فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۶. شماره‌ی ۲. تابستان ۱۳۹۸. صص ۱۸۰-۱۴۵

عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی در اقتصاد ایران: رویکرد میانگین‌گیری بیزی

عذرا بیانی* و تیمور محمدی**

تاریخ وصول: ۱۳۹۷/۱۰/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۲/۳

چکیده

بحران‌های اخیر نشان‌دهنده شکست مدل‌های هشداردهنده پیش از موعد قبلی است. پژوهش حاضر این شکست را در شناسایی متغیرهای توضیحی و طراحی تجربی مدل می‌داند، عواملی که این پژوهش در تلاش برای بهبود آنها است. در این پژوهش تلاش می‌شود تا با تعریف نااطمینانی در مدل‌های بحران و با رویکردی مرسوم به میانگین‌گیری بیزی، به تعیین عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی در اقتصاد ایران پرداخته شود. در این پژوهش ۶۲ متغیر مؤثر بر بحران مالی وارد مدل گردید و در نهایت با استفاده از رویکرد مدل میانگین‌گیری بیزی ۱۲ متغیر غیر شکننده مؤثر بر بحران مالی که عبارتند از کسری یا مازاد بودجه؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی؛ نرخ تورم؛ نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی؛ ضریب فزاینده پول (نقدینگی/پایه پولی)؛ نسبت صادرات به GDP؛ نسبت واردات به GDP؛ نسبت مخارج دولت به GDP؛ کسری بودجه به GDP؛ نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی؛ نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و مجذور نرخ تورم شناسایی شدند. با توجه به خروجی نتایج می‌توان بیان داشت شاخص بحران مالی در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی است؛ چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست مالی، سیاست پولی و سیاست ارزی بر این شاخص اثرگذارند.

طبقه‌بندی JEL: C11 ،E44 ،G01

واژه‌های کلیدی: *بحران مالی، نااطمینانی، میانگین‌گیری بیزی*

* دانشجوی دکترای اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران. ایران. (نویسنده مسئول)
(atmohamadi@gmail.com)

۱- مقدمه

بحران مالی جهانی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ یادآوری دردناکی از ماهیت چندوجهی بحران‌ها داشته است. این بحران‌ها هم کشورهای کوچک و هم کشورهای بزرگ چه آنهایی که ثروتمند و چه آنهایی که فقیر بودند را تحت‌تأثیر قرار داده است. همان‌طور که رینهارت و راگاف[۱] (۲۰۰۹) بیان کرده‌اند "بحران‌های مالی یک تهدید- فرصت برابر هستند". بحران‌ها می‌توانند منشأ داخلی یا خارجی داشته باشند و از بخش‌های خصوصی یا عمومی ناشی شوند. بر این اساس، ادبیات رو به گسترشی جهت مطالعه و شناسایی بحران‌های مالی شکل گرفت به طور خلاصه مطالعات تجربی انجام شده در خصوص بحران‌های مالی را می‌توان به صورت زیر طبقه‌بندی کرد:

- شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های مالی (رینهارت و راگاف (۲۰۰۹)، کاردارلی و همکاران[۲] (۲۰۰۶)، فربز و وارنک[۳] (۲۰۱۲)، لیون و والنسیا[۴] (۲۰۱۲)).
- برآورد هزینه‌های مالی بحران مالی (کالوو و همکاران[۵] (۲۰۰۶)، دل‌آریسیا و همکاران[۶] (۲۰۰۸)، کامپلو و همکاران[۷] (۲۰۱۰)، آبیاد و همکاران[۸] (۲۰۱۳)).
- بررسی عوامل تعیین‌کننده بحران‌های مالی (ادیسون[۹] (۲۰۰۰)، د گریف (۲۰۱۰)[۱۰]، پرکیک و همکاران[۱۱] (۲۰۱۳)، لیون و والنسیا (۲۰۱۸)).
- نحوه تسری بحران‌های مالی بین کشورها و بازارهای مختلف (فرانکل و ساراولس[۱۲] (۲۰۱۲)، هانس لانگ[۱۳] (۲۰۱۸)).
- اثر بحران‌های مالی بر بخش حقیقی (کلاسنز و همکاران[۱۴] (۲۰۰۹ و ۲۰۱۲)، کوز و همکاران[۱۵] (۲۰۱۳)، کانان و همکاران[۱۶] (۲۰۱۳)).

---

[1] Reinhart & Rogoff
[2] Cardarelli et al
[3] Forbes & Warnock
[4] Laeven & Valencia
[5] Calvo et al
[6] Dell'Aricci et al
[7] Campello et al
[8] Abiad et al
[9] Edison
[10] De Greeff
[11] Percic et al
[12] Frankel & Saravelos
[13] Hannes Lang
[14] Claessens, Kose & Terrones
[15] Kose et al
[16] Kannan et al

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

به طور کلی مطالعات تجربی مختلفی در زمینه عوامل مؤثر بر بحران مالی انجام شده است. در این راستا، تعدادی متغیر معرفی شده‌اند که با بحران مالی دارای رابطه بوده، ولی ترکیب این متغیرها از مطالعه‌ای به مطالعه دیگر تفاوت می‌کند و معمولاً این ترکیب از متغیرها، با توجه به پیشینه ذهنی محقق تعیین می‌شود. در واقع گستردگی طیف متغیرهای توضیحی مؤثر بر بحران مالی، این پرسش اساسی را در میان محققان مطرح کرده است که چه متغیرهایی باید در الگوی تجربی رگرسیون بحران مالی وارد شوند؟ این مشکل با عنوان "نااطمینانی مدل" شناخته می‌شود. در برآوردهای تجربی حداقل دو نوع نااطمینانی وجود دارد: تصریح یا ترکیب متغیرها در الگو (که به بی‌اطمینانی الگو شهرت دارد) و بی‌اطمینانی در خصوص ضرایب. در واقع تخمین اثر یک متغیر مانند درآمد نفتی به ترکیب متغیرهای دیگر بستگی دارد که (بر اساس سلیقه محقق) در الگو لحاظ شده است. عدم توجه به مسئله نااطمینانی مدل، می‌تواند منجر به تورش و عدم کارایی در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است.

یکی از روش‌های مناسب برای مشکل نااطمینانی مدل "متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها" یا روش "میانگین‌گیری مدل بیزینی[۱۷]" است (کوپ[۱۸]، ۲۰۰۳). به طور خلاصه نوآوری پژوهش حاضر، نسبت به سایر پژوهش‌ها، هم در زمینه نوع متغیرها (متغیر وابسته پژوهش هزینه‌های واقعی بحران در اقتصاد را نشان می‌دهد و به صورت یک متغیر پیوسته است و متغیر باینری نمی‌باشد) و هم در نوع مدل مورد استفاده است که از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی مبتنی بر میانگین‌گیری مدل بیزینی به منظور غلبه بر نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر بر بحران مالی و رتبه‌بندی سهم هر یک در اقتصاد ایران استفاده می‌کند. در روش میانگین‌گیری بیزی تمامی مدل‌های ممکن در نظر گرفته می‌شود و با توجه به معیارهایی که در ادامه ارائه خواهد شد، شدت تدثیر هر متغیر بر بحران مالی نسبت به حضور و عدم حضور بقیه متغیرها بررسی می‌شود. در واقع به این سؤال پاسخ داده می‌شود که اگر همه متغیرهای مؤثر بر بحران مالی (بر اساس مطالعات و نظریه‌ها) به صورت یکجا در نظر گرفته شوند، کدام متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند و کدام متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را از دست می‌دهند؟

---

[17] Bayesian Model Averaging (BMA)
[18] Koop

با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی پژوهش حاضر شناسایی تعیین‌کنندگان قوی بحران مالی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰ با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی (BACE) است. بدین منظور سازمان‌دهی بخش‌های مختلف پژوهش به شرح ذیل است: بخش‌های دوم و سوم به ترتیب، به مبانی نظری و پیشینه پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم روش پژوهش تشریح می‌شود. بخش پنجم به معرفی متغیرهای پژوهش اختصاص دارد. یافته‌های پژوهش به منظور دستیابی به اهداف در بخش ششم بیان می‌گردد. در نهایت در بخش پایانی خلاصه پژوهش، نتیجه‌گیری و پیشنهادها مطرح می‌شود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- بحران مالی و انواع آن

بحران مالی به وضعیت‌هایی اطلاق می‌شود که در آن تعداد زیادی از نهادهای مالی یا دارایی‌های مالی، ناگهان بخش بزرگی از ارزش خود را از دست بدهند. بحران مالی دارای انواعی به شرح بحران تراز پرداخت‌ها، بحران پول رایج، بحران بدهی، بحران بانکی، بحران ذخایر بین‌المللی و بحران بازار سهام است (بونیس و همکاران[۱۹]، ۱۹۹۹).

۲-۲- تئوری بحران مالی

در خصوص ایجاد بحران میان دیدگاه‌های دهه ۱۹۳۰ و دیدگاه‌های امروزی تضاد وجود دارد. در دهه ۱۹۳۰ مشکل بازار بود و مداخله دولت از طریق مقررات یا مالکیت سیستم بانک‌ها راه‌حل بود. این در حالی است که امروزه ناسازگاری سیاست‌های کلان دولت یا مخاطره اخلاقی[۲۰] در سیستم مالی به دلیل ضمانت دولت، ریشه بحران‌های اخیر است. طرفداران این نظریه معتقدند که دولت مسبب بحران است و نه راه‌حل آن و در مقابل نیروهای بازار راه‌حل بحران می‌باشد (آلن و گاله[۲۱]، ۲۰۰۲).

در پاسخ به این سؤال که، چگونه می‌توان ظهور و افول بحران‌های مالی و اقتصادی را در نظام سرمایه‌داری تفسیر کرد، اقتصاددانان کوشش‌های زیادی کرده‌اند. گروهی خواسته‌اند با مشاهده طول دوره بحران‌ها و فواصل زمانی در تواتر آنها، الگوهای ریاضی و آماری مناسبی بسازند که نه تنها بحران‌های گذشته را توضیح

[19] Bonis et al
[20] Moral Hazard
[21] Allen & Gale

دهد، بلکه بتواند بحران‌های آتی را پیش‌بینی نماید. این مطالعات نوعاً در حوزه "تئوری سیستم‌های جهانی"[۲۲] و نظریات افرادی چون فرانک و والرشتاین[۲۳] انجام شده است. سیکل‌های کندراتیف[۲۴] به ویژه امواج ۵۰ ساله کندراتیف، سهم بسزایی در توسعه چنین نگرشی در تفسیر و پیش‌بینی بحران‌های مالی و اقتصادی در نظام سرمایه‌داری داشته است. گروه دیگری از اقتصاددانان کوشیده‌اند با استفاده از تئوری بازی‌ها به ویژه نظریه "بازی‌های هماهنگ"[۲۵] به تفسیر و پیش‌بینی بحران‌های مالی و اقتصادی بپردازند. مبنای این نظریات وجود "بازخورد مثبت" در تصمیمات اتخاذ شده فعالان بازار می‌باشد. از این دیدگاه، بازخورد مثبت موجب می‌شود که ارزش دارایی‌ها با اندک تغییری در عوامل بنیادین اقتصادی به شدت تغییر کند و همین امر عدم تعادل بین بخش‌های واقعی و مالی را به دنبال دارد که منشأ بحران‌های مالی و اقتصادی است.

در تئوری مینسکی، بحران‌های مالی در ارتباط با ادوار تجاری شکل می‌گیرد. ایده اصلی بحران در این نظریه سیکل‌های تجاری آن است که هنگامی که اقتصاد دچار رکود یا انقباض می‌شود، بازدهی دارایی‌های بانکی پایین خواهد آمد. با توجه به ثابت بودن بدهی‌های بانکی (سپرده‌ها یا اوراق قرضه)، ممکن است بانک قادر به انجام تعهدات خود نباشد (میتچل[۲۶]، ۱۹۴۱)؛ این مسئله می‌تواند هجوم بانکی[۲۷] را تسریع کند. گورتن[۲۸] (۱۹۸۸) در اواخر قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم در آمریکا به طور تجربی نشان داد که شاخص پیشروی اقتصادی[۲۹] که مبتنی بر بدهی‌های کسب و کارهای ورشکسته باشد، می‌تواند به درستی وقوع بحران بانکی را پیش‌بینی کند. در چهارچوب تئوری‌های حوزه بحران‌های مالی که بر مبنای تئوری‌های اقتصاد پول‌گرایی بنا شده‌اند، بحران مالی با "هراس بانکی"[۳۰] مرتبط می‌باشد. در چارچوب مزبور، بحران مالی در صورتی به وقوع می‌پیوندد که هراس بانکی و متعاقب آن هجوم بانکی رخ داده باشد، زیرا هراس بانکی موجب کاهش عرضه پول در جامعه شده و

---

22 World Systems Theory
23 Andre Gunder Frank and Immanuel Wallerstein
24 Nikolai Kondratiev, Kondratiev Cycles
25 Coordination Games
26 Mitchell
27 Bank Run
28 Gorton
29 Leading Economic Indicator
30 Bank Panic

این به مثابه یک سیاست انقباضی توسط سیاست‌گذاران اقتصادی، منجر به کاهش تولید کل و فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد (فریدمن و شوارتز[۳۱]، ۱۹۶۳).

نکته حائز اهمیت آن است که تئوری‌های پولی بحران مالی، وقایعی همچون سقوط شدید قیمت دارایی‌ها و ورشکستگی ناگهانی بنگاه‌های اقتصادی را به تنهایی به عنوان وضعیت وقوع بحران مالی تلقی نمی‌کند و تنها بر شرایطی به عنوان شرایط وقوع بحران مالی تأکید می‌نماید که در آنها هراس بانکی رخ داده باشد (میشکین[۳۲]، ۱۹۹۲). شرایطی را که در آنها وقایع مزبور رخ داده و هیچ‌گونه هراس بانکی ایجاد نگردیده باشد، "شبه بحران مالی" و نه بحران مالی می‌باشد (شوارتز، ۱۹۸۶). طبق نظریات گفته شده، مداخله دولت در شرایط وقوع شبه بحران‌های مالی می‌تواند منجر به کاهش کارایی اقتصاد شده و بنابراین دخالت مزبور نه تنها ضروری نیست بلکه مضر نیز می‌باشد. کاهش کارایی سیستم اقتصادی بر اثر دخالت دولت در هنگام وقوع شبه بحران‌های مالی، ناشی از دو رخداد مهم می‌باشد (میشکین، ۱۹۹۲). در هنگام بروز بحران‌های مالی و پس از قطعی شدن وقوع هراس و هجوم بانکی، بانک مرکزی برای جلوگیری از ورشکستگی بانک‌ها، در نقش آخرین قرض‌دهنده، اقدام به اعطای وام بر مبنای یک نرخ جریمه به آنها می‌نماید (تورنتون[۳۳]، ۱۸۰۲). در چهارچوب نظری پول‌گرایی، ایفای نقش آخرین قرض‌دهنده توسط بانک مرکزی به عنوان بخشی از بدنه حاکمیت و یا همان دولت، تنها در زمانی لازم و قابل توصیه می‌باشد که وقوع هراس و هجوم بانکی در میان سپرده‌گذاران بانکی موجب کاهش شدید حجم پول گردد (میشکین، ۱۹۹۲). نظریه پول‌گرایی بیان می‌کند که اجرای یک قاعده پولی معین توسط مقامات پولی می‌توانست از عمیق‌ترین بحران‌های مالی و اقتصادی مانند بحران و رکود بزرگ آمریکا در سال ۱۹۲۹، جلوگیری نماید. اقتصاددانان مکتب پولی، عملیات بازار باز را دارای ظرفیت کامل جهت حفظ نرخ رشد عرضه پول در مقدار معین شده، دانسته و از طرف دیگر، اجرای قاعده حفظ رشد عرضه پول روی مسیر بلندمدت و تعیین شده را تنها اقدام لازم جهت حفظ تعادل و ثبات اقتصاد معرفی می‌نماید (فریدمن، ۱۹۸۵).

تئوری دیگری که در خصوص علل بحران مالی بحث می‌کند، مربوط به اقتصاد اطلاعات است. بر این اساس معاملاتی که در بازارهای مالی واقع می‌شوند، همواره

[31] Friedman and Schwartz
[32] Mishkin
[33] Thornton

در معرض مسئله عدم تقارن اطلاعاتی[۳۴] قرار دارند. عدم تقارن اطلاعات به آن معنا است که دو طرف معامله، اطلاعات یکسانی نسبت به یکدیگر ندارند. مسئله عدم تقارن اطلاعات می‌تواند از دو کانال در بازارهای مالی ایجاد اختلال نماید، که عبارتند از انتخاب معکوس[۳۵] که ناشی از مسئله عدم تقارن اطلاعات قبل از اینکه طرفین معامله وارد داد و ستد گردند، می‌باشد و دیگری مخاطرات اخلاقی که نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی در زمان پس از وقوع داد و ستد، است (میشکین، ۱۹۹۲). عوامل پنج‌گانه‌ای وجود دارد که می‌تواند به وخیم‌تر شدن مسئله انتخاب معکوس و مخاطره اخلاقی در بازارهای مالی منجر شده و موجبات وقوع بحران‌های مالی را فراهم آورند که شامل افزایش نرخ بهره، افول بازار سهام، هراس بانکی، افزایش در نااطمینانی و سقوط پیش‌بینی نشده در سطح قیمت‌ها می‌باشد.

گروهی معتقدند بحران مالی سه مرحله مجزا دارد. مرحله اول بحران مالی با آزادسازی مالی یا با اجماع تصمیم‌گیران بانک مرکزی برای افزایش وام‌دهی شروع می‌شود. پیامد گسترش اعتبارات، افزایش قیمت دارایی‌ها است. افزایش قیمت‌های مزبور مدت زمانی ادامه می‌یابد، به طوری که حباب تورمی شکل می‌گیرد. در مرحله دوم بحران مالی، حباب ایجاد شده ترکیده و قیمت دارایی‌ها سقوط می‌کند. ویژگی مرحله سوم، قصور تعداد زیادی از بنگاه‌ها و سایر کارگزارانی است که برای خرید دارایی‌ها با قیمت‌های متورم شده پول قرض گرفته‌اند. مشکلات نکول و بحران‌های بانکی و ارزی اغلب مشکلاتی در بخش حقیقی اقتصاد ایجاد می‌کند که می‌تواند چندین سال تداوم داشته باشد.

۳- مرور ادبیّات پژوهش

۳-۱- پیشینه خارجی

کرسپو کارسما و اسلاکیک[۳۶] (۲۰۰۹)، با در نظر گرفتن نااطمینانی در ادبیات بحران به شناسایی عوامل مؤثر بر بحران پولی پرداختند. بدین ترتیب از داده‌های ماهانه نمونه‌ای از ۲۷ کشور جهان طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۴ تا مارچ ۲۰۰۳ استفاده شد. متغیرهای مستقل پژوهش عبارتند از: نرخ رشد اعتبارات، انحراف نرخ ارز از روند

[34] Asymmetric Information
[35] Adverse Selection
[36] Crespo Cuaresma & Slacík

بلندمدت خود، نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت به ذخایر، نسبت بدهی‌های بلندمدت به ذخایر، تراز حساب جاری، تراز دولت، سرایت مالی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی. نشان می‌دهد که رشد اعتبارات، نسبت بدهی به ذخایر و انحراف نرخ ارز روند خود تمایل به افزایش بحران دارند و از سوی دیگر متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و مازاد حساب جاری تمایل به کاهش حملات سفته‌بازی دارند.

بابکی و همکاران[۳۷] (۲۰۱۲)، در مطالعه خود به شناسایی شاخص‌های پیشرو بروز بحران می‌پردازند. به منظور دستیابی به هدف پژوهش از داده‌های فصلی متغیرهای پژوهش طی بازه زمانی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ برای کشورهای توسعه‌یافته استفاده گردید. برای ساخت متغیر وابسته پژوهش از دو مقیاس پیوسته و گسسته شده است. در مقیاس پیوسته، متغیر وابسته ترکیبی (میانگین حسابی ساده)، از تولید ناخالص داخلی، بیکاری و کسری مالی می‌باشد که به عنوان هزینه‌های واقعی بحران در نظر گرفته می‌شود. در مقیاس گسسته نیز متغیر وابسته، احتمال وقوع بحران را در برمی‌گیرد. بر اساس یافته‌های پژوهش، قیمت مسکن، شاخص قیمت سهام، رشد اعتبارات و برخی از متغیرهای جهانی مانند اعتبارات خصوصی مهم‌ترین عوامل ریسک در کشورهای توسعه‌یافته هستند.

آسانویس[۳۸] (۲۰۱۳)، در مطالعه خود وقوع بحران بانکی را با دو روش گسسته و پیوسته بررسی کرد. متغیرهای توضیحی این پژوهش عبارتند بودند از: دارایی‌های کل سیستم بانکی، کل وام‌های سیستم بانکی، سطح کل سپرده‌های سیستم بانکی، میزان قرض‌گیری از بانک مرکزی، بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی و اعتباری، سرمایه کل سیستم بانکی، خالص وام‌های کل سیستم بانکی، نسبت وام به سپرده در کل سیستم بانکی، درآمد بهره‌ای در کل سیستم بانکی، مقدار کل ذخایر موردنیاز در سطح سیستم بانکی، شاخص بازار سهام، نرخ رشد سالانه قیمت‌های مصرف‌کننده، نرخ رشد ماهانه قیمت‌های مصرف‌کننده، شاخص تولیدات صنعتی، نرخ بهره یک ماه بین بانکی در اروپا، نرخ بهره ۳ ماهه بین بانکی در اروپا، نرخ برابری یورو به دلار. در قالب مدل لاجیت هشت متغیر از متغیرهای یاد شده بر وقوع بحران اثرگذار بودند. در قالب روش BMA، ۱۴ متغیر بر وقوع بحران اثر داشتند، که شش متغیر هشداردهنده بین این دو روش مشترک بودند. همچنین، وی نتیجه گرفت که

[37] Babecký et al
[38] Asanović

بحران‌های بانکی سیستماتیک ریشه در اقتصاد داخلی دارند. از سوی دیگر، آسانویس بیان کرد که، اگر چه نتایج نشان می‌دهد که عوامل بحران ریشه در اقتصاد داخلی دارند، اما نباید اثر مهم روندهای بین‌المللی بر سیستم بانکی و کل اقتصاد کشور نادیده گرفته شود.

حسنی[۳۹] (۲۰۱۴)، در مطالعه خود از یک مدل BMA برای تعیین عوامل مؤثر بر بحران بانکی در مجموعه‌ای از اقتصادهای نوظهور و توسعه‌یافته استفاده می‌کند. بدین منظور وی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی، مالی، حسابداری و متغیرهای خارجی را با تواتر سالانه طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۲ به کار می‌گیرد. نتایج نشان می‌هد در میان متغیرهای کلان اقتصادی تنها رشد تولید ناخالص داخلی دارای احتمال پسین بالاتر از ۰/۵ است (با ضریب منفی) است. همچنین، در میان متغیرهای مالی، رشد اعتبارات داخلی به بخش خصوصی و دولتی به صورت درصدی از GDP دارای احتمال شمول پسین بالاتر از ۰,۵ است (با ضرایب مثبت). در میان متغیرهای بخش خارجی، نسبت بدهی خارجی به GDP با ضریب مثبت دارای احتمال شمول پسین بالاتر از ۰,۵ می‌باشد و تمامی متغیرهای حسابداری بر وقوع بحران تأثیر دارند.

آل آصف[۴۰] (۲۰۱۷)، در مطالعه خود به ارائه یک سیستم هشدار پیش از موعد برای بحران‌های پولی در دو کشور اردن و مصر می‌پردازد. بدین منظور وی از داده‌های ماهانه متغیرهای مالی و اقتصادی این دو کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ و مدل لاجیت چندجمله‌ای استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ واقعی ارز، نسبت نقدینگی به ذخایر، نرخ رشد اعتبارات داخلی، نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به بدهی‌ها و رشد صادرات نقش مهمی در توضیح بحران‌های پولی در هر دو کشور ایفا می‌کنند. با این وجود نسبت نقدینگی به ذخایر مهم‌ترین شاخص در پیش‌بینی بحران در کشور اردن است، در حالی که نرخ واقعی ارز مهم‌ترین شاخص هشدار برای کشور مصر می‌باشد. همچنین نتایج بیانگر این است که در کشور اردن با افزایش نرخ واقعی ارز و رشد صادرات، احتمال بحران کاهش می‌یابد. در خصوص کشور مصر نیز احتمال بحران با رشد صادرات کاهش می‌یابد.

---

[39] Hosni
[40] Al-Assaf

کراویک و همکاران[41] (۲۰۱۸)، در مطالعه خود به شناسایی شاخص‌های هشداردهنده بحران‌های مالی در نمونه‌ای بزرگ از کشورها طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۰ پرداختند. رویکردهای مورد استفاده در پژوهش عبارتند از: رویکرد استخراج علائم و مدل لاجیت. برآورد حاصل از مدل لاجیت نشان می‌دهد که برای اقتصادهای پیشرفته و نوظهور، متغیرهای رشد اقتصادی، نسبت حساب جاری به GDP و رشد GDP جهانی تأثیر منفی و متغیرهای رشد واقعی مخارج و شکاف تولید ناخالص داخلی از روند، شکاف اعتباری و بدهی تأثیر مثبت بر بحران دارند. نتایج حاصل از مدل لاجیت برای گروه کشورهای کم درآمد نشان می‌دهد که کسری حسای جاری به GDP، قیمت جهانی مواد غذایی، رشد GDP، رشد واقعی مخارج تأثیر مثبت و متغیرهای حجم ذخایر، نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP و کمک‌های رسمی تأثیر منفی بر متغیر بحران دارند.

۲-۳- پیشینه داخلی

با توجه به اینکه در هیچ یک از مطالعات عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی در ایران از رویکرد میانگین‌گیری بیزی استفاده نشده، تنها به ذکر نتایج مطالعات صورت گرفته درباره متغیرها و عوامل مؤثر بر بحران مالی در ایران بسنده می‌شود.

صیادنیا طیبی و همکاران (۱۳۸۹)، یک سیستم هشداردهنده در جهت شناسایی بحران‌های مالی (بانکی و پولی) تبیین کردند. ابتدا شاخص‌های هشدار شامل رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ بهره حقیقی، شاخص بورس، نرخ ارز مؤثر و انحراف نرخ ارز رسمی و غیر رسمی، نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی، نسبت حساب‌های جاری به تولید ناخالص داخلی از طریق روش سیگنالی انتخاب شدند و سپس این متغیرها از طریق مدل‌های لاجیت و شبکه عصبی مورد سنجش قرار گرفتند. تخمین‌ها طبق نتایج مورد انتظار بودند و سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳۶۶، ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ به عنوان سال‌های بحرانی انتخاب شدند و شاخص‌هایی همچون نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره حقیقی، نرخ تورم و انحرافات ارزی به عنوان شاخص‌های هشدار شناسایی گردیدند.

ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، به بررسی بحران ارزی و شاخص‌های پیشرو پرداخته و با استفاده از نرخ ارز بازار آزاد، بحران‌های ارزی که در اقتصاد ایران در

41 Cerovic et al

دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۷ به وقوع پیوسته است را شناسایی و طبقه‌بندی می‌کنند. با استفاده از رویکرد عام به خاص از بین ۱۹ شاخص هشداردهی برای شناسایی بحران‌ها، شاخص‌های نرخ رشد GDP حقیقی، نسبت کسری بودجه به GDP، انحراف لگاریتم نرخ ارز حقیقی مؤثر از روند آن، نسبت کسری حساب جاری به GDP، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و نسبت تغییر در M_2 به تغییر در ذخایر ارزی، به عنوان شاخص‌های اصلی انتخاب شده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که برای دوره‌های زمانی نیمه دوم ۱۳۶۷، نه ماهه اول ۱۳۶۷، سه ماهه اول ۱۳۶۹، نیمه دوم ۱۳۷۲، سال ۱۳۷۳، نیمه اول ۱۳۷۴، سه ماهه سوم ۱۳۷۵، سال ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ وقوع بحران هشدار داده شده است که مطابق با واقعیات اقتصاد ایران است.

زارعی و کمیجانی (۱۳۹۱)، در پژوهش خود به ارزیابی ثبات مالی در ایران با تأکید بر ثبات بانکی پرداختند. ایشان با استفاده از روش احتمالی، یک الگوی هشداردهنده اولیه بحران بانکی برای ایران در دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۸۱ تا فصل چهارم ۱۳۸۹ برآورد کردند. تابع احتمال طراحی شده، نشان داده است که سه متغیر میانگین موزون نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی، میانگین موزون نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی، نرخ رشد قیمت مسکن، پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی می‌باشند. مدل تصریح شده در این مطالعه، در ۹۲ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده است، توانسته است وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی نماید و تنها ۷,۱۴ درصد سیگنال از دست رفته است و ۹,۵۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است.

مشیری و نادعلی (۱۳۹۲)، در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر در احتمال وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۲ می‌پردازند. لازم به یادآوری است که متغیر وابسته پژوهش شاخص فشار بازار پول است. برای شناسایی عوامل مؤثر بر بحران از دو نوع مدل استفاده شده است: مدل لاجیت و مدل چرخشی مارکوف (ساده و گارچ). نتایج برآورد مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد، متغیرهای تورم و مجذور آن، نرخ سود حقیقی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به GDP با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه معناداری دارند همچنین، نتایج مطالعه نشان می‌دهد، ارتباط بین نرخ تورم و بحران بانکی در ایران به شکل U است. نرخ ارز نیز اثر معناداری بر احتمال ایجاد بحران بانکی در ایران ندارد.

قوام و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی رفتار نرخ تغییرات متغیرهای کلان اقتصاد ایران (شامل ۱۰ متغیر کلان اقتصادی موازنه کل در تراز پرداخت‌ها، نقدینگی بر اساس اجزای تشکیل‌دهنده آن، نرخ سود سپرده سرمایه‌گذاری یک‌ساله بانک‌های دولتی، نرخ سود مورد انتظار تسهیلات بانکی در بخش ساختمان و مسکن، تراز بودجه دولت، ارزش صادرات نفت خام و فرآورده‌های نفتی، نرخ ارز بازار غیر رسمی، تورم، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت و قیمت سکه طلای تمام بهار آزادی) طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بحران مالی ایران در سال ۱۳۹۱ ریشه در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دارد و این بحران علی‌رغم ادامه حضور در سال ۱۳۹۲، طی همین سال به تدریج ناپدید و سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۵ سال‌های غیر بحرانی اقتصاد ایران می‌باشد، البته مدل پژوهش هشداری را بر مبنای بازگشت مجدد بحران در سال ۱۳۹۴ به اقتصاد ایران اعلام می‌نماید.

ممی‌پور و جعفری (۱۳۹۶)، در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۳پرداختند. بدین منظور از الگوی مارکوف-سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز با دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی کشور، تورم و درآمدهای نفتی به عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران هستند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد. یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

از بررسی مطالعات مرتبط با موضوع پژوهش حاضر دو نکته مهم استخراج می‌شود: اول اینکه، تمامی مطالعات پیشین در خصوص مدل‌های گسسته همواره از آستانه ایستا برای شاخص‌های هشداردهنده استفاده کرده‌اند. دوم اینکه، در مطالعات

پیشین داخلی صرفاً از مدل‌های گسسته استفاده کرده‌اند، حال آنکه در این پژوهش از مدل‌های پیوسته استفاده شده است. نکته دیگر که از بررسی این مطالعات به دست می‌آید این است عوامل تعیین‌کننده بحران مالی را می‌توان در یک تقسیم‌بندی کلی در چهار گروه شناسایی کرد: شرایط ویژه بانک‌ها، شوک‌های بین‌المللی، عوامل نهادی و مقررات و آشفتگی‌های اقتصاد کلان داخلی. همچنین در بین متغیرهای اقتصاد کلان، رشد اقتصادی، نرخ تورم، رشد اعتبارات و نرخ ارز اهمیت زیادی داشته و در اغلب مطالعات (اعم از داخلی و خارجی) در تبیین بحران مالی، به عنوان عوامل کلیدی شناسایی شده‌اند.

۴- روش پژوهش

راه‌حل بیزی برای مسئله نااطمینانی مدل متوسط‌گیری مدل بیزی (BMA) نام دارد که در آن مقادیر موردنظر اغلب از طریق متوسط‌گیری وزنی مقادیر مدل‌های خاص محاسبه می‌شوند. وزن‌ها به میزان حمایت داده‌ها از مدل موردنظر بستگی دارند که توسط احتمال‌های پسین[۴۲] هر مدل اندازه‌گیری می‌شوند. جفریز[۴۳] (۱۹۶۱) بنیانگذار متوسط‌گیری مدل بیزی بوده و این روش توسط لیمر[۴۴] (۱۹۷۸) توسعه داده شده است. واسرمن[۴۵] (۲۰۰۰) و کوپ (۲۰۰۳) نیز مباحث جامعی را در این باره مطرح کرده‌اند.

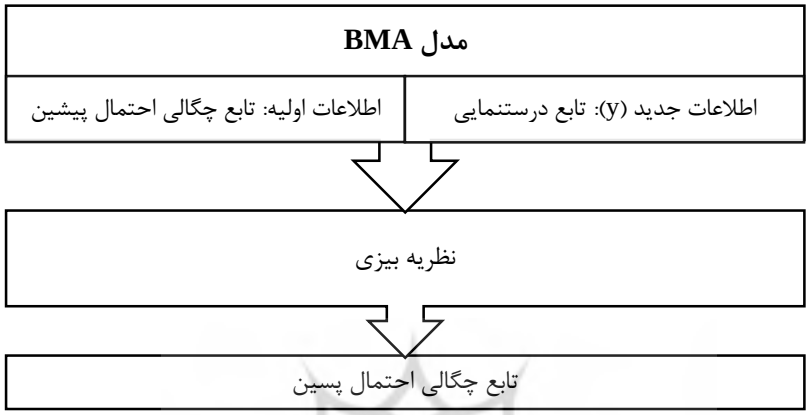
اصل اساسی در این روش آن است که با مدل‌ها و پارامترهای مرتبط با آن عنوان پدیده‌های غیر قابل مشاهده رفتار و توزیع آنها را بر مبنای داده‌ها و اطلاعات قابل مشاهده برآورد می‌نماید (دراپر[۴۶]، ۱۹۹۵). مدل متوسط‌گیری به لحاظ مفهومی بسیار ساده است. این روش اطلاعات نمونه‌ای موجود در تابع درستنمایی[۴۷] برای یک مدل خاص را با نسبت‌های معینی (وزن‌های معینی) از مدل یا احتمالات پسین مدل ترکیب و از این طریق توزیع پارامترهای ناشناخته را در میان مدل‌ها برآورد می‌کند. مشخصه بارز رویکرد بیزی برای استنتاج، نسبت دادن احتمالات عددی به درجه اعتقاد محقق می‌باشد. البته درجه اعتقاد محقق در مورد درستی یک فرضیه به

---

[42] Posterior Probability
[43] Jeffreys
[44] Leamer
[45] Wasserman
[46] Draper
[47] Likelihood

میزان اطلاعات وی در آن لحظه بستگی دارد. در نتیجه با تغییر اطلاعات در مورد یک عبارت، می‌بایست در احتمال مربوط به درستی و یا نادرستی عبارت موردنظر نیز تجدیدنظر صورت گیرد (کوپ، ۲۰۰۳). فرآیند تجدیدنظر در احتمالات به وسیله اطلاعات جدید که توسط y مشخص می‌شود، در شکل زیر به طور خلاصه نشان داده شده است (زلنر[۴۸]، ۱۹۷۱).

شکل ۱: مدل BMA
Figure 1: BMA Model



تابع چگالی احتمال پیشین[۴۹] مربوط به فرضیه H، بر پایه اطلاعات اولیه می‌باشد. این اطلاعات معمولاً یک ترکیب از اطلاعات قبلی داده‌ای، مطالعات تجربی، مشاهدات و نظریه‌ها می‌باشد. تابع چگالی احتمال پسین برای مشاهدات جدید y به وسیله فرضیه H می‌باشد. این تابع چگالی احتمال به عنوان تابع درستنمایی شناخته می‌شود. برای به دست آوردن تابع چگالی احتمال پسین، می‌بایست تابع چگالی احتمال پیشین با تابع درستنمایی به وسیله نظریه بیز با هم ترکیب شوند. احتمال پسین به هر دوی اطلاعات پیشین I_0 و اطلاعات نمونه y بستگی دارد و با تأثیری که اطلاعات داده‌ای جدید بر تابع چگالی احتمال پیشین به وسیله نظریه بیز می‌گذارد، تابع چگالی احتمال پیشین به تابع چگالی احتمال پسین تغییر شکل

[48] zellner
[49] Prior Probability Density Function

می‌یابد. باید تأکید شود که احتمال پسین، شامل نظر محقق در مورد پارامتر، اطلاعات داده‌ای و اطلاعات پیشین است (سورنسن و گیانولا[۵۰]، ۲۰۰۲).

متدولوژی BACE در اصل، شکل بسط‌یافته BMA می‌باشد که در آن برآوردهای تمامی مدل‌ها را که در واقع برگرفته از مفهوم بیز است، با یک مجموعه از برآوردهای کلاسیکی به روش حداقل مربعات معمولی که با توجه به فروض پیشین متفاوت[۵۱] حاصل می‌شوند، ترکیب می‌نماید. دلیل انتخاب نام BACE این است که در عین حال که متوسط‌گیری از مدل‌ها بر پایه قاعده بیزی صورت می‌گیرد، این روش از اطلاعات پیشین استفاده می‌نماید و یک روش از خانواده اقتصادسنجی کلاسیک را مورد استفاده قرار می‌دهد. برخلاف روش معمول BMA که نیازمند تعیین و تصریح توزیع پیشین برای تمامی پارامترها است، روش BACE تنها به توزیع پیشین پارامترهای موردنظر در مدل‌های مورد استفاده نیاز دارد. به عبارتی اگر حجم انتخابی مدل $\bar{K}$ پایه باشد، نیازمند تعیین تنها توزیع پیشین همین میزان از پارامترها است. مزیت دیگر این روش این است که در رهیافت BMA تفسیر برآوردهای حاصل به صورت مستقیم برای اقتصاددان‌ها ممکن نیست چرا که وزن‌های انتخاب شده برای مدل‌های مختلف متناسب با لگاریتم تابع درستنمایی هستند که با درجه آزادی مرتبط هستند. در حالی که در روش BACE برآوردها تنها از طریق به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی به صورت تکراری حاصل می‌شوند و تفسیر آنها ساده است.

فرمول‌بندی BMA بسیار ساده و برگرفته از قانون بیز[۵۲] است. در اقتصاد، با مدل‌هایی کار می‌کنیم که با یک سری پارامترها سر و کار دارند. مثلاً در مورد مدل رگرسیون، تمرکز روی ضرایب آن است و محقق علاقه‌مند به برآورد آنها است. در این مورد، ضرایب، پارامترهای مورد مطالعه هستند. به عنوان نمونه اگر Y بردار یا ماتریسی از داده‌ها باشد و B نیز بردار یا ماتریسی از پارامترهای توضیح‌دهنده بالقوه Y تلقی شوند، محقق علاقه‌مند است درباره B مبتنی بر داده‌های Y چیزهایی بداند. حال فرض می‌کنیم که M مدل مختلف داریم که همگی می‌توانند برای توضیح Y به کار گرفته شوند و از قبل نمی‌دانیم کدام مدل صحیح است. اگر هر مدل را با M_j

[50] Sornsen & Gianola
[51] Diffuse Priors
[52] Bayes Rule

برای $j=1,2,3,...,M$ نشان دهیم، بر اساس قاعده احتمال، احتمال پسین مدل jام می‌تواند به صورت رابطه زیر نوشته شود:

$$P(M_j|Y)=\frac{P(Y/M_j).P(M_j)}{P(Y)} \qquad (۱)$$

اگر M_j، یک مدل تجربی با یک مجموعه از متغیرهای توضیحی باشد، بر اساس قاعده بیز و نظریه پایه احتمال، توزیع پسین پارامترها را می‌توان به صورت میانگین وزنی چگالی احتمال‌های پسین شرطی با وزن‌های معین برای احتمال‌های پسین هر یک از مدل‌ها به دست آورد.

$$g(B/Y)=\sum_{j}^{2} p(M_j/y).g(B/y,M_j) \qquad (۲)$$

که $g(B/Y)$ توزیع پسین B (مشروط به مجموعه داده‌ها)، $g(B/Y,M_j)$ توزیع B مشروط به مجموعه داده‌ها و مدل M_j و $P(M_j/Y)$ احتمال پسین مدل jام مشروط به مجموعه داده‌ها است. بدیهی است در صورت وجود K متغیر توضیحی، 2^k مدل خواهیم داشت. در چنین شرایطی احتمال پسین مدل jام به صورت زیر محاسبه خواهد شد.

$$P(M_j|Y)=P(M_j).w(j) \qquad ۳)$$

که در آن $P(M_j)$ احتمال پیشین مدل jام و $w(j)$ وزن مربوط به آن است. بر اساس نظر سالایی- مارتین و همکاران[۵۳] (۲۰۰۴) تقریب زیر بهترین حالت ممکن برای محاسبه وزن مدل‌ها در محاسبه احتمال پسین آنها است. به طوری که در این رابطه، SSE_j، مجموع مربعات خطاهای روش حداقل مربعات معمولی، T حجم نمونه، K تعداد کل متغیرهای توضیحی و k_j تعداد متغیرهای توضیحی در مدل jام است.

$$w(j)=\frac{T^{-\frac{k_j}{2}}.SSE_j^{-\frac{T}{2}}}{\sum_{i=1}^{2^k} P(M_j).T^{-\frac{k_i}{2}}.SSE_i^{-\frac{T}{2}}} \qquad (۴)$$

[53] Sala-I-Martin et al

میانگین و واریانس غیر شرطی پارامترهای شیب B به پیروی از لیمر (۱۹۷۸) می‌توانند از برآوردهای شرطی پارامترها به دست آیند. بنابراین برآورد کلاسیکی ضرایب متغیرها به صورت زیر است. که در آن $\hat{B}_I = E(B|Y,M_j)$ برآورد حداقل مربعات معمولی ضریب موردنظر برای هر مدل است که در احتمال پسین آن مدل ضرب شده است. از این رو $\hat{B}_I$ متوسط وزنی تمامی برآوردهای ضریب موردنظر در تمامی مدل‌ها است. به همین ترتیب برای واریانس‌ها نیز داریم:

$$V(B|Y) = \sum_{j=1}^{2^k} P(M_j|Y).VAR(M_j|Y,M_j) + \sum_{j=1}^{2^k} P(M_j|Y).(\hat{B}_j - E(B|Y)) \quad (۵)$$

که در آن واریانس شرطی از طریق برآوردکننده حداکثر درستنمایی $V(B_j|Y,M_j) = \hat{\delta}_j^2 (X_j^{'} X_j)_{ii}^{-1}$ حاصل می‌شود که در آن $\hat{\delta}_j^2 = \frac{SSE_j}{T-K_j}$ است. در واقع روش BACE مدل‌ها را بر مبنای خوبی برازش و نه بر مبنای اهمیت متغیر موردنظر تعیین می‌کنند.

در به کارگیری روش متوسط‌گیری مدل بیزی، تعیین توزیع پارامترها در مدل‌های مورد استفاده و محاسبه احتمال پیشین برای مدل‌ها حائز اهمیت است. این روش‌ها ادبیات وسیعی را به خود اختصاص داده است. در این روش پارامترهای موجود در مدل‌ها دارای توزیع از قبل مشخص است. اگر محقق اطلاعات کافی در مورد پارامترها داشته باشد، بهترین روش این است که این اطلاعات را در پیشین‌های مورد استفاده قرار دهد. در واقع از پیشین‌های مبتنی بر اطلاعات استفاده کند. در عین حال، در اغلب اوقات، اطلاعات کافی در مورد پارامترها وجود ندارد و نیازمندیم که یک توزیع احتمال برای آنها در نظر بگیریم. به عبارتی در چنین شرایطی، پیشین‌های غیر آگاهانه یا مرجع[۵۴] مدنظر محقق قرار می‌گیرند. از آنجا که این احتمال‌ها می‌تواند نتایج را تحت‌تأثیر قرار دهند، بنابراین نحوه در نظر گرفتن آنها در روش‌های متوسط‌گیری مدل بیزی دارای اهمیت است. در مطالعات مختلفی که توسط محققان انجام شده، پیشین‌های متفاوتی استفاده شده است[۵۵].

از سوی دیگر، در بیشتر مطالعات تجربی مرتبط با نااطمینانی و متوسط‌گیری مدل، تمام مدل‌های ممکن با احتمال‌های پیشین برابر فرض شده‌اند. این روش اولین

---

[54] Noninformative or Reference

[۵۵] از جمله می‌توان به جرج و مک کالوچ (۱۹۹۳) و هوئتینگ و همکاران (۱۹۹۹) اشاره کرد.

بار توسط رفتری[۵۶] (۱۹۸۸) معرفی و در کارهای متعدد دیگری استفاده شده است. این که تمامی مدل‌ها احتمال پیشین یکسانی داشته باشند، یک انتخاب خنثی است. اما وقتی که محقق در مورد فضای مدل‌ها، از قبل اطلاعاتی دارد، این روش مناسب‌ترین روش نیست. بنابراین، برای محاسبه احتمال پیشین مدل‌ها یک توزیع پیشین یکنواخت به صورت زیر مدنظر قرار می‌گیرد:

$$P(M_i)=\prod_{j=1}^{k}\pi_j^{\pi_{ij}}.(1-\pi_j)^{-1\gamma_{ij}} \qquad (۶)$$

در رابطه فوق، γ_{ij} صفر (یک) است اگر j متغیر در مدل M_i نباشد (باشد). نوبل[۵۷] (۲۰۰۰)، حالت خاصی را مطرح می‌کند که در آن فرض می‌شود π_j برای تمام متغیرها یکسان است و از این رو مدل‌های با ابعاد یکسان دارای احتمال یکسان هستند، یعنی $P(M_i)=\pi^{kj}(1-\pi)^{k-k_j}$ که در آن k_j تعداد متغیرهای توضیحی در مدل M_i است. رفتری و همکاران (۱۹۹۷) نیز رویه مشابهی را پیشنهاد کرده‌اند. جرج و مک‌کالوچ[۵۸] (۱۹۹۳) پیشنهاد می‌کنند که برای مدل‌های با ابعاد کمتر (تعداد رگرسورهای کم‌تر) وزن بیشتری باید در نظر گرفته شود. از این رو مقدار π باید کمتر در نظر گرفته شود. در روش مورد استفاده سالایی- مارتین و دیگران (۲۰۰۴) یک توزیع پیشین با حجم مدل مورد انتظار $\bar{k}$ تعریف می‌شود که $\pi_j^{BACE}=\frac{\bar{k}}{K}$ خواهد بود. در این پژوهش نیز از همین روش استفاده می‌شود.

۵- معرفی متغیرهای پژوهش

چند رویکرد برای انتخاب شاخص‌های هشداردهنده بحران مورد استفاده قرار می‌گیرد که عبارتند از:

۱ - شاخص‌های استخراج شده از یک مدل نظری خاص

۲ - انتخاب شاخص‌ها بر اساس بررسی سیستماتیک ادبیات موجود

۳ - استفاده از تمامی شاخص‌هایی که اطلاعات آنها در پایگاه‌های داده دردسترس می‌باشد و آزمون اینکه حداقل برخی از این شاخص‌ها برای توضیح بحران‌ها مفید هستند.

---

[56] Raftery
[57] Noble
[58] George and McCulloch

هر کدام از این روش‌ها مزایا و معایبی دارد. به عنوان مثال، مجموعه شاخص‌های استخراج شده از یک نظریه خاص، عموماً زیر مجموعه کوچکی از تمامی شاخص‌های مهم بالقوه را ارائه می‌کند. در این پژوهش از رویکرد دوم استفاده می‌شود. بر اساس تجزیه و تحلیل ادبیات قبلی، متغیرهای زیر که در توضیح متغیر بحران اهمیت دارند، انتخاب شده‌اند.

جدول ۱: معرفی متغیرهای تحقیق[۵۹]

Table 1: Description of Data

گروه	متغیر	گروه	متغیر
وضعیت سیاست پولی	- انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال) - نرخ ارز رسمی (ریال) نرخ ارز بازار غیر رسمی (ریال) - نرخ ارز حقیقی مؤثر - پایه پولی بر حسب منابع (میلیارد ریال) - اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال) - پول (میلیارد ریال) - اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (میلیارد ریال) - سپرده‌های دیداری (میلیارد ریال) - شبه پول (میلیارد ریال) - نقدینگی بر اساس عوامل تشکیل‌دهنده آن (میلیارد ریال) - ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی) - نرخ رشد نقدینگی (٪)	**اقتصاد واقعی**	- نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت (٪) - ارزش افزوده بخش صنعت به قیمت ثابت ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) - تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) - تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به قیمت جاری (میلیارد ریال) - تشکیل سرمایه ثابت کل ناخالص - رشد GDP حقیقی - قیمت نفت (دلار) - درآمد نفت (میلیارد ریال) - صادرات نفت خام (هزار بشکه در روز) - نرخ رشد GDP حقیقی (٪)
وضعیت مالی	- نسبت مخارج دولت به کسری بودجه دولت - مخارج دولت (میلیارد ریال) - کسری (-) یا مازاد (+) بودجه (میلیارد ریال) - نسبت مخارج دولت به GDP - کسری بودجه به GDP	**شاخص های قیمتی**	- شاخص کل مصرف‌کننده (بدون واحد) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ - نرخ تورم (٪) - مجذور نرخ تورم - قیمت سکه تمام بهار (طرح قدیم) (هزار ریال)
تراز خارجی	- صادرات کالاها و خدمات (میلیارد ریال) به قیمت جاری - واردات کالاها و خدمات (میلیارد ریال) به قیمت جاری - تراز حساب جاری (میلیارد ریال) به قیمت جاری - نسبت واردات به GDP - نسبت کسری حساب جاری به GDP - نسبت صادرات به GDP	**بدهی خارجی**	- بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال) بدهی‌های ارزی بانک مرکزی (میلیارد ریال) - بدهی‌های ارزی بانک‌ها (میلیارد ریال) - بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال) - نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی

[۵۹] تمامی متغیرهای پژوهش از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

بدهی‌ها	- بدهی دولت به بانک مرکزی (میلیارد ریال) - بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال) - بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (میلیارد ریال) - بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (میلیارد ریال) - نسبت بدهی دولت به GDP - بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (میلیارد ریال) - کل بدهی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	**وضعیت سیستم بانکی**	- خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال) - دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال) - خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (میلیارد ریال) - دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (میلیارد ریال) - دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال) - دارایی‌های خارجی بانک‌ها (میلیارد ریال) - نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی تقسیم بر GDP - نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (٪)
قیمت مسکن	- شاخص قیمت زمین در تهران (بدون واحد) - شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای در تهران (بدون واحد)	**متغیره ای جهانی**	- نرخ رشد GDP جهانی (٪) - نرخ رشد GDP جهانی (٪)
متغیر وابسته	میانگین وزنی نرمال شده سه متغیر نرخ بیکاری، کسری بودجه دولت و تولید ناخالص داخلی		

در راستای محاسبه متغیر وابسته برای اولین بار در تحقیقات داخلی به جانشینی شاخص فشار بازار پول که صرفاً بحران در بخش بازار پول را نمایش می‌دهد از شاخص جدیدی که از میانگین وزنی نرمال شده سه متغیر نرخ بیکاری، کسری بودجه دولت و تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. علت استفاده از این شاخص تغییر دیدگاه از تأکید بیش از حد و کاذب بر بخش بازار پول است؛ چرا که بازار پول همانند پوشه‌ای است که اطراف فرآیند واقعی اقتصاد قرار گرفته و فرآیند واقعی داخل پوشه را به نمایش نمی‌گذارد. بر این اساس بحران واقعی زمانی بروز می‌نماید که متغیرهای بخش حقیقی دچار تغییر رفتار نامطلوب گردند. به منظور ساخت متغیر وابسته ابتدا هر متغیر از میانگین خود کم شده و بر انحراف معیارش تقسیم شده (نرمال سازی متغیرها) و سپس از شاخص‌های نرمال شده میانگین حسابی گرفته شده است.

لازم به یادآوری است که در پژوهش حاضر هدف اصلی شناسایی عوامل موثر بر شاخص بحران است و به دنبال تعیین سال‌های بحرانی اقتصاد ایران نیست.

۶- یافته‌های پژوهش

همان‌طوری که بیان شد، در این پژوهش هیچ الگوی از پیش تعیین شده‌ای به عنوان مدل درست، در نظر گرفته نمی‌شود و در واقع باید آن را بر اساس داده ها استخراج نمود. برای دستیابی به نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها

در فـضای مـدل انجـام شود. با توجه به تعداد متغیرهای بررسی شده، تعداد مدل‌های موجـود (بر اساس حـضور یـا عدم حضور هر متغیر) در فضای مدل برابر $۲^{۶۲}$ مدل می‌باشد که بـیش از ۴،۶۱۱ هزار میلیارد مـدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل $۲^{۶۲}$ مدل می‌باشد که با توجـه بـه فـرض عدم اطمینان مدل یعنی به دور از اعمال نظـر شخـصی در انتخـاب مـدل مـی‌بایـست همـه‌ی مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همه‌ی مدل‌ها برای دستیابی به نتیجه استفاده شود. حتی اگر با پردازنده‌های مناسب بتوان هر یک میلیون مدل را در یک ثانیه بـرآورد کـرد، بـرای $۲^{۶۲}$ رگرسیون به زمانی بیش از ۱۴۶،۰۰۰ شبانه‌روز نیاز داریم. این در حالی اسـت کـه اگـر تعـداد متغیرها از ۶۲ به ۶۳ افزایش یابد، حجم محاسبات و زمان موردنیاز حداقل دو برابر می‌شود.

بنابراین می‌بایست از فضای مدل نمونه‌برداری کرد. به پیروی از سلایی مارتین و همکـاران با تعیین یک فراپارامتر که اندازه‌ی انتظاری مدل می‌باشد و در پژوهش حاضر مـساوی ۱۲ در نظـر گرفته شده، محاسبات انجام شد. عدد ۱۲ با توجه به کارهـای تجربـی کـه در گذشـته انجـام شده، انتخاب شد. باید گفت این عدد بازگوکننده‌ی ایـن مطلـب اسـت کـه انتظـار مـی‌رود در نهایت ۱۲ متغیر به عنوان متغیرهای غیرشـکننده توسـط فرآیند محاسـبات معرفـی شـود؛ امـا کـاملاً روشـن می‌باشد کـه امکـان دارد در نهایـت تعـداد کـمتـر و یـا بـیشتـر از ۱۲ متغیـر غیر شکننده باشند. با این فرض احتمال پیشین ورود هر متغیر به دست می‌آید.

الگوریتم موردنیاز برای نمونه‌گیری از فضای مدل، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شود. به همین دلیل برای نمونه‌گیری تصادفی و برآورد رگرسیون‌های نمونـه‌گیـری شـده، از نـرم‌افـزار متلب برای کدنویسی برنامه‌ی موردنیاز استفاده شد در ابتدا با به دست آوردن نمونه‌ای شامل ۴ میلیون رگرسیون از فضای مـدل، ضـرایب و انحراف معیـار متغیرهـا محاسـبه شـد و احتمـال پـسین هـر متغیـر از مجمـوع احتمـال پـسین مدل‌هایی که شامل متغیر می‌باشند، به دست آمده است.

در ادامه نمونـه‌ی دیگـری شـامل ۴ میلیون رگرسیون از فضای مدل نمونه‌گیری شد و با اضافه کردن این نمونه به نمونـه‌ی اول، محاسبات برای ۸ میلیون رگرسیون انجام شد و ضرایب و احتمالات پسین به دست آمـد. بـا ادامه‌ی این روند و در نمونه‌ای که شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون بود، همگرایـی بـین ضـرایب حاصل شد

و با مشاهده‌ی همگرایی، مرحله‌ی اول به پایان رسید (جدول ۲) باید گفت که معیار همگرایی بدون تغییر بودن ضرایب پسین تا دو رقم است. برای رسیدن هرچه سریع‌تر به جواب، با پیروی از سلایی مارتین و همکاران، محاسبات در دو مرحله انجام شد. به این نحو که از احتمال پسین هر متغیر در مرحله‌ی اول به عنوان اطلاعات دادهای برای آن متغیر استفاده می‌کنیم.

شایان ذکر است که در مرحله‌ی اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیر داده‌ای و در مرحله‌ی دوم به دلیل دستیابی سریع‌تر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده شد؛ همچنین متغیرهایی که احتمال پسینی کم‌تر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده داشتند، به دلیل شکننده بودن در مقابل سایر متغیرها از مدل خارج شدند (در مرحله‌ی اول ۲۵ متغیر غیر شکننده بودند که در مرحله‌ی دوم با این متغیرها که احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشته‌اند محاسبات را ادامه می‌دهیم).

جدول ۲: مرحله اول فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K}=12$[۶۰] شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون

Table 2: The First Step the Sampling and Calculation Process with the Assumption of 100 Million Regressions: $\bar{K}=12$

متغیر	نمونه اول شامل[۶۱] ۴ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون	
	ضریب پسین	احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پسین
درآمد نفت (میلیارد ریال)	۰/۰۱۵۲۴	۰/۰۳۹	۰/۰۱۶۹۰	۰/۰۳۹
نسبت مخارج دولت به کسری بودجه دولت	۰/۰۰۴۲۵	۰/۰۲۱	۰/۰۰۵۸۱	۰/۰۲۲
مخارج دولت (میلیارد ریال)	۰/۰۹۲۶	۰/۲۷۱۶	۰/۰۳۹۴	۰/۰۴۲۷
کسری (-) یا مازاد (+) بودجه (میلیارد ریال)	۰/۶۲۸	۰/۷۲۵۹	۰/۴۱۷۳	۰/۹۴۲۱۲
سکه تمام بهار (طرح قدیم) (هزار ریال)	۰/۰۸۲۶	۰/۲۹۳۶	۰/۰۴۳۸	۰/۱۵۱۴
انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)	۰/۰۵۵۷۷	۰/۶۴۰	۰/۰۲۸۸۵	۰/۳۶۷
نرخ ارز رسمی (ریال)	۰/۰۰۲۰۸	۰/۰۵۳	-۰/۰۰۱۲۲	۰/۱۱۹
نرخ ارز بازار غیر رسمی (ریال)	۰/۰۰۳۷۵	۰/۰۲۱	۰/۰۰۳۱۹	۰/۰۲۰

[۶۰] با توجه به اینکه مقدار K برابر با ۱۲ در نظر گرفته شده است، مقدار احتمال حضور اولیه هر متغیر برابر با $\frac{12}{62}=0.193$ خواهد بود.

[۶۱] منظور از کلمه "شامل" در پژوهش حاضر؛ حداقل برآورد لازم جهت نزدیک شدن ضرایب برآوردی به ضرایب واقعی در نقطه بهینه است. به عبارتی این تعداد رگرسیون برای آنکه امید ریاضی ضرایب برآوردی با مقادیر ضرایب واقعی برابر گردد تا از تعدد رگرسیون بیشتر خودداری شود، کافی است. این امر سبب می‌شود تا برآورد رگرسیون‌های اضافی که موجب طولانی شدن زمان محاسبات می‌گردند حذف شده و زمان رسیدن به مدل بهینه کاهش یابد.

شاخص کل مصرف‌کننده (بدون واحد) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰	۰/۰۲۱۸۱	۰/۳۰۶	۰/۰۲۱۴۵	۰/۳۰۴
نرخ تورم (٪)	۰/۲۹۵۶	۰/۴۹۵۲	۰/۱۶۳۲	۰/۸۱۳۲۷
نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت (٪)	−۰/۳۸۶۲	۰/۳۱۹۴	−۰/۱۱۷۳	۰/۱۸۴۳
ارزش افزوده بخش صنعت به قیمت ثابت ۱۳۸۳ (میلیارد ریال)	−۰/۳۹۶۴	۰/۲۰۱۷	−۰/۱۹۳۵	۰/۰۹۷۵
تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال)	−۰/۰۹۲۶	۰/۲۷۴۹	−۰/۰۰۷۳	۰/۰۳۱۲
تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به قیمت جاری (میلیارد ریال)	−۰/۰۲۷۳	۰/۱۵۷۳	−۰/۰۳۱۲۷	۰/۱۱۵۷
صادرات کالاها و خدمات (میلیارد ریال) به قیمت جاری	−۰/۰۷۳۸	۰/۱۹۱۶	−۰/۰۴۷۲	۰/۰۳۷۱
واردات کالاها و خدمات (میلیارد ریال) به قیمت جاری	۰/۱۰۲۷	۰/۱۸۴۶	۰/۰۶۳۲۸	۰/۰۵۷۶
تراز حساب جاری (میلیارد ریال) به قیمت جاری	−۰.۰۰۰۲۱	۰/۱۴۱	−۰/۰۰۰۳۷	۰/۲۳۶
خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	−۰/۰۰۵۴۶	۰/۲۰۶	−۰/۰۰۶۰۳	۰/۲۰۸
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	−۰/۰۰۵۵۵	۰/۰۹۴	−۰/۰۱۱۷۲	۰/۲۱۰
بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۳۶۵۱	۰/۴۹۱	۰/۰۲۰۰۲	۰/۳۰۷
نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی	۰/۶۴۰۳۹	۰/۹۹۹	۰/۶۶۴۴۲	۰/۹۹۹
بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۱۴۲۷	۰/۰۶۸	۰/۰۲۲۹۰	۰/۱۲۸
پایه پولی بر حسب منابع (میلیارد ریال)	۰.۰۰۰۲۱	۰/۱۴۱	۰/۰۰۰۳۷	۰/۲۳۶
اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۵۴۵۰	۰/۰۶۸	۰/۱۷۳۶۵	۰/۲۱۳
خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	−۰/۴۵۲۵۰	۰/۰۵۷	−۰/۸۸۳۸۵	۰/۱۱۱
دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	−۰/۱۷۴۷۰	۰/۰۸۳	۰/۰۴۰۹۲	۰/۱۲۳
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	−۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۳۶	−۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۹۱
دارایی‌های خارجی بانک‌ها (میلیارد ریال)	−۰/۰۱۱۹۱	۰/۱۱۴	−۰/۰۰۵۰۶	۰/۱۴۴
بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۱۵۵۶	۰/۲۲۰	۰/۰۱۳۲۲	۰/۲۱۳
بدهی‌های ارزی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۰۱۷۹	۰/۰۹۸	۰/۰۳۱۱۷	۰/۰۹۱
بدهی‌های ارزی بانک‌ها (میلیارد ریال)	۰/۰۵۵۷۷	۰/۶۴۰	۰/۰۲۸۸۵	۰/۳۶۷
بدهی دولت به بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۳۱۳۵	۰/۰۵۹	۰/۰۱۸۱۶	۰/۱۱۴
بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۱۷۲۹	۰/۳۸۶۳	۰/۰۵۲۹	۰/۲۴۸۴
بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۰۲۲۰	۰/۰۶۸	۰/۰۰۲۳۰	۰/۰۸۸
پول (میلیارد ریال)	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۳۶	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۹۱
اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (میلیارد ریال)	۰/۰۰۵۴۶	۰/۲۰۶	۰/۰۰۶۰۳	۰/۲۰۸
سپرده‌های دیداری (میلیارد ریال)	۰/۰۰۵۵۵	۰/۰۹۴	۰/۰۱۱۷۲	۰/۲۱۰
شبه پول (میلیارد ریال)	−۰/۰۳۶۵۱	۰/۴۹۱	−۰/۰۲۰۰۲	۰/۳۰۷
نقدینگی بر اساس عوامل تشکیل‌دهنده آن (میلیارد ریال)	۰/۰۰۲۰۸	۰/۰۵۳	۰/۰۰۱۲۲	۰/۱۱۹
صادرات نفت خام (هزار بشکه در روز)	۰/۰۱۴۲۷	۰/۰۶۸	۰/۰۲۲۹۰	۰/۱۲۸
نرخ ارز حقیقی مؤثر	۰/۰۵۴۵۰	۰/۰۶۸	۰/۱۷۳۶۵	۰/۲۱۳
ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی)	۰/۶۶۷۶۲	۱/۰۰۰	۰/۶۶۷۸۶	۱/۰۰۰
نسبت صادرات به GDP	−۰/۳۲۰۵۱	۰/۹۳۳	−۰/۳۳۹۲۸	۰/۹۲۵
نسبت کسری حساب جاری به GDP	۰/۱۷۴۷۰	۰/۰۸۳	۰/۰۴۰۹۲	۰/۱۲۳
نسبت واردات به GDP	۰/۱۸۷۸۴	۰/۶۱۱	۰/۱۸۹۱۸	۰/۶۱۲
نسبت مخارج دولت به GDP	۰/۳۲۰۵۱	۰/۹۳۳	۰/۳۳۹۲۸	۰/۹۲۵
کسری بودجه به GDP	۰/۰۷۶۶۴	۰/۲۳۹	۰/۱۴۰۶۱	۰/۴۲۶
نرخ رشد GDP حقیقی (٪)	−۰/۰۰۱۷۹	۰/۰۹۸	−۰/۰۳۱۱۷	۰/۰۹۱

شاخص قیمت زمین در تهران (بدون واحد)	۰/۰۱۱۹۱	۰/۱۱۴	۰/۰۰۵۰۶	۰/۱۴۴
شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای در تهران (بدون واحد)	۰/۰۳۱۳۵	۰/۰۵۹	۰/۰۱۸۱۶	۰/۱۱۴
نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP	−۰/۴۵۲۵۰	۰/۰۵۷	−۰/۸۸۳۸۵	۰/۱۱۱
نرخ رشد نقدینگی (٪)	۰/۰۰۲۲۰	۰/۰۶۸	۰/۰۰۲۳۰	۰/۰۸۸
نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۰/۰۰۰۱۸	۰/۱۲۹	۰/۰۰۰۱۸	۰/۱۳۳
نسبت نقدینگی به خالص دارایی‌های سیستم بانکی	۰/۰۰۲۵۸	۰/۰۸۰	۰/۰۰۲۰۹	۰/۰۷۷
نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی تقسیم بر GDP	۰/۰۰۵۴۴	۰/۰۹۸	۰/۰۰۴۷۸	۰/۰۹۹
نسبت بدهی دولت به GDP	۰/۰۰۱۸۸	۰/۰۲۴	۰/۰۰۱۴۲	۰/۰۲۴
نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (٪)	۰/۰۷۶۶۴	۰/۲۳۹	۰/۱۴۰۶۱	۰/۴۲۶
کل بدهی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۰۱۶۴	۰/۰۳۱	۰/۰۰۱۳۱	۰/۰۲۸
مجذور نرخ تورم	۰/۶۴۰۳۹	۰/۹۹۹	۰/۶۶۴۴۲	۰/۹۹۹
نرخ رشد GDP جهانی (٪)	۰/۱۱۷۱۱	۰/۱۵۲	۰/۱۳۴۴۰	۰/۱۴۸
نرخ تورم جهانی (٪)	۰/۲۹۷۰۰	۰/۰۲۸	۰/۲۲۰۲۷	۰/۰۲۶
قیمت نفت (دلار)	۰/۱۲۱۷۳	۰/۰۲۷	۰/۱۶۰۹۱	۰/۰۲۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research Findings

در مرحله‌ی دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۱ میلیون رگرسیون انتخاب شد و محاسبات ضرایب، انحراف معیارها و احتمالات پسین انجام شد. سپس محاسبات روی نمونه‌ای شامل ۱ میلیون رگرسیون (و با اضافه کردن ۲ میلیون نمونه دیگر به نمونه اولیه) انجام شد و در نمونه آخر شامل ۲۵۰ میلیون رگرسیون همگرایی ضرایب پسین مشاهده شد. به دلیل همگرایی ضرایب به دست آمده، نتایج نمونه‌ی آخر شامل ۲۵۰ میلیون رگرسیون به عنوان نتایج نهایی میانگین‌گیری بیزی مدل پذیرفته شد که در جدول ۳، می‌توان دید.

جدول ۳: مرحله دوم فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K}=12$ شامل ۱۹۰ میلیون رگرسیون[۶۲]

Table 3: The First Step the Sampling and Calculation Process with the Assumption of 190 Million Regressions: $\bar{K}=12$

متغیر	نمونه اول شامل ۱ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۱۹۰ میلیون رگرسیون	
	ضریب پسین	احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پسین
کسری (−) یا مازاد (+) بودجه (میلیارد ریال)	۰/۰۰۴۹۱	۰/۴۲۸	۰/۰۱۲۱	۰/۵۶۲
انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)	۰/۰۹۷۶	۰/۳۰۲	۰/۰۸۱۳	۰/۵۱۵
شاخص کل مصرف‌کننده (بدون واحد) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰	۰/۰۳۰۱	۰/۳۱۹	−۰/۰۲۴۲	۰/۲۹۵
نرخ تورم (٪)	۰/۰۱۳۵	۰/۵۳۹	۰/۰۱۸۲	۰/۷۲۱

[۶۲] با توجه به اینکه مقدار K برابر با ۱۲ در نظر گرفته شده و تعداد متغیرها ۲۵ متغیر در نظر گرفته شده مقدار احتمال حضور اولیه هر متغیر برابر با $\frac{12}{25}=0.48$ خواهد بود.

تراز حساب جاری (میلیارد ریال) به قیمت جاری	-۰/۰۸۰۲	۰/۲۱۹	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۱۲۷
خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	-۰/۰۱۳۸	۰/۱۲۹	-۰/۰۳۹۱	۰/۲۰۱
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	-۰/۰۰۸۳۶	۰/۰۸۲۴	-۰/۰۳۸۵	۰/۰۶۸۵
بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۸۲۷	۰/۱۶۳	۰/۰۷۳۹	۰/۰۱۸
نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی	۰/۰۹۱۴	۰/۸۲۱	۰/۰۷۲	۰/۹۴۷
پایه پولی بر حسب منابع (میلیارد ریال)	۰/۰۳۵۱	۰/۲۸۲	۰/۰۱۲۹	۰/۲۰۴
اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۳۱۹	۰/۱۷۳	۰/۰۰۸۳	۰/۱۱۲
بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۳۱۵	۰/۸۱۳	۰/۰۵۲۳	۰/۰۹۵
بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۲۹۸	۰/۰۳۸	۰/۰۰۲۹	۰/۰۷۵
اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (میلیارد ریال)	۰/۰۲۹۳	۰/۰۶۲	۰/۰۰۲۹	۰/۰۱۸
سپرده‌های دیداری (میلیارد ریال)	۰/۰۲۱۸	۰/۱۹۲	۰/۰۱۱۹	۰/۰۱۳
شبه پول (میلیارد ریال)	۰/۰۲۱۰	۰/۹۷۸	۰/۰۳۹۱	۰/۰۰۸
ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی)	۰/۰۳۹۲	۰/۲۲۹	۰/۰۲۳۷	۰/۱۶۹
ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی)	۰/۰۳۸۱	۱	۰/۰۲۶۱	۱
نسبت صادرات به GDP	-۰/۰۵۴۸	۰/۶۸۲	-۰/۹۳۲	۰/۷۴۱
نسبت واردات به GDP	۰/۰۵۹۲	۰/۱۸۲	۰/۰۱۲	۰/۶۲۸
نسبت مخارج دولت به GDP	۰/۶۸۴	۰/۹۲۴	۰/۲۳۹	۰/۷۶۲
کسری بودجه به GDP	۰/۷۹۲	۰/۲۹۱	۰/۰۱۲	۰/۷۸۵
نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۰/۰۴۰۵	۰/۳۳۹	۰/۰۳۸۹	۰/۵۱۳
نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (٪)	۰/۰۴۱۳	۰/۳۹۴	۰/۰۱۳۴	۰/۴۹۷
مجذور نرخ تورم	۰/۰۲۲۹	۰/۶۰۲	۰/۰۲۲۱	۰/۹۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research Findings

همان‌طور که بیان شد احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین کلیه‌ی مدل‌هایی که متغیر موردنظر را شامل می شوند؛ بنابراین می‌توان احتمال پسین ورود متغیر را معیاری برای مناسب بودن مدل‌هایی که شامل آن متغیر می‌باشند، در نظر گرفت؛ بنابراین متغیرهایی که احتمال پسین ورود بالایی دارند نقش زیادی در خوبی برازش مدل دارند (قاسمی، ۱۳۸۸).

در جدول ۲، متغیرهایی که احتمال پسین ورودشان با نگارش به صورت مشخص شده به وسیله خط زیرشان دیده می‌شوند، متغیرهایی هستند که احتمال پسین بالاتری نسبت به احتمال ورود پیشین دارند؛ یعنی مشاهده داده‌ها باعث بالاتر رفتن احتمال پسین ورود آنها نسبت به احتمال پیشین ورود آنها شده است. در مورد ضرایب پسین می‌توان گفت که این ضرایب مشخص

می‌کنند که به طور متو سط میزان اثر متغیر برر سی شده بر متغیر وابسته چقدر هستند. ضرایب پسین متغیرهایی که احتمال پسین بالاتری از احتمال پیشین دارند و به عبارتی غیر شکننده می‌باشند، با معنی بوده و قابل اتکا هستند. به ترتیب در ستون اول و سوم، ضرایب پسین در مرحله دوم ارائه شده است.

از این جهت که در حضور بقیه‌ی متغیرها انتظار ما در مورد ورود ۱۲ متغیر اول به رگرسیون افزایش یافته، این متغیرها نیرومند یا غیر شکننده نامیده می‌شوند و بقیه‌ی متغیرها را که احتمال ورود پسینی کمتر از احتمال پیشین دارند را شکننده می‌نامند؛ که شکننده بودن نشان از حمایت کم داده‌ها از این متغیرها می‌باشد. با توجه به جدول ۴، کاملاً مشهود است که متغیرهای کسری (-) یا مازاد (+)؛ بودجه (میلیارد ریال)؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)؛ نرخ تورم (٪)؛ نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی؛ ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی)؛ نسبت صادرات به GDP؛ نسبت واردات به GDP؛ نسبت مخارج دولت به GDP؛ کسری بودجه به GDP؛ نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی؛ نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی؛ و مجذور نرخ تورم در حضور همه‌ی متغیرها احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به دلیل افزایش حدس ما برای حضور این ۱۲ متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی بحران قابل بررسی بوده و به عبارت دیگر این متغیرها بامعنی می‌باشند. به ترتیب در ستون اول و سوم، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است و در ستون آخر نسبتی از رگرسیون‌ها که قدرمطلق آماره‌ی t برای متغیر موردنظر بزرگ‌تر از ۲ بوده و به عبارتی ضریب موردنظر در سطح ۰/۹۵ معنی‌دار است، بیان شد.

جدول ۴: نتایج فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات بر اساس دو مرحله شامل ۱۹۰ میلیون رگرسیون

Table 4: The Results of the Sampling and Calculation Process are Based on Two Stages: 190 Million Regressions

متغیر	ضریب پسین	احتمال پسین	انحراف معیار پسین	رگرسیون‌ها با $\geq 2\|t-stat\|$
کسری (-) یا مازاد (+) بودجه (میلیارد ریال)	۰/۰۱۲۱	۰/۵۶۲	۰/۱۵۷۳	۰/۹۳۲
انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)	۰/۰۸۱۳	۰/۵۱۵	۰/۱۹۸۲	۰/۵۵۲
شاخص کل مصرف‌کننده (بدون واحد) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰	-۰/۰۲۴۲	۰/۲۹۵	۰/۱۳۵۹	۰/۳۹۲
نرخ تورم (٪)	۰/۰۱۸۲	۰/۷۲۱	۰/۱۲۹۴	۰/۶۵۳
تراز حساب جاری (میلیارد ریال) به قیمت جاری	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۱۲۷	۰/۰۶۲۵	۰/۳۶۷

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	-۰/۰۳۹۱	۰/۲۰۱	۰/۰۹۵۴	۰/۲۱۴
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	-۰/۰۳۸۵	۰/۰۶۸۵	۰/۰۸۲۶	۰/۰۴۲
بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۷۳۹	۰/۰۱۸	۰/۰۳۸۱	۰/۱۹۳
نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی	۰/۰۷۲	۰/۹۴۷	۰/۷۵۴۸	۰/۸۹۳
پایه پولی بر حسب منابع (میلیارد ریال)	۰/۰۱۲۹	۰/۲۰۴	۱/۰۱۸۵	۰/۳۹۴
اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۰۸۳	۰/۱۱۲	۰/۱۸۲۷	۰/۱۲۵
بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۵۲۳	۰/۰۹۵	۰/۰۴۲۷	۰/۲۰۴
بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۰۲۹	۰/۰۷۵	۰/۰۲۱۷	۰/۱۱۲
اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (میلیارد ریال)	۰/۰۰۲۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱۲۹	۰/۰۹۵
سپرده‌های دیداری (میلیارد ریال)	۰/۰۱۱۹	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶۲	۰/۰۷۵
شبه پول (میلیارد ریال)	۰/۰۳۹۱	۰/۰۰۸	۰/۰۱۸۳	۰/۰۱۸
ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی)	۰/۰۲۳۷	۰/۱۶۹	۰/۰۷۲۱	۰/۰۱۳
ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی)	۰/۰۲۶۱	۱	۰/۱۱۹۵	۱
نسبت صادرات به GDP	-۰/۹۳۲	۰/۷۴۱	۰/۰۲۸۱	۰/۶۸۱
نسبت واردات به GDP	۰/۰۱۲	۰/۶۲۸	۰/۰۲۸۴	۰/۵۹۳
نسبت مخارج دولت به GDP	۰/۲۳۹	۰/۷۶۲	۰/۰۱۸۴	۰/۸۳۲
کسری بودجه به GDP	۰/۰۱۲	۰/۷۸۵	۰/۰۰۲۷	۰/۷۱۱
نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۰/۰۳۸۹	۰/۵۱۳	۰/۰۲۹۵	۰/۲۷۳
نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (٪)	۰/۰۱۳۴	۰/۴۹۷	۰/۸۱۳۴	۰/۳۹۱
مجذور نرخ تورم	۰/۰۲۲۱	۰/۹۱۲	۰/۲۲۱۵	۰/۹۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research Findings

در روش میانگین‌گیری بیزی هر چند برای انجام محاسبات، بررسی و تحلیل نتایج، می‌باید فقط مقدار یک فراپارامتر را معین کرد (حداقل محدودیت)، ولی چون نتایج بر اساس مقدار این فراپارامتر به دست آمده، این پرسش را در ذهن مطرح می‌کند که آیا در صورت تغییر مقدار فراپارامتر، نتایج پژوهش تغییر می‌کند و اگر پاسخ مثبت باشد، میزان تغییر چقدر است؟ به عبارتی آیا انتخاب اندازه انتظاری مدل تأثیری بر نتایج خواهد داشت؟

بر این ا ساس، با انتخاب $\bar{K}$ های مختلف و انجام مجدد کل فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات مربوط، به مقایسه نتایج مبادرت شد. در بررسی اثر انتخاب اندازه انتظاری مدل بر نتایج پژوهش (حساسیت نتایج به اندازه انتظاری یا فراپارامتر) دو حالت $\bar{K}=10$ نتایج و $\bar{K}=8$ نتایج نیز در گرفته شد. با فرض $\bar{K}=10$ نتایج مرحله اول در نمونه‌ای شامل ۷۵ میلیون مشاهده و نتایج مرحله دوم در نمونه‌ای شامل ۱۴۰ میلیون مشاهده به همگرایی رسید و با فرض $\bar{K}=8$ نتایج مرحله اول در نمونه‌ای شامل ۴۸ میلیون مشاهده و نتایج مرحله دوم در نمونه‌ای شامل ۱۰۵

میلیون مشاهده به همگرایی رسید. لازم است یادآوری شود که در این سه حالت، فضای مدل و لذا متغیرها و داده‌ها یکسان است و تنها تفاوت آنها، اندازه انتظاری مدل است، البته کاملاً مشخص است که با تغییر اندازه انتظاری مدل، نمونه‌ها و به دنبال آن، نتیجه متفاوت خواهد شد، یعنی ممکن است الف) متغیرها در هر سه مقدار مفروض $\bar{K}$ شکننده (یا غیر شکننده) باشند، بنابراین انتخاب مقدار $\bar{K}$ تأثیری بر شکنندگی متغیرها نداشته است؛ ب) شکنندگی برخی از متغیرها با تغییر مقدار $\bar{K}$ تغییر کند و متغیری که با فرض $\bar{K}$ شکننده بوده، با افزایش اندازه انتظاری مدل غیر شکننده شود که در نتیجه برای آشکار شدن اثر این متغیر در مدل به حضور متغیرهای دیگری نیاز است.

جدول ۵: مقایسه احتمالات پسین بر اساس فروض $\bar{K}$ های مختلف

Table 5: Posterior Probability by Model Size

متغیر	احتمال پسین $\bar{K}=8$	احتمال پسین $\bar{K}=10$	احتمال پسین $\bar{K}=12$
کسری (-) یا مازاد (+) بودجه (میلیارد ریال)	۴۷۰/۵	۵۹۰/۵	۲۶۰/۵
انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)	۲۰/۵۱	۳۰/۵۱	۰/۵۱۵
شاخص کل مصرف‌کننده (بدون واحد) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰	۰/۲۹۳	۰/۲۸۷	۰/۲۹۵
نرخ تورم (٪)	۰/۷۰۱	۰/۷۱۱	۰/۷۲۱
تراز حساب جاری (میلیارد ریال) به قیمت جاری	۰/۱۲۳	۰/۱۲۸	۰/۱۲۸
خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۲۱۱	۰/۲۰۱	۰/۲۰۱
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۶۷۲	۰/۰۶۷۵	۰/۰۶۸۵
بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	۰/۰۱۶	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸
نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی	۰/۹۴۴	۰/۹۴۳	۰/۹۴۷
پایه پولی بر حسب منابع (میلیارد ریال)	۰/۲۰۶	۰/۲۰۵	۰/۲۰۴
اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۱۱۰	۰/۱۱۳	۰/۱۱۲
بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۹۷	۰/۰۹۶	۰/۰۹۵
بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	۰/۰۷۱	۰/۰۷۴	۰/۰۷۵
اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (میلیارد ریال)	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸
سپرده‌های دیداری (میلیارد ریال)	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸	۰/۰۱۳
شبه پول (میلیارد ریال)	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸
ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی)	۰/۱۷۱	۰/۱۷۰	۰/۱۶۹
ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی)	۱	۱	۱
نسبت صادرات به GDP	۰/۷۴۲	۰/۷۴۱	۰/۷۴۱
نسبت واردات به GDP	۰/۶۲۳	۰/۶۱۹	۰/۶۲۸
نسبت مخارج دولت به GDP	۰/۷۵۹	۰/۷۵۷	۰/۷۶۲
کسری بودجه به GDP	۰/۷۸۵	۰/۷۸۲	۰/۷۸۵

نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۰/۵۲۲	۰/۵۱۴	۰/۵۱۳
نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (٪)	۰/۴۸۱	۰/۴۸۳	۰/۴۹۷
مجذور نرخ تورم	۰/۹۲۵	۰/۹۴۲	۰/۹۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research Findings

۷- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

با انجام محاسبات و بررسی اثر ۶۲ عاملی که در مطالعات تجربی بر بحران مالی مؤثر شناخته شده بودند، مشخص شد که اثر ۱۲ متغیر با معنی بوده و این متغیرها همواره و در حضور سایر متغیرها، اثر خود را حفظ کرده‌اند و به عبارتی غیر شکننده می‌باشند. این متغیرها بر اساس احتمال پسین، تعیین و مرتب شده (یعنی دارای بیشترین اهمیت در توضیح بحران و به عبارت دیگر دارای بیشترین احتمال برای حضور در مدل درست) هستند و عبارتند از: متغیرهای کسری (-) یا مازاد (+)؛ بودجه (میلیارد ریال)؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)؛ نرخ تورم (٪)؛ نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی؛ ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی)؛ نسبت صادرات به GDP؛ نسبت واردات به GDP؛ نسبت مخارج دولت به GDP؛ کسری بودجه به GDP؛ نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی؛ نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی؛ و مجذور نرخ تورم. مقایسه احتمال‌های پسین متغیرها نشان می‌دهد که در هر سه اندازه انتظاری مدل متغیرهای مورد بررسی از غیر شکنندگی لازم برخوردارند. با توجه به متغیرهایی که در مدل معنادار شده‌اند این نتیجه حاصل می‌گردد که شاخص بحران مالی در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی است چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست مالی، سیاست پولی و سیاست ارزی بر این شاخص تأثیر مثبت و معناداری دارند در نتیجه لازم است که در ارائه راهکارهای سیاستی جهت کاهش بحران، از بسته‌های سیاستی که ناهماهنگی‌های زمانی و اجرایی در آنها لحاظ شده است، مدنظر قرار بگیرد.

شایان ذکر است که در این روش ضریب متغیرها در هر مدل (حتی در مدل نهایی) به تنهایی ملاک نیست و نمایانگر میزان تأثیرگذاری آن متغیر بر متغیر وابسته هم نمی‌باشد، بلکه میانگین وزنی ضریب هر متغیر معین در همه مدل‌ها به روش بیزی (و با وزن مخصوص) باید مدنظر قرار گیرد. این روش به ما نشان می‌دهد که برای رسیدن به مدل مناسب برای توضیح یک متغیر

خاص (وابسته) به کدام متغیرها باید بیشتر توجه نماییم. نکته دیگر اینکه در این روش و با توجه به فرض عدم اطمینان مدل، هیچ‌گونه پیش‌زمینه ذهنی برای مدل اقتصادی در نظر گرفته نمی‌شود تا تمام متغیرها و در حقیقت تمام مدل‌ها مورد بررسی قرار گیرند.

با توجه به اینکه از لحاظ نظری تمام متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل بر بحران اثرگذار هستند و تعداد ۵۰ متغیر در مقابل ۱۲ متغیر به دست آمده در محاسبات مرحله دوم شکننده شده و تأثیر خود را از دست داده‌اند، می‌بایست به این نکته دقت شود که نحوه‌ی اثرگذاری چنین متغیرهایی نسبت به متغیرهای غیر شکننده به دست آمده به نوعی بوده است که اثر چندانی را بر بحران نداشته‌اند. پس شکننده بودن چنین متغیری نه به معنی بی‌اهمیت بودن آن بلکه نشان از ضرورت توجه بیشتر به اثرگذاری مناسب این متغیر دارد.

با توجه به اینکه هم تورم و هم نرخ مجذور تورم بر وقوع بحران مالی نقش دارد، از این رو، باید پایش و کنترل تورم در سیاست‌های پولی و مالی به عنوان هدف اصلی جهت ثبات تورم و اجرای سیاست‌های عمومی جهت ثبات در مجذور نرخ تورم دنبال شود. به عبارتی تورم در ایران تبدیل به یک مسئله غامض و پیچیده شده و جهت کنترل میانگین و واریانس آن نیاز به یک بسته سیاستی بوده و صرفاً با کنترل بخش تقاضا نمی‌توان این متغیر را به تثبیت رساند. به عبارتی در زمینه کنترل تورم نیاز به یک دیدگاه سیستمی است.

با توجه به نقش بدهی‌ها و کسری بودجه دولت در وقوع بحران لازم است کاهش سریع مطالبات معوق و سرسید گذشته بانک‌ها و دولت در دستور کار قرار گیرد. وجود نسبت بالای مطالبات معوق در بانک‌ها و بالا بودن کسری بودجه در شرایط کند بودن رشد اقتصادی، نشان‌دهنده عدم توجه به ریسک اعتباری در بخش بانکی و دولتی است. افزایش این ریسک موجب می‌گردد در آینده سیستم بانکی و دولت با پرداخت تعهدات آتی خود با مشکل روبرو گردند، که این امر می‌تواند تهدیدکننده سلامت مالی شبکه بانکی و مالی کشور باشد. مسلماً بخش اعظم مشکلات سیستم بانکی ناشی از بدهکاری دولت به سیستم بانکی است در نتیجه مستقل شدن عملکرد بانک مرکزی نقش مهمی در کاهش این نوع ریسک در بازارهای مالی دارد و چون سیاست‌گذاری مستقل شدن بانک مرکزی در شرایط

حال حاضر کشور چیزی در حد شعار نیست پس پیشنهاد می‌گردد، بهینه سازی مقررات بانکی و فضای کسب و کار و مقررات‌زدایی در دستور کار قرار گیرد.

با توجه به معنادار شدن اثر نقدینگی و ضریب فزاینده پول بر وقوع بحران لازم است سیاست‌های تثبیت در نرخ رشد حجم پول (متناسب با رشد اقتصادی) جایگزین سیاست‌های صلاحدیدی گردد، چرا که سیاست‌های صلاحدیدی با توجه به وضعیت نامناسب اقتصاد و بدهی بالای دولت همواره در راستای رشد حجم نقدینگی عمل می‌نماید. در ضمن سیاست‌های کاهش سود در بازارهای موازی تولید (مانند ارز، مسکن و طلا) موجب جریان یافتن نقدینگی به سمت بازار سهام و تولید می‌گردد، این فرآیند علاوه بر اینکه موجب بهبود رشد اقتصادی می‌گردد سرعت گردش پول را به شدت کاهش می‌دهد. البته مسلماً حذف رانت از این بازارها نباید جزو سیاست‌های کوتاه‌مدت در دستور کار قرار گیرد چرا که موجب ملتهب شدن بیشتر این بازارها می‌گردد.

با توجه به نقش مهم صادرات و واردات و نرخ ارز بر وقوع بحران، نقش تراز پرداخت‌ها و تراز تجاری بر کنترل بحران در اقتصاد کشور کاملاً مشهود است. متأسفانه بخش اعظم نامساعد بودن وضعیت این شاخص‌ها به امر تحریم و تک محصولی بودن اقتصاد ایران مرتبط است. بهبود ارتباط با سایر کشورها و حرکت به سمت ایجاد تنوع محصول در امر صادرات و محدود نمودن بخش واردات به کالاهای سرمایه‌ای و موردنیاز کشور و دوری از واردات کالای تجملی و دارای تولید مشابه در داخل می‌تواند موجبات بهبود وضعیت را فراهم نماید. لازم بذکر است بسیاری از سیاست‌های پیشنهادی ارائه شده نیاز به تغییر الگوی مصرف و الگوی تبیین رفتار سیاست خارجی است در نتیجه چون تغییر چنین فرآیندی یک پرو سه بلندمدت است لازم است سیاست‌مداران و سیاست‌گذاران از مرحله‌ای به بعد اقدام به جانشینی سیاست‌های بهبود ساختار و نهادی به جای سیاست‌های موقت و درمانی نمایند و از دستکاری متغیرهای قیمتی همچون نرخ ارز و نرخ بهره که صرفاً به صورت موقت موجب بهبود موقت شرایط اقتصاد می‌شود و در آینده نزدیک به علت دستکاری کاذب نسبت‌های قیمتی و تغییر سهم بخش‌های اصلی تشکیل‌دهنده تولید ناخالص داخلی وقوع بحران مالی در دوره‌های آتی را شدیداً تقویت می‌کند.

مسلماً حضور بانک‌های خارجی و بیشتر شدن تعداد بانک‌های خصوصی بر کنترل بحران و سلامت بازارهای مالی مؤثر است اما با توجه به اینکه تحریم‌ها مانع

حضور بانک‌های خارجی و وابستگی شدید بانک‌های خصوصی در ایران به نهادهای دولتی و شبه دولتی منجر به کاهش کارایی این جنبه از وضعیت بازار پول در بهبود وضعیت مالی کشور شده است؛ در نتیجه پیشنهاد می‌گردد شفاف سازی عملکرد بانک‌های خصوصی و افزایش تعداد آنها از لحاظ تنوع بانکی نه تعداد شعب در دستور کار بانک مرکزی قرار گیرد. لازم به ذکر است افزایش تنوع تعداد بانک‌ها باید در راستای تنوع تخصص فعالیت‌ها صورت گیرد (مانند بانک گردشگری در حوزه گردشگری، بانک مسکن در راستای گسترش فعالیت ساخت و ساز و...).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

- ابراهیمی، ایلناز و حسین توکلیان. (۱۳۹۱). «طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ». *بیست و دومین امین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی*. پژوهشکده پولی و بانکی.
- صیادنیا طیبی، عزت الله، ارشدی، علی، صمدی، سعید و هوشنگ شجری. (۱۳۸۹). «تبیین یک سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران». *فصلنامه پول و اقتصاد*. شماره ۲. صص ۲۱۱-۱۶۹.
- قوام، محمد حسین، عبادی، جعفر و شاپور محمدی. (۱۳۹۴). «طراحی مدل هیبریدی هشداردهنده پیش از موعد بحران مالی برای اقتصاد ایران». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. سال چهارم، شماره ۱۳. صص ۸۶-۳۵.
- کمیجانی، اکبر و ژاله زارعی. (۱۳۹۱). «ارزیابی ثبات مالی در ایران با تأکید بر ثبات بانکی (رویکرد آزمون هشدارهای اولیه)». *فصلنامه اقتصاد کاربردی*. سال سوم، شماره ۱۰. صص ۱۵۲-۱۲۷.
- مشیری، سعید و محمد نادعلی. (۱۳۹۲). «شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران». *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*. سال سیزدهم، شماره ۴۸. صص ۲۷-۱.
- ممی‌پور، سیاب و صغری جعفری. (۱۳۹۶). «عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر». *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۵۲. صص ۴۵۶-۴۲۷.
- Abiad, A., R. Balakrishnan, P. K. Brooks, D. Leigh & I. Tytell. (2013). What's the Damage: Medium-term Output Dynamics after Financial Crises. IMF Working Papers, No. 09/245.
- Allen, F. & D. Gale. (2002). Financial Fragility. Working Paper No. 01–37, Wharton Financial Institutions Center, University of Pennsylvania.
- Al-Assaf, G. (2017). An Early Warning System for Currency Crisis: A Comparative Study for the Case of Jordan and Egypt. International Journal of Economics and Financial, Vol. 7(3), pp: 43-50.
- Asanović, Ž. (2013). Early Warning Models for Systemic Banking Crises in Montenegro. Economic and Business Review, Vol. 15(2), pp: 149-135.
- Babecký, J., T Havránek, J. Matějů, M. Rusnák, K. Šmídová & B. Vašíček. (2012). Leading Indicators of Crisis Incidence: Evidence from Developed Countries. Czech National Bank, mimeo.

- Bonis, R.D., A. Giustiniani & G. Gomel. (1999). Crises and Bail Outs of Banks and Countries: Linkages, Analogies, and Differences. The World Economy, Vol. 22, pp: 55-86.
- Calvo, G. A., A. Izquierdo & R. Loo-Kung. (2006). Relative Price Volatility under Sudden Stops: The Relevance of Balance Sheet Effects. Journal of International Economics, Vol. 69(1), pp: 231-54.
- Campello, M., J. Graham & C. R. Harvey. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. Journal of Financial Economics, Vol. 97(3), pp: 470-87.
- Cardarelli, R., M. A. Kose & S. Elekdag. (2010). Capital Inflows: Macroeconomic Implications and Policy Responses. Economic Systems, Vol. 34(4), pp: 1-62.
- Cerovic, S., K. Gerling, A. Hodge & P. Medas. (2018). Predicting Fiscal Crises. IMF Working Paper, No 18/181.
- Claessens, S., M. A. Kose & M. Terrones. (2009). What Happens During Recessions, Crunches and Busts?. Economic Policy, Vol. 60, pp: 653-700.
- Draper, D. (1995). Assessment and Propagation of Model Uncertainty. Journal of the Royal Statistical, Vol. 57, pp: 45-97.
- Crespo Cuaresma, J. & T. Slacik. (2009). On The Determinants of Currency Crises: The Role of Model Uncertainty. Journal of Macroeconomics, Vol. 31(4), pp: 621-632.
- De Greeff, T. (2010). EU Early Warning System for financial crises. Master Thesis International Economics & Finance, Tilburg University.
- Dell'Ariccia, G., E. Detragiache & R. Rajan. (2008). The Real Effect of Banking Crises. Journal of Financial Intermediation, Vol.17, pp: 89-112.
- Edison, H. (2000). Do Indicators of Financial Crisis Work? An Evaluation of an Early Warning System. Federal Reserve Board of Governors. International Finance Discussion Papers, Vol. 675, pp: 1-74.
- Forbes, K. J. & F. Warnock. (2012). Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, & Retrenchment. Journal of International Economics, Vol. 88(2), pp: 235-51.
- Frankel, J. A. & G. Saravelos. (2012). Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence from the 2008–09 Global Financial Crisis. Journal of International Economics, Vol. 87(2), pp: 216–231.
- Friedman, M. & A. J. Schwartz. (1963). A Monetary History of United States, 1837-1960. Prinston: Prinston University Press.
- George, E. & R. McCulloch. (1993). Variable Selection via Gibbs Sampling. Journal of the American Statistical Association, Vol. 88, pp: 881-889.

- Gorton, G., (1988). Banking Panics and Business Cycles. Oxford Economic Papers, Vol. 40, pp: 751-81.
- Hannes Lang, J.. (2-18). Cross-country Linkages and Spill-overs in Early Warning Models for Financial Crises. ECB Working Paper Series, No 2160.
- Hoeting, J., D. Madigan, A. Raftery, & V. Chris. (1999). Bayesian Model Averaging: A Tutorial, Technical Report 9814. Department of Statistics, Colorado State University.
- Hosni, K. (2014). Early Warning Indicators for Systemic Banking Crises. Journal of Business Studies Quarterly, Vol. 5(4), pp: 244-222.
- Jeffreys, H. (1961). Theory of Probability. 3rd ed. London: Oxford University Press.
- Kannan, P., A. Scott & M. E. Terrones. (2013). From Recession to Recovery: How Soon and How Strong. IMF Working Paper, forthcoming.
- Koop, G. (2003). Bayesian Econometrics. New York: John Wiley and Sons.
- Kose, M. A., P. Loungani & M. Terrones. (2013). Global Recessions and Recoveries. IMF Working Paper, forthcoming.
- Leamer, E. (1978). Specification Searches. New York: John Wiley and Sons.
- Laeven, L. & F. Valencia. (2012). Systemic Banking Crises Database: An Update. Washington: International Monetary Fund.
- Laeven, L. & F. Valencia. (2018). Systemic Banking Crises Revisited. IMF Working Paper, No 18/206.
- Mishkin, F. (1992). Anatomy of Financial Crisis. Journal of Evoloutionary Economy, Vol. 2, pp: 115-130.
- Mitchell, W. C. (1941). Business Cycles and their Causes. University of California Press.
- Noble, R. B. (2000). Multivariate Applications of Bayesian Model Averaging, Oates, W. E. (1985). Searching for Leviathan: an Empirical Study. American Economic Review, Vol. 75, pp: 748-757.
- Percic, S., C-M. Apostoaie & V. Cocriş. (2013). Early Warning Systems For Financial Crises- A Critical Approach. CES Working Paper, pp: 77-88.
- Raftery, A. E. (1988). Inference and Prediction for the Binomial N Parameter: A Hierarchical Bayes Approach. Biometrika, Vol. 75, pp: 223-228.
- Raftery, A. E., D. Madigan & J. A. Hoeting. (1997). Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models. Journal of the American Statistical Association, Vol. 92(437), pp: 179-191.
- Reinhart, C. M. & K. S. Rogoff. (2009). This Time is Different. New Jersey: Princeton University Press.

- Sala-I-Martin, X., G. Doppelhofer & R.I. Mille. (2004). Determinants of long-term growth: a Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. American Economic Review, Vol. 94(4), pp: 813–835.
- Schwartz, A. J. (1986). Real and Pseudo Financial Crisis and the World Banking System. McMillan.London, pp: 11-31.
- Thornton, H. (1802). An Enquiry into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Britain.
- Wasserman, L. (2000). Bayesian Model Selection and Model Averaging.Journal of Mathematical Psychology, Vol. 44, pp: 92-107.
- Zellner, A. (1971). An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics. New York: John Wiley and Sons.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی