فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

سال سوم، شماره ۱۱، پاییز ۱۳۹٤، صفحات ۳٦-۷

بررسی اثرنااطمینانی ناشی از نوسانات حجم اقتصاد بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران

ویدا ورهرامی

استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی

Vida.Varahrami@gmail.com

مسعود عبدالهی

دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول)

Masoud.Abdollahi1989@gmail.com

اقتصاد ایران متکی به عامل برون‌زای درآمدهای نفتی است و از آنجا که شرایط حاکم بر اقتصاد ایران شرایط دولت‌محوری می‌باشد، حجم تولیدات به‌نوعی وابسته به این عامل برون‌زاست و همواره دارای نوسانات بسیاری می‌باشد. از این منظر که عدم نوسان در حجم تولیدات و نیز رشد مستمرشان زمینه شکل‌گیری انتظار سودآوری سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد، این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی با تأکید بر نوسانات حجم واقعی اقتصاد با استفاده از آمار سری زمانی (۱۳۸۹-۱۳٤٤) پرداخته است. در ابتدا با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته (GARCH) نوسانات مربوط به حجم اقتصاد به‌دست آمده و سپس از طریق روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL)، مدل مورد نظر برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نوسانات تولید کل کشور تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته است. همچنین بررسی سایر عوامل نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خصوصی با تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ ارز، نرخ سپرده‌های بلندمدت و میزان تولید نسبت به ظرفیت، به‌ترتیب دارای رابطه مثبت، منفی، منفی و مثبت بوده است.

طبقه‌بندی JEL: E32.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد دولت‌محور، درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری خصوصی، مدل GARCH، مدل ARDL.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۵/۱۸

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل سرمایه‌گذاری است؛ چراکه این بخش از تقاضای کل همواره با نوسانات شدیدی روبرو بوده و برخلاف مصرف که از روند نسبتاً با ثباتی برخوردار است بسیار نوسانی و نسبتاً بی‌ثبات می‌باشد و می‌توان گفت دلیل ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد، همین نوسانات سرمایه گذاری است (شاکری، ۱۳۸۹). سرمایه‌گذاری نقش بسیار کلیدی در توسعه پایدار دارد و این موضوع را می‌توان در تجربه کشورهای توسعه‌یافته مشاهده نمود؛ زیرا سرمایه‌گذاری موجب استفاده بهتر از منابع می‌گردد (قلی‌یوسفی و عزیزنژاد،۱۳۸۷).

بر اساس مطالعات مختلف، عوامل بسیار مهمی بر میزان سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی، از جمله قیمت کالاهای سرمایه‌ای،[1] نرخ ارز، حجم تولیدات اقتصاد، کیفیت فضای کسب‌وکار، حقوق مالکیت،[2] نرخ بهره و ... مؤثر هستند و نوسانات هر کدام سبب می‌شود سرمایه‌گذاری با ریسک مواجه گردد. ریسک موجود باعث می‌شود مقدار بازدهی ایجاد شده از مقدار بازدهی مورد انتظار[3] سرمایه‌گذاران کمتر باشد و زیانی را به آنها تحمیل نماید و به‌نوعی می‌توان گفت این ریسک زیان ناشی از سرمایه‌گذاری است. سرمایه‌گذاران خصوصی بر خلاف دولت، برای سودآوری و بازدهی بیشتر تصمیم به سرمایه‌گذاری می‌گیرند (آیزنمن وماریان،۱۹۹۳). بنابراین وجود نااطمینانی و بی‌ثباتی[4] در اقتصاد از سرمایه‌گذاری خصوصی جلوگیری می‌کند.

نااطمینانی در اقتصاد به عوامل زیادی از جمله نوسانات تورم، نوسانات نرخ ارز، کسری بودجه و ... بستگی دارد، اما شاید بتوان گفت یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نوسانات سرمایه‌گذاری عدم وجود یک روند مشخص در حجم تولیدات اقتصاد است. همان‌طور که گفته شد نوسانات سرمایه‌گذاری موجب ایجاد چرخه‌های تجاری می‌شوند، اما به‌واسطه آمارهای موجود و نیز آزمون‌های اقتصاد سنجی می‌توان اثبات نمود نوسانات در حجم اقتصاد خود به‌نوعی بر سرمایه‌گذاری مؤثر است؛ زیرا در زمان رونق سرمایه‌گذاران انتظار افزایش سودآوری دارند و سرمایه‌گذاری خود را افزایش می‌دهند و برعکس.

1. Capital Goods
2. Property Rights
3. Expected Return
4. Instability

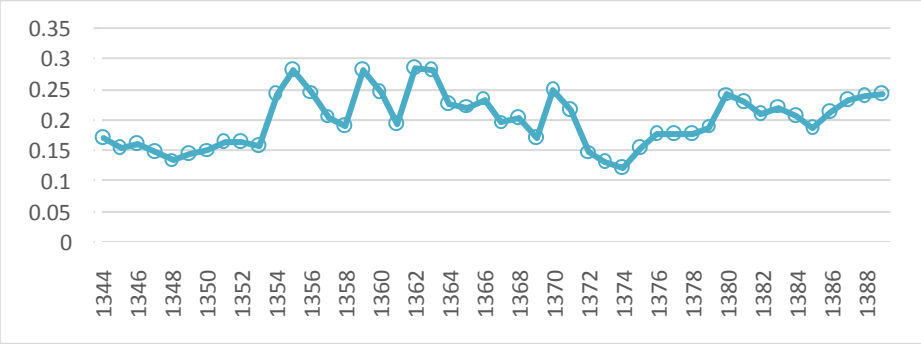
[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

اقتصاد ایران تقریباً پس از ورود درآمدهای نفتی به مصوبات بودجه و قرار گرفتن این عایدات در گروه درآمدهای دولت، کاملاً به خام‌فروشی نفت[1] متکی و دولت مالک درآمدها گردیده است. بنابراین اقتصاد ایران در حال تجربه یک اقتصاد دولت‌محورگونه می‌باشد. بررسی آمار در دهه‌های اخیر نشان می‌دهد که حجم غالبی از سرمایه‌گذاری کل توسط دولت انجام شده است. این موضوع در نمودار (۱) نشان داده شده و به‌خوبی بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری خصوصی به‌طور متوسط تنها ۱۲ درصد از تولید ناخالص داخلی را شامل می‌شود. از آنجا که درآمدهای نفتی یک عامل برون‌زا برای اقتصاد محسوب می‌گردد به‌علت نوسانات شدید[2] سبب شده کل اقتصاد ایران دارای نوسانات چشمگیری به‌ویژه در سال‌های اخیر شود. این نوسانات به‌عنوان یک عامل ریسک، سبب کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی شده و در پی آن و برای جبران این کاهش خود دولت مجبور است سرمایه‌گذاری را افزایش دهد و چون هزینه‌های عمرانی و جاری دولت در ایران به‌شدت به درآمدهای نفتی وابسته است، هم در زمان رونق و هم در زمان رکود این درآمدها اثرات تورمی چشمگیری را در پی خواهد داشت؛ چراکه در زمان افزایش درآمدهای نفتی، دولت دلارهای به‌دست آمده را به ریال تبدیل می‌کند و در زمان کاهش درآمدها با توجه به ضعف نظام مالیاتی و کسری بودجه شدید، معمولاً از روش استقراض از بانک مرکزی استفاده می‌کند.

1. Crude Oil Wholesales

۲. در ماه‌های اخیر قیمت نفت به زیر ۵۰ دلار هم رسیده است و این خود یک عامل برای نااطمینانی اقتصاد کشور محسوب می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]



مأخذ: داده‌های سری زمانی حساب‌های ملی بانک مرکزی.

نمودار ۱. نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳

از این‌رو با توجه به ظرفیت‌های بسیار خالی در کشور، توجه به نوسانات تولید و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری خصوصی بسیار مهم است و هدف از نوشتن این مقاله هم تبیین رابطه بین نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت تولیدات بر سرمایه‌گذاری خصوصی است تا بتوان در ارتباط با این دو متغیر کلان اقتصادی، سیاست‌های مناسبی اتخاذ کرد. زیرا این فرضیه در اکثر کشورها وجود دارد که سرمایه‌گذاری خصوصی دارای کشش تولیدی بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی است (بدیلز،۱۹۹۱). بنابراین، این جزء دارای اثر بیشتری بر رشد اقتصادی خواهد بود. فرضیه اصلی این پژوهش این است که نوسانات حجم اقتصاد بر سرمایه‌گذاری خصوصی تأثیر منفی دارند.

همچنین پرسش‌های اصلی که در این مقاله مورد بررسی قرار می‌گیرند این است که آیا نوسانات تولیدات کشور، شاخصی مؤثر بر انتظارات سرمایه‌گذاران خصوصی مبنی‌بر سودآوری سرمایه‌گذاری و اقدام به آن می‌باشد یا نه؟ یعنی همان‌طور که در مبانی چرخه‌های اقتصادی گفته می‌شود نوسانات سرمایه‌گذاری یکی از عوامل اصلی در نوسانات تولیدات اقتصاد است، آیا می‌توان عکس این رابطه را نیز بیان نمود؟

در این مقاله برای پاسخگویی به پرسش‌های فوق، پس از مقدمه پیشینه تحقیق آورده می‌شود. سپس در بخش سوم، مبانی نظری سرمایه‌گذاری و در بخش چهارم، معرفی الگو و روش کار آورده شده و در بخش پنجم به برآورد و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود که به کمک

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

نرم‌افزارهای مایکروفیت و ایویوز ۸ انجام شده‌اند، داده‌های استفاده شده در این مقاله مربوط به دوره زمانی سال‌های (۱۳۸۹-۱۳۴۴) است، که دلیل استفاده از آمار مربوط به این سال‌ها در دسترس بودن آمار برخی از متغیرها تا سال ۱۳۹۱ می‌باشد. به‌عنوان نمونه نسبت تولید به ظرفیت تنها تا سال ۱۳۸۹ قابل اعتماد بود. در نهایت نیز در ارتباط با اهمیت موضوع برای اقتصاد کشور، راهکارهایی آورده شده است.

۲. ادبیات موضوع

با توجه به اهمیت روزافزون سرمایه‌گذاری خصوصی و نقش آن در رشد اقتصادی کشور و این نکته که شرایط نهادی کشورهای درحال توسعه به‌گونه‌ای است که سبب شده این بخش سهم اندکی در اقتصاد داشته باشد، مقالات فراوانی در این خصوص به رشته تحریر درآمده‌اند که در ادامه به تعدادی از آنها اشاره می‌گردد:

۲-۱. مطالعات خارجی

بارو (۱۹۹۰) به مطالعه اثر هزینه‌های دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی پرداخته است. وی مخارج دولت را به دو بخش مخارج مصرفی و مخارج عمرانی تقسیم کرده که بر اساس نتایج و به‌ترتیب دارای اثر منفی و اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی بودند.

اوسلر و رودریک (۱۹۹۲) الگویی را پیشنهاد کردند که در آن شوک‌های خارجی و امور سیاسی بر سرمایه‌گذاری خصوصی اثرگذار هستند. نتایج حاصل از این الگو برای چند کشور در سال‌های (۱۹۸۵-۱۹۷۵) حاکی از این بوده‌اندکه اثر شوک‌های خارجی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در رژیم‌های غیر دموکراسی محسوس‌تر است و هرچه آزادی سیاسی بیشتر باشد اثر شوک منفی کمتر خواهد بود.

دواراژان و همکاران (۱۹۹۶) در یک مطالعه با انتخاب نمونه‌ای از کشورهای درحال‌توسعه بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰، به بررسی اثر هزینه‌های عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که انحراف از یک سطح بهینه هزینه‌های عمرانی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در تمام کشورهای مورد مطالعه اثری منفی دارد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

ریبریو و تیکسیرا (۲۰۰۱) با استفاده از یک مدل تجربی مورد استفاده در کشورهای درحال‌توسعه، عوامل اصلی مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در برزیل را برای سال‌های ۱۹۵۶ تا ۱۹۹۶ مورد کنکاش قرار دادند. نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت اعتبارات مالی و اثر منفی نرخ ارز را نشان می‌دهد. همچنین ایشان اعتبارات را به‌عنوان یک ابزار سیاستی قوی معرفی کردند.

آکاستا و لوزا (۲۰۰۵) با استفاده از مدل‌های تجربی برای سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ در کشور آرژانتین، سعی نمودند عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی را مشخص نمایند. نتایج مطالعه آنها نشان داده است که تولید ناخالص ملی، سرمایه‌گذاری دولتی، اعتبارات بخش خصوصی و نرخ ارز واقعی دارای اثر مثبت و شاخص آزادسازی تجاری دارای اثری منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشور مذکور می‌باشند.

ایسمیهان (۲۰۰۵) در مقاله‌ای به بررسی نقش بی‌ثباتی اقتصاد کلان در انباشت سرمایه خصوصی و دولتی در کشور ترکیه در سال‌های ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۹ پرداخته است. بررسی‌ها نشان می‌دهند که بی‌ثباتی اقتصاد کلان به‌عنوان یک عامل ریسک دارای اثر منفی بر دو متغیر مذکور است.

ساجاوال خان و ارشد خان (۲۰۰۷)، عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در پاکستان را مورد مطالعه قرار دادند. در این بین یکی از مهم‌ترین اجزا در کنار سایر متغیرهای متعارف، نرخ تورم می‌باشد. افزایش تورم همواره اثری منفی و جدی به‌عنوان یک عامل ریسک بر سرمایه‌گذاری خصوصی در این کشور داشته است.

جونگوانیچ و کوپایبون (۲۰۰۸)، به استخراج تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در تایلند پرداختند. آنها با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و برای دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ نشان داده‌اند در بلندمدت رشد محصول، نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری دولتی، اثر مثبت و هزینه واقعی سرمایه و شاخص عدم قطعیت اثر منفی داشته‌اند.

هال و اوکلاهوما (۲۰۰۹) اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در سه کشور آرژانتین، مکزیک و ترکیه را طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند. مطالعه نشان می‌دهد که افزایش بی‌ثباتی اقتصاد کلان به‌طور معناداری بر سرمایه‌گذاری خصوصی اثر منفی دارد. آنها پیشنهاد داده‌اند برای کاهش ریسک، بخش مالی باید توسعه یابد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

دینگیا و ژانگ (۲۰۰۹) در مقاله خود به بررسی تأثیر هزینه‌های دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشور چین به کمک روش تصحیح خطا پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت بین هزینه‌های دولت و سرمایه‌گذاری خصوصی، رابطه مکملی و در بلندمدت، یک رابطه جانشینی وجود دارد.

۲-۲. مطالعات داخلی

گسکری و اقبالی (۱۳۸۴) در مقاله خود به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداختند. آنها در این مقاله بیان داشته‌اند که قیمت نفت به‌عنوان یک عامل ایجاد بی‌ثباتی بر اقتصاد ایران اثر می‌گذارد. به این ترتیب که هرگاه شوک نفتی به‌صورت افزایش و کاهش ۲۵ درصدی در درآمدهای نفتی تعریف شود، به‌ترتیب بر سرمایه‌گذاری خصوصی اثر مثبت و منفی دارد.

آهنگری و سعادت‌مهر (۱۳۸۷) در مقاله‌ای رابطه ریسک و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را مورد مطالعه قرار دادند. در این مقاله از شاخص ریسک مرکب مؤسسه IBC استفاده شده و به کمک مدل‌های VAR به این نتیجه رسیدند که یک واحد افزایش در شاخص ریسک سرمایه‌گذاری، به‌طور متوسط سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را به میزان ۰/۲۲ میلیارد ریال کاهش می‌دهد.

یوسفی و عزیزنژاد (۱۳۸۷) به کمک روش خودتوضیح برداری، عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد مواردی نظیر امنیت، حقوق مالکیت، سرمایه‌گذاری دولتی و نرخ تورم دارای اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی هستند و عواملی چون فضای غیر امن اقتصادی و فساد و رانت سبب کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌گردند.

حری و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی اثر تغییر نرخ تسهیلات اعتباری بانک‌ها بر سرمایه‌گذاری در صنعت‌ومعدن پرداختند. در این مطالعه از روش 3SLS استفاده شده است که متغیرهای تابع، سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت‌ومعدن، سرمایه‌گذاری دولتی در این بخش و حجم نقدینگی می‌باشند. بر اساس نتایج، نرخ کارمزد تسهیلات بانکی هیچ حساسیتی را در سرمایه‌گذاری خصوصی در صنعت‌ومعدن ایجاد نمی‌کند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

گردی و همکاران (۱۳۹۰) برای دوره زمانی (۱۳۸۵-۱۳۴۶) به بررسی تأثیر نرخ ارز و نااطمینانی ناشی از آن بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی پرداختند. آنها با استفاده از مدل GARCH، بی‌ثباتی نرخ ارز را به‌دست آورده و با کمک روش ARDL به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز و نیز بی‌ثباتی آن در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی بوده است.

صالحی و آهنگری (۱۳۹۱) در مقاله خود رابطه ریسک و سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت را مورد ارزیابی قرار دادند. آنها با استفاده از روش ARDL برای سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۵۹) به این نتیجه رسیدند که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، ریسک ناشی از بی‌ثباتی اقتصاد کلان دارای اثر منفی و معنادار بر سرمایه‌گذاری خصوصی صنعتی می‌باشد.

کاظمی و عربی (۱۳۹۲) به کمک روش ARDL رابطه بین هزینه‌های دولتی و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را مورد بررسی قرار دادند. آنها با تفکیک هزینه‌های دولتی به دو گروه مصرفی و سرمایه‌ای به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های مصرفی دولت اثر منفی و نیز هزینه‌های سرمایه‌ای اثری مثبت، اما بدون معنا بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته‌اند.

نوآوری این مقاله از این نظر است که با توجه به اینکه مقالات فوق به رابطه دوطرفه میان سرمایه‌گذاری خصوصی و حجم اقتصاد اشاره‌ای نکرده‌اند و کمتر در آنها به مدل‌های GARCH اشاره شده و نیز تأثیر متغیرهایی چون نسبت تولید به ظرفیت موجود را وارد الگوهای خود نکرده‌اند، این مقاله سعی دارد ابهامات فوق را از بین ببرد و به نوعی با در نظر گرفتن نوسانات تولید، عواملی مانند شوک‌های نفتی و دخالت‌های دولت را نیز به‌طور غیرمستقیم در برگیرد.

۳. مبانی نظری تابع سرمایه‌گذاری

عوامل بسیاری بر سرمایه‌گذاری اثر خواهند گذاشت، اما تأثیر آنها در مکان و زمان‌های مختلف قطعاً متفاوت است. حتی سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی به‌طور متفاوت می‌توانند از عوامل مختلف تأثیر بپذیرند. به‌عنوان مثال همان‌طور که عنوان شد سرمایه‌گذاری دولتی بر اساس سودآوری نمی‌باشد، اما سرمایه‌گذاری خصوصی ارتباط نزدیکی با انتظارات سودآوری دارد و نسبت به نااطمینانی‌های اقتصاد کلان واکنش بسیاری نشان می‌دهد. در ارتباط با موضوع

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

سرمایه‌گذاری، نظریات و الگوهای فراوانی وجود دارد که برای جلوگیری از تکرار به تعدادی از آنها به‌صورت مختصر اشاره می‌گردد:

- نظریه کارایی نهایی کینز که سرمایه‌گذاری را تابعی معکوس از نرخ بهره می‌داند؛ بر اساس این نظریه، سرمایه‌گذار تصمیمات خود را بر اساس نرخ بازدهی داخلی پایه‌ریزی می‌کند. در این نرخ ارزش فعلی درآمدها و هزینه‌ها یکسان است. تا زمانی‌که نرخ بهره بازار به‌عنوان هزینه سرمایه از این نرخ کمتر باشد، سرمایه‌گذار به سرمایه‌گذاری ادامه می‌دهد. بنابراین و با سناریوهای مختلف، بر اساس این دو نرخ، تابع تقاضای سرمایه‌گذاری تابعی معکوس از نرخ بهره می‌باشد.

- نظریه شتاب نئوکلاسیکی-کینزی که به دو مدل شتاب ثابت و انعطاف‌پذیر تقسیم می‌شود؛ در مدل ثابت تغییر در انباره کل نسبتی از تغییرات تقاضای کل است. در این حالت هم نسبت سرمایه به محصول ثابت است و هم شکاف سرمایه در یک دوره پر می‌شود، اما در حالت انعطاف‌پذیر، شکاف سرمایه به‌تدریج رو به تعادل می‌رود و نیز نسبت سرمایه به محصول می‌تواند ثابت نباشد.

- نظریه نئوکلاسیکی سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاری را تابعی از ارزش تولید نهایی و هزینه استفاده از سرمایه می‌داند؛ بر اساس این نظریه، تقاضای سرمایه‌گذاری مبتنی بر سود و حداکثر آن مشخص می‌شود، به‌این معنا که سرمایه‌گذاری یک تقاضای مشتقه است و تاجایی ادامه می‌یابد که ارزش تولید نهایی سرمایه با هزینه استفاده از آن برابر گردد.

- در نظریه شتاب نئوکلاسیکی سرمایه‌گذاری تابعی منفی از نرخ بهره و تابعی مثبت از تغییرات تقاضای کل می‌باشد؛ در برخی متون، به اشتباه، به این نظریه شتاب انعطاف‌پذیر گفته می‌شود، اما باید توجه داشت شتاب انعطاف‌پذیر متعارف، مربوط به مدل‌های الگوی شتاب کینزی نئوکلاسیکی است که سرمایه‌گذاری تابعی از تغییرات درآمد می‌باشد اما در این نظریه نرخ بهره هم مؤثر است.

سایر نظریات و نظرات فوق با اینکه تفاوت‌های بسیاری دارند، اما به‌خوبی شرایط محیطی مربوط به خود را توضیح داده‌اند. لیکن تمام تئوری‌های فوق، بیشتر مربوط به اقتصاد آمریکا و کشورهای پیشرفته پیش از دهه‌های ۱۹۸۰ می‌باشند و عمدتاً قادر به توضیح رفتار سرمایه‌گذاران در کشورهای درحال‌توسعه نیستند. به‌ویژه که کشورهای درحال‌توسعه همچون ایران، بیشتر

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

یک اقتصاد واکنشی دارند و کوچکترین تغییرات جهانی بر تمام فعالیت‌های اقتصادی‌شان اثر می‌گذارند. از سویی اقتصاد ایران یک اقتصاد واکنشی دولت‌محور است و دارای بازارها و مؤسسات مالی پیشرفته و سازمان‌یافته نمی‌باشد. همچنین اساس اکثر تئوری‌های سرمایه‌گذاری وجود اطلاعات کامل و دقیق و تمرکز نرخ سرمایه است، اما در اقتصاد ایران چنین چیزی بسیار نادر می‌باشد (گردی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین عوامل متعددی هستند که چه در داخل و چه در خارج از اقتصاد ایران تعیین می‌شوند که علاوه بر درآمد ملی و نرخ بهره که به‌عنوان پشتوانه نظری و علمی در تمام مطالعات مربوط به برآورد تابع سرمایه‌گذاری حضور همیشگی دارند گسکری و اقبالی (۱۳۸۴)، بر رفتار سرمایه‌گذاران بخش خصوصی اثر می‌گذارند که در ذیل به آنها اشاره می‌گردد؛ مدلی که در این مقاله مدنظر است به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$IPS=F\ (GDP, R, UK, HT, E) \qquad (۱)$$

که می‌توان آن را به‌صورت لگاریتمی مضاعف نوشت و سپس الگوی رگرسیونی زیر را برآورد نمود. دلیل اینکه استفاده از مدل لگاریتمی مدنظر می‌باشد این است که ضرایب متغیرهای مستقل بیانگر کشش است و احتمال مواجه شدن با ناهمسانی واریانس را به‌شدت کاهش می‌دهد.

$$LIPS_t = \delta_1 LGDP_t + \delta_2 LR_t + \delta_3 UK_t + \delta_4 LHT_t + \delta_5 LE_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در رابطه (۲) متغیرهای توضیح‌دهنده و وابسته شامل موارد ذیل می‌باشند:

LIPS: لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳.

LGDP: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی کشور به قیمت پایه سال ۱۳۸۳. از آنجایی‌که بخش بزرگی از اقتصاد ایران، مربوط به فعالیت‌های دولت است به‌نوعی می‌تواند اثر هزینه‌های دولتی را نیز در بر گیرد. همچنین به‌علت وجود همخطی میان هزینه‌های دولتی و تولید ناخالص داخلی فقط از متغیر دوم استفاده شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

LR: لگاریتم طبیعی نرخ بهره سپرده‌های بلندمدت. دلیل اینکه از نرخ سپرده‌ها، لگاریتم گرفته‌شده، ضرب داده‌ها در ۱۰۰ می‌باشد. فرض می‌شود R به‌عنوان هزینه استفاده از سرمایه می‌تواند مورد استفاده قرار بگیرد.

البته امروزه عوامل بسیاری بر هزینه سرمایه‌گذاری اثرگذار هستند، از جمله می‌توان به حذف یارانه‌های انرژی، حمل‌ونقل و ارتباطات و اعتبارات بانکی اشاره نمود.

UK: نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی.

LHT: لگاریتم واریانس یا بی‌ثباتی مربوط به حجم فعالیت‌های نهایی اقتصاد که فرض می‌شود بر سرمایه‌گذاری خصوصی اثر منفی می‌گذارد.

LE: لگاریتم طبیعی نرخ ارز. فرض می‌شود به‌عنوان شاخصی برای قیمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد چراکه حجم غالبی از این کالاها وارداتی هستند. همچنین چون حجم درآمدهای نفتی و ریال ورودی به اقتصاد داخلی تحت‌تأثیر نرخ ارز است، متغیر نرخ ارز دارای اهمیت فراوانی می‌باشد. اگرچه تغییرات نرخ ارز در جهت رقابت‌پذیر نمودن صادرات نیز صورت می‌گیرد، اما در اقتصاد بسیار پیچیده ایران خود صادرات به‌شدت به واردات وابسته است.

آمار مربوط به متغیرهای فوق، از سایت بانک مرکزی ایران برای سال های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۹ استخراج شده‌اند (دلیل استفاده از آمار مربوط به این دوره زمانی، در دسترس نبودن آمار متغیرهای مورد مطالعه برای سال‌های آتی می‌باشد).

نکته‌ای که باید به آن توجه داشت، ارتباط نرخ سپرده‌های بانکی و نرخ تورم است. تورم بالا و مستمر یکی از شاخصه‌های بی‌ثباتی اقتصاد و تحریف اطلاعات است. تورم باعث افزایش ریسک طرح‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و کاهش متوسط سررسید وام‌های تجاری می‌شود. تورم بالا در ایران سبب شده نرخ سپرده‌ها و دیگر نرخ‌های بهره افزایش یابد، اما در مقاطعی مشاهده شده اینگونه نرخ‌ها به‌صورت واقعی منفی شده‌اند و تمایل خانوار برای سپرده‌گذاری را که یکی از تمهیدات سرمایه‌گذاری خصوصی است، کاهش داده است. البته باید دقت نمود تورم یک اثر جانشینی را نیز در پی داشته و سهم سرمایه‌گذاری در بخش غیرقابل تجارت را افزایش داده است. در هر صورت چون تورم با نرخ‌های بهره رابطه نزدیکی داشته و یک

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

همخطی بین آنها وجود دارد و نیز اثرات جانشینی در این مقاله مدنظر نیست، از الگوی اصلی حذف شده است.

پرسش اصلی که در این مقاله مورد بررسی قرار می‌گیرد این است که آیا نوسانات تولیدات کشور، شاخصی مؤثر بر انتظارات سرمایه‌گذاران خصوصی مبنی بر سودآوری سرمایه‌گذاری و اقدام به آن می‌باشد یا نه؟ یعنی همان‌طور که در مبانی چرخه‌های اقتصادی گفته می‌شود نوسانات سرمایه‌گذاری یکی از عوامل اصلی در نوسانات تولیدات اقتصاد است، آیا می‌توان عکس این رابطه را نیز بیان نمود؟

نکته قابل‌توجه این است که هر یک از اجزای سرمایه‌گذاری، یعنی سرمایه‌گذاری ثابت کسب‌وکار که شامل تجهیزات و ماشین‌آلات و ساختمان غیرمسکونی است، سرمایه‌گذاری ساختمان مسکونی و تغییر در موجودی انبار در مواجهه با نوسانات فعالیت‌های اقتصادی متفاوت رفتار می‌کنند، اما در این مقاله هر سه گروه با هم در نظر گرفته می‌شوند تا متوسط رفتار مورد تحلیل قرار بگیرد.

عوامل دیگری نیز هستند که در سایر مقالات مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ از جمله حجم نقدینگی، شاخص آزادی اقتصادی، مالیات‌ها و ... . اما برای جلوگیری از کاهش درجات آزادی، در این مقاله سعی شده متغیرهایی انتخاب شوند که بر اساس مبانی نظری بتوانند رفتار سرمایه‌گذاران خصوصی را در حد امکان به‌خوبی توضیح دهند.

٤. معرفی مدل و روش تحقیق

رویکرد مطالعه حاضر با مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد. پیش از ارائه این مدل توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، پیش‌شرط استفاده از روش‌های OLS این بود که تمام متغیرها در سطح، پایا باشند. اما به‌ندرت این مورد پیش می‌آید. به این ترتیب از روش‌های همجمعی استفاده شد که به‌عنوان مثال اگر تمام متغیرها جمعی از مرتبه اول باشند، رابطه خطی بین آنها باید پایا باشد. مفهوم اقتصادی همجمعی این است که وقتی بر اساس مبانی نظری تعدادی سری زمانی با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را نشان دهند ممکن است این متغیرها دارای روند تصادفی باشند؛ اما می‌توانند در طول زمان یکدیگر را دنبال کنند و رابطه خطی بین آنها پایا باشد (نوفرستی، ۱۳۷۶). مزیت مدل مورد استفاده در این مقاله این

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

است که توجهی به $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها ندارد و بدون هراس از این موضوع، می‌تواند یک برآورد غیر کاذب نااریب و کارا را نتیجه دهد.

مدل ARDL برای تابع سرمایه‌گذاری خصوصی بر اساس مبانی نظری گفته شده به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LIPS_t = \sum_{j=1}^{P}\alpha_j LIPS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1}\beta_{1j} LGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2}\beta_{2j} LR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3}\beta_{3j} UK_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4}\beta_{4j} HLT_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5}\beta_{5j} LE_{t-j} + U_t \qquad (۳)$$

یکی دیگر از فروضی که در ارتباط با مدل فوق، در این پژوهش مدنظر می‌باشد این است که جملات خطای آن دارای فروض کلاسیک بوده و دارای واریانس همسانی، همبستگی صفر و توزیع نرمال هستند. از سویی فرض شده که در سمت راست مدل، بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ متغیر روند و متغیر مجازی وجود ندارد؛ چراکه در زمان برآورد نتایج، همگی بدون معنا شده و سطح معناداری قابل قبولی نداشتند. شرط اینکه تابع فوق بیانگر یک رابطه بلندمدت تعادلی باشد و به‌نوعی همجمعی بین متغیرهای فوق را به اثبات برساند، این است که مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کمتر از یک باشد. یعنی آزمون زیر باید انجام شود:

$$H_0 = \sum_{j=1}^{P}\alpha_j - 1 \geq 0 \;**\; H_1 = \sum_{j=1}^{P}\alpha_j - 1 < 0 \;**\; t = \frac{\sum_{j=1}^{P}\hat{\alpha}_j - 1}{\sum_{j=1}^{P} S\hat{\alpha}_j} \qquad (۴)$$

هنگامی‌که مقدار آماره فوق در ناحیه بحرانی قرار بگیرد، رابطه بلندمدت تعادلی را که در حقیقت همان رابطه ایستا می‌باشد، می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$LIPS_t = \delta_1 LGDP_t + \delta_2 LR_t + \delta_3 UK_t + \delta_4 LHT_t + \delta_5 LE_t + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن ضرایب بلندمدت، از طریق ذیل محاسبه می‌گردد:

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

$$\hat{\delta}_i = \frac{\sum_{j=0}^{\hat{q}_j} \hat{\beta}_{ij}}{1 - \sum_{j=1}^{\hat{p}} \hat{\alpha}_j} \qquad (۶)$$

در رابطه فوق چون i از یک شروع شده شامل عرض از مبدأ نمی‌باشد. به‌منظور بررسی رابطه نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت بین سرمایه‌گذاری و متغیرهای مذکور از مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. به این منظور، جمله پسماند رابطه تعادلی بلندمدت فوق را با یک وقفه زمانی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها آورده و مدل به روش OLS برآورد می‌شود:

$$\Delta LIPS_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta LGDP_t + \theta_2 \Delta LR_t + \theta_3 \Delta UK_t + \theta_4 \Delta LHT_t + \theta_5 \Delta LE_t + \theta_6 \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \qquad (۷)$$

۵. نتایج برآورد

۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

همان‌طور که گفته شد مدل ARDL نسبت به اینکه متغیرها جمعی از مرتبه اول هستند یا جمعی از مرتبه صفر حساسیتی نشان نمی‌دهد، اما در برآورد مدل تصحیح خطا لازم است که متغیرها حداکثر جمعی از مرتبه اول باشند تا تفاضل مرتبه اول آنها که در این مدل وارد می‌شود قطعاً پایا باشد. به این منظور برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی‌فولر و دیکی‌فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. شایان ذکر است برای اطمینان از صحت نتایج این آزمون مبنی بر جمعی‌بودن از مرتبه اول برخی از متغیرها، از آزمون شکست ساختاری پرون هم استفاده شده است. نتایج آزمون‌های دیکی‌فولر که توسط بسته کامپیوتری Microfit4 به‌دست‌آمده، در جدول (۱) مشاهده می‌شود. نرم‌افزار مذکور برای انجام آزمون ریشه واحد، رابطه رگرسیونی زیر را بر اساس شاخص‌هایی چون آکائیک (AIC)، شوارز-بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HQC)، پس از رفع خودهمبستگی برآورد می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۶) و در نهایت آزمون فرضیه زیر را انجام می‌دهد:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

$$H_0 : \delta = 0 \qquad H_1 : \delta < 0$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

جدول ۱. بررسی پایایی متغیرهای الگو

نام سری زمانی	کمیت آزمون باجزء ثابت		تعداد وقفه بهینه	کمیت آزمون با جزء ثابت و روند		تعداد وقفه بهینه
	آماره	بحرانی		آماره	بحرانی	
LIPS	-۱/۷۵۷۷	-۲/۹۲۸۷	۰	-۲/۲۴۷۱	-۳/۵۱۳۶	۰
DLIPS	-۵/۵۶۲۶**	-۲/۹۳۰۳	۰	-۵/۴۹۲۹**	-۳/۷۴۹۷	۰
LGDP	-۱/۷۳۶۹	-۲/۹۲۸۷	۱	-۲/۵۱۶۸	-۳/۵۱۳۶	۱
DLGDP	-۳/۸۲۹۸**	-۲/۹۳۰۳	۰	-۳/۸۵۷۷**	-۳/۵۱۶۲	۰
LR	-۱/۷۹۰۶	-۲/۹۲۸۷	۰	-۲/۰۶۵۴	-۳/۵۱۳۶	۰
DLR	-۶/۲۱۵۸**	-۲/۹۳۰۳	۰	-۶/۳۱۱۱**	-۳/۵۱۳۶	۰
UK	-۲/۱۰۵۰	-۲/۹۲۸۷	۱	-۱/۷۱۳۸	-۳/۵۱۳۶	۰
DUK	-۵/۱۴۰۲**	-۲/۹۳۰۳	۰	-۵/۰۹۲۷**	-۳/۵۱۶۲	۰
LHT	-۲/۹۱۹۵	-۲/۹۳۰۳	۱	-۲/۹۸۹۸	-۳/۵۱۶۲	۱
DLHT	-۲۴/۲۵۹**	-۲/۹۳۲۰	۰	-۲۳/۹۶۱۷**	-۳/۵۱۸۹	۰
LE	-۲/۲۱۱۲	-۲/۹۲۸۷	۰	-۲/۱۷۱۸	-۳/۵۱۳۶	۰
DLE	-۶/۴۲۳۸**	-۲/۹۳۰۳	۰	-۶/۴۴۸۸**	-۳/۵۱۶۲	۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

متغیرهایی که با علامت ** مشخص شده‌اند دارای کمیت آماره بزرگتر از نقطه بحرانی از نظر قدر مطلق هستند. به این ترتیب تمام متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق جمعی از مرتبه اول یا I (۱) هستند. همچنین HT در مرحله بعد برآورد می‌شود.

شایان ذکر است زمانی‌که آزمون فوق برای داده‌های خام متغیرها انجام می‌شود نتایج فوق را در پی خواهد داشت. اکنون برای اثبات اینکه سطح متغیرها دارای ریشه واحد است از آزمون شکست ساختاری پرون استفاده می‌شود. در این راستا برای جلوگیری از افزایش حجم مقاله، تنها نتایج مربوط به متغیرهای سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی آورده می‌شود (این آزمون برای سایر متغیرها انجام شده که نتایج آنها نیز بیانگر قابل اعتماد بودن نتایج آزمون دیکی‌فولر است). همان‌طور که در نمودار مربوط به سری زمانی سرمایه‌گذاری خصوصی دیده می‌شود (نمودار ۲)، می‌توان یک حدس اولیه در ارتباط با تغییر در عرض از مبدأ روند موجود، یعنی تغییر در میانگین و سطح داده‌ها بیان نمود. بر این اساس رابطه زیر به روش OLS و توسط

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

نرم‌افزار ایویوز برآورد و در مرحله آخر آزمون ریشه واحد در ارتباط با آن انجام می‌شود. اگر فرض صفر را مبنی بر وجود ریشه واحد نتوان رد نمود، نتایج حاصل از آزمون دیکی‌فولر تأیید می‌شود.

$$IPS_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + \alpha_2 DT + \alpha_3 T + \alpha_4 IPS_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta IPS_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

که در آن DU متغیر مجازی است که برای سال‌های پس از شکست ساختاری مقدار یک و برای سایر مقدار صفر را اختیار می‌کند. به‌نظر می‌رسد این شکست دقیقاً در سال ۱۳۵۵ رخ داده باشد و با توجه به اینکه فاصله چندانی با انقلاب اسلامی ندارد، می‌تواند به‌عنوان نقطه شکست ساختاری توجیه گردد. با این توجیه که انقلاب یک‌شبه رخ نداده است و شرایط نااطمینانی پیش از انقلاب شروع شده بود.

DT هم متغیر مجازی است که تنها برای سال پس از شکست ساختاری مقدار یک و برای سال‌های بعد و قبل از آن مقدار صفر را در بر می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد به‌شرح ذیل است:

$$IPS_t = 23666.2 + 2608.6T + 0.88\, IPS_{t-1} - 65818.90DU - 6966.70DT$$
$$St.d\,(IPS_{t-1})=0.0914 \quad DW=1.81 \quad R^2 = 0.89 \qquad (۱۰)$$

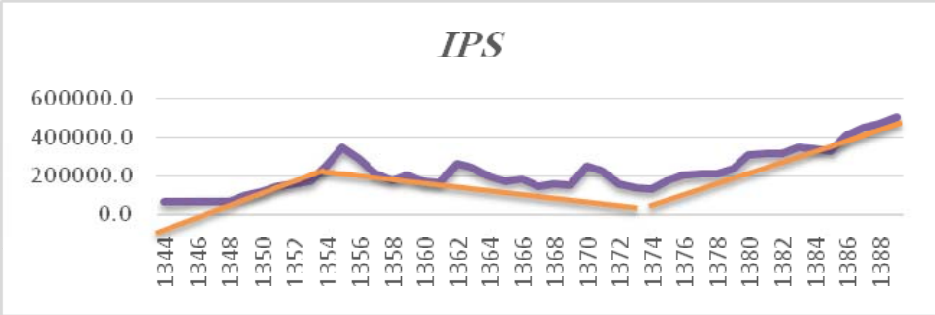
به‌دلیل مناسب بودن مقدار آماره دوربین واتسون، نیازی به اضافه کردن وقفه نیست. مقدار کمیت بحرانی مرتبط با کمیت λ که از تقسیم شماره سال شکست ساختاری بر تعداد مشاهدات(۰/۲۶=۱۲/۴۶) به‌دست می‌آید در سطح ۰/۰۵ برابر با ۳/۷۶- و کمیت آماره حاصل از رابطه (۱۱) برابر با ۱/۲- است.

$$t = \frac{\hat{\alpha}_4 - 1}{s_{\hat{\alpha}_4}} \qquad (۱۱)$$

با توجه به اینکه کمیت آماره در ناحیه عدم رد فرض صفر قرار می‌گیرد، وجود ریشه واحد و نتیجه‌های آزمون دیکی‌فولر را نمی‌توان رد نمود. بنابراین بر اساس آزمون انجام شده، نوسانات سرمایه‌گذاری حول روند زمانی ناپایاست. البته نتیجه فوق برای سطح ۲/۵ و ۱درصد هم صادق است. نکته‌ای که می‌توان به آن اشاره نمود مقدار ضریب برآورد شده برای وقفه اول

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

سرمایه‌گذاری است، همان‌طور که پیداست مقدار آن به یک نزدیک است و پیش از انجام آزمون می‌توان یک حدس در مورد وجود ریشه واحد زد.



مأخذ: حساب ملی بانک مرکزی ایران.

نمودار ۲. تغییر در عرض از مبدأ تابع روند سرمایه‌گذاری خصوصی

حال اگر نمودار تولید ناخالص داخلی حقیقی بررسی شود، در مرحله اول تغییر در عرض مبدأ و شیب تابع روند به چشم می‌آید. برای اثبات این ادعا مانند قبل، آزمون فوق انجام می‌شود. این‌بار مدل رگرسیونی زیر در نظر گرفته می شود:

$$GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + \alpha_2 DT + \alpha_3 DD + \alpha_4 T + \alpha_5 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta GDP_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که در آن متغیرهای مجازی نظیر فوق می‌باشند، اما متغیر مجازی DD برای سال‌های پس از شکست ساختاری (این‌بار هم همان سال ۱۳۵۵ است)، مقدار یک و مابقی مقدار صفر را اختیار کرده‌اند.

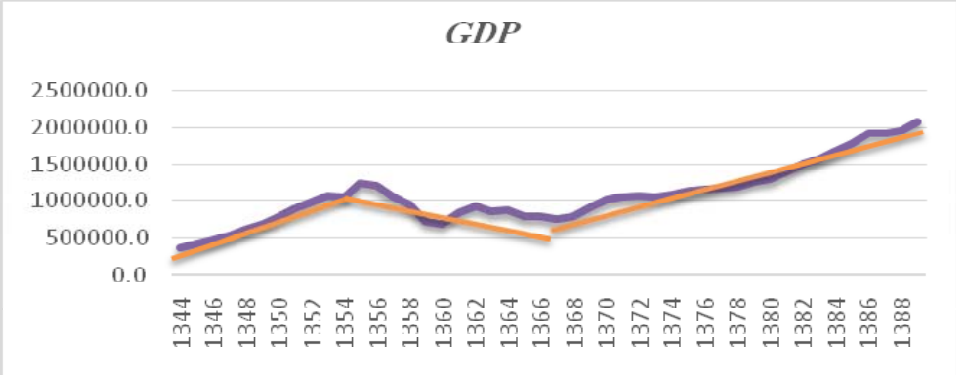
$$GDP_t = 78483.25 + 11163754.09DU + 79155.28DT - 8412.74DD + 18079.28t + 0.833\, GDP_{t-1} + 0.15\, \Delta GDP_{t-1} \qquad (۱۳)$$

$$St.d\, GDP_{t-1} = ۰/۰۵۴۴ \qquad DW = ۱/۸۹ \qquad R^2 = 0.98$$

در ابتدا معادله بدون وقفه‌های تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی برآورد شده است، اما به‌علت پایین بودن مقدار آماره دوربین واتسون، وقفه نخست از تفاضل مرتبه اول مذکور به‌سمت راست معادله اضافه شد و همان‌طور که در برآورد فوق مشاهده می‌شود، خودهمبستگی

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

از بین رفته است. البته در هر دو مورد آزمون پرون فوق، آزمون خودهمبستگی سریالی به انجام رسید که نتایج حاکی از عدم خودهمبستگی بودند.



مأخذ: حساب‌های ملی بانک مرکزی ایران.

نمودار ۳. تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند تولید ناخالص داخلی

کمیت آماره آزمون برابر با ۲/۹۰. و مقدار بحرانی هم همان ۳/۷۷- است که بازهم می‌توان گفت نتایج آزمون دیکی‌فولر، قابل اعتماد می‌باشد و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد نمود. همچنین ضریب وقفه اول تولید ناخالص داخلی هم به یک نزدیک می‌باشد.

۵-۲. برآورد شاخص نوسانات حجم واقعی اقتصاد

یکی از مهم‌ترین مراحل در انجام این تحقیق، برآورد صحیح شاخص بی‌ثباتی مورد استفاده در الگو و یا به بیانی احتساب شاخص نوسانات حجم اقتصاد است. به این منظور از مدل‌های واریانس ناهمسانی خودرگرسیون شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) استفاده می‌شود که امروزه در برآورد شاخص‌های بی‌ثباتی جایگاه ویژه‌ای دارند. نخستین مرحله، برآورد میانگین شرطی سری GDP به‌صورت بهترین مدل خودتوضیح یا به‌صورت یک مدل رگرسیونی دارای مبانی نظری است (اندرس، ۱۳۸۶). بر این اساس یکی از فروض اصلی مورد استفاده در این پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

این است که لگاریتم تولید ناخالص داخلی دارای یک فرایند خودتوضیح جمعی میانگین متحرک به‌صورت زیر می‌باشد.[۱]

$$LGDP_t = \rho_1 LGDP_{t-1} + ... + \rho_p LGDP_{t-p} + \beta_1 U_{t-1} + ... + \beta_q U_{t-q} + U_t \qquad (۱۴)$$

پس از بررسی نمودار تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی مربوط به تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی و نیز برآورد مدل‌های متفاوت و به روش باکس جنکیز، بر اساس شاخص شوارتز-بیزین، اثبات شد بهترین مدل برای میانگین شرطی تولید ناخالص داخلی یک فرایند ARIMA(۱و۱و۱) می‌باشد. همان‌طور که ضریب وقفه اول LGDP نشان می‌دهد و برابر با یک شده می‌توان گفت این متغیر قطعاً تفاضل پایاست.

$$LGDP_t = 1.033 LGDP_{t-1} + 0.388 e_{t-1} \qquad (۱۵)$$
$$(۰/۱۴۱) \qquad (۰/۰۱۳)$$
$$DW=۱/۹۳ \qquad R^2 = 0.97$$

پس از انجام آزمون واریانس ناهمسانی ARCH و با انتخاب دو وقفه، بر اساس هردو آماره F و NR^2 می‌توان گفت جملات خطای مدل فوق دارای واریانس ناهمسانی هستند. بنابراین اگر جملات خطا دارای فرایند زیر باشند فرض صفر را مبنی بر اینکه تمام ضرایب صفر هستند، نمی‌توان پذیرفت:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + ... + \alpha_q \hat{u}_{t-q}^2 + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

اگر هیچ شکلی از مدل ARCH یا GARCH وجود نداشته باشد، تمام ضرایب فوق به‌جز عرض از مبدأ صفر خواهند بود.

در نهایت به روش حداکثر راست‌نمایی، به‌طور همزمان معادله میانگین شرطی و واریانس برآورد شده است که با بررسی مدل‌های متفاوت و شاخص شوارتز-بیزین، بهترین مدل برآوردشده به‌صورت GARCH (۱ و ۱) زیر است.

۱. همان‌طور که پیش‌تر نیز بیان شد از لگاریتم تولید ناخالص داخلی استفاده می‌گردد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

$$\begin{aligned} LGDP_t &= \underset{(۰/۸۱۸)}{1.033}LGDP_{t-1} + \underset{(۰/۰۴)}{0.52}e_{t-1} \\ HT_t &= \underset{(۰/۸۰۴)}{869788195308} - \underset{(۵/۸۳)}{0.856}HT_{t-1} - 9.9e^2_{t-1} \end{aligned} \qquad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷)، HT واریانس یا بی‌ثباتی مربوط به حجم فعالیت‌های نهایی اقتصاد است که با تخمین مدل با روش GARCH حاصل آمده است. اگر به انحراف معیار ضریب GARCH دقت شود این موضوع پیداست که این ضریب در سطح ۶ درصد معنادار است، اما چون اختلاف کمی با سطح ۵ درصد دارد و نیز بر اساس شاخص SBC، مدل فوق مدل خوبی است و با کمی اغماض پذیرفته شده است.

۵-۳. برآورد ضرایب مدل

در روش ARDL اولین گام برای از بین بردن تورش احتمالی موجود در ضرایب برآوردشده در روش OLS، برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت است. با انتخاب تعداد وقفه‌هایی برابر با ۲ و با استفاده از شاخص SBC از بین $(m+1)^{k+1}$ معادله برآورد شده ARDL (1,0,0,0,0,0) به‌عنوان بهترین معادله داده می‌شود که نتایج اولیه آن در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۲. ضرایب الگوی پویای کوتاه‌مدت ARDL(1,0,0,0,0,0)

متغیرها	LIPS(-1)	LGDP	LR	UK	LHT	LE
ضرایب	۰/۳۳۵	۰/۷۷۴	-۰/۳۰۷	۱/۶۱۱	-۰/۰۳۴	-۰/۰۵۸
انحراف معیار	۰/۱۱۷	۰/۱۳	۰/۱۳۵	۰/۳۰۲	۰/۱۶	۰/۲۳
آماره	۲/۸۴	۵/۹۵	-۲/۲۶	۵/۳۲	-۲/۱۴	-۲/۵۲

$DW=1.45 \qquad R^2 = 0.93$

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به خروجی برآورد، می‌توان گفت تمام ضرایب فوق در سطح ۰/۰۵ معنادار هستند. یعنی درکوتاه‌مدت تمام متغیرهای مورد استفاده در این الگو، بر سرمایه‌گذاری خصوصی مؤثر می‌باشند. به‌این ترتیب فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر اینکه نوسانات حجم اقتصاد دارای تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی است، مورد تأیید قرار می‌گیرد. همان‌طور که گفته شد سرمایه‌گذار خصوصی اگر متوجه شود سود انتظاری فعالیتش دارای نااطمینانی بالایی است، در دوره‌های

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

فعلی از سرمایه‌گذاری خود می‌کاهد. از سویی بر اساس نتایج مقدار سرمایه‌گذاری انجام‌شده در دوره قبل دارای اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی می‌باشد. با این توجیه که سرمایه‌گذار شرایط سال گذشته را نیز برای دوره جاری در نظر می‌گیرد و بر اساس آن تصمیم‌گیری می‌کند به‌طور طبیعی با افزایش تولید ناخالص داخلی و نیز افزایش تقاضای کل، سرمایه‌گذاری خصوصی نیز افزایش می‌یابد و در این مدل با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی، ۷۷/. درصد سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد (اینکه از واژه درصد استفاده شده به‌دلیل لگاریتمی بودن متغیرهای الگوست و اینکه ضرایب مفهوم کشش دارند). پس می‌توان گفت کشش سرمایه‌گذاری خصوصی در کوتاه‌مدت نسبت به تولید ناخالص داخلی برابر با ۷۷/. می‌باشد. به‌ازای یک درصد افزایش در نرخ بهره سپرده‌های بلندمدت، ۳/. درصد سرمایه‌گذاری کاهش یافته است؛ زیرا هرچه این نرخ افزایش یابد به‌نوعی می‌توان گفت هزینه استفاده از سرمایه افزایش می‌یابد. همچنین به‌ازای یک درصد افزایش در نسبت تولید به ظرفیت، ۱/۶ درصد سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد؛ زیرا در صورت افزایش تقاضا برای تولید و نبودن ظرفیت کافی برای تولید، سعی می‌شود با افزایش سرمایه‌گذاری هم به تقاضای موجود پاسخ داده شود و هم‌اینکه مجدداً ظرفیت تولید را افزایش دهند و در نهایت همان‌طور که پیداست نرخ ارز تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری دارد. با توجه به اینکه نرخ ارز مورد استفاده در این پژوهش دارای تعریف قیمت یک دلار بر حسب ریال می‌باشد، با افزایش این نرخ به‌تبع واردات کل کاهش می‌یابد و از آنجا که حجم غالبی از کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز سرمایه‌گذاران وارداتی هستند، سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

حال برای اثبات وجود یک رابطه همجمعی یا تعادلی بلندمدت بین متغیرها، ابتدا باید آزمون بنرجی، دولادو و مستر انجام شود. باتوجه به ضریب وقفه متغیر وابسته و نیز انحراف معیار آن، مقدار آماره آزمون برابر با ۵/۶۸- =۰۱۱۷/(۱-۳۳۵/.) می‌باشد و از آنجا که مقدار کمیت بحرانی در سطح ۵/. درصد و برای K=5 برابر با۴/۴۶- است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی را نمی‌توان پذیرفت.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

پیش از اینکه به برآورد ضرایب بلندمدت که در حقیقت همان به هنجاررسانی بر اساس سرمایه‌گذاری خصوصی است پرداخته شود، لازم است آزمون‌های فروض کلاسیک و پایداری الگو انجام شود. در این راستا نتایج به صورت خلاصه در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. آزمون‌های فروض کلاسیک برای جملات خطای برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت

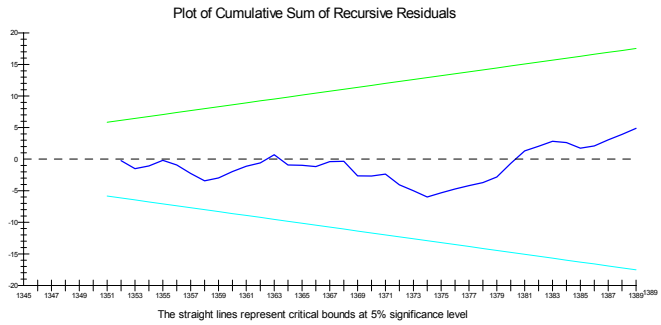
فرضیه صفر	کمیت‌های آماری	سطح احتمال	نتیجه
توزیع نرمال	J-B=۰/۸۵	۰/۶۵	عدم رد H_0
عدم خودهمبستگی	$NR^2 = 5/07$	۰/۰۸	عدم رد H_0
همسانی واریانس	F=۰/۳۹۸	۰/۸۷۵۴	عدم رد H_0
تصریح مناسب	F=۱/۰۳	۰/۳۶۴	عدم رد H_0

مأخذ: نتایج تحقیق.

تصریح مناسب الگو نیز از طریق آزمون رمزی انجام شده است. از سویی جملات خطا در سطح، پایا بودند؛ زیرا کمیت بحرانی در سطح ۰/۰۵ دارای مقدار ۱/۹۴- و کمیت آماره دارای مقدار ۴/۹۸- می‌باشد، بنابراین جملات اخلال، نوفه سفید هستند.

مرحله بعدی به‌دست آوردن ضرایب بلندمدت می‌باشد. خروجی نرم‌افزار ماکروفیت در جدول (۴) آورده شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]



نمودار ٤. آزمون ریکرسیو برای الگوی کوتاه‌مدت

جدول ٤. برآورد ضرایب بلند مدت الگو

متغیرها	LGDP	LR	UK	LHT	LE
ضرایب	۱/۱۶۵	-۰/۴۶۲	۲.۴۲	۰/۰۵۲	-۰/۰۸۷
انحراف معیار	۰/۰۶۶	۰/۱۸	۰/۵۳۱	۰/۰۲۵	۰/۳۷۵
آماره	۱۷/۶۱	-۲/۵۷	۴/۵۶۳	-۲/۰۹۵	-۲/۳۳۶

مأخذ: نتایج کامپیوتری تحقیق.

همان‌طور که مشاهده می‌شود مانند دوره کوتاه‌مدت، ضرایب همگی معنادار هستند. پس بر اساس نتایج فوق می‌توان گفت بی‌ثباتی ناشی از حجم تولیدات کشور هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی هستند، اما در بلندمدت دارای اثرگذاری بیشتری می‌باشند. با توجه به اینکه در الگوی پویای کوتاه‌مدت وقفه اول سرمایه‌گذاری خصوصی دارای ضریب کوچکتر از یک می‌باشد، تمام متغیرهای بلندمدت دارای تأثیرگذاری بیشتری نسبت به دوره کوتاه‌مدت هستند. همان‌طور که انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت، کاهش در سرمایه‌گذاری، کمتر از کاهش در تولید ناخالص داخلی است؛ اما در بلندمدت و با توجه به ضرایب تکاثری کاهش در سرمایه‌گذاری بیشتر است که دلیل آن نخست مربوط به بازه زمانی مناسب برای واکنش و تصمیم‌گیری است و دوم در بلندمدت و در رکود، بخش زیادی از این تغییرات ناشی از تغییرات در موجودی انبار است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

٤-٥. برآورد الگوی تصحیح خطا

پس از اینکه وجود همجمعی بین متغیرهای الگو اثبات و نشان داده شد که یک رابطه تعادلی به‌صورت آنچه در جدول (۴) آورده شده وجود دارد، می‌توان به روش سارگان، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم نمود و در نهایت نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها مربوط ساخت.

به این ترتیب سعی می‌شود در کنار تفاضل مرتبه متغیرها از وقفه اول جملات خطای الگوی جدول (۴) استفاده شود و الگوی معرفی شده در رابطه (۷) برآورد شود. نتایج خروجی نرم‌افزار مایکروفیت در جدول (۵) آورده شده است:

جدول ۵. ضرایب الگوی تصحیح خطا

متغیرها	ΔLGDP	ΔLR	ΔUK	ΔLHT	ΔLE	$\hat{\varepsilon}_{t-1}$
ضرایب	۰/۷۷۴	-۰/۳۰۷	۱/۶۱	-۰/۰۳۴	-۰/۰۵۸	-۰/۶۶۷
انحراف معیار	۰/۱۳	۰/۱۳۵	۰/۳۰۲	۰/۰۱۶	۰/۰۲۳	۰/۱۱۷
آماره	۵/۹۵	-۲/۲۶	۵/۳۲	-۲/۱۷	-۲/۵۲	-۵/۳۶

مأخذ: نتایج تحقیق.

$DW=1.45 \quad R^2=0.55$

بر اساس نتایج جدول (۵) تمام ضرایب معنادار شده‌اند، اما چیزی که در برآورد اخیر حائز اهمیت است اینکه ضریب وقفه اول خطای عدم تعادل است. نخست، این ضریب باید منفی باشد که در این مطالعه همینگونه است. دوم، بهتر است قدر مطلق آن بین صفر و یک باشد که با توجه به مقدار ضریب برآورد شده می‌توان گفت در دوره فعلی به میزان ۰/۶۶ خطای عدم‌تعادل دوره قبلی، تعدیل می‌گردد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

همان‌طور که بیان شد سرمایه‌گذاری در ایران تحت‌تأثیر متغیرهای فراوانی است. هدف از نوشتن این مقاله این بود که نشان دهد علاوه بر اینکه نوسانات سرمایه‌گذاری سبب نوسانات تولید می‌شود، عکس این حالت هم می‌تواند رخ بدهد. بنابراین می‌توان گفت در کنار اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر چرخه‌های اقتصادی، خود چرخه‌های اقتصادی هم می‌توانند دلیلی

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

برای نوسانات سرمایه‌گذاری، به‌ویژه سرمایه‌گذاری خصوصی باشند. بررسی تاریخ اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر نشان می‌دهد که فعالیت‌های اقتصادی به‌شدت تحت‌تأثیر عوامل برون‌زایی چون نوسانات درآمدهای نفتی و تحریم‌های اقتصادی بوده‌اند. به‌این ترتیب حجم فعالیت‌های تولیدی و میزان بازدهی آنها دارای نوسانات چشمگیری بوده که همواره بر تصمیم‌گیری عاملین اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاران خصوصی تأثیر منفی گذاشته است. از آنجا که حجم غالبی از اقتصاد ایران در اختیار دولت قرار دارد، برای افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی لازم است که از وابستگی اقتصاد به این عوامل برون‌زا به‌تدریج و با یک برنامه‌ریزی مدیریت‌شده کاسته شود.

آمار به‌خوبی بیان می‌کند که سهم سرمایه‌گذاری خصوصی در تولید ناخالص داخلی کشور بسیار پایین است و دولت باید به‌عنوان یک حکمران خوب، زمینه بسیاری از سرمایه‌گذاری‌ها را برای بخش خصوصی فراهم آورد؛ زیرا بسیاری از سرمایه‌گذاری‌ها دیربازده هستند و بخش خصوصی تمایلی برای انجام آنها ندارد و این دولت است که باید این نوع فعالیت‌ها را برای بخش خصوصی جذاب نماید. از سویی انتظار می‌رود با وجود سیل عظیم منابع نفتی، با یک مدیریت کارا، بخشی از درآمدهای صندوق توسعه ملی به بخش خصوصی واگذار گردد. هرچند در سال‌های اخیر مشاهده شده که تقاضایی برای آن وجود ندارد و این دقیقاً به‌خاطر نااطمینانی موجود در فعالیت‌های اقتصادی و شرایط موجود است که در این مقاله به‌آن اشاره گردید.

بنابراین با توجه به مطالب گفته‌شده و نتایج به‌دست آمده در مقاله، به‌عنوان توصیه سیاستی پیشنهاد می‌گردد با ایجاد یک اطمینان در فضای اقتصاد از طریق کاهش فساد، حاکمیت نظم و قانون، پاسخگویی دولت، اعتماد به قراردادها، جلوگیری از نوسانات شدید اقتصادی، کاهش حجم دولت، شفاف‌سازی اطلاعات، افزایش حقوق مالکیت، بهبود فضای کسب‌وکار، ایجاد قوانین محدودکننده فعالیت‌های نامولد پربازده و ... شکاف میان انتظارات بخش خصوصی و عملکرد اقتصاد از بین برود تا نه‌تنها سرمایه‌گذاری خصوصی، بلکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هم افزایش یابد که البته تمام موارد گفته شده خود جای بحث و تأمل دارند. فضای امن اقتصادی یک عامل کلیدی برای فعالیت‌های خصوصی است، بهبود امنیت ملی و اقتصادی موجب خوش‌بین شدن افراد می‌گردد. امنیت حقوقی به‌خوبی می‌تواند اعتماد سپرده‌گذاران و سرمایه‌گذاران خصوصی را جلب نماید. نهادها و مؤسسات کشور، فضای اصلی حاکم بر جامعه

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

را به‌وجود می‌آورند. در چنین فضایی افراد باید ایده خلق کنند، به مبادله اطلاعات بپردازند و در نهایت کالا و خدمات تولید نمایند. پس نهاد کارا و ضامن فضای امن، مزیت نسبی را برای سرمایه‌گذاری خصوصی به‌وجود می‌آورد (یوسفی و عزیزنژاد، ۱۳۸۷). از سویی بر اساس گزارشات بانک جهانی در تمام سال‌های اخیر، در زمینه فضای کسب‌وکار، همواره ایران دارای رتبه نگران‌کننده‌ای حتی نسبت به کشورهای هم‌سطح از لحاظ توسعه بوده است.

توصیه مهم دیگر برای گسترش فعالیت‌های خصوصی، بهبود بازارهای مالی و بورس سهام است. علی‌رغم حجم نقدینگی بسیار بالا در سال‌های اخیر، همواره بنگاه‌های خصوصی با مشکل تأمین مالی روبرو بوده‌اند. بنابراین از آنجا که بنگاه‌ها مجبور هستند برای تأمین مالی خود از طریق اعتبار و سهام اقدام نمایند، بسیار ضروری است که این دو بازار به بهبود نسبی دست یابند.

نکته دیگری که دارای اهمیت است مربوط به نرخ ارز می‌باشد. همان‌طور که از نتایج تخمین مدل به‌دست آمد، اثر نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری خصوصی منفی است و دلیل اصلی آن این است که سرمایه‌گذاری در تولید کالاها به‌شدت نیازمند کالاهای سرمایه‌ای است که بیشتر وارداتی هستند. بنابراین با افزایش نرخ ارز، قیمت این کالاها و هزینه‌های اولیه سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. پس بسیار حیاتی است که از راه منسوخ‌شده کاهش ارزش پول ملی جلوگیری شود.

در نهایت اقدام مهم دیگر پایبندی به اصل ۴۴ قانون اساسی است. پس از انقلاب اکثر شرکت‌ها و بنگاه‌ها در اختیار دولت قرار گرفتند، اما به‌دلیل عدم بهره‌وری کافی بخش دولتی، بار دیگر زمینه‌های واگذاری فعالیت‌ها به بخش خصوصی فراهم گردید. اجرای صحیح این اصل به‌خوبی می‌تواند فضای تولیدی و سرمایه‌گذاری کشور را رقابتی نماید. متأسفانه اگرچه اقتصاد ایران نسبت به بسیاری از کشورهای در حال توسعه حجم سرمایه‌گذاری بالایی دارد، اما این حجم فراوان سهم کمی در رشد اقتصادی داشته است؛ چراکه هرگز بهره‌وری بخش خصوصی را اختیار ننموده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

منابع

آهنگری، عبدالمجید و مسعود سعادت‌مهر (۱۳۸۷)، "رابطه ریسک و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران"، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، سال ۸، شماره ۳۰، صص ۳۲-۱۳.

اندرس، والتر (۱۳۸۶)، *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد اول، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (علیه السلام).

حری، حمیدرضا؛ جلائی، عبدالمجید و فاطمه‌ایرانی کرمانی (۱۳۸۷)، " بررسی اثر تغییر نرخ تسهیلات اعتباری بانک‌ها بر سرمایه‌گذاری در بخش صنعت‌ومعدن"، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۸، شماره ۳۱، صص۸۹-۵۹.

سایت بانک مرکزی ایران: www.cbi.com

سایت بانک جهانی: www.worldBank.org

سوری، علی (۱۳۹۱)، *اقتصادسنجی همراه با کاربرد ایویوز ۷*، تهران: نشر فرهنگ‌شناسی.

سید صالحی، شهرزاد و عبدالمجید آهنگری (۱۳۹۱)، بررسی رابطه ریسک و سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت ایران، *ماهنامه روش*، سال ۲۱، شماره ۱۳۲،صص۳۳-۳۰.

شاکری، عباس (۱۳۸۹)، *اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌ها*، تهران: انتشارات رافع.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران: خدمات فرهنگی رسا.

قلی‌یوسفی، محمد و صمد عزیزنژاد (۱۳۸۷)، " بررسی عوامل تعیین‌کننده در سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران به روش خودتوضیح برداری"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، سال ۹، شماره ۱.

کاظمی، ابوطالب و زهرا عربی (۱۳۹۲)، "تأثیر هزینه‌های دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران طی دوره ۱۳۴۱-۱۳۸۹."، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال ۳، شماره ۹، صص۲۲۳-۲۴۵.

گسکری، ریحانه و علیرضا اقبالی (۱۳۸۴)، "اثر شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۳، صص ۷۵-۶۱.

محمودگردی، رحیم؛ زمانی، امید؛ مرتضوی، ابوالقاسم و هیمن نادری (۱۳۹۰)، "تأثیر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی"، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، سال ۳، صص۱۳۳-۱۵۲.

Acosta, P. & A. Loza (2005),"Short and Long Run Determinants of Private Investment in Argentina", *the Journal of Applied Economics,* Vol. 8, No. 2, PP. 389-406.

Aizenman, J. & N. Marian (1993), "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment", *the Journal of Economics Letters*, V0l. 41, PP. 201-210.

Barro, R. J. (1990), "Government Spends in a Simple Model of Endogenous Growt", *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, PP. 103-125.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

Beddies, E. (1999), "Investment, Capital Accumulation and Growth; Some Evidence from Gambia: 1964-1998". IMF Working Paper, Vol. 99, P. 117.

Devarajan, S. & V. Swaroop (1996), "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth", *The Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, PP. 313-344.

Dingyu, W. & Z. Zhang (2009), "Effects of Government Expenditure on Private Investment China Empirical Evidence", First International Workshop on Education Technology and Computer Science, PP. 86-89.

Hall, H. & N. Oklahoma (2009), "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Argentina, Mexico and Turkey", *The Journal of Applied Economics*, Vol. 16, No. 6, PP. 567-571.

Ismihan, M. (2005), "the Role of Macroeconomic Instability in Public and Private Capital Accumulation and Growth; The Case of Turkey 1963-1999", *the Journal of Applied Economics*, Vol. 37, PP. 239-251.

Jongwanish, J. and A. Kohpaiboon (2008), "Private Investment; Trends and Determinants in Thailand", *World Development*, Vol. 36, No. 10, PP. 1709-1724.

Ozler, S. & D. Rodrik (1992), "External Shocks Politics and Investment: Some Theory Empirical Evidence", *the Journal of Development Economics*, Vol. 39, No. 2, PP. 141-162.

Riberio, M. B. & J. R Teixeira (2001), an Econometric Analysis of Private–Sector Investment in Brazil, CEPAL Review,Vol. 74, PP. 153-166.

Sajawal Khan & M. Arshad Khan (2007), What Determines Private Investment?; the Case of Pakistan, Pakistan Institute of Development Economics Islamabad, Working Papers, Vol. 36.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

پیوست

جدول ۱. آزمون واریانس ناهمسانی خودرگرسیون شرطی برای مدل خودرگرسیون تولید ناخالص داخلی

N*R-Squared=۸/۶۶	F=۵/۰۴
Prob=۰/۰۱۳	Prob=۰/۰۱۱

جدول ۲. آزمون علیت گرنجری

فرضیه صفر	آماره F	PROB
نوسانات تولید علیت گرینجری نوسانات سرمایه گذاری نیست	۵/۵۲۶	۰/۰۳۶
نوسانات سرمایه گذاری علیت گرینجری نوسانات تولید نیست	۵/۸۳	۰/۰۴۹

بر اساس نتایج بالا، نوسانات سرمایه‌گذاری علیت گرنجری نوسانات تولید بوده و نوسانات تولید نیز علیت گرنجری سرمایه‌گذاری خصوصی است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]

[Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-18]