فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال دهم، شماره‌ی ۳۷، بهار ۱۴۰۰
صفحات: ۲۷-۵۱
DOI: 10.22084/aes.2020.22151.3111

(مقاله پژوهشی)

شوک نفت، سیاست پولی و اثر وثیقه‌ای در اقتصاد ایران

علی تحویلی[1*]
بهرام سحابی[2]
کاظم یاوری[3]
نادر مهرگان[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۲۶

چکیده

بحران مالی سال ۲۰۰۷، نقش دارایی‌های سرمایه‌ای در بروز نوسانات اقتصادی و ادوار تجاری را به‌خوبی نشان داد. دارایی‌های سرمایه‌ای با دارا بودن یک نقش دوگانه به‌عنوان عامل تولید و استفاده از آن به‌عنوان وثیقه برای دریافت وام از سیستم بانکی، از دو کانال مجزا بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار بوده و منجر به تشدید نوسانات محصول و ادوار تجاری می‌گردد. شواهد تجربی اقتصاد ایران حاکی از این است که قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای به علل مختلف در طول زمان در حال افزایش و نوسان بوده که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به نقش درآمدهای نفتی و شوک‌های مربوطه اشاره کرد. بر همین‌اساس، درخصوص کانال اثر وثیقه‌ای این انتظار وجود دارد که با ایجاد یک شوک نفتی مثبت و افزایش درآمدهای نفتی، مخارج دولت و به‌تبع آن افزایش نقدینگی، قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای بخش خصوصی، به‌عنوان یک وثیقه قابل‌قبول برای سیستم بانکی، افزایش یافته و همین مسئله منجر به افزایش میزان تسهیلات دریافتی بخش خصوصی، حجم سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن تولید ناخالص داخلی گردد. به همین‌منظور این مطالعه با استفاده از داده‌های مربوط به دوره‌ی ۹۶-۱۳۴۵ اقتصاد ایران و الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) به بررسی این مهم پرداخته است. نتایج حاصل از مدل، اثر وثیقه‌ای را برای دوره‌های کوتاه‌مدت تأیید می‌نماید؛ بنابراین درصورتی‌که سیاست‌گذار به‌دنبال تثبیت محصول در کوتاه‌مدت باشد، آنگاه لازم است که در قبال شوک‌های نفتی از سیاست ضد ادواری مناسب برای نحوه پرداخت تسهیلات به بخش خصوصی استفاده نماید تا از این‌طریق بتوان با کنترل حجم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به هدف موردنظر دست یافت.

کلیدواژه‌ها: دارایی سرمایه‌ای، اثر وثیقه‌ای، شوک نفتی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ادوار تجاری، ثبات اقتصادی، مدل خود توضیح برداری ساختاری.

طبقه‌بندی JEL: Q41, E52, D25, O16

۱. دانش‌آموخته دکتری دانشگاه تربیت‌مدرس، تهران، ایران **Email:** tahvili.ali@gmail.com
۲. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت‌مدرس، تهران، ایران **Email:** Sahabi_h@modares.ac.ir
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت‌مدرس، تهران، ایران **Email:** kyavari@gmail.com
۴. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران **Email:** mehregannader@yahoo.com

۱. مقدمه

شناخت ماهیت و عوامل تشکیل‌دهنده‌ی ادوار تجاری بسیار حائز اهمیت بوده و نقش تعیین‌کننده‌ای در اتخاذ سیاست‌های ضد ادواری و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار دارد؛ زیرا بدون شناسایی عوامل مؤثر بر ادوار تجاری نمی‌توان سیاست مناسب و به‌هنگام را انتخاب و اجرا کرد. ازمیان تمامی عوامل مؤثر بر ادوار تجاری نقش بازارهای مالی و مسائل مرتبط با آن همواره موردتوجه اقتصاددانان بوده است (فاستل و گیناکوپولوس[1]، ۲۰۱۴). ارتباط میان بازارهای مالی و ادوار تجاری از مباحث مجادله برانگیز اقتصاد به‌شمار می‌آید؛ مدل‌های نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری همانند: مدل شتاب، مدل جریان نقدی، مدل نئوکلاسیک، مدل نئوکلاسیک اصلاح‌شده و مدل q–توبین در تأیید تئوری مادیگلیانی و میلر[2] و با فرض بازار سرمایه‌ی کامل، معتقدند که ساختار مالی اقتصاد تأثیری بر بخش حقیقی اقتصاد ندارد؛ ولی وقوع بحران‌های مالی با زیر سؤال بودن فرضیه کامل بودن بازار سرمایه، نشان داد که نواقص بازار مالی منجر به اصطکاک‌های مالی و محدودیت‌های اعتباری گردیده و با تغییر شرایط بازار مالی، نقش قابل‌توجهی در نوسانات ادوار تجاری دارد.

درمیان مکانیزم‌های مختلف اثرگذاری اصطکاک‌های مالی بر بخش حقیقی اقتصاد، کانال اثر وثیقه‌ای یکی از مهم‌ترین موارد به‌شمار می‌آید؛ زیرا در بازارهای مالی، وثیقه به‌عنوان ابزاری برای ارزیابی قرض‌گیرندگان و رتبه‌بندی آن‌ها شناخته می‌شود؛ هم‌چنین در قراردادهای مالی، وثیقه به‌عنوان تضمین بازپرداخت اقساط وام بوده و از این‌طریق تعیین‌کننده‌ی هزینه‌ی تأمین مالی بیرونی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است؛ بنابراین اثرگذاری شوک‌های اقتصادی بر ارزش دارایی‌های وثیقه‌ای بخش خصوصی منجر به تغییر توان این بخش برای دریافت منابع مالی بیرونی گردیده و از این‌طریق، اثر شوک اولیه تشدید می‌گردد؛ لذا اثر وثیقه‌ای منجر به ارتباط میان ارزش دارایی وثیقه‌ای، محدودیت و قید اعتباری بنگاه و میزان تسهیلات اعطایی بانک می‌گردد (چن و وانگ[3]، ۲۰۰۷). به‌عبارت بهتر، وابستگی ظرفیت بدهی[4] بخش خصوصی به ارزش دارایی‌های وثیقه‌ای منجر به یک بازخورد دوطرفه‌ی درون‌زا بین بازار مالی و بخش حقیقی اقتصاد می‌گردد؛ زیرا از یک‌سو، محصول بنگاه و سطح فعالیت وی قیمت پایه‌ای دارایی‌ها را تشکیل می‌دهد، و از سوی دیگر، قیمت دارایی‌ها برروی ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های بنگاه و به‌تبع آن، بر توان بنگاه به‌منظور سرمایه‌گذاری اثرگذار است (لائو[5]، ۲۰۱۰). در این‌خصوص، از مهم‌ترین بحران‌های اقتصادی که ریشه در بازارهای مالی و اثر وثیقه‌ای داشته‌اند می‌توان به بحران مالی سال ۲۰۰۷، که در آن کاهش قیمت مسکن در ایالت متحده منجر به بحران مالی و رکود عمیق در این کشور و سایر کشورهای دنیا گردید، اشاره کرد.

1. Fostel and Geanakopolos
2. Modigliani and Miller
3. Chen and Wang
4. Debt Capacity
5. La'O

در اقتصاد ایران به‌منظور بررسی اثر وثیقه‌ای و نقش آن در شکل‌دهی ادوار تجاری، می‌بایست علاوه‌بر وضعیت و توان وام‌دهی نظام بانکی، به نقش درآمدهای نفتی و شوک‌های مربوط به آن نیز توجه کرد؛ زیرا شوک‌های نفتی به‌صورت یک عامل بیرونی منجر به این شده است که ساختار اقتصاد و حرکت ادوار تجاری به‌شدت وابسته به این مهم باشد (شریف‌آزاده و کاغذیان، ۱۳۸۷: ۲۰۰– ۲۰۱). به‌گونه‌ای‌که دوره‌های رونق اقتصادی اغلب هم‌زمان با دوره‌هایی بوده که قیمت نفت و به‌تبع آن درآمدهای نفتی در مقایسه با دوره‌های قبل و بعد از آن در سطح بالاتری قرار داشته است (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵)؛ بنابراین یکی از کانال‌های اثرگذاری درآمدهای نفتی بر بخش حقیقی اقتصاد می‌تواند ازطریق کانال اثر وثیقه‌ای باشد. شواهد تجربی در اقتصاد ایران نیز حاکی از این است که درآمدهای نفتی ازطریق مکانیسم سیاست پولی در طول زمان اثر قابل‌توجهی بر قیمت دارایی‌ها داشته است (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰)؛ بنابراین لازم است که اثر احتمالی افزایش قیمت دارایی‌ها بر سرمایه‌گذاری و در نتیجه‌ی آن ادوار تجاری مورد بررسی قرار گیرد.

بر همین‌اساس، بخش دوم این مطالعه به بررسی ادبیات موضوع می‌پردازد. در بخش سوم، به بررسی متغیرهای مدل و شواهد تجربی اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، پس از ارائه توضیح درخصوص مدل خودتوضیح برداری ساختاری، مدل مورد بررسی ارائه گردیده است. در بخش پنجم، مدل ارائه شده برآورد گردیده و نتایج کسب شده مورد تحلیل قرار گرفته است. در بخش آخر نیز به ارائه نتایج و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

شناسایی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی همواره موردتوجه اقتصاددانان بوده است تا بتوان با اعمال سیاست‌های مناسب از شدت نوسانات و به‌تبع آن ادوار تجاری، تا حد امکان کاست. ازمیان تمامی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، منابع مالی ارائه شده ازسوی بانک‌ها و مؤسسات مالی به بخش خصوصی همواره از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده است.[۱] ولی وجود عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های عاملی[۲] میان بانک و مشتریان به‌عنوان مهم‌ترین و مؤثرترین مانع در این بین شناخته می‌شود. اهمیت این مسئله به اندازه‌ای است که این انتظار وجود دارد تا وجود عدم تقارن اطلاعاتی بسیار حاد و شدید در بازارهای مالی، امکان انتقال کارای منابع مالی به پروژه‌های سرمایه‌گذاری با فرصت سودآوری مناسب را کاهش داده و در نتیجه منجر به کاهش شدید در سطح

۱. اهمیت و تأثیر بانک‌ها و موسسات مالی در شکل‌گیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران نیز در مطالعات داخلی از قبیل طیبی و همکاران نیز تأیید شده است.

2. Agency Cost

فعالیت‌های اقتصادی (کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری) و حتی تشدید اثر شوک‌های پولی و مالی بر اقتصاد گردد (برنانکه[1] و همکاران، ۱۹۹۹).

برای شناخت اثرات اثباتی و هنجاری ادوار تجاری، لازم است مکانیزم‌هایی که منجر به اثرگذاری اصطکاک مالی بر تشدید و تقویت شوک‌های برون‌زای وارد بر اقتصاد می‌گردد، شناسایی شود (کائو[2] و نای، ۲۰۱۷). به‌طورکلی، دو مکانیزم و رویکرد برای اثرگذاری اصطکاک مالی بر حجم سرمایه‌گذاری و ادوار تجاری وجود دارد؛ در رویکرد نخست، اصطکاک مالی منجر به افزایش هزینه‌ی وام برای قرض‌گیرندگان گردیده، ولی در رویکرد دوم، اثر وثیقه‌ای منجر به تغییر میزان وام در دسترس برای بنگاه‌ها می‌گردد.

رویکرد اول: هزینه‌ی مالی بیرونی[3] (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹)

در دنیای واقعی آن‌دسته از عوامل اقتصادی که به‌دنبال منابع مالی بیرونی هستند، با محدودیت‌هایی مثل محدود بودن عرضه‌ی اعتبار (جیره‌بندی اعتبار[4]) یا جذاب نبودن پروژه‌ی سرمایه‌گذاری برای قرض‌دهندگان مواجه می‌باشند؛ بنابراین لازم است که برخلاف منابع داخلی، برای دریافت منابع خارجی هزینه‌ای پرداخت نماید. درواقع، هزینه‌ی استفاده از منابع مالی بیرونی به‌صورت یک حق بیمه خواهد بود که تحت‌تأثیر عوامل مختلف ازجمله ریسک بنگاه و ثروت خالص آن قرار دارد (برازدیک[5] و همکاران، ۲۰۱۲). هزینه‌ی تأمین مالی بیرونی به‌صورت تفاوت بین هزینه‌ی تأمین سرمایه ازطریق منابع مالی بیرون از بنگاه و هزینه‌ی فرصت استفاده از منابع داخلی تعریف می‌شود؛ این هزینه به‌دلیل عدم تقارن اطلاعات و لزوم هزینه کردن قرض‌دهنده جهت نظارت و بازرسی فعالیت سرمایه‌گذاری، همواره مثبت است. کلیدی‌ترین ویژگی این هزینه، ماهیت غیر ادواری بودن آن است؛ زیرا با وقوع رکود، درآمد و سود قرض‌گیرنده کاهش یافته و همین‌امر هزینه‌ی تأمین مالی منابع موردنیاز قرض‌گیرنده، ازطریق منابع بیرونی را افزایش می‌دهد و در نتیجه وی را در وضعیت مالی نامناسبی قرار می‌دهد. بدتر شدن وضعیت مالی نیز به نوبه‌ی خود منجر به افزایش مجدد در هزینه‌ی تأمین شده و تقاضا برای منابع را دوباره کاهش می‌دهد. کاهش استفاده از منابع مالی بیرونی منجر به تضعیف پروژه‌ی سرمایه‌گذاری شده و در نتیجه محصول و جریان سود مورد انتظار آتی نیز کاهش می‌یابد. کاهش در سود وابستگی سرمایه‌گذار به منابع مالی بیرونی را افزایش داده، ولی کاهش ثروت خالص، منجر به افزایش مجدد در هزینه‌ی تأمین مالی بیرونی می‌گردد؛ بنابراین یک شوک کوچک

1. Bernanke
2. Cao and Nie
3. External Finance Premium
4. Credit Rationing
5. Brazdik

می‌تواند به‌میزان قابل‌ملاحظه‌ای کل اقتصاد را برای یک دوره‌ی طولانی ازطریق مکانیزم شتاب‌دهنده‌ی مالی تحت‌تأثیر قرار دهد (برازدیک و همکاران، ۲۰۱۲).

رویکرد دوم: وثیقه‌سازی بدهی (کیوتاکی و موور)

در این رویکرد، بانک به‌دلیل عدم‌تقارن اطلاعاتی و نواقص قراردادی[1] و به‌منظور مدیریت ریسک و کاهش احتمال نکول وام[2] اقدام به دریافت وثیقه‌ای با ارزش معین می‌نماید؛ بنابراین ظرفیت بدهی و حجم وام قابل‌دریافت برای بنگاه‌ها تحت‌تأثیر ارزش وثیقه‌ای آن‌ها خواهد بود. هم‌چنین به‌دلیل این‌که ارزش وثیقه‌ی قرض‌گیرندگان همگام با ادوار تجاری[3] است، لذا هزینه‌های عاملی در طول دوره‌های رونق کاهش و در طول دوره‌های رکود افزایش می‌یابد و این مسأله خود برروی الگوی ادواری سرمایه‌گذاری و در نتیجه‌ی آن بر پویایی ادوار اثرگذار خواهد بود؛ به‌گونه‌ای‌که کاهش ارزش وثیقه در دوره‌های رکود منجر به افزایش هزینه‌های عاملی استقراض گردیده و با کاهش تقاضای سرمایه‌گذاران برای وام، سرمایه‌گذاری و تولید کاهش می‌یابد (برنانکه و گرتلر، ۱۹۸۹).

اثر وثیقه‌ای نخستین‌بار توسط کیوتاکی و موور معرفی، و توسط یاکاویلو بسط داده شد. کیوتاکی و موور به بررسی چگونگی تأثیر محدودیت‌های اعتباری بر میزان فعالیت اقتصادی در ادوار تجاری پرداخته‌اند. آن‌ها با بیان این‌که در یک اقتصاد پویا محدودیت‌های اعتباری به‌صورت درون‌زا ایجاد می‌گردد، معتقدند که شوک‌های کوچک و موقتی می‌توانند نوسانات بزرگ و دائمی در محصول و قیمت دارایی‌ها به‌وجود آورند. علت رخ دادن این مسأله آن است که قرض‌دهندگان نمی‌توانند قرض‌گیرندگان را مجبور به بازپرداخت بدهی خود نمایند، مگر این‌که امکان مصون[4] ساختن وام برای آن‌ها وجود داشته باشد. در چنین اقتصادی دارایی‌های بادوام مانند زمین، ساختمان و ماشین‌آلات یک نقش دوگانه را ایفا می‌نمایند؛ به‌گونه‌ای‌که نه‌تنها به‌عنوان عوامل تولید، بلکه به‌عنوان وثیقه‌ی وام نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد. درواقع، در وهله‌ی نخست، محدودیت‌های اعتباری قرض‌گیرندگان از ارزش و قیمت دارایی‌های وثیقه‌ای تأثیر می‌پذیرد، ولی با وقوع یک شوک (مثبت یا منفی)، قیمت دارایی‌ها نیز خود از محدودیت‌های اعتباری اثر خواهد پذیرفت. به‌همین‌دلیل پویایی بین محدودیت‌های اعتباری و قیمت دارایی‌ها به یک مکانیزم انتقال قوی تبدیل می‌شود که در اثر آن، شوک‌های وارده به اقتصاد تشدید، ماندگارتر و گسترش می‌یابد (کیوتاکی و موور، ۱۹۹۷).

1. Contract Incompleteness
2. Loan Default
3. Procyclical
4. Secured

درخصوص اقتصاد ایران با توجه به دولتی بودن ساختار اقتصاد و وابسته بودن بودجه‌ی دولت به درآمدهای نفتی لازم است که اثر این مهم نیز مورد بررسی قرار گیرد؛ قیمت نفت در یک بازار جهانی و براساس عرضه و تقاضای بین‌المللی برای این محصول تعیین‌گردیده و به‌دلیل تحولات متعدد و بزرگ موجود در این زمینه، همواره در حال تلاطم و نوسان است. نوسانات در قیمت نفت به‌میزان قابل‌ملاحظه‌ای می‌تواند عملکرد بنگاه‌های بخش خصوصی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت را تحت‌تأثیر قرار دهد؛ زیرا با افزایش قیمت و درآمد نفت، دولت در وهله‌ی نخست اقدام به تسویه‌حساب با پیمانکاران، سیستم بانکی و سایر نهادهای عمومی می‌نماید. پس‌از آن، ازطریق عقد قراردادهای جدید و متعدد با شرکت‌ها و بنگاه‌های خصوصی سعی در استفاده از خدمات و محصولات بخش خصوصی نموده و از این‌طریق مخارج خود را افزایش می‌دهد. افزایش تقاضا برای این دسته از بنگاه‌ها منجر به افزایش سود و درآمد انتظاری آن‌ها گردیده و در نتیجه انگیزه برای سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت؛ به‌همین‌دلیل، به‌دنبال کسب تسهیلات و وام از مؤسسات مالی و بانک خواهد بود. بنابراین می‌توان انتظار داشت که ارتباط میان بخش نفت، اقتصاد کلان و سیستم بانکی منجر به اثرات بازگشتی میان قیمت دارایی‌ها، اثرات ثروت، سیستم بانکی و حجم اعتبار گردد (الخزالی و میرزایی، ۲۰۱۷).

این انتظار وجود دارد که افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش تقاضای داخلی شده و در نتیجه اطمینان بخش بانکی برای بازپرداخت تسهیلات افزایش یافته و در نتیجه عرضه‌ی تسهیلات نیز افزایش یابد. در طرف عرضه نیز، ظرفیت مولد کشورهای صادر کننده‌ی نفت به‌دنبال بالا رفتن قیمت نفت افزایش می‌یابد که باعث تقویت سرمایه‌گذاری‌های جدید عمومی و خصوصی می‌شود. در چنین شرایطی، مؤسسات مالی سود قابل‌ملاحظه‌ای به‌دست می‌آورند و پایداری مالی با توجه به سرمایه‌گذاری‌های پایدارتر و کاهش ذخایر وامی از دست رفته حاصل می‌شود (افشاری و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۲۵).

مطالعات انجام شده در این زمینه، وجود همبستگی قوی میان ارزش وثیقه و ادوار تجاری را تأیید می‌نماید. در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌گردد:

هی[1] و همکاران با استفاده از مدل DSGE و با بررسی ارتباط میان بازار مستغلات و نوسان ادوار تجاری در طی دو دهه‌ی اخیر در کشور چین، به این نتیجه دست‌یافته‌اند که شوک‌های مربوط به بازار مسکن (یعنی نسبت وام به ارزش و شوک‌های ترجیحات خانوار) بر اقتصاد کلان چین تأثیرگذار بوده است. اثر تقابلی میان قیدهای اعتباری و قیمت مسکن، منجر به تشدید اثر شوک‌های مختلف گردیده و همین مسأله نقش ویژه‌ای در تشدید ادوار تجاری داشته است.

1. He

کائو و نای[1] با درنظر گرفتن یک حالت ساده شده‌ی مدل یاکاویلو به بررسی اهمیت نسبی قیدهای استقراضی و نواقص بازار مالی در تشدید شوک‌ها پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده‌ی این است که نواقص بازار مالی علت اصلی تشدید شوک‌ها بوده است؛ به‌گونه‌ای که اگر بازارها کامل باشند، حتی با وجود قیدهای استقراضی، اثر تشدیدکننده‌ی شوک‌ها از بین خواهد رفت. آن‌ها هم‌چنین علاوه‌بر تأیید نقش تقویت‌کننده‌ی اثر وثیقه‌ای در زمان بروز شوک‌های اقتصادی، به بررسی نقش نامتقارن این اثر پرداخته‌اند. آن‌ها اثبات می‌کنند با توجه به این‌که تابع قیمت زمین یک تابع مقعر از ثروت خالص کارآفرینان است؛ لذا یک شوک منفی بهره‌وری، نسبت به یک شوک مثبت، اثر قوی‌تری به‌دنبال دارد.

گانگ[2] و همکاران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نشان می‌دهند که قید اعتباری که به‌دلیل شوک تقاضای مسکن به‌وجود می‌آید، منجر به مکانیزم تشدید در اقتصاد شده است؛ ولی اثر تشدیدکننده‌ی روی سایر متغیرهای اقتصادی چندان قوی نبوده است.

گئورگیری و یاکاویلو[3] با درنظر گرفتن نقش وثیقه برای خانوارها و اثرات تغییر ثروت مسکن افراد بر میزان مصرف‌شان، به این نتیجه دست‌یافته‌اند که قیمت مسکن ازطریق قیدهای وثیقه‌ای در طول دوره‌های رکود نسبت به دوره‌های رونق اثر بیشتری بر مصرف خانوارها داشته است. آن‌ها نشان می‌دهند که این قیدها و محدودیت‌ها مکانیزم اصلی بحران بزرگ را تشکیل داده است.

کریستنسن[4] و همکاران به بررسی نقش وثیقه‌های بانکی در شکل‌گیری ادوار تجاری در کشور کانادا پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان‌دهنده‌ی این است که مکانیزم وثیقه نه‌تنها به‌صورت کیفی، بلکه به‌صورت کمی نیز برای مصرف و پویایی‌های قیمت مسکن مهم بوده است. هم‌چنین مدل با قیدهای وثیقه‌ای نسبت به مدل بدون وثیقه، بهتر عمل نموده است. درواقع، بدهی‌های وثیقه‌سازی شده خانوارها منجر به یک ارتباط مثبت میان قیمت مسکن و مصرف خانوارها گردیده است.

لیو[5] و همکاران با بیان این‌که قیمت زمین نقش قابل‌توجهی در بروز رکود بزرگ داشته است، به بررسی این مسأله در اقتصاد آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها برای رسیدن به این ارتباط، فرض می‌کنند که بنگاه‌ها به‌جای خانوارها با محدودیت اعتباری مواجه می‌باشند. درواقع، بنگاه‌ها ازطریق استفاده از زمین به‌عنوان وثیقه‌ی مخارج سرمایه‌گذاری خود را تأمین مالی می‌نمایند؛ لذا یک کاهش در قیمت زمین منجر به کاهش ظرفیت استقراضی بنگاه‌ها گردیده و در نتیجه توان سرمایه‌گذاری و تولید آن‌ها

1. Cao and Nie
2. Gong
3. Guerrieri and Iacoviello
4. Christensen
5. Liu

را کاهش می‌دهد. برهمین‌اساس، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[1]، نشان می‌دهند که قیمت زمین همگام با متغیرهای اقتصاد کلان در طول ادوار تجاری حرکت کرده است. به‌گونه‌ای که کاهش قیمت زمین در اقتصاد آمریکا منجر به کاهش شدید سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی و به‌تبع آن رکود شدید و فراگیر شده است. نتایج برآوردهای آن‌ها حاکی از این است که شوک تقاضای مسکن به‌تنهایی می‌تواند ۹۰ درصد تغییرات قیمت زمین، ۳۰ – ۴۰ درصد نوسانات سرمایه‌گذاری، ۲۰ –۳۰ درصد نوسانات محصول و ۳۵– ۴۵ درصد نوسانات اشتغال نیروی کار را توضیح دهد.

چانی[2] و همکاران درخصوص اقتصاد آمریکا نشان می‌دهند که در طی دوره‌ی ۱۹۹۳– ۲۰۰۷ م. اثر شوک‌های مستغلات روی سرمایه‌گذاری برای بنگاه‌هایی که با محدودیت اعتبار مواجه می‌باشند، بیشتر و شدیدتر بوده است. به‌گونه‌ای‌که کشش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها نسبت به ارزش وثیقه‌ای بنگاه‌ها معادل ۶ درصد بوده است؛ به‌عبارت بهتر، یک دلار کاهش در ارزش وثیقه بخش خصوصی منجر به کاهش سرمایه‌گذاری به‌میزان ۶ سنت گردیده است. بنابراین مطالعه‌ی آن‌ها نشان‌دهنده‌ی این است که شوک به قیمت مستغلات اثر مهمی بر سرمایه‌گذاری کل دارد.

چن و وانگ[3] با استفاده از روش داده‌های پنل برای بنگاه‌های اقتصادی کشور تایوان، به ارتباط میان ارزش وثیقه‌ای بنگاه و وام تضمین شده پرداخته‌اند. شواهد تجربی حاکی از این است که ارزش دارایی وثیقه‌ای اثر مثبت و معنادار بر میزان وام تضمین شده دارد. به‌گونه‌ای‌که طی دوره افزایش قیمت زمین (۴–۱۹۹۱ م.)، بانک‌ها نسبت به دوره‌ی کاهش قیمت زمین (۲۰۰۱ – ۱۹۹۵ م.) میزان وام بیشتری را به ازاء ارزش هر دلار وثیقه پرداخت کرده‌اند؛ به‌عبارت بهتر، میزان وام پرداخت شده به ازاء هر دلار ارزش وثیقه به‌صورت موافق ادوار تجاری عمل کرده است.

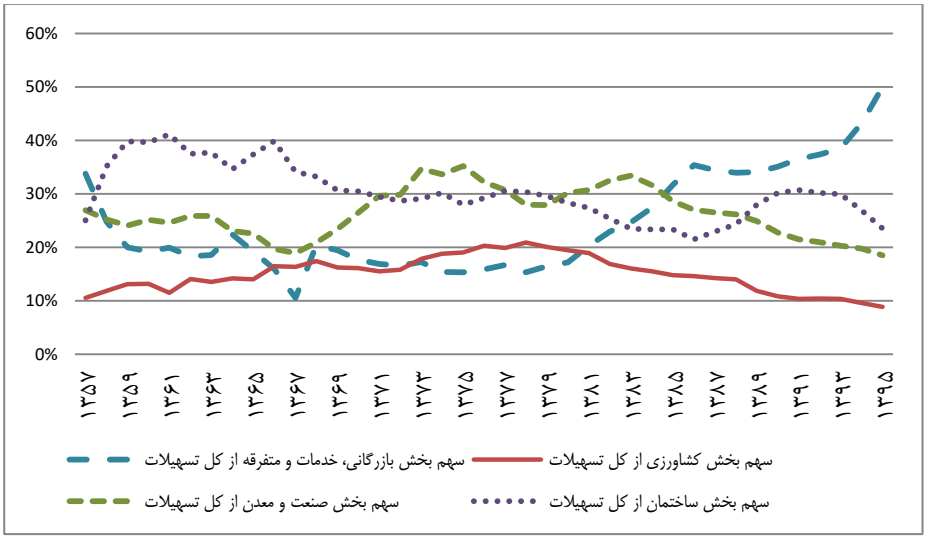
در ادبیات اقتصادی، به منظور بررسی اثر وثیقه‌ای دارایی‌های مختلف مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است؛ به‌عنوان مثال، کیوتاکی و موور، کیوتاکی و وست، اوگاوا و همکاران از ارزش زمین، یاکاویولو و ندری و یاکاویولو از ارزش مسکن، و هامرسلند و ترایی از میزان دارایی سرمایه‌ای به‌عنوان وثیقه استفاده کرده‌اند. با توجه به این‌که در اقتصاد ایران بازار مسکن به‌دلیل شرایط خاص خود، ساختار هرم سنی جمعیت و فشار تقاضا همواره دارای افزایش قیمت بوده و به‌عنوان یک دارایی سرمایه‌ای مهم و در نتیجه یک سرمایه‌گذاری مناسب موردتوجه خانوارها قرار داشته است؛ لذا درنظر گرفتن این مهم به‌عنوان یک دارایی وثیقه‌ای ممکن است که منجر به این مسأله شود که حجم وثیقه در دسترس و شوک‌های آن بیش از حد برآورد گردیده و لذا توانایی بیان رابطه‌ی مدنظر این مطالعه را نداشته باشد. به‌همین‌منظور، در این مطالعه به‌منظور بررسی اثر وثیقه‌ای در اقتصاد ایران به‌جای درنظر

1. Dynamic Stocastic General Equilibrium (DSGE)
2. Chaney
3. Chen and Wang

گرفتن مسکن به‌عنوان وثیقه، همانند مطالعه‌ی هامرسلند و ترایی (۲۰۱۴)، از میزان سرمایه‌ی موجود بخش خصوصی استفاده گردیده است.

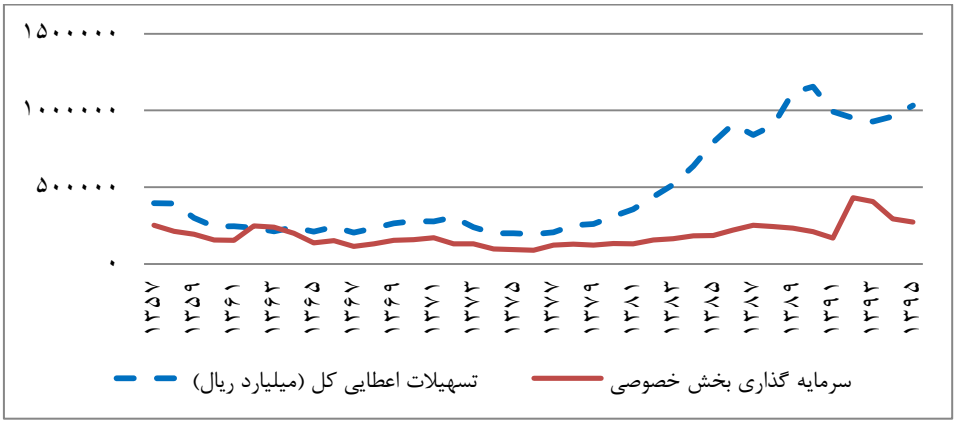
۳. بررسی متغیرهای الگو و شواهد تجربی اقتصاد ایران

با توجه به موضوع مطالعه و اهداف ذکر شده در قسمت‌های قبل، این بخش به بررسی متغیرهای الگو و شواهد تجربی اقتصاد ایران می‌پردازد. در شکل ۱، روند سهم مانده‌ی تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش‌های اقتصادی نشان داده شده است. در ابتدای دهه‌ی ۷۰ هش. بالاترین سهم از مانده‌ی تسهیلات اعطایی به بخش‌های صنعت و معدن و ساختمان اختصاص داشته، اما از ابتدای دهه‌ی ۸۰ هش. این روند تغییر یافته است؛ به‌گونه‌ای که سهم بخش بازرگانی داخلی و خدمات با روندی کاملاً صعودی به بیش از ۳۰ درصد افزایش یافته و در مقابل، سهم بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن با روندی نزولی در انتهای دوره مورد بررسی به ۱۰ و ۲۰ درصد کاهش یافته است.



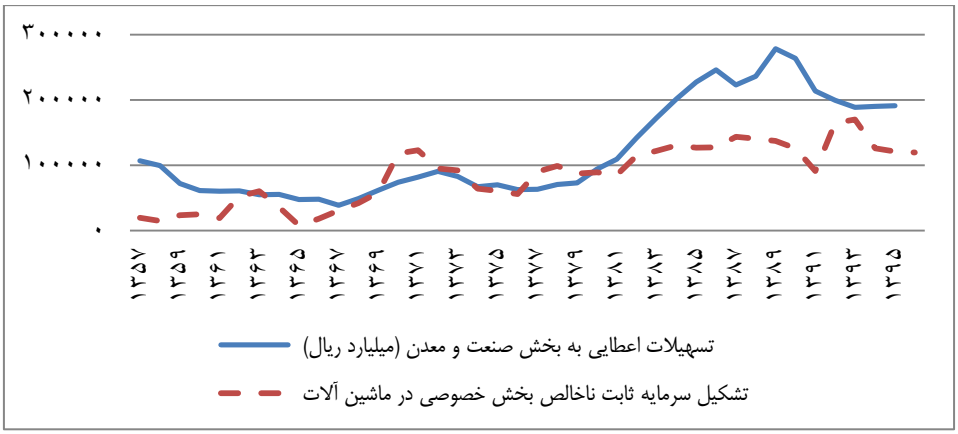
شکل ۱: سهم هر یک از بخش‌های اقتصادی از تسهیلات اعطایی بانک‌ها

در شکل بعد، ارتباط مانده‌ی تسهیلات بخش بانکی و تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص بخش خصوصی نشان داده شده است.



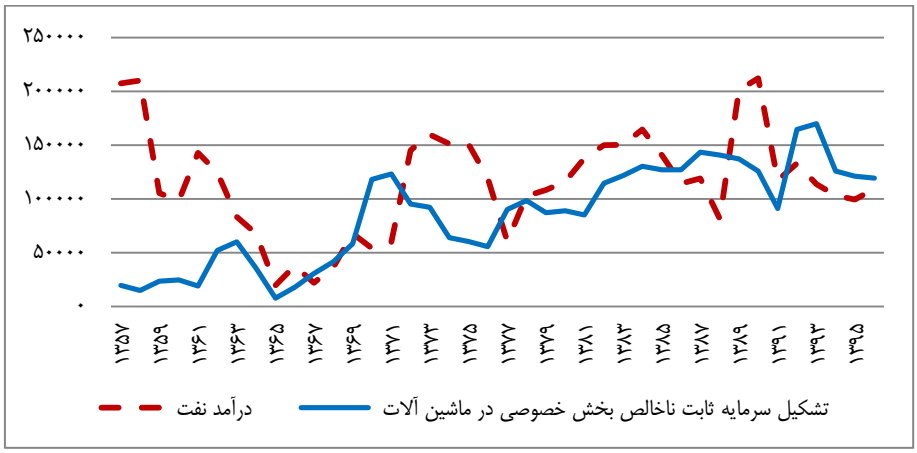
شکل ۲: رابطه‌ی بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

همان‌گونه که از شکل فوق نیز مشخص است، تسهیلات اعطایی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تا سال ۱۳۷۹ تقریباً بر یکدیگر منطبق بوده‌اند، ولی پس از آن تسهیلات اعطایی همواره بالاتر از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده و مدام افزایش یافته است. همان‌گونه که در شکل ۱ نیز نشان داده شد، علت این مسأله می‌تواند افزایش پرداخت تسهیلات بیشتر به بخش‌های بازرگانی و خدمات باشد که به‌تبع آن سهم بخش صنعت از تسهیلات کل کاهش یافته است؛ بنابراین به‌منظور روشن‌تر شدن موضوع، در شکل بعد (شکل ۳) ارتباط مانده‌ی تسهیلات بخش بانکی به بخش صنعت و معدن و میزان تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی در ماشین‌آلات نمایش داده شده است. همان‌گونه که از شکل نیز مشخص است تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص در ماشین‌آلات با میزان تسهیلات پرداختی به این بخش ارتباط نزدیکی دارد.



شکل ۳: تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی

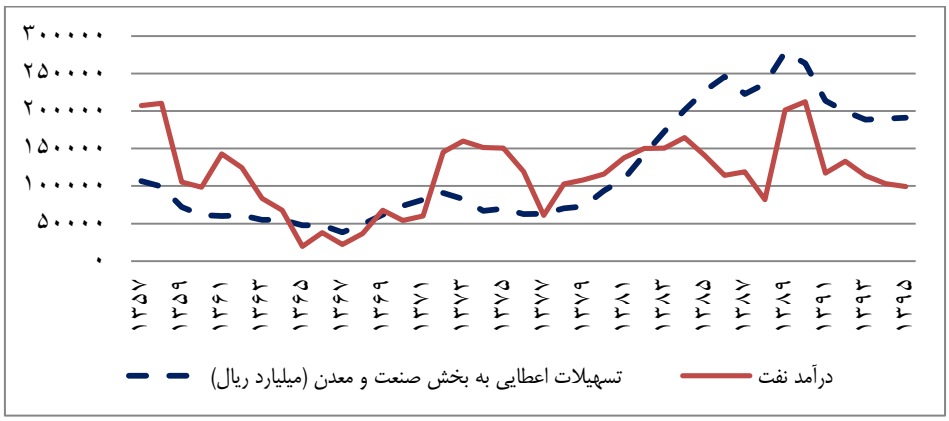
درخصوص ارتباط درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی این انتظار وجود دارد که با افزایش درآمدهای نفتی سرمایه‌گذاری دولت در بخش‌های عمرانی و زیربنایی افزایش یابد، به همراه این افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز تغییر خواهد کرد. در شکل زیر ارتباط میان تشکیل سرمایه‌ی بخش خصوصی در ماشین‌آلات و درآمد نفت نشان داده شده است.



شکل ٤: درآمد نفت و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی در ماشین‌آلات

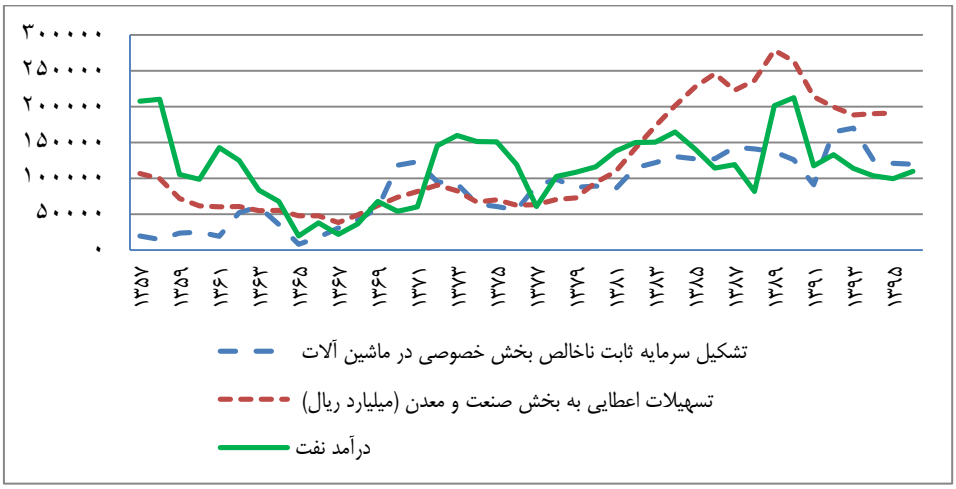
همان‌گونه که از شکل فوق نیز مشخص است به‌نظر می‌رسد که در شکل بالا چند رابطه میان درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ماشین‌آلات وجود دارد؛ نخست این‌که، افزایش ملایم درآمدهای نفتی به‌طور عمده به هزینه‌های عمرانی زیربنایی، سرمایه‌گذاری و تأمین نیاز مالی بنگاه‌های تولید داخلی اختصاص می‌یابد که به‌لحاظ نظری رشد تولید ملی را موجب می‌شود. درحالی‌که افزایش بیش از حد درآمدهای نفتی معمولاً صرف افزایش هزینه‌های مصرفی، حقوق و دستمزدها، پرداخت‌های انتقالی و یارانه‌ها به شیوه‌ای غیرمؤثر می‌شود (اثنی‌عشری و همکاران ۱۳۹۴)؛ بنابراین در بازه‌ی زمانی ۶۹-۱۳۶۳ هش. که حرکت ملایم درآمدهای نفتی وجود دارد، تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص در ماشین‌آلات نیز به آرامی افزایش یافته است. ولی زمانی‌که درآمد نفتی در یک مدت‌زمان کوتاه به حداکثر مقدار خود رسیده است، تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص نیز به‌میزان قابل‌ملاحظه‌ای کاهش یافته است؛ زیرا با افزایش بیش از حد درآمدهای نفتی و در عین‌حال عدم‌مدیریت بهینه‌ی درآمدهای اضافی، آثار منفی حاصل از آن گسترش خواهد یافت؛ زیرا در چنین شرایطی درآمدهای ارزی گسترده‌ی حاصل از فروش نفت، منجر به افزایش شدید هزینه‌های دولت، واردات گسترده‌ی کالاهای مصرفی، اختلال فزاینده در تخصیص بهینه‌ی منابع مالی، گسترش

فعالیت‌های رانت‌جویی و فساد اقتصادی، افزایش فزاینده‌ی پروژه‌های کم‌بازده و ناتمام، افزایش بازدهی بخش خدمات نسبت به بخش‌های صنعت و کشاورزی و در نتیجه منقبض‌شدن بخش‌های صنعت و کشاورزی خواهد شد (محمدی و میرابی‌زاده، ۱۳۹۵). دوم این‌که، با وقوع شوک‌های مثبت نفتی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بلافاصله کاهش می‌یابد و تنها گذشت زمان منجر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌دلیل سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته در زیرساخت‌ها توسط دولت، می‌گردد؛ به‌عبارت بهتر، افزایش درآمدهای نفتی با وقفه بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثرگذار بوده است.



شکل ۵: ارتباط میان درآمد نفتی و تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن

با افزایش درآمدهای نفتی، این انتظار وجود دارد که دولت بدهی‌های معوق خود به پیمانکاران بخش خصوصی و غیره را تسویه و پروژه‌های جدید زیربنایی و عمرانی را آغاز نماید؛ بنابراین، این انتظار وجود دارد که تقاضا برای محصولات و خدمات ارائه شده توسط بنگاه‌های بخش خصوصی افزایش یافته و در نتیجه انتظار افزایش درآمد و سود، سپرده‌گذاری خانوارها در بانک افزایش یافته و با بهبود چشم‌انداز اقتصادی تقاضا برای وام افزایش یابد. علاوه‌بر این، درصورتی‌که دولت بخشی از افزایش درآمد به‌وجود آمده را صرف تسویه‌حساب با بخش بانکی نماید، در این‌صورت تمایل این بخش برای اعطای تسهیلات موردنیاز بخش خصوصی نیز افزایش خواهد یافت. ارتباط میان این سه متغیر نیز در شکل زیر نشان داده شده است.



شکل ٦: ارتباط میان درآمد نفتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ماشین‌آلات و ساختمان

۳. مدل

مزیت عمده‌ی مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه، این است که برخلاف الگوی VAR غیر مقید که در آن‌ها شناسایی شوک‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد؛ الگوهای SVAR به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی‌بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند بلندمدت یا کوتاه‌مدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌ها شناسایی مدل‌های ساختاری به‌دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به‌منظور ارزیابی آثار پویا برروی متغیرهای مختلف به‌کار گرفته شوند.

الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری به قرار زیر است:

$$A_0 Y_t = A_1(L) Y_{t-1} + A_2 X_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در معادله‌ی (۱)، Y_t بردار متغیرهای درون‌زا و دارای مرتبه‌ی $n \times 1$، x_t بردار متغیرهای درون‌زا و دارای مرتبه‌ی $m \times 1$، A_0 ماتریس ضرایب متناظر با تأثیر متقابل و هم‌زمان متغیرهای بردار Y_t، ε_t بردار شوک‌های ساختاری و $var(\varepsilon_t) = \varphi$ است.

برای تخمین معادله‌ی (۱) ابتدا لازم است فرم خلاصه‌شده‌ی آن‌که به‌صورت زیر قابل نمایش است، برآورد شود.

$$Y_t = B_1(L) Y_{t-1} + B_2 X_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در این معادله‌ی $B_1(L) = A_0^{-1}A_1(L)$ ،$B_2 = A_0^{-1}A_2$ ،$\Sigma = var(e_t) = A_0^{-1}\varphi A_0^{\acute{}-1}$ و $e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$ می‌باشد.

B(L) و Σ ازطریق تخمین فرم خلاصه‌شده‌ی (معادله‌ی ۲) محاسبه می‌شوند. برای ایجاد پیش‌بینی شرطی باید ماتریس پارامتر A_0 شناسایی شود. چون شوک‌های وارده از سمت متغیرهای (درون‌زای) سناریوسازی شده ازطریق ماتریس A_0 به متغیرهای مدل منتقل می‌شود. اما به‌دست آوردن پارامترهای این ماتریس، نیازمند تحمیل $\frac{n*(n+1)}{2}$ قید بر ضرایب ساختاری است که یا بر φ و یا بر A_0 تحمیل می‌گردد.

در معادله‌ی $\Sigma = A_0^{-1}\varphi A_0^{\acute{}-1}$ تعداد پارامترهایی که مقادیر آن‌ها مشخص است، برابر است با تعداد عناصر روی قطر اصلی و مثلث زیر قطر اصلی ماتریس Σ، یعنی $\frac{n(n-1)}{2} + n = \frac{n^2+n}{2}$.

پارامترهایی که مقادیر آن‌ها نامشخص است و باید تعیین شود مربوط به φ و A_0 است. عناصر قطری A_0 برابر با یک است؛ بنابراین تعداد پارامترهای نامشخص این ماتریس برابر با $n^2 - n$ است. طبق رویکرد بازگشتی سیمز، φ قطری فرض می‌شود که به‌معنای تعامد شوک‌های ساختاری است؛ بنابراین تعداد عناصر نامشخص آن برابر با n است.

با این‌وجود تعداد پارامترهای نامشخص بیشتر از پارامترهای مشخص است چون:

$$n^2 - n + n = n^2 > \frac{n^2+n}{2}$$

به این‌ترتیب برای تساوی تعداد پارامترهای معلوم با تعداد پارامترهای مجهول باید تعداد $n^2 - \frac{n^2+n}{2} = \frac{n(n-1)}{2}$ قید تحمیل گردد. اگر تعداد قیود تحمیل‌شده برابر با صفر تعداد پارامترهای $\frac{n(n-1)}{2}$ از پارامترهای ماتریس A_0 باشد. با تحمیل این تعداد قید، ماتریس مزبور می‌تواند به ماتریسی پایین مثلثی تبدیل شود که عناصر روی قطر اصلی آن یک است.

در مطالعه‌ی حاضر، برای مدل‌سازی مکانیسم شکل‌گیری اثر وثیقه‌ای از الگوی SVAR به‌صورت زیر استفاده گردیده است؛ که در آن جملات خطای فرم حل شده (u_t) و جملات فرم ساختاری (e_t) می‌باشد:

$$e^{oil_t} = b_{11}.u^{oil_t}$$
$$e^{g_t} = b_{21}.u^{oil_t} + b_{22}.u^{g_t}$$
$$e^{m_t} = b_{31}.u^{oil_t} + b_{32}.u^{g_t} + b_{33}u^{m_t}$$
$$e^{CV_t} = b_{41}.u^{oil_t} + b_{42}.u^{g_t} + b_{43}.u^{m_t} + b_{44}.u^{cv_t}$$
$$e^{l_t} = b_{51}.u^{oil_t} + b_{52}.u^{g_t} + b_{53}.u^{m_t} + b_{54}.u^{cv_t} + b_{55}.u^{l_t}$$
$$e^{I_t} = b_{61}.u^{oil_t} + b_{62}.u^{g_t} + b_{63}\,u^{m_t} + b_{64}.u^{cv_t} + b_{65}.u^{l_t} + b_{66}.u^{I_t}$$
$$e^{y_t} = b_{71}.u^{oil_t} + b_{72}.u^{g_t} + b_{73}\,.u^{m_t} + b_{74}.u^{cv_t} + b_{75}.u^{l_t} + b_{76}.u^{I_t} + b_{77}.u^{y_t}$$

با توجه به این‌که این فروض مجموعه‌ای از قیود را بر ماتریس B (ماتریس ضرایب شوک‌های ساختاری) وضع می‌کند، روابط بالا را می‌توان به شکل ماتریسی زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} e^{oil_t} \\ e^{g_t} \\ e^{m_t} \\ e^{CV_t} \\ e^{L_t} \\ e^{I_t} \\ e^{y_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} & 0 \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & b_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{oil_t} \\ u^{g_t} \\ u^{m_t} \\ u^{CV_t} \\ u^{L_t} \\ u^{I_t} \\ u^{y_t} \end{bmatrix}$$

در ادامه، دلایل اعمال قیود به شکل سیستم معادلات فوق توضیح داده می‌شود:

سطر اول) قیمت نفت تحت‌تأثیر تصمیمات و تحولات مرتبط با بازارهای جهانی است. این تصمیمات و تحولات خارج از اقتصاد ایران تعیین شده و سیاست‌گذاران داخلی کنترلی بر آن ندارند. از این‌رو، عموماً در مدل‌سازی‌های اقتصاد ایران فرض می‌شود درآمدهای نفتی از یک فرآیند تصادفی پیروی می‌کند.

سطر دوم) میزان مخارج دولت یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سیاست مالی است و از عوامل مؤثر در تعیین عملکرد اقتصاد ایران محسوب می‌شود. اهمیت مخارج دولت در اقتصاد ایران از آنجاست که این مخارج در ترکیب تقاضای کل اقتصاد از سهم قابل‌توجهی برخوردارند؛ علاوه‌براین، دولت به‌عنوان دریافت‌کننده‌ی درآمدهای نفتی ازطریق بودجه‌های جاری و عمرانی درآمدهای نفتی را به بخش‌های مختلف اقتصادی هدایت می‌کنند. اما به‌دلیل انتظارات سیاسی و اجتماعی که عموماً فاقد مبانی اقتصادی هستند؛ سبب می‌شود که اغلب تأثیر مخارج عمرانی دولت نیز همانند مخارج جاری باشد. بدین‌معنی که حتی اگر دولت بخواهد افزایش درآمدهای ناشی از قیمت نفت را ازطریق هدایت بودجه عمرانی صرف سرمایه‌گذاری نماید، به‌دلیل این انتظارات، سرمایه‌گذاری عمده‌ی دولتی از برنامه‌ی زمان‌بندی مدون خود تبعیت نمی‌کند و حجم سرمایه‌گذاری از رقم پیش‌بینی فراتر می‌رود (متین و همکاران، ۱۳۹۴).

شواهد تجربی، حاکی از این است که سیاست مالی به‌صورت ادواری عمل می‌نماید؛ بدین‌مفهوم که سیاست مالی دولت در مخارج به‌صورت دوره‌ای افزایش و با کاهش قیمت نفت تغییر می‌کند و از این‌رو مخارج دولت روند هموار ندارد. با افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی افزایش‌یافته و دولت بدون توجه به آثار اقتصادی و افق بلندمدت برنامه‌های اقتصادی بخش مهمی از درآمدهای نفت را هزینه می‌کند و بنابراین مخارج دولت با قیمت و درآمد نفت همبستگی بالایی دارد (کمیجانی و نظری، ۱۳۹۴).

سطر سوم) در اقتصاد ایران به‌دلیل سلطه‌ی مالی دولت بر بانک مرکزی، این نهاد ملزم به تأمین معادل ریالی درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت خام است؛ درواقع، دولت به‌منظور تأمین مالی مخارج خود اقدام به فروش ارزهای حاصل از صادرات نفت خود به بانک مرکزی نموده و همین مسأله ضمن افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، سبب افزایش پایه‌ی پولی و در نتیجه‌ی آن افزایش نقدینگی می‌گردد. نتایج به‌دست آمده از مطالعه (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۳) نیز حاکی از این است که دارایی‌های خارجی بانک مرکزی منبع عمده جذب شوک‌های نفتی است و لذا بر اثر شوک‌های نفتی در شکل‌گیری سیاست‌های پولی در ایران تأکید کرده‌اند.

سطر چهارم) شوک‌های نفتی و خلق پول، نقش قابل‌توجهی در افزایش قیمت دارایی‌های وثیقه‌ای دارند. قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۸) در مطالعه‌ی خود نشان می‌دهند که متغیرهای سیاست پولی و متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها از عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن است و سیاست پولی سهم قابل‌توجهی از نوسان‌های قیمت مسکن و شکل‌گیری آن‌را در ایران به خود اختصاص داده است. شریفی‌رنانی و همکاران (۱۳۹۰) نیز نشان می‌دهند که افزایش حجم نقدینگی و سیاست‌های پولی بانک مرکزی تأثیر مستقیم بر افزایش قیمت مسکن داشته است. احمدلو (۱۳۹۴) نیز نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت از اعتبارهای بانکی و یک رابطه‌ی بلندمدت از اعتبارات بانکی، نقدینگی و نرخ تورم به قیمت دارایی‌های فیزیکی وجود دارد. بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰) نیز نتیجه می‌گیرند که شوک‌های نفتی ازطریق مکانیسم سیاست پولی منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها گردیده و به‌تبع آن بر قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای نیز اثرگذار بوده است.

سطر پنجم) اهمیت بررسی نقش بخش بانکی در سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی در این است که در اقتصاد ایران ازمیان تمامی منابع مالی بیرونی، امکان استفاده از بازارهای بدهی و سرمایه برای تمامی بنگاه‌ها وجود نداشته و از این‌رو، اکثر بنگاه‌ها از تسهیلات اعطایی بانک‌ها بهره می‌برند؛ بنابراین تسهیلات اعطایی بانک‌ها نقش بسزایی در انجام سرمایه‌گذاری و رفع مشکلات مالی بنگاه‌ها دارد؛ برهمین‌اساس گسترش سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال، و به‌طورکلی رشد و توسعه اقتصادی، با میزان تسهیلات اعطایی سیستم بانکی و نحوه عملکرد آن ارتباط پیدا می‌کند (نادران، ۱۳۸۳: ۱۱-۱۲).

به‌دلیل وجود نواقص بازار مالی، ازجمله عدم تقارن اطلاعاتی، سیستم بانکی به‌منظور اطمینان‌خاطر از بازگشت تسهیلات اعطایی از بخش خصوصی درخواست وثیقه نموده و برابر با درصدی از ارزش آن اقدام به پرداخت تسهیلات می‌نماید؛ بنابراین با افزایش ارزش وثیقه‌ی بخش خصوصی، تقاضا برای تسهیلات توسط بخش خصوصی افزایش می‌یابد.

سطح ششم) با توجه به این‌که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌صورت مثبت با منابع استقراضی سیستم بانکی در ارتباط است، لذا این انتظار وجود دارد که یک شوک مثبت در ارزش وثیقه‌ای منجر

به افزایش دسترسی بخش خصوصی به منابع بانکی شده و به‌تبع آن، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش یابد.

تحویلی و همکاران (۱۳۹۸) با بررسی اثر شتاب‌دهنده‌ی مالی در اقتصاد ایران نشان می‌دهند که میزان دارایی بنگاه‌ها نقش قابل‌توجهی در میزان دسترسی آن‌ها به تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری و میزان تولید آن‌ها داشته است. به‌گونه‌ای که در طول دوره‌ی رکود با کاهش دسترسی بنگاه‌های کوچک به تسهیلات بانکی، میزان سرمایه‌گذاری و تولید آن‌ها به‌شدت تحت‌تأثیر قرار گرفته است.

مطالعه‌ی تشکینی و همکاران (۱۳۹۵) نشان می‌دهد که میزان تسهیلات بانکی مهم‌ترین عامل محرک سرمایه‌گذاری بخش‌های تولیدی (به‌ویژه صنعت و معدن) است. بر این‌اساس، کمیابی منابع مالی نقش مؤثری در محدود کردن سرمایه‌گذاری، به‌ویژه در بخش صنعت و معدن دارد. این مطالعه هم‌چنین نشان می‌دهد افزایش سرمایه‌گذاری ۱۰ درصدی در رشد تسهیلات بانکی به بخش صنعت و معدن موجب افزایش ۴/۲ درصدی در رشد سرمایه‌گذاری در این بخش شده است (در شرایط باثبات اقتصادی این ضریب به ۵/۶ افزایش می‌یابد).

حافظی (۱۳۹۳) نیز با بیان نقش و اهمیت بازار پول و اعتبارات بانکی در تأمین منابع موردنیاز برای سرمایه‌گذاری، نشان می‌دهد که حجم اعتبارات بانکی رابطه‌ی مثبت و مستقیمی برروی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند.

در سطر آخر نیز با توجه به این‌که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و نوسانات آن نقش ویژه‌ای در بروز ادوار تجاری و نوسانات اقتصادی دارند، فرض گردیده که افزایش سرمایه‌گذاری به‌دلیل افزایش در تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی منجر به این مهم می‌گردد.

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج

مدل‌سازی سری‌های زمانی مبتنی‌بر فرض مانایی متغیرها است. نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد تمام متغیرهای تحقیق حاکی از این است که مقادیر لگاریتمی تمامی متغیرها در طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی (۹۶-۱۳۴۵) در سطح مانا هستند.[1] بعد از بررسی مانایی متغیرها، اولین گام در مدل‌های پویا، تعیین طول وقفه‌ی بهینه است. در این‌راستا، به‌دلیل اندازه‌ی کوچک نمونه از معیار شوارتز[2] (SC) استفاده شده است. این معیار وقفه‌ی یک را به‌عنوان طول وقفه‌ی بهینه تعیین می‌کند؛ بنابراین مدل SVAR تحقیق با طول وقفه‌ی یک برآورد می‌شود. در مدل‌های VAR، جهت تفسیر اثرات شوک

۱. جهت رعایت اختصار نتایج آزمون ریشه‌ی واحد ارائه نشده است.

2. Schwartz Criteria

متغیرها بر یکدیگر، از توابع واکنش آنی و تجزیه‌ی واریانس استفاده می‌شود. توابع واکنش آنی نشان می‌دهند که به ازای یک انحراف معیار تغییر در متغیرهای الگو، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان چگونه تغییر خواهد کرد. تجزیه‌ی واریانس نیز واریانس خطای پیش‌بینی را به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را دربر دارند، تجزیه می‌کند؛ در ادامه با استفاده از توابع واکنش آنی به بررسی آثار شوک نفتی بر مخارج دولت (g)، نقدینگی (m)، ارزش وثیقه‌ای بخش خصوصی (CV)، میزان تسهیلات در دسترس برای بخش خصوصی (L)، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (Inv) و تولید ناخالص داخلی (y) پرداخته می‌شود (جدول و شکل ۱). نتایج تجزیه واریانس نیز در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۱: واکنش آنی متغیرهای اقتصاد کلان به یک انحراف معیار تغییر در متغیرهای اقتصاد کلان

شوک	واکنش متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
Oil	G	0.076	0.078	0.058	0.044	0.035	0.030	0.028	0.027	0.027	0.027
	M	0.032	0	0.006	0.010	0.012	0.014	0.015	0.015	0.013	0.011
	CV	0.057	0.042	0.035	0.028	0.021	0.016	0.011	0.006	0.0006	-0.005
	L	0.046	-0.013	-0.009	-0.004	0.001	0.006	0009	0.01	0.008	0.004
	Inv	0.053	0.066	0.064	0.055	0.043	0.032	0.022	0.015	0.009	0.004
	Y	0.045	0.038	0.033	0.028	0.024	0.020	0.018	0.015	0.013	0.011

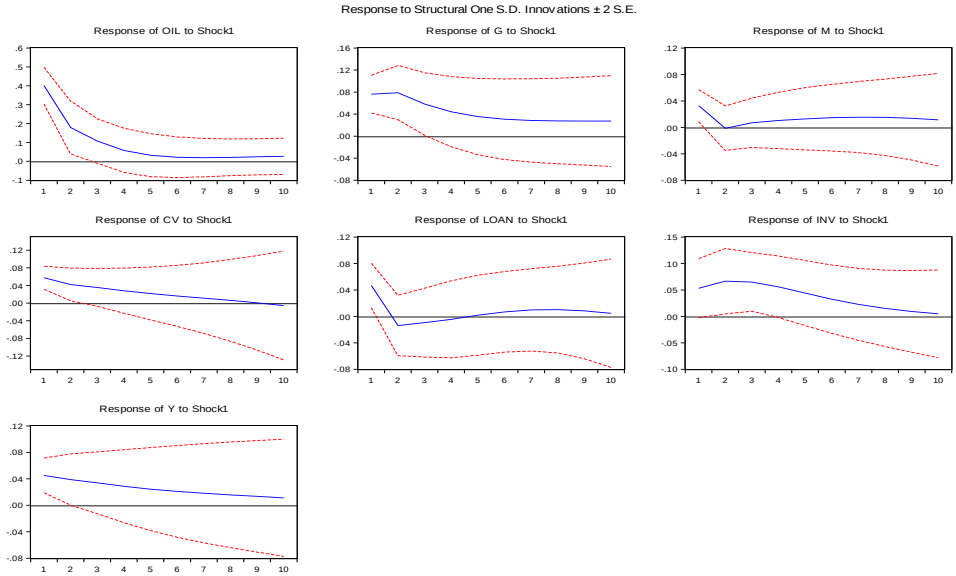
منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که از جدول (۱) نیز مشخص است یک شوک نفتی مثبت در دوره‌ی نخست بر تمامی متغیرهای موردبررسی اثر مثبت گذاشته که تمامی این اثرات از لحاظ آماری معنادار می‌باشند؛ به‌عبارت بهتر، شوک مثبتی به اندازه‌ی یک انحراف معیار در درآمدهای نفتی، منجر به افزایش مخارج دولت می‌شود، که این افزایش در دو دوره از نظر آماری معنادار است. هم‌چنین تأثیر این شوک‌ها بر میزان نقدینگی و ارزش دارایی‌های وثیقه‌ای بخش خصوصی نیز به ترتیب برای یک و دو دوره ازنظر آماری معنادار است. براساس توابع واکنش آنی، میزان تسهیلات اعطا شده به بخش خصوصی با ایجاد شوک مثبت در درآمدهای نفتی شروع به افزایش می‌کند و این افزایش در سال نخست ازنظر آماری معنادار است. سرمایه‌گذاری صورت‌گرفته ناشی از شوک مثبت نفتی، با گذشت تقریباً ۴ دوره بعد از وقوع شوک، ازنظر آماری معنادار است. هم‌چنین توابع واکنش آنی نشان می‌دهند که شوک مثبت درآمد نفتی در نهایت منجر به افزایش GDP گردیده و این اثرات تنها در دو دوره‌ی نخست بعد از شوک از نظر آماری معنادار بوده و برابر با ۰.۰۴۵ درصد است.

درخصوص تأثیر مثبت شوک مثبت نفتی بر حجم سرمایه، سرمایه‌گذاری و میزان تولید، لازم به ذکر است که این یافته‌ها منطبق بر نتایج مطالعات پیشین ازجمله شهرستانی و اربابی (۱۳۸۸)، مجاب

و برکچیان (۱۳۹۰)، شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)، حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۳)، صمیمی و همکاران (۱۳۹۳)، شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۴) و توکلی و همکاران (۱۳۹۶) است.

بنابراین می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که با افزایش درآمدهای نفتی، ظرفیت‌های اقتصادی به‌دلیل سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌ها افزایش و بهبود یافته است. با افزایش مخارج دولت در دو حوزه‌ی جاری و عمرانی، درآمد خانوارها افزایش‌یافته و همین مسأله منجر به افزایش مصرف و میزان پس‌انداز و سپرده‌گذاری آن‌ها می‌گردد. افزایش سپرده‌های بانکی منجر به افزایش قدرت بانک برای اعطای تسهیلات می‌شود. با افزایش عرضه‌ی تسهیلات و ارتقاء ظرفیت‌های مولد اقتصادی و بهبود زیرساخت‌ها، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش می‌یابد؛ بنابراین با افزایش تقاضا و افزایش انباشت عوامل تولید در سمت عرضه اقتصاد، میزان تولید نیز افزایش خواهد یافت.



شکل ۱: توابع واکنش آنی متغیرهای اقتصاد کلان به یک انحراف معیار تغییر در متغیرها

برای بررسی سهم شوک نفتی در توضیح متغیرهای کلان اقتصادی از تجزیه‌ی واریانس استفاده شده است. براساس جدول شماره‌ی (۲)، شوک نفتی در سال اول به‌ترتیب ۴۵ درصد تغییرات مخارج دولت، ۱۹ درصد تغییرات حجم نقدینگی، ۴۴ درصد تغییرات قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای، ۲۰ درصد تغییرات تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی، ۱۰ درصد تغییرات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و

۲۹/۷ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. این ارقام برای سال سی‌ام به‌همان ترتیب فوق برابر با ۵۹، ۱۸، ۳، ۴، ۲/۵، ۱۴ و ۴ درصد است.

جدول ۲: تجزیه واریانس اثر شوک درآمد نفتی

متغیر کلان	دوره	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
درآمد نفتی	شوک نفتی	۱۰۰	۹۵	۹۱	۸۴	۷۸	۷۳	۶۹	۶۵	۶۲	۵۹
مخارج دولت		۴۵	۴۷	۴۲	۳۶	۳۱	۲۷	۲۴	۲۲	۲۰	۱۸
حجم نقدینگی		۱۹	۱۰	۷	۶	۵	۴/۸	۴/۵	۴	۳/۷	۳
ارزش وثیقه بخش خصوصی		۴۴	۳۷	۳۰	۲۴	۱۸/۵	۱۴	۱۰	۸	۶	۴
تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی		۲۰	۱۲	۸	۶	۵	۴/۷	۴	۳/۷	۳	۲/۵
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی		۱۰	۱۹	۲۵	۲۶/۷	۲۵/۸	۲۳/۶	۲۱	۱۸/۶	۱۶	۱۴
تولید ناخالص داخلی		۲۹/۷	۲۴/۶	۲۰	۱۶/۷	۱۳/۸	۱۱/۵	۹/۷	۸	۷	۶

بر اساس نتایج حاصل از توابع تجزیه‌ی واریانس، تمامی شوک‌ها در بلندمدت متغیرهای اقتصاد کلان را نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر تحت‌تأثیر قرار داده و درصد بیشتری از تغییرات این متغیرها را توضیح می‌دهند.

نتیجه‌گیری

اتخاذ سیاست‌های مناسب به‌منظور کاهش شدت ادوار تجاری و بی‌ثباتی اقتصادی نیازمند شناسایی عوامل مؤثر بر ادوار تجاری و عوامل اصلی تشکیل‌دهنده‌ی آن ازجمله سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. یکی از عوامل بسیار مهم و تأثیرگذار در این زمینه که از کانال بازارهای مالی، سیستم بانکی و نواقص موجود در آن بر اقتصاد اثر می‌گذارد، اثر وثیقه‌ای است. همان‌گونه در بخش‌های پیشین این مطالعه نیز ذکر گردید، این اثر اشاره به این مسأله دارد که افزایش ارزش دارایی‌های فیزیکی بخش خصوصی که قابلیت استفاده به‌عنوان وثیقه بانکی را دارند، منجر به این خواهد شد که حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی افزایش یافته و از این‌طریق، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی نیز افزایش یابد. با توجه به ساختار دولتی اقتصاد ایران و نقش درآمدهای نفتی در افزایش مخارج دولت و حجم نقدینگی و بالتبع آن، افزایش قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای، این مطالعه به بررسی نقش درآمدهای نفتی در نوسانات تولید ناخالص داخلی ازطریق کانال اثر وثیقه‌ای پرداخت. برهمین‌اساس، با درنظر گرفتن داده‌های مربوط به دوره‌ی ۹۶–۱۳۴۵ اقتصاد ایران و با

استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و تحلیل‌های واکنش آنی و تجزیه واریانس، نشان داده شد که با توجه به نقش قابل‌توجه دولت در اقتصاد ایران، با بروز یک شوک نفتی، مخارج جاری و عمرانی دولت افزایش‌یافته و همین مسأله منجر به افزایش حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای می‌گردد. با وجود نواقص و اصطکاک‌های مالی در نظام بانکی، افزایش ارزش وثیقه‌ی بخش خصوصی منجر به افزایش تقاضای این بخش برای تسهیلات بانکی می‌گردد. افزایش منابع مالی بیرونی بخش خصوصی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری این بخش شده و بالتبع آن تولید ناخالص داخلی می‌گردد.

به‌عنوان توصیه‌ی سیاستی، همان‌گونه که صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۵) نیز پیشنهاد می‌نماید، به‌منظور کاهش اثرگذاری درآمدهای نفتی بر نوسانات اقتصادی و دستیابی به ثبات محصول می‌توان ازطریق اتخاذ سیاست‌های مناسب به قطع ارتباط میان شوک نفتی و تولید ناخالص داخلی پرداخت؛ به‌عبارت بهتر، به‌دلیل این‌که شوک نفتی با اثرگذاری بر قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای از کانال اثر وثیقه‌ای منجر به نوسانات اقتصادی می‌گردد، لذا لازم است تا بانک مرکزی با اتخاذ سیاست ضد ادواری مناسب، به ازاء یک میزان ارزش وثیقه‌ای مشخص، اقدام به کاهش میزان تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی نماید؛ در نتیجه این مهم، با بروز شوک‌های نفتی بخش خصوصی در جهت مخالف تعدیل گردیده و از این‌طریق می‌توان به ثبات محصول دست‌یافت.

منابع

Afshari, Z., Shirinbakhsh, S. A., Ravangard, S. (2014). The Effect of oil price changes on bank profitability, *Journal of Economic Development Policy*, 2(3), 121- 139.

Ahmadlo, M. (2015). "Analysis impact of monetary policy on asset prices in Iran's economy", *Journal of financial econimc and development*, 9(33), 105-117.

Akinboade, O. A., Makina, D. (2010). "Econometric analysis of bank lending and business cycles in south africa". *Applied Economics*, 42(29), 3803-3811.

Al-Khazali, O., Mirzaei, A. (2017). "The Impact of oil price movements on bank non-performing loans: global evidence from oil exporting countries", *Emerging Market Review*, 31, 193- 208.

Bahrami, J., Aslani, P. (2011). "The Analysis of oil shocks effects on residential investment dynamic stochastic general equilibrium model on real business cycles theory", *Journal of Economic Modeling Research*, 1(4), 57-82.

Beheshti, M. B., Mohseni Zonuzi, F. S. (2010). "Investigation of housing market in Iran through using monetary transition mechanism*", The Journal of Economic Modeling Research*, 1 (1),187-211.

Berger, A. N., Udell, G. F. (1992). "Some evidence on the empirical significance of credit rationing". *Journal of Political Economy*, 100(5), 1047-1077.

Bernanke, B., Gertler, M. (۱۹۸۹). "Agency costs, collateral and business fluctuations", *NBER Working Paper Series*, 2015, 1-52.

Bernanke, B., Gertler, M., Ghilchrist, S. (1999). "The Financial accelerator in a quantitative business cycle framework", *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341- 1393.

Brazdic, F., Hlavacek, M., Marsel, A. (2012). "Survey of research on financial Sector modelling within DSGE models: what central banks can learn from it?". *Journal of economics and Finance*, 62(3), 252- 277.

Cao, D., Nie, G. (2017). "Amplification and asymmetric effects without collateral constraints". *American Economic Journal of Macroeconomics*, 9(3), 66-222.

Chaney, T., Sraer, D., Thesmar, D. (2013). "The Collateral channel: how real estate shocks affect corporate investment", *American Economic Review*, 102(6), 2381-2409.

Chen, N. K., Wang, H. J. (2007). "The Procyclical leverage effect of collateral value on bank loans—evidence from the transaction data of Taiwan". *Economic Inquiry*, 45(2), 395-406.

Christensen, I., Corrigan, P., Mendicino, C., Nishiyama, S. (2016). "Consumption, housing collateral and the canadian business cycle", *Bank of Canada Working Paper*, 49(1), 207-236.

Dmitriev, M. I., Hoddenbagh, J. (2015), "The Financial accelerator and the optimal lending contract", *Technical Report*, 1-39.

Esna Ashari, A., Nadri, K., Abolhasani, S., Mehregan, N., Babaee Semiromi, M. R. (2015). "Qu & Perron methodology application in recognition of the Iranian economy oil shocks", *Applied Economics Studies*, 9(36), 81- 105.

Forssbæck, J., Lundtofte, F., Wilhelmsson, A. (2017). "Loan pricing over the business cycle", *Social Science Research Network*, 2914567, 1- 70.

Fostel, A., Geanakoplos, J. (2014). Endogenous collateral constraints and the leverage cycle", *Annual Review of Economics*, 6, 771-799.

Gholizadeh, A., Akbarian, H. (2010). "Housing investments and economic growth in iran", *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 7(1), 105- 133.

Gholizadeh, A., Kamyab, B. (2010). "The Analysis of effect of the monetary policy on house price bubble: A cross-country study", *Journal of Economic Research*, 3(3), 1-31.

Gong, L., Wang, C., Zhao, F., Zou, H. (2017). "Land-price Ddynamics and macroeconomic fluctuations with no separable preferences", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 83, 149-161.

Guerrieri, L., Iacoviello. M. (2015). "Collateral constraints and macroeconomic asymmetries", *Journal of Monetary Economics*, 90, 28- 49.

Hafezi, H. (2014). "Studing the role of Banking system on private sector investment in iran", *Quarterly Journal of ravand*, 21(68), 87-120.

Hammersland, R., Traee, C. B. (2014). "The Financial accelerator and the real economy: A small macroeconometric model for Norway with financial frictions, *Economic Modelling*, 36, 517-537.

He, Q., Liu, F., Qian, Z., Chong, T. T. L. (2017). "Housing prices and business cycle in china: A DSGE analysis". *International Review of Economics & Finance*, 52, 246-256.

Heidari, H., Molabahrami, A. (2014). "Oil price shocks and monetary policy in Iran: evidences based on a dynamic stochastic general equilibrium model", *Journal of Monetary and Banking Research*, 7(19), 51- 67.

Kiyotaki, N., Moore, J. (1997). "Credit cycles", *Journal of political Economy*, 105(2), 211- 248.

Komayjani, A., Nazari, R. (). "Impact of oil income on government expenditures by an ARDL model", *Journal of the Empirical Studies of Iranian Economics*, 1(2), 55- 90.

La'O, J. (2010). "Collateral constraints and noisy fluctuations", *Massachuestts Institute of Technology*, 780, 1-53.

Liu, Z., Wang, P., Zha, T. (2013). "Land price dynamics and macroeconomic fluctuations", *Econometrica*, 81(3), 1147-1184.

Matin, S., Ahmadi Shadmehri, M. T., Falahi, M. A., (2015). "An Investigation of the asymmetric effects of oil price fluctuations on the composition of the government's expenditures in Iran (The application of mork and hamilton definitions), *Monetary and Financial Economics*, 10(1), 22- 58.

Mishkin, F. S. (2007). "Housing and the monetary transmission mechanism", *NBER Working Paper*, 13518, 1-56.

Mohammadi, T., Mirabii Zadeh, M. (2016). "Analysis of the effect of oil revenues on Iran˙s economy: dynamic stochastic general equilibrium model", *Quarterly Journal* of *Quantitative Economics*, 4(51), 45- 74.

Naderan, E. (2004). "The Effect of credit policies on the value added in the Iranian manufacturing sector", *Journal of Iran's Economic Essays*, 1(1), 9- 41.

Pedram, M., Shirinbakhsh, S., Afshar, A. (2011), "The Role of house prices in the monetary transmission mechanism: SVAR approach and counterfactual simulation", *Journal of Monetary and Banking Research*, 3(7), 77- 108.

Prieto, E., Eickmeier, S., Marcellino, M. (2016). "Time variation in macro-financial linkages". *Journal of Applied Econometrics*, 31(7), 1233-1215.

Quadrini, V. (2011). "Financial frictions in macroeconomic fluctuations". *Economic Quarterly*, 97(3), 209-254.

Rampini, A. A., Viswanathan, S. (2010). "Collateral, risk management, and the distribution of debt capacity", *The Journal of Finance*, 10(6), 2293-2322.

Sharif Azadeh, M. R., Kaghazian, S. (2008). "The Evaluation of effective factors on business cycles in Iran's economy", *Journal of Iran's Economic Essays*, 5(9), 199-236.

Sharifi-Renani, H., Ghobadi, S., Amrollahi, F., Honarvar, N. (2011). "The Role of asset price channel in monetary transmission mechanism in Iran: The case of housing price", *The Journal of Economic Modeling Research*, 1 (3), 29-43.

Stock, J. H., Watson, M. W. (2003). "Has the business cycle changed? Evidence and explanations", *Federal Reserve Bank of Kansas*, 9-56 .

Tahsili, H., Shakeri, A., Ghasemi, R., Salimifar, M., Jahangard, E. (2011). "The Investigation of housing fluctuations and its relation with business cycles in economy of Iran", *Journal of Economics and Regional Development*, 19(3), 122- 150.

Tahvili, A., Sahabi, B., Yavari, K., Mehregan, N. (2019), "Business cycle and financial accelerator in Iran economy", *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 1 -23.

Taiebnia, A., Ghasemi, F. (2007). "The Role of oil price shocks in business cycles in Iran's economy", *Journal of Economic Research*, 6(23), 49- 80.

Tashkini, A., Heydari, H., Shafiei, A. (2016). "Economic analysis of credit policies effects on investment in key economic sectors", *Iranian Journal of Trade Studies*, 20(80), 23-43.

Tsatsaronis, K., Zhu, H. (2004). 'What derives housing price dynamics: cross - country evidence", *BIS Quarterly Review*, 65-78.

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 51

Volume 10, Number 37, Spring 2021

Oil Shock, Monetary Policy and Collateral Effect in Iranian Economy

Tahvili, A.[1*], Sahabi, B.[2], Yavari, K.[3], Mehregan, N.[4]

Abstract

The 2007 financial crisis clearly demonstrate the role of capital assets in the emergence of economic fluctuations and business cycles. Physical assets with a dual role as a factor in production and use as collateral to obtain loans from the banking system in two separate channels affect the real sector of the economy and lead to intensification of product fluctuations and business cycles. Emprical evidence of Iran's economy indicates that the price of capital assets has been rising and fluctuating over time for various reasons, the most important of which are the role of oil revenues and related shocks. Accordingly, with regard to the collateral effect channel, there is an expectation that by creating a positive oil shock and increasing oil revenues, government spending and, consequently, liquidity, the price of private equity assets, as a acceptable collateral for the banking system, will increase. This issue will lead to an increase in the amount of loans received by the private sector, the volume of investment and output. For this purpose, this study has examined this important issue using data related to the period of 1966- 2017 of the Iranian economy and the model of structural Vector Autoregressive (SVAR). The results of the model confirm the effect of collateral in short periods. Therefore, it is suggested that if the policymaker seeks to stabilize the product in the short term, then it is necessary to adopt an appropriate countercyclical policy on how to pay loans to the private sector in order to control the volume of private sector investment and stabilize the output.

Keywords: Physical Asset, Collateral Effect, Oil Shock, Private Investment, Business Cycle, Iran's Economy.

JEL Classification: Q41, E52, D25, O16.

1. Graduated PhD student in Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. **Email:** tahvili.ali@gmail.com
2. Associated Professor, Department of Economical Science, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. **Email:** Sahabi_h@modares.ac.ir
3. Professor, Department of Economical Science, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. **Email:** kyavari@gmail.com
4. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Science, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. **Email:** mehregannader@yahoo.com