است که در آن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش صنعت و معدن ایران (IP_t) تابعی از متغیرهای مستقل GDP_t به عنوان تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (ارزشافزوده در بخش صنعت و معدن)، IG نشانگر سرمایه‌گذاری بخش عمومی در بخش صنعت و معدن، RBC اعتبارات اعطائی به بخش صنعت و معدن، IR نرخ تورم، IP_{t-1} سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش صنعت و معدن با یک وقفه زمانی و GDP_{t-1} تولید ناخالص داخلی با یک وقفه زمانی (ارزشافزوده در بخش صنعت و معدن با یک وقفه زمانی) است. در رابطه بالا b سرعت تعدیل موجودی واقعی سرمایه برای رسیدن به موجودی مطلوب است. که ضریب δ نرخ استهلاك سرمایه در بخش صنعت و معدن و تغییر نسبت سرمایه به تولید (ضریب شتاب) نامیده می‌شود.

چون سری‌های زمانی متغیرهای اقتصادی غالباً ایستا نیستند، برآورد مدل به روش حداقل مربعات چه بسا به رگرسیون کاذب انجامد. بنابراین، پیش از تخمین به آزمون ایستایی متغیرها متغیرها می‌پردازیم. نتایج آزمون‌های ریشه واحد لجانگ- باکس و باکس- پیرس در سطح داده‌ها دال بر نایستا بودن متغیرها است. اما با تکرار آزمون‌های مذکور برای تفاضل مرتبه اول داده‌ها، تفاضل مرتبه اول متغیرهای مذکور ایستا است. همچنین، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر (DF) و دیکی- فولر تعمیم یافت (ADF) و پرون نتایج فوق را تأیید می‌کند. با توجه به این که همه متغیرهای مدل، جمعی از درجه اول هستند، می‌توان مدل را با استفاده از روش OLS تخمین زد. نتایج حاصل از برازش مدل فوق به صورت زیر است.

$$IP_t = 0.421GDP_t - 0.344GDP_t(-1) - 0.067IG + 2.71RBC - 39.84IR + 0.81IP_t$$

t: (3.11) (-2.31) (-0.153) (-0.006) (-1.15) (5.58)

۳۶ prob: [0.000] [0.000] [0.002]

$R^2 = 0.92$ $\bar{R}^2 = 0.91$ $F = 116.347(0.000)$ $DW = 1.71$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متغیرهای RBC ، IR و IG با توجه به سطح معنی‌داری آن‌ها، از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند و باید از مدل حذف شوند. پس از ساده‌سازی در نهایت مدل به صورت زیر به دست می‌آید.

$$P_t = 0.535GDP_t - 0.492GDP_t(-1) + 0.802P_{t-1}$$

$$t: \quad (3.81) \quad (-3.23) \quad (8.99)$$

$$37 \quad \text{prob:} \quad [0.000] \quad [0.000] \quad [0.002]$$

$$R^2 = 0.92 \quad \bar{R}^2 = 0.91 \quad F = 116.347(0.000) \quad DW = 1.71$$

با توجه به نتایج به دست آمده، ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و کیفیت رگرسیون با توجه به آماره F مورد تایید است. از آنجا که مدل فوق یک مدل خودرگرسیونی است، برای تشخیص خودهمبستگی از آماره h دوربین استفاده شد که مقدار محاسباتی آماره مذکور دال بر عدم وجود همبستگی جملات اخلاص مدل است. همچنین، آزمون‌های مربوط به ناهمسانی واریانس (ARCH) و آزمون تصریح صحیح مدل (RESET رمزی) انجام و صحت مدل مورد تأیید قرار گرفت.

در مدل تخمین زده شده، نسبت سرمایه به تولید (ضریب شتاب) ۲/۷۰۲ و سرعت تعدیل برابر ۲۰ درصد است. همچنین، نرخ استهلاک سرمایه در بخش صنعت و معدن ۲/۰۹ درصد است. بنابراین، مدل فوق از لحاظ مبانی تئوریک و تحلیل رگرسیونی مشکلی ندارد، لیکن این مدل ممکن است، مدل مناسبی برای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن در ایران نباشد؛ زیرا برخی از فروض مدل مذکور در کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران برقرار نیست. به همین دلیل در تحقیق حاضر به معرفی یک مدل تجربی نیز می‌پردازیم.

۴-۲. ارائه مدل تجربی و برازش آن

با توجه به مباحث نظری و مطالب مطرح شده در قسمت‌های قبل، می‌توان مدل مناسب تحقیق را به صورت زیر نوشت:

$$38 \quad IPM=f(GI, CRID, ADDV(-1), ADDV, IPM(-1), INF, INTR, DM)$$

که در آن سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن، CRID اعتبارات اعطایی به بخش صنعت و معدن، ADDV ارزشافزوده بخش صنعت و معدن، GI سرمایه‌گذاری دولتی در بخش صنعت و معدن، INF نرخ تورم، INTR نرخ بهره، ADDV(-1)، ارزشافزوده با یک وقفه، IPM(-1) سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن با یک وقفه و DM متغیر مجازی برای انقلاب است. با توجه به این که همه متغیرهای مدل، جمعی از درجه اول هستند، می‌توان مدل را با استفاده از روش OLS تخمین زد.

$$IPM = 3070.8 + 0.379ADDV - 0.0006CRID - 455.25INTR - 21.55INF + 1.32GI - 5308.9D1$$

t: (3.76) (9.12) (-1.62) (-3.41) (-0.61) (5.14) (-6.16)

۳۹ Prob: [0.000] [0.000] [0.111] [0.001] [0.539] [0.000] [0.000]

$F = 104.38(0.000)$ $DW = 1.38$ $\bar{R}^2 = 0.93$ $R^2 = 0.94$

مدل دارای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی است. پس از رفع ناهمسانی و خودهمبستگی و حذف متغیرهایی که از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند مجدداً مدل را تخمین زدیم و در نهایت مدل زیر حاصل شد.

$$IPM = 1251.22 + 0.71GI + 0.327ADDV - 6358.37D1$$

t (1.47) (2.55) (9.65) (-6.90)

۴۰ Prob (0.14) (0.014) (0.000) (0.000)

$F = 171.81(0.000)$ $DW = 2.09$ $\bar{R}^2 = 0.94$ $R^2 = 0.95$

چنان‌که ملاحظه می‌شود، ضریب GI در سطح ۹۳ درصد و بقیه ضرایب در سطح ۹۵ درصد از نظر آماری معنی‌دارند. همچنین عرض از مبدا در سطح ۸۶ درصد معنی‌دار است، ولی به دلیل اهمیت آن از مدل حذف نشده است. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ۹۴ درصد از تغییرات سرمایه‌گذاری خصوصی در صنعت و معدن توسط متغیرهای توضیحی مدل تبیین می‌شود. این قدرت تشریح مدل نشان از خوبی برازش مدل دارد. با فرض ثبات سایر شرایط سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن رقمی بالغ بر ۱۲۵۱ میلیارد ریال است. ضریب برآورد شده سرمایه‌گذاری دولتی (GI) نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، اگر سرمایه‌گذاری دولتی در بخش صنعت و معدن به اندازه یک میلیارد ریال افزایش یابد، سرمایه‌گذاری خصوصی در صنعت و معدن به اندازه ۰/۷۱ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت. ضریب متغیر ارزشافزوده در بخش صنعت و معدن ۰/۳۲۷ و حاکی از این است که با فرض ثبات سایر شرایط، اگر ارزشافزوده به اندازه یک میلیارد ریال افزایش پیدا کند، به طور متوسط سرمایه‌گذاری خصوصی به اندازه ۰/۳۲۷ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. ضریب متغیر مجازی D1 نیز نشان می‌دهد که در اوائل انقلاب و در دوران جنگ به لحاظ مشکلات متعدد و در نتیجه عدم ثبات سیاسی در کشور، سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش یافته است. در نتیجه، اثر این عوامل بر سرمایه‌گذاری خصوصی منفی بوده است. با توجه به آماره F، کلیت رگرسیون قویاً معنی‌دار است. یادآوری می‌شود که متغیر نرخ بهره، تورم و اعتبارات اعطائی به بخش صنعت و معدن به دلیل معنی‌دار نبودن ضرایب آن‌ها، همگی از مدل حذف گردیدند. حال مدل را در دو مقطع قبل و بعد از انقلاب مورد برازش قرار می‌دهیم. نتایج برازش مدل قبل انقلاب

به صورت زیر است:

۴۱	$IPM = 1251.22 + 0.71GI + 0.327ADDV$
	t (1.47) (2.55) (9.65)
	Prob (0.14) (0.014) (0.000)
	$F = 171.81(0.000) \quad DW = 2.09 \quad \bar{R}^2 = 0.94 \quad R^2 = 0.95$

همچنین نتایج برازش مدل بعد از انقلاب به صورت زیر است:

۴۲	$IPM = 5107.15 + 0.71GI + 0.327ADDV$
	t (1.47) (2.55) (9.65)
	Prob (0.14) (0.014) (0.000)
	$F = 171.81(0.000) \quad DW = 2.09 \quad \bar{R}^2 = 0.94 \quad R^2 = 0.95$

بدین ترتیب می‌توان گفت مدل سرمایه‌گذاری برآورد شده در قبل و بعد از انقلاب تفاوت قابل ملاحظه‌ای دارد. متفاوت بودن ضرایب رگرسیونی در دو دوره مختلف معنی‌دار است. نتایج آزمون چاو، شکست ساختاری در مدل را تایید می‌کند. معمولاً متغیر روند به عنوان یک متغیر توضیحی به مدل افزوده می‌شود تا به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری تاثیر متغیرهایی که مستقیماً قابل مشاهده یا قابل اندازه‌گیری نیستند. تاثیر روند بر روی تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن، مدل با وارد کردن متغیر روند به عنوان متغیر توضیحی مورد آزمون قرار گرفت. نتیجه آزمون نشان داد که ضریب متغیر روند از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و در مدل منظور نشد.

نکته جالب توجه در مورد مدل بعد از انقلاب مقدار منفی عرض از مبدأ است که بیانگر این است که با فرض ثبات سایر شرایط سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن منفی است، این امر به این دلیل است که در زمان انقلاب و جنگ مقداری از کارخانه‌ها و تجهیزات از بین رفت و بعد از انقلاب به دلیل جنگ و مشکلات انقلاب سرمایه‌گذاری جایگزینی لازم برای حفظ مقدار موجودی سرمایه قبلی صورت نگرفته است.

۵. آزمون همجمعی به روش یوهانسون و جوسیلیوس^۱

برای انجام آزمون همجمعی یوهانسون-جوسیلیوس از آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه^۲ (λ_{Max}) و آزمون اثر^۳ (λ_{trace}) استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای همجمعی با استفاده از آزمون‌های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال استخراج می‌شوند و سپس با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی^۴ (LR)، معنی‌دار بودن ضرایب مورد بررسی قرار می‌گیرد.

با توجه به اینکه در این تحقیق، متغیرهای مدل همگی به صورت سری زمانی سالانه هستند، لازم است که برای استفاده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه با استفاده از روش آکائیک و شوارتز-بیزین در مدل VAR، طول وقفه بهینه مشخص شود. به همین دلیل، در ابتدا طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک و شوارتز-بیزین به طور سیستمی مشخص می‌شود و سپس به بررسی رابطه همجمعی بین متغیرها پرداخته می‌شود. برای تعیین طول وقفه‌های مناسب الگوی خطا، از نرم افزار Microfit 0.4 استفاده می‌شود.

انجام آزمون همجمعی یوهانسون-جوسیلیوس به پنج طریق (از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت) قابل اجراء است. برای انتخاب الگوی مناسب جواب ساده‌ای وجود ندارد. به هر حال یوهانسون پیشنهاد می‌کند که هر پنج الگو به ترتیب، از مقیدترین تا نامقیدترین حالت برآورد شود؛ سپس فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی به ترتیب، در آن‌ها آزمون شود. اگر این فرضیه رد شود، در مرحله دوم فرضیه وجود یک بردار همجمعی را برای تمامی الگوها بررسی شود. این آزمون را باید آنقدر تکرار کرد تا فرضیه صفر مورد پذیرش قرار گیرد. در نهایت، به طور همزمان هم تعداد بردارهای همجمعی و هم نوع الگو تعیین می‌شود. در الگوی اول: عرض از مبدا و روند زمانی در روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود ندارد.

در الگوی دوم: عرض از مبدا و روند زمانی در روابط کوتاه‌مدت وجود ندارد. در صورتی که روابط بلندمدت دارای عرض از مبدا، ولی فاقد روند زمانی است.

در الگوی سوم: روابط کوتاه‌مدت بدون روند زمانی، ولی دارای عرض از مبدا هستند، در حالی که روابط بلندمدت دارای روند زمانی و بدون عرض از مبدا هستند.

در الگوی چهارم: روابط کوتاه‌مدت بدون روند زمانی، ولی دارای عرض از مبدا هستند و روابط بلندمدت دارای عرض از مبدا و روند زمانی هستند.

در الگوی پنجم: روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای عرض از مبدا و روند زمانی هستند. نتایج آزمون‌های λ_{Max} و λ_{trace} در جدول (۱) و (۲) مربوط ارائه شده است. از آنجا که احتمال وجود الگوهای اول و پنجم در عمل نادر است. این دو الگو را نادیده گرفته، الگوهای دوم تا چهارم را بررسی می‌کنیم. همانطور که در

1- Johanson – Juselius

2- Maximal Eigenvalue

3- Trace

4- Likelihood Ratio Test

قبل اشاره شد، برای انتخاب یکی از این سه الگو از روش یوهانسن استفاده می‌کنیم. بنابراین ابتدا الگوهای ۲ تا ۴ را برآورد می‌کنیم. سپس فرضیه عدم وجود بردار هم جمعی یعنی ($r=0$) را به ترتیب برای سه الگو مورد آزمون قرار می‌دهیم، اگر بر اساس کمیت‌های بحرانی، آماره آزمون اثر یا حداکثر مقدار ویژه رد شود، در مرحله بعد فرضیه ($r=1$) را آزمون می‌کنیم و این کار را ادامه می‌دهیم تا فرضیه H_0 پذیرفته شود. خلاصه نتایج آزمون یوهانسن-جوسلیوس با استفاده از نرم افزار Microfit 0.4 در جداول زیر آورده شده است.

جدول (۱): کمیت آماره آزمون λ_{trace} به منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه ها		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم	
H_0	H_1	آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی	آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی	آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی
$r=0$	$r=1$	۵۵/۹۹	۳۴/۸۷	۵۲/۵۶	۳۱/۵۴	۶۳/۲۳	۴۲/۳۴
$r \leq 1$	$r=2$	۲۱/۴۲	۲۰/۱۸	۱۹/۲۷	۱۷/۸۶	۲۵/۸۰	۲۵/۷۷
$r \leq 2$	$r=3$	۰/۹۱	۹/۱۶	۰/۳۸	۸/۰۷	۳/۱۲	۱۲/۳۹

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول (۲): کمیت آماره آزمون λ_{Max} به منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای هم جمعی

فرضیه ها		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم	
H_0	H_1	آماره λ_{Max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{Max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{Max}	مقدار بحرانی
$r=0$	$r=1$	۳۴/۵۷	۲۲/۰۴	۳۳/۲۸	۲۱/۱۲	۳۷/۴۳	۲۵/۴۲
$r \leq 1$	$r=2$	۲۰/۵۱	۱۵/۸۷	۱۹/۲۷	۱۴/۸۸	۲۲/۶۷	۱۷/۱۸
$r \leq 2$	$r=3$	۰/۹۱	۹/۱۶	۰/۳۸	۸/۰۷	۳/۱۲	۱۲/۳۹

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به جداول ارائه شده λ_{trace} و λ_{Max} می‌توان الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی را تعیین کرد. در ابتدا فرضیه H_0 مبنی بر $r=0$ را در مقابل فرضیه H_1 مبنی بر $r=1$ مورد آزمون قرار می‌دهیم. تمامی

مقادیر آماره آزمون‌های λ_{trace} و λ_{Max} در سطر اول از مقادیر بحرانی آن‌ها بزرگتر است. پس فرضیه H_0 یعنی وجود هیچ بردار همجمعی رد می‌شود. سپس فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی را آزمون می‌کنیم. بر اساس آماره λ_{trace} ، تمامی مقادیر آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی آن بزرگتر است. در نتیجه، فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی نیز رد می‌شود. بر اساس آزمون λ_{trace} ، مقدار آماره محاسبه شده در الگوی دوم از مقدار بحرانی آن کمتر است. در نتیجه فرضیه H_0 مبنی بر وجود دو بردار همجمعی پذیرفته می‌شود. اگر چه این نتیجه با نتیجه آزمون λ_{Max} متفاوت است، اما نظر به این که نتایج آزمون λ_{trace} قوی‌تر از نتایج λ_{Max} است (نوفرستی، ۱۳۹-۱۳۷)، پس نتیجه می‌گیریم که الگوی مورد قبول، الگوی دوم است و دو رابطه بلندمدت وجود دارد.

۶. بردار همجمعی نرمال شده و استخراج رابطه بلندمدت

با توجه به وجود دو رابطه بلندمدت، حال سازگاری نتایج حاصل شده را با مبانی تئوریک مورد بررسی قرار می‌دهیم. رابطه بلندمدت تابع تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن به شرح زیر ارائه می‌شود.

$$43 \quad IPM = \beta_1 + \beta_2 ADDV + \beta_3 GI + D1$$

در رابطه فوق IPM سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن، ADDV ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، GI سرمایه‌گذاری دولتی در بخش صنعت و معدن و D1 متغیر مجازی طبق تعریف قبلی است. پس از تخمین مدل نتایج زیر برای تابع تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن حاصل شده است.

$$44 \quad IPM = -1029.2 + 3.05GI + 0.571ADDV$$

$$IPM = 2335.1 - 0.809GI + 0.472ADDV$$

با توجه به این که مدل اول واقعی‌تر به نظر می‌رسد در نتیجه بردار اول را حذف و بردار دوم را انتخاب می‌کنیم.

این مدل دارای عرض از مبدا 1029.2 است؛ یعنی با فرض ثابت بودن سایر عوامل، سرمایه‌گذاری خصوصی برابر 1029.2 میلیارد ریال است؛ زیرا هر ساله علاوه بر سرمایه‌گذاری خالص، مقداری نیز سرمایه‌گذاری جایگزین به علت استهلاک ماشین‌آلات صورت می‌گیرد. منفی بودن علامت عرض از مبدا، می‌تواند به این دلیل باشد این امر به این دلیل است که در زمان انقلاب و جنگ مقداری از کارخانه‌ها و تجهیزات از بین رفت و بعد از انقلاب به دلیل جنگ و مشکلات انقلاب سرمایه‌گذاری جایگزینی لازم برای حفظ مقدار موجودی سرمایه قبلی صورت نگرفته است.

در این مدل رابطه سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن با سرمایه‌گذاری دولتی مثبت است؛

یعنی در واقع، در بلندمدت با افزایش یک میلیارد ریال در سرمایه‌گذاری دولتی در بخش صنعت و معدن، سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن به میزان ۳/۰۵ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. همان‌طور که در فصل دوم نیز اشاره شد، اصولاً رابطه مخارج دولتی با سرمایه‌گذاری خصوصی ممکن است که متأثر از اثر حمایتی^۱ یا اثر جایگزینی^۲ باشد. به عبارتی دیگر، مخارج دولت می‌تواند سبب حمایت و گسترش بخش خصوصی شود یا اینکه فعالیت بخش خصوصی را محدود کند. در یک اقتصاد با منابع محدود، هرگاه دولت عوامل تولید (نظیر سرمایه و نیروی انسانی) را به خود اختصاص دهد، عملاً سبب محرومیت بخش خصوصی از دسترسی به عوامل تولید می‌شود؛ یعنی انجام سرمایه‌گذاری دولتی باعث کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. با توجه به نتایج حاصل شده می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری دولتی در ایران دارای اثر حمایتی است. ضریب ارزش‌افزوده دارای علامت مثبت است. در واقع، در بلندمدت با افزایش یک میلیارد ریال در ارزش‌افزوده، سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن ۰/۵۷۱ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. با توجه به نظریه‌های سرمایه‌گذاری، درآمد ملی از مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر سطح سرمایه‌گذاری است. نظریه‌های ارزش فعلی، شتاب ساده، شتاب انعطاف‌پذیر، بازدهی داخلی کینز و مدل سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک‌ها همگی بر اهمیت درآمد ملی به عنوان عامل اصلی در سرمایه‌گذاری تأکید می‌کنند. طبق تمامی نظریات اقتصادی در مورد سرمایه‌گذاری، رابطه بین سرمایه‌گذاری و درآمد ملی مثبت است. همچنین، لازم به ذکر است که متغیرهای نرخ بهره، نرخ تورم، اعتبارات و تسهیلات اعطائی به بخش صنعت و معدن وارد الگو شدند، از آنجا که ضرایب این متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار نبودند، از مدل حذف شدند. معنی‌دار نبودن ضرایب آماری نرخ بهره و نرخ تورم می‌تواند به دلیل نقص‌های بازار سرمایه و کمبود نقدینگی در بخش صنعت و معدن باشد؛ یعنی هزینه استفاده از سرمایه برای سرمایه‌گذاران دارای اهمیت چندانی نیست، آنچه مهم جلوه می‌کند، دسترسی به نقدینگی است. همچنین، معنی‌دار نبودن ضرایب اعتبارات اعطائی به بخش صنعت و معدن می‌تواند به این دلیل باشد که اعتبارات اعطائی به بخش‌های غیرتولیدی صنعت و معدن (دلالی، سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگر، ...) انتقال می‌یابد.

برای برآورد مدل تصحیح خطا، جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی رابطه بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان متغیر توضیحی، با تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای دیگر الگو همراه با وقفه‌های آن‌ها قرار می‌دهیم، سپس ضرایب مدل را به کمک روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌کنیم. با توجه به نتایج حاصل شده و حذف متغیرهایی که از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده‌اند، در نهایت با استفاده از نرم افزار Eviews نتایج زیر حاصل شده است.

1- Crowding in Effect

2- Crowding out Effect

۴۵

$$DIPM = 0.35DIPM(-1) + 0.14DADDV + 0.06DADDV(-1) + 0.34DADDV(-2) - 0.59DIPM(-2) + 1.33DGI + 1.31DGI(-1) + 0.013GI(-2) - 0.14ECM2(-1)$$

با حذف متغیرهایی که از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، در نهایت مدل زیر حاصل شده است.

۴۶

$$DIPM = 0.35DIPM(-1) + 0.34DADDV(-2) - 0.17ECM2(-1)$$

در رابطه بالا D نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرها و ضریب جمله خطا ۰/۱۷ است. با توجه به نتایج به دست آمده، ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری معنی‌دار و کیفیت رگرسیون با توجه به آماره F مورد تأیید است. همچنین، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تغییرات کوتاه‌مدت در GI و ADDV دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی IPM است و تقریباً ۱۷ درصد اختلاف بین مقدار واقعی و مقدار بلندمدت (تعادلی) در هر دوره تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با کندی صورت می‌گیرد. از آنجا که فرایند سرمایه‌گذاری نسبتاً طولانی است و خرید ماشین‌آلات و تجهیزات جدید نیازمند گذشت زمان است، می‌توان انتظار داشت در صورت تغییر در عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری، حرکت به سمت موجودی سرمایه مطلوب به کندی صورت گیرد.

۷. جمع بندی و نتیجه گیری

در این مقاله سعی شد که تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن در دوره ۱۳۸۷-۱۳۳۸ با استفاده از روش‌های همجمعی یوهانس-جوسلیوس و مدل تصحیح خطای آن مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، تابع تقاضای سرمایه‌گذاری برای بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل شتاب انعطاف‌پذیر نیز برآورد گردید. دو مدل تخمین زده شده برای تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن ایران با تئوری‌های سرمایه‌گذاری سازگار بودند. نتایج در مدل شتاب انعطاف‌پذیر نشان داد که نسبت سرمایه به تولید (ضریب شتاب) ۲/۷۰۲ و سرعت تعدیل برابر ۲۰ درصد است. همچنین، نرخ استهلاک سرمایه در بخش صنعت و معدن ۲/۰۹ درصد است. همچنین نتایج مدل تجربی نشان داد که میان تابع تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت و معدن، ارزش افزوده در بخش صنعت و معدن و سرمایه‌گذاری دولتی در این بخش رابطه بلندمدت برقرار است. بر اساس این رابطه، ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری دولتی هر دو بر روی تابع تقاضای سرمایه‌گذاری اثر مثبت دارند. مدل تصحیح خطای برآورد شده نشان داد که در صورت بروز عدم تعادل در سیستم، انحراف ایجاد شده در هر دوره به میزان ۱۷ درصد تعدیل می‌گردد.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های مختلف). ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- برانسون، ویلیام. اچ. (۱۳۷۶)، توری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری. نشر نی، تهران.
- بقایی‌فر، مهنوش، (۱۳۷۹)، بررسی کارایی مخارج دولت در بخش خصوصی صنعت و معدن (۱۳۷۷-۱۳۵۰)، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه الزهراء، تهران.
- بهمنی، مجتبی، (۱۳۷۲)، تحلیل و برآورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی با توجه به سیاست سرمایه‌گذاری دولت، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی. تهران.
- بیدرام، رسول، (۱۳۸۱)، Eviews همگام با اقتصادسنجی. نشر منشور بهره‌وری، تهران.
- پژویان، جمشید، دوانی، عبدالله، (۱۳۸۳)، حساسیت سرمایه‌گذاری در واکنش به نرخ سود بانکی، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۴، ۵۱-۱۳.
- تفضلی، فریدون، (۱۳۷۲)، تاریخ عقاید اقتصادی از افلاطون تا دوره معاصر، نشر نی، تهران.
- تفضلی، فریدون، (۱۳۷۸)، نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، نشر نی، تهران.
- جعفری‌صیمی، احمد، (۱۳۷۸)، اقتصادسنجی به زبان ساده، دانشگاه مازندران، بابلسر.
- حجتی، زیبا، اقبالی، علیرضا، حمیدرضا حلافی و ربحانه گسگری، (۱۳۸۴)، پیامدهای سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)، پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۲۲، ۴۶-۳۸.
- حسینی، جواد، (۱۳۷۹)، بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران (۱۳۷۶-۱۳۴۷)، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شیراز.
- خلیلی‌عراقی، منصور، (۱۳۷۶)، آزمون‌های پدیده جایگزینی اجباری در اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، شماره ۵۱، ۵۰-۳۳.
- سلیم‌فر، مصطفی، قوی، مسعود، (۱۳۸۱)، تسهیلات بانک‌ها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۳، ۱۷۰-۱۳۵.
- عسگری، منصور، (۱۳۸۱)، تجزیه و تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت، سرمایه‌گذاری و تقاضای پول با روش همگرایی ساختاری در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۶، ۱۶۸-۱۲۵.
- علیزاده، محمدرضا، (۱۳۷۸)، بررسی رفتار سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- غروی‌نخجوانی، سیداحمد، (۱۳۸۱)، نقش درآمدهای نفتی در تامین منابع سرمایه‌گذاری ایران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۴، ۳۷-۲۷.
- فتایی، محمود، سیفی‌پور، رویا، (۱۳۸۴)، بازار مالی دو بخشی و اثر آن بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، شماره ۲۴، ۷۶-۵۳.
- فرهنگ، منوچهر، (۱۳۷۱)، فرهنگ بزرگ علوم اقتصادی، جلد اول، نشر البرز، تهران.
- کلاهی، فیروزه، (۱۳۷۸)، سرمایه‌گذاری و انتظارات، مجله پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۱۲، ۶۶-۴۶.
- کیانی، هژیر، خدامردی، مریم، (۱۳۸۱). رابطه سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۰، ۶۵-۴۱.
- گجراتی، دامودار، (۱۳۷۳)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه: حمید ابریشمی، جلد دوم، چاپ دوم، انتشارات دانشگاه تهران. تهران.
- مهرگان، نادر، (۱۳۷۰)، برآورد تابع تقاضای بخش کشاورزی، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- نیکوکار، فاطمه، (۱۳۸۱)، برآورد تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده

اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

- نیلی، مسعود، (۱۳۷۶)، اقتصاد ایران، مؤسسه عالی پژوهش و برنامه‌ریزی و توسعه، تهران.
- والیس، کنت، اف. (۱۳۷۳)، اقتصادسنجی کاربردی. ترجمه: حمید ابریشمی، انتشارات سمت، چاپ اول، دانشگاه تهران، تهران.
- یوسفیان، گرجی، (۱۳۷۸)، اثربخشی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در رشد اقتصادی ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۳.

- Bljer, M.I. and Khan, M.S, (1984), Government Policy and Private investment in Developing Countries, IMF Staff Paper, Vol. 5: 379-403.
- Bljer, M.I. and Khan, M.S, (1984), Private Investment in Developing Countries, Finance and Development, Vol. 21: 9-26.
- Granger, C.W.J, (1986), Development in the Study of Cointegrated Economic Variables, Oxford Bulletin of Economics and Statistic. Vol. 48: 213-228.
- Green, J. and Villanueva, D, (1991), Private Investment in Developing Countries, IMF Staff Paper, Vol. 55: 33-58.
- Ho, Tsung-wu, (2004), Cointegration, Government Spending and Private Consumption: Evidence from Japan, The Japanese Economic Review, Vol. 55, No. 2: 162-174.
- Johansen, S, (1988), Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, Journal of Economic Dynamic and Control, Vol. 12: 231-254.
- Johansen, S., and Joselius, K, (1992), Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK." Journal of Econometric, Vol. 53, pp. 211-244.
- Johansen, S., and Joselius, K, (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money, Econom. Statist, Vol. 52, NO. 2: 169-210.
- Johanson, S, (1991), Estimation and hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussin Vector Autoregressive Models, Econometrica, Vol. 59, NO. 6:80-1551.
- Jorgenson, D.W. (1971). "Econometric Studies of Investment Behaviour: a Survey." Journal of Economic Literature, Vol. 9, NO. 4: 47-1111.
- Jorgenson, D.W. and Stephenson, J.A, (1969), Issues in the Development of the Neoclassical Theory of Investment Behavior, Review of Economics and Statistics, Vol. 51, No. 3: 346-353.
- Khan, M.S, and Reinhart, C.M, (1990), Private Investment and Economic Growth in Developing Countries, World Development, Vol. 18, No. 1: 19-27.

- Kuroki, Y, (1994), Bank Credit and Real Investment, University of California, Berkley.
- Kwiatkowski, D., Philips, P.C.B, Schmidt, P. and Shin, Y, (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, Journal of Econometrics, Vol. 54, No. 1-3: 159-78.
- Mills, T, (1998), Recent Development in Molding Nonstationary Vector Auto regression, Journal of Economic Surveys, Vol. 12, NO. 3: 279-312.
- Mohamad, Z. and Moghlu, M, (1992), Dynamic Nature of Private investment Function and, it's Determinants in Developing Countries, World Bank Publication.
- Narayan, K.P, (2003), The relationship between saving and investment for Japan, Japan and World Economy, Vol. 17: 293-309.
- Pesaran, M.H, (1995), Planning and Macroeconomic Stabilization in Iran, DAE Working Papers, Amalgamated Series, NO. 9508, Department of Applied Economics, Cambridge University, Cambridge.
- Rossiter, R, (2002), Structural Cointegration Analysis of Private and Public Investment, International Journal of Business and Economic, Vol. 1, No. 1: 59-67.
- Sedighi, H.R, Lawer, K.A & Katos, A.V, (2000), Econometrics, A Practical Approach, Great Britain. Landon and New York.
- Sun, L, (1997), Estimating investment functions based on cointegration: the case of China, Journal of Comparative Economics, Vol. 26:175-191.
- Tun Wai, U and Wong, C, (1982), Determinant of Private Investment in Developing Countries, Journal of Developing Studies, Vol. 19, No. 2: 223-249.
- Valad Khani, Abbas, (2004), What Determines Private Investment in Iran? International Journal of Social Economics, Vol. 31, NO. 3: 457-468.
- Valid khani, Abbas, (2001), An Analysis of Iran's Third Five-year Development Plan in the Post-Revolution Era (2000-2005), Journal of Iranian Research and Analysis, Vol. 17, NO. 2: 1-21.
- White, H, (1980), A Heteroskedasticity- Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, Econometrica, Vol. 48: 817-858.
- Wong-huey Chong, Wai-utun, (1981), Determinant of Private Investment in Developing Countries, Journal of Development Studies, Vol. 19, No. 1: 19-35.