-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 9-43
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.58148.935

ATU PRESS

Original Research Received: 6/01/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Estimating Probability of Banking Crisis using 2nd Generation Early Warning Systems: An Intercountry Study

Seyed Saleh Akbar Mousavi — Ph.D. Student, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Behzad Salmani* — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Jafar Haghighat — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Hossein Asgharpour — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Abstract

The main purpose of this study is to estimate the probability of banking crisis using the second generation of early warning systems (logit models), for 13 selected high-middle income countries over the period of 1980-2016. In this regard, two types of logit models; binomial and multinomial, are estimated. The results of estimated binomial logit model show that three leading indicators of the crisis are broad liquidity ratio, stock price index and inflation, which are the main causes of crisis in the studied countries. These variables account for about 17 percent of the probability of a banking crisis. Then, to avoid post-crisis bias, the multinomial logit model is estimated. The empirical results confirm that above three leading indicators are warning. Also, among the above three variables, only stock price index variable with a probability of 12.68%, causes the economy to exit the banking crisis and change its situation from the crisis/recovery period to the tranquil period. The multinomial logit model exhibit significantly better in-sample predictive abilities than the binomial logit model.

Keywords: Early Warning System, Banking Crisis, Post-crisis Bias, Multinomial Logit.

JEL Classification: C25 ،C52 ،G01 ،G21

* Corresponding Author: behsalmani@gmail.com

How to Cite: Akbar Mousavi, S.S., Salmani, B., Haghighat, J. & Asgharpour, H. (2021). Estimating Probability of Banking Crisis using 2nd Generation Early Warning Systems: An Intercountry Study. *Iranian Journal of Economic Research, 26 (88)*, 9 - 43.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۹-۴۳

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.58148.935

برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام: یک مطالعه بین‌کشوری

سید صالح اکبرموسوی | دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

بهزاد سلمانی* | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

جعفر حقیقت | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

حسین اصغرپور | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با استفاده از نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام (مدل‌های لاجیت)، برای ۱۳ کشور منتخب با درآمد متوسط بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ است. در همین راستا، دو نوع مدل لاجیت دوجمله‌ای و چند جمله‌ای برآورد شد. نتایج تخمین مدل لاجیت دو جمله‌ای نشان داد که سه شاخص پیشرو بحران نسبت نقدینگی گسترده، شاخص قیمت سهام و تورم، از عوامل اصلی وقوع بحران در کشورهای مورد مطالعه است. این متغیرها در مجموع حدود ۱۷ درصد از احتمال وقوع بحران بانکی را توضیح می‌دهند. در ادامه برای مقابله با تورش پس از بحران، مدل لاجیت چند جمله ای نیز تخمین زده شد. نتایج این مدل نیز، هشداردهنده بودن سه شاخص پیشرو فوق را تایید می‌کند. همچنین از بین سه متغیر فوق، تنها متغیر شاخص قیمت سهام با احتمال ۱۲/۶ درصد، باعث خروج اقتصاد از بحران بانکی و تغییر وضعیت آن از دوره بحران/بهبود به سمت دوره آرام می‌شود. مقایسه عملکرد درون نمونه‌ای مدل‌ها نیز حاکی از دقت پیش‌بینی بالای مدل لاجیت چندجمله‌ای است.

کلیدواژه‌ها: سیستم هشدار زودهنگام، بحران بانکی، تورش پس بحران، لاجیت چندجمله‌ای

طبقه‌بندی JEL: C25، C52، G01، G21.

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول: behsalmani@gmail.com

۱. مقدمه

بحران‌های اقتصادی به دو دسته کلی بحران در بخش حقیقی اقتصاد و بحران‌های مالی[۱] تقسیم بندی می‌شوند. بحران‌های بخش حقیقی اقتصاد، خود به دو حالت بحران بازار کالا و خدمات (بحـران تورم و بحران رکودی) و بحـران در بازار کار هستند. بحران‌های مالی نیز به چهار گروه بحران بانکی[۲]، بحران ارزی[۳] (بحران تراز پرداخت‌ها و بحران نرخ ارز)، بحران در بازار سهام و بحران بدهی[۴] تقسیم‌بندی می‌شوند. بحران‌های ارزی عموماً به صورت حملات موفق و ناموفق سوداگرانه[۵] در بازار ارز معرفی می‌شوند. بحران در بازار سهام به‌صورت نوسانات شدید در بازار سهام توصیف می‌شود. بحران بدهی نیز حالتی است که یک کشور توان پرداخت بدهی‌های خارجی خود را ندارد. بحران بانکی نیز براساس وقایعی نظیر تعطیلی بانک‌ها، ادغام، هجوم گسترده بانکی[۶]، مسدود شدن دارایی‌های بانک و یا هزینه‌های نجات بانک[۷] در قالب رویکرد مطالعه رویدادی تعریف می‌شود[۸].

بحران‌های بانکی را می‌توان به دو نوع بحران بانکی برای یک بانک خاص (بحران غیرسیستماتیک) و بحران بانکی سیستماتیک[۹] تقسیم‌بندی کرد. بحران بانکی سیستماتیک زمانی اتفاق می‌افتد که بحران یک بانک خاص به کل سیستم بانکی کشور سرایت کرده و نظام بانکداری کشور را مختل کند. بحران‌های بانکی از نوع سیستماتیک، موجب بروز مشکلاتی در اقتصاد و به‌خصوص در نظام بانکی کشورها می‌شوند. از جمله مشکلاتی که یک بحران بانکی به وجود می‌آورد، می‌توان به هزینه‌های مالی بحران، زیان‌های تولید، افزایش بدهی عمومی و افزایش وام‌های غیر قابل وصول[۱۰] اشاره کرد (لیون و والنسیا[۱۱]، ۲۰۱۳). بر این اساس، وجود یک مدل، سیستم یا برنامه‌ای که بتواند وقوع بحران را از قبل

1- Financial Crises
2- Banking Crisis
3- Currency Crisis
4- Debt Crisis
5- Speculative Attack
6- Bank Runs
7- Rescue Operation
۸- برای مطالعه بیشتر به کاپریو و کلینگ‌بیل (۱۹۹۶)، دمیرجیک-کانت و دتراجیچ (۱۹۹۸)، رینهارت و روگوف (۲۰۰۹) و لیون و والنسیا (۲۰۲۰) رجوع کنید.
9- Systemic Banking Crisis
10- Non-performing Loan
11- Laeven, L., & Valencia, F.

پیش‌بینی کرده و هشدار مناسبی را در این خصوص به سیاست‌گذاران بدهد، می‌تواند بسیار مفید باشد. از این‌رو، موضوعی به نام سیستم‌های هشدار مطرح است.

سیستم‌های هشدار به دو نوع سیستم‌های هشدار سریع و سیستم‌های هشدار زودهنگام[1] تقسیم‌بندی می‌شوند. سیستم هشدار سریع، ابزاری برای تشخیص ورشکستگی یا شرایط نامساعد مالی یک بانک است. این نوع از سیستم‌های هشدار می‌توانند برای کنترل و نظارت بر اعمال یک بانک خاص مناسب باشد[2] و سیستم‌های هشدار زودهنگام، می‌توانند بحران را قبل از وقوع شناسایی کرده و سیگنال مناسب را برای جلوگیری از وقوع یا کاستن اثرات آن صادر کنند. تاکنون سه نسل از این نوع سیستم‌ها، معرفی شده است.

پژوهش حاضر در نظر دارد سیستم هشدار زودهنگام بحران بانکی را براساس نسل دوم این سیستم‌ها برای منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا (۱۳ کشور) با استفاده از داده‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۰ طراحی کند. بر همین اساس، پژوهش حاضر در شش بخش سازمان‌دهی شده است؛ پس از مقدمه در بخش دوم به مبانی‌نظری پژوهش پرداخته شده است. در این بخش، نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام به طور کامل بررسی می‌شود. در بخش سوم، به برخی از مطالعات مهم خارجی و داخلی در زمینه بحران‌های بانکی اشاره شده است. در بخش چهارم، روش انجام پژوهش معرفی شده و در بخش بعدی، نتایج به همراه تحلیل‌های مربوطه ارائه شده است. در بخش ششم و پایانی نیز به نتایج مهم پژوهش اشاره می‌شود.

۲. مبانی نظری

از دهه ۱۹۸۰ میلادی تا به حال، بحران‌های متعددی در کشورهای مختلف رخ داده است. البته در سال‌های قبل‌تر هم، بحران‌هایی -مانند بحران بزرگ ۱۹۲۹- وجود داشته است. وقوع بحران‌ها از دهه ۸۰ میلادی به بعد، باعث شد تا مطالعات درخصوص بحران‌ها جدی‌تر از قبل شود. در این برهه از زمان، نیاز به مدلی که بتواند بحران را قبل از وقوع آن تشخیص دهد و

1- Early Warning System (EWS)

۲- برای مطالعه بیشتر، به سحاج والا و دن برگ (۲۰۰۰)، دودهه (۲۰۱۸)، گوپال ریزال و بیکرام پانتا (۲۰۱۹) و... رجوع کنید.

بتواند سیاست‌گذاران را از وقوع آن آگاه سازد، بیش از پیش ضروری به نظر می‌رسید[۱]. از این رو، موضوعی به نام سیستم‌های هشدار زودهنگام، وارد ادبیات بحران‌های مالی شد.

کامینسکی، لیزوندو و رینهارت[۲] در سال ۱۹۹۸، اولین نسل از ادبیات سیستم‌های هشدار زودهنگام را درخصوص بحران‌های ارزی پیشنهاد کردند. این نسل از سیستم‌های هشدار زودهنگام بر پایه روش علائم[۳] استوار بود. رویکرد علائم، شامل نظارت بر سیر تکاملی تعدادی از شاخص‌های اقتصادی است که تمایل دارند به‌صورت سیستماتیک، رفتار متفاوتی قبل از بحران داشته باشند[۴].

در ادامه برگ و پاتیلو[۵](۱۹۹۹) رویکرد علائم KLR[۶] را کنار گذاشته و روش جایگزینی معرفی کردند. مدل جدید آن‌ها به نوعی برخی از مفروضات مدل KLR را در خود جای داده بود. آن‌ها یک چارچوب پروبیت چندمتغیره[۷] را پیشنهاد کردند. در این مدل، متغیر وابسته بحران، همانند مطالعه KLR از طریق محاسبه شاخص فشار بازار ارز تعیین می‌شد؛ به‌طوری که برای سال بحرانی عدد ۱ و غیر آن عدد ۰ را به خود می‌گرفت. متغیرهای توضیحی مدل نیز که شاخص‌های پیشرو بحران هستند، اگر بحرانی را طی ۲۴ ماه آینده پیش‌بینی کنند عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ را به خود اختصاص دادند. این کار سه مزیت داشت:

- می‌توان مفید بودن مفهوم آستانه را آزمون کرد.
- در این حالت، متغیرهای پیش‌بینی‌کننده‌ای که وضعیت بهتری نسبت به متغیرهای دیگر دارند، می‌توان با در نظر گرفتن همبستگی بین آن‌ها در یک شاخص مرکب تجمیع کرد.
- معنی‌داری آماری متغیرهای فردی و ثبات ضرایب در طول زمان و کشورها به راحتی قابل آزمون است.

برگ و پاتیلو (۱۹۹۹) سه مدل پروبیت مختلف را برای آزمون سطح آستانه و احتمال بروز بحران تخمین زده و به این نتیجه رسیدند که مدل پروبیت به وضوح عملکرد بهتری از

۱- در همین راستا مطالعات اولیه زیادی از جمله مطالعه بیلسون (۱۹۸۰)، کروگمن (۱۹۷۹)، فلاد و گاربر (۱۹۸۴)، کاپریو و کلینگ بیل (۱۹۹۶)، فرانکل و رز (۱۹۹۶) و... صورت گرفت.

2- Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M.

3- Signal Approach

۴- برای مطالعه بیشتر به کامینسکی، لیزوندو و رینهارت (۱۹۹۸) رجوع کنید.

5- Berg, A., & Pattillo, C.

6- Kaminsky, Lizondo and Reinhart

7- Multivariate Probit

روش KLR دارد، اما نتوانستند بین سه مدل پروبیت تخمین‌زده شده یکی را به عنوان مدل برتر انتخاب کنند. در پیش‌بینی بحران‌ها نیز روش پروبیت عملکرد بهتری نسبت به روش علائم داشت؛ به‌طوری که طبق مدل روش علائم، سیگنال مناسبی که در دوره ۱۹۹۵:۵ تا ۱۹۹۶:۱۲ صادر شده با احتمال ۳۷ درصد به وقوع بحران در سال ۱۹۹۷ منجر خواهد شد. در حالی‌که مدل‌های پروبیت، معمولاً پیش‌بینی‌های بهتری را ارائه می‌دهند؛ به طوری که طبق مدل پروبیت تخمین‌زده شده، سیگنال مناسبی که در طی دوره ۱۹۹۵:۵ تا ۱۹۹۶:۱۲ صادر شده با احتمال ۵۱ درصد وقوع بحران در سال ۱۹۹۷ را پیش‌بینی کرده است. در ادامه، روش پیشنهادی برگ و پاتیلو (مدل پروبیت) در کنار انواع مختلف مدل لاجیت، نسل دوم سیستم های هشدار زودهنگام بحران‌ها را بنا نهادند که هدف آن‌ها، بررسی احتمال وقوع بحران در قالب متغیر دوجمله‌ای بحران است.

زمانی‌که یک سیستم هشدار زودهنگام برای بحران خاصی مانند بحران ارزی، بانکی، بدهی و... با استفاده از مدل‌های لاجیت دوجمله‌ای طراحی و تخمین‌زده می‌شود، رفتار شاخص‌های پیشرو، قبل و بعد بحران مورد بررسی قرار می‌گیرد. این نکته مهم را باید به یاد داشت که هدف یک مدل هشدار زودهنگام، تحلیل آسیب‌پذیری یک کشور در برابر بحران است. روش صحیح انجام این کار، مقایسه رفتار متغیرهای اساسی قبل از بحران با رفتارشان در دوران بحران و بعد از بحران (زمانی‌که مجدد دوره آرام یا نرمال برقرار شده) است؛ درحالی‌که مدل‌های لاجیت دوجمله‌ای به مقایسه مشاهدات قبل از بحران با مشاهدات دوره های بحرانی یا با مشاهدات دوره‌های بعد از بحران می‌پردازند. این موضوع منجر به یک تورش بسیار مهم می‌شود که به تورش پس از بحران معروف است.

تورش پس از بحران برای اولین بار توسط بوسایر و فراتزشر[1] (۲۰۰۶) مطرح شد. این تورش بدین خاطر مهم است که رفتار متغیرهای مستقل (شاخص‌های پیشرو بحران) در زمان های آرام در مقایسه با دوره‌های بحران یا بهبود پس از آن، بسیار متفاوت است. برای مقابله با تورش پس از بحران، دو روش عمده وجود دارد: روش اول که ساده‌ترین روش است، تمامی مشاهدات بحران یا پس از بحران از داده‌ها حذف شده و سپس مدل استاندارد لاجیت دوجمله‌ای تخمین‌زده می‌شود. نقص چنین روشی، این است که از مشاهداتی که حاوی اطلاعات ارزشمندی درخصوص وضعیت یک کشور بوده، صرف‌نظر می‌کند. برای مثال،

1- Bussiere, M., & Fratzscher, M.

چگونگی تعدیل رفتار متغیرهای بنیادی اقتصاد در دوران بهبود. همچنین این موضوع که چه شاخص‌هایی و چه زمانی به سطح آرام و نرمال خود برمی‌گردند، نادیده گرفته می‌شود. روش دوم که نسبت به روش اول ترجیح داده می‌شود، استفاده از متغیر وابسته با بیش از دو نتیجه است که به مدل لاجیت چندجمله‌ای معروف است. در این مدل‌ها که توسط بوسایر و فراتزشر (۲۰۰۶) معرفی شدند؛ سه وضعیت برقرار است: دوره آرام، دوره پیش بحران و دوره بحران/ پس از بحران.

۳. پیشینه پژوهش

در این بخش، برخی از مطالعات خارجی و داخلی مرور می‌شود. این مطالعات با استفاده از نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام و انواع مدل‌های لاجیت (دوجمله‌ای و چند جمله‌ای) و پروبیت به بررسی احتمال وقوع بحران‌های مختلف پرداختند.

بوسایر و فراتزشر (۲۰۰۶) در مطالعه خود، سیستم هشدار زودهنگام (EWS)[1] جدیدی را برمبنای یک مدل لاجیت چندجمله‌ای برای پیش‌بینی بحران‌های مالی توسعه دادند. محققین برای اولین بار موضوع تورش پس از بحران را مطرح کرده و نشان دادند که استفاده از مدل لاجیت چند جمله‌ای، می‌تواند بر این مشکل غلبه کند. در ادامه با استفاده از داده‌های ۲۰ بازار باز نوظهور طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۳، مدل لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شد. نتایج برآوردها نشان داد که این مدل بسیاری از بحران‌های بازارهای نوظهور را به درستی پیش‌بینی کرده است. همچنین استفاده از لاجیت چندجمله‌ای به جای دو جمله‌ای، یک بهبود اساسی در توان پیش‌بینی بحران‌های مالی ایجاد می‌کند.

دیویس و کریم[2] (۲۰۰۸) در مطالعه خود به مقایسه سیستم‌های هشدار زودهنگام بحران بانکی پرداختند. برای این منظور از داده‌های سالانه ۲۰۰۳-۱۹۷۹ برای ۱۰۵ کشور به پیروی از مطالعه دمیرجیک-کانت و دتراجیچ[3] (۱۹۹۸) استفاده کردند. چهار مدل مختلف با استفاده از مدل لاجیت و روش علائم تخمین زده شد و در آن، رفتار سیکلی[4] و مخاطره اخلاقی[5] نیز در نظر گرفته شد. طبق نتایج به‌دست‌آمده از مقایسه مدل‌های تخمینی، مدل لاجیت به‌عنوان

1- Early Warning System (EWS)
2- Davis, E. P., & Karim, D.
3- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E.
4- Procyclical Behavior
5- Moral Hazard

مناسب‌ترین رویکرد برای سیستم هشدار زودهنگام بحران جهانی و روش استخراج علائم به عنوان مناسب‌ترین رویکرد برای سیستم هشدار زودهنگام بحران در کشور خاص پیشنهاد شد.

یاوری (۲۰۱۲) در مطالعه خود، موضوع ثبات مالی و نظام‌های پیش هشداردهنده بحران را مورد بررسی قرار داد. محقق در این مطالعه از رویکرد علائم (نسل اول نظام‌های پیش‌هشداردهنده) جهت طراحی یک نظام هشداردهنده بحران مالی استفاده کرد. وی متغیرهای بسیاری را در ۱۰ حوزه به صورت کمی و کیفی به عنوان شاخص پیشرو بحران در نظر گرفت. همچنین در این مطالعه، تجزیه و تحلیل اهمیت و تناسب نظام‌های پیش هشداردهنده برای اقتصاد و نظام مالی ایران، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که نظام پیش‌هشداردهنده، ابزاری ضروری برای محافظت از ثبات موسسات مالی و کل سیستم مالی است. برخی از شاخص‌های پیشرو مانند عرضه بیش از حد پول، حق بیمه بالای بازار موازی، افزایش تعداد موسسات مالی و فساد زیاد، هم‌اکنون نیز ارسال هشدار درخصوص مشکلات احتمالی آینده در سیستم مالی را آغاز کرده‌اند، اما به دلیل ویژگی‌های خاص سیستم مالی ایران و کمبود اطلاعات مالی قبلی، محدودیت‌های مختلفی در این زمینه وجود دارد.

کوستا[1] (۲۰۱۶) در مطالعه خود به تبیین سیستم هشدار زودهنگام برای بحران‌های بانکی پرداختند. برای این منظور دو نمونه آماری مختلف، شامل داده‌های ۷۰ کشور صنعتی و درحال توسعه طی بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۰ و داده‌های ۴۴ کشور ثروتمند طی ۲۰۱۳-۱۹۸۸ در قالب مدل لاجیت دوجمله‌ای تخمین زده شد. نتایج نشان داد زمانی که داده سال‌های پس از بحران از مدل حذف می‌شوند، عملکرد مدل در پیش‌بینی بحران‌ها بهبود می‌یابد. در ادامه به عنوان تحلیل حساسیت از مدل لاجیت چندجمله‌ای استفاده شد. نتایج نشان داد که استفاده از مدل لاجیت چندجمله‌ای به جای لاجیت دو جمله‌ای، عملکرد مدل در پیش‌بینی بحران‌ها را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

عثمان و همکاران[2] (۲۰۱۸) در یک مطالعه متفاوت به بررسی عوامل تعیین‌کننده بحران های بانکی در سیستم بانکداری اسلامی برای کشورهای ASEAN[3] پرداختند. بدین منظور

1- Costa, N.
2- Othman, N., et al.
3- Association of Southeast Asian Nations (ASEAN)

از داده‌های ۱۷ بانک اسلامی مالزی و ۹ بانک اسلامی اندونزی طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۲ استفاده شد. نتایج تخمین مدل نهایی به روش لاجیت، نشان داد که متغیر تقسیم سود- زیان اثر معنی‌داری در کاهش احتمال بحران در سیستم بانکداری اسلامی دارد؛ به طوری که بانک های به طور کامل اسلامی داخلی با احتمال ۳۰ درصد بیشتر نسبت به بانک‌های تابعه اسلامی، بحران‌های بانکی را تجربه می‌کنند. دقت پیش‌بینی‌های درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای نیز ۹۴/۴۱ درصد بوده که رقم قابل توجهی است.

عظیمی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش خود تحت عنوان بحران بانکی در ایران: مخاطرات اقتصادی به دنبال شناسایی عوامل بالقوه اضطراب بانکی در ایران و تعیین اندازه مخاطرات مربوط به بی‌ثباتی بانکی بودند. برای این منظور، مجموعه بانک‌های دولتی و خصوصی به عنوان نمونه مورد مطالعه انتخاب شد. مدل پژوهش در قالب مدل رگرسیونی لاجیت چندمتغیره با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۳ تخمین زده شد. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که نرخ بهره، نرخ تورم، نسبت نقدینگی به ذخایر ارزی بانک مرکزی، نرخ دلار، مخارج دولت و بودجه دولت اثر مثبت بر احتمال وقوع بحران داشته و تنها تولید ناخالص سرانه رابطه منفی با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران دارد.

زارعی و کمیجانی (۱۳۹۴) در مطالعه خود ضمن شناسایی دوره‌های بحران بانکی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۹، متغیرهای پیشرو بحران را نیز مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور محققین ابتدا ضمن برشمردن کاستی‌های رویکرد مطالعه رویدادی[1] در شناسایی بحران‌ها از روش شاخص فشار بازار پول[2] برای تعیین سال‌های بحرانی استفاده کردند. بدین صورت که بعد از محاسبه شاخص فشار بازار پول و تخمین مدل ساده مارکوف سویچینگ[3]، دوره‌های بحرانی ۱۳۷۰:۲، ۱۳۷۴:۴-۱۳۷۲:۱، ۱۳۷۹:۲-۱۳۷۸:۱، ۱۳۸۱:۱-۱۳۸۰:۱ و ۱۳۸۸:۱-۱۳۸۹:۱ شناسایی شد. سپس جهت برآورد شاخص‌های پیشرو بحران، تعداد ۹ متغیر از مطالعات خارجی انتخاب شد. نتایج تخمین با استفاده از مدل اقتصادسنجی پروبیت، حاکی از آن است که متغیرهای رشد نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن و رشد میانگین نرخ بهره حقیقی تسهیلات به عنوان پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی در ایران

1- Event Study
2- Money Market Pressure Index
3- Markov Switching

هستند؛ به طوری که مدل توانست در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده، وقوع آن‌ها را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی کند.

حاجی‌شاهوردی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود به طراحی سیستم پیش‌هشداردهنده بحران بانکی نظام‌مند برای اقتصاد ایران پرداختند. بدین منظور از داده‌های فصلی طی بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ و روش اقتصادسنجی لاجیت و مارکوف سویچینگ استفاده شد. نتایج ماتریس احتمال انتقال بین رژیم‌های آرام و بحرانی نشان داد که در صورتی که بحران بانکی سیستماتیک در زمان t رخ ندهد با احتمال ۷۵ درصد در زمان t+۱ نیز رخ نخواهد داد. همچنین در صورتی که در زمان t بحران اتفاق افتاده باشد با احتمال ۵۱ درصد در زمان t+۱ نیز بحران بانکی به وقوع پیوسته و به رژیم آرام برخواهد گشت. همچنین سال‌های ۱۳۵۸، ۱۳۶۴، ۱۳۷۱، ۱۳۷۲، ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به شکل درون‌زا به عنوان سال‌های احتمالی بحران شناسایی شدند. در نهایت با درنظر گرفتن روابط غیرخطی بین متغیرهای مدل و به منظور ارزیابی احتمال وقوع بحران بانکی، مدل به روش لاجیت تخمین زده شد. نتایج نشان داد که مدل برآورد شده به خوبی توانسته بحران بانکی سال ۱۳۷۲ را یک سال قبل از وقوع شناسایی کند.

با توجه به آنچه گفته شده، مزیت اصلی مطالعه حاضر بررسی جامع و کامل بحران بانکی است؛ به طوری که در این مطالعه به بررسی جنبه‌های مختلف بحران از جمله تخمین مدل با استفاده از مدل لاجیت چند جمله‌ای، تحلیل حساسیت و ارزیابی عملکرد درون‌نمونه‌ای مدل پرداخته شده که تا به حال در هیچ‌یک از مطالعات داخلی انجام نشده است.

٤. روش شناسی پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، طراحی سیستم هشدار زودهنگام بحران بانکی برای منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ است. از این رو، از نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام به منظور بررسی احتمال وقوع بحران بانکی استفاده می‌شود؛ به طوری که ابتدا مدل پایه تحقیق به روش لاجیت دوجمله‌ای تخمین‌زده می‌شود. در ادامه شاخص‌های پیشروی مختلفی در قالب تحلیل حساسیت بررسی شده و مدل نهایی تحقیق انتخاب می‌شود. سپس جهت مقابله با تورش پس از بحران، مدل انتخاب شده به روش لاجیت چندجمله‌ای نیز برآورده می‌شود. همچنین عملکرد درون نمونه‌ای مدل نهایی در هر دو حالت لاجیت دوجمله‌ای و چندجمله‌ای مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بر همین اساس، مدل

اقتصادی پایه تحقیق به پیروی از مطالعه لانگ و اشمیت[1] (۲۰۱۶) به صورت رابطه (۱) است که در ادامه به تعریف هر یک از متغیرهای تحقیق می‌پردازیم:

$$BCrisis = f(Biligdp, Bliqr, Demdep, Domcred, Govdef, Rsplcu) \quad (1)$$

بحران بانکی (BCrisis): متغیر وابسته بحران بانکی، کلیدی‌ترین متغیر مدل است. تاکنون دو رویکرد مطالعه رویدادی و شاخص فشار بازار پول برای تعیین تاریخ‌های بحرانی در ادبیات موضوع مورد استفاده قرار گرفته است. یکی از مهم‌ترین مطالعات درخصوص تاریخ‌گذاری بحران‌های مالی، مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) است که توانسته با استفاده از رویکرد مطالعه رویدادی، تاریخ‌های بحران‌های مالی مانند بحران ارزی، بانکی و بدهی را برای اکثر کشورهای دنیا ارائه کند. در مطالعه حاضر، با توجه به تطابق کشورهای موجود در مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) و کشورهای این مطالعه، تاریخ‌های شروع و پایان بحران بانکی برای ۸ کشور از این طریق انتخاب شده[2] و برای ۵ کشور نیز به پیروی از جینگ و همکاران[3] (۲۰۱۴) با استفاده از شاخص فشار بازار پول تعیین شده است[4]. با توجه به تاریخ‌های شروع و پایان بحران، چهار وضعیت زیر تفکیک می‌شوند:

- دوره پیش از بحران[5]: یک سال قبل از بحران
- دوره بحران[6]: که تاریخ شروع و پایان آن براساس دو رویکرد مطالعه رویدادی و شاخص فشار بازار پول تعیین می‌شود.
- دوره پس از بحران[7]: که با جبران بحران شروع شده و تا یک سال ادامه می‌یابد.
- دوره آرام[8]: اگر در یک سال گذشته و یک سال آینده بحرانی وجود نداشته باشد.

1- Lang, M., & Schmidt, P. G.

۲- برای مطالعه بیشتر درخصوص نحوه تاریخ‌گذاری شروع و پایان بحران‌ها به لیون و والنسیا (۲۰۲۰) رجوع کنید.

3- Jing, Z., et al.

۴- برای ۵ کشوری که تاریخ بحران بانکی آن‌ها با استفاده از شاخص فشار بازار پول تعیین شده، تنها یک سال به عنوان سال بحرانی در نظر گرفته شده است. برای مطالعه بیشتر به جینگ و همکاران (۲۰۱۴) رجوع کنید.

5- Pre-crisis Period
6- Crisis Period
7- Post-crisis Period
8- Tranquil Period

نسبت بدهی‌های سرمایه‌ای بانکی به GDP (Biligdp): متغیر بدهی‌های سرمایه‌ای بانکی نشان‌دهنده بدهی بانک‌ها و موسسات سپرده‌گذاری (به غیر از بانک مرکزی) به کشورهای خارجی است که در قسمت سایر بدهی‌های حساب مالی تراز پرداخت‌ها گزارش می‌شود. مقدار این متغیر به تولید ناخالص داخلی اسمی تقسیم شده است.

نسبت نقدینگی گسترده[1] (Bliqr): بیانگر نسبت مجموع ذخایر بانک‌ها و مطالبات دولتی به مجموع ذخایر بانک‌ها، دارایی‌های خارجی بانک‌ها، مطالبات دولت و مطالبات بخش خصوصی است.

سپرده‌های دیداری حقیقی[2] (Demdep): این متغیر نشان‌دهنده سپرده‌های دیداری بانک ها و موسسات مالی به شکل حقیقی است. برای تبدیل متغیر سپرده دیداری از حالت اسمی به حقیقی از شاخص قیمت مصرف‌کننده با سال پایه ۲۰۱۰، استفاده شده است.

نسبت اعتبار داخلی به GDP (Domcred): بیانگر خالص اعتبارات دولت و سایر بخش ها به تولید ناخالص داخلی اسمی است.

نسبت مخارج- درآمد دولت (Govdef): نسبت تمامی مخارج دولتی مانند خرید کالاها و خدمات و... به کل عایدی‌های دولت؛ مانند مالیات‌ها که عمده‌ترین منبع کسب درآمد دولت است و سایر درآمدهایی که ممکن است وجود داشته باشد، گفته می‌شود.

قیمت‌های حقیقی سهام (Rsplcu): قیمت حقیقی سهام میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در سال پایه ۲۰۱۰ است.

داده‌های مورد نیاز به روش اسنادی و کتابخانه‌ای از پایگاه داده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS[3]) و چشم‌انداز اقتصاد جهانی (WEO[4]) که منبع دقیق آن‌ها در جدول پیوست آمده؛ جمع‌آوری شده است[5]. بازه زمانی داده‌های تحقیق، سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۰ است. نمونه پژوهش با توجه به محدودیت داده‌ها، منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا است که

1- Broad Liquidity
2- Demand Deposits
3- International Financial Statistics
4- World Economic Outlook
۵- هر دو پایگاه داده، مربوط به صندوق بین‌المللی پول (IMF) است.

درآمد ناخالص ملی سرانه آن‌ها بین ۳۹۵۶ تا ۱۲۲۳۵ دلار است[۱] (بانک جهانی[۲]، ۲۰۲). این کشورها عبارتند از: آفریقای جنوبی، ایران، برزیل، بوتسووانا، تایلند، ترکیه، چین، روسیه، کلمبیا، مالزی، مقدونیه، مکزیک و موریس. از دلایل انتخاب نمونه تحقیق می‌توان به تجربه مشترک برخی از کشورهای نمونه تحقیق در بحران‌های به وقوع پیوسته در اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی و همچنین تجربه بحران بانکی در کشورهای دیگر از جمله ایران، اشاره کرد.

به منظور جمع‌بندی و خلاصه‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار Excel و جهت برآورد مدل تحقیق نیز از نرم‌افزار Stata15.1 استفاده شده است. برای برآورد مدل از لاجیت دوجمله ای و چندجمله‌ای استفاده خواهد شد که در ادامه، هر یک از این مدل‌ها به صورت مختصر توضیح داده شده است.

در مدل لاجیت دو جمله‌ای که ساده‌ترین نوع مدل لاجیت است، متغیر وابسته مقدار ۰ و ۱ به خود می‌گیرد. در پژوهش حاضر، برای سال‌های بحرانی عدد ۱ و برای سال‌های غیربحرانی، عدد ۰ اختصاص می‌یابد. بنابراین، دو احتمال برای وقوع یا عدم وقوع بحران به صورت رابطه (۲) داریم:

$$\begin{aligned} \mathrm{pr}\left(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=1\right) &= \frac{1}{1+\mathrm{e}^{-(\mathrm{X}_{i,t}\beta)}} \\ \mathrm{pr}\left(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=0\right) &= \frac{1}{1+\mathrm{e}^{(\mathrm{X}_{i,t}\beta)}} \end{aligned} \qquad (۲)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

۱- وجود داده‌ها برای تمامی کشورهای نمونه آماری در تحقیقات بین کشوری به‌سختی امکان‌پذیر است و تحقیق حاضر نیز از این قاعده مستثنی نیست. نبود داده به صورت کلی برای ۸ کشور از گروه کشورهای با درآمد متوسط بالا یکی از محدودیت‌های تحقیق است. محدودیت دوم عدم تطابق سال‌های بحرانی و بازه زمانی داده‌های موجود برای متغیرهای توضیحی مدل است که در این حالت به ناچار برخی از کشورها از مدل حذف می‌شوند. محدودیت سوم پوشش ندادن داده‌های برخی از کشورها برای فاز پیش از بحران، فاز بحران، فاز پس از بحران و بهبود است. این محدودیت‌ها، سبب حذف برخی از کشورها از نمونه تحقیق شده و کشورهایی در تخمین‌ها به‌کار گرفته شدند که داده‌های لازم را برای تمامی متغیرهای اصلی مدل دارند. بدیهی است درصورتی‌که به داده‌های کشورهای بیشتری دسترسی داشته باشیم، اعتبار نتایج تحقیق افزایش خواهد یافت.

2- World Bank

در روابط (۲)، عبارت ($X_{i,t}\beta$) در محدوده $-\infty$ تا $+\infty$ تغییر می‌کند که به‌دنبال آن، احتمال pr به طور قطع بین صفر و یک خواهد بود، اما رابطه بین بردار متغیر توضیحی ($X_{i,t}$) و pr غیرخطی است و باید به مدل خطی تبدیل شود. بنابراین، نسبت زیر را به‌عنوان نسبت احتمال وقوع حادثه موردنظر (p) به احتمال وقوع حالت مخالف (۱-p) درنظر می‌گیریم تا نشان دهیم احتمال وقوع حادثه مورد نظر ما نسبت به عدم احتمال آن، چقدر مزیت و برتری دارد:

$$\frac{p}{1-p} = e^{X_{i,t}\beta} \qquad (۳)$$

حال با یک لگاریتم‌گیری ساده از طرفین و اضافه کردن جمله خطا، خواهیم داشت (حقیقت و اکبرموسوی، ۱۳۹۷):

$$L = Ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = X_{i,t}\beta + u_{i,t} \qquad (۴)$$

همان طور که در بخش ادبیات موضوع نیز اشاره شد، مدل لاجیت چندجمله‌ای دوره زمانی هر کشور را به دوره آرام، دوره پیش از بحران، دوره بحران/ پس از بحران تفکیک کرده و از این طریق مشکل تورش پس از بحران را حل می‌کند.

$$BCrisis_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{دوره پیش از بحران} \\ 2 & \text{دوره بحران / بهبود} \\ 0 & \text{دوره آرام} \end{cases} \qquad (۵)$$

دوره پیش از بحران، یک سال قبل از وقوع بحران ($BCrisis_{i,t} = 1$)، دوره بحران/ پس از بحران (بهبود) تا برگشتن به دوره آرام p سال بعد از بحران ($BCrisis_{i,t} = 2$) و دوره آرام برای سایر زمان‌ها ($BCrisis_{i,t} = 0$). تفاوت کلیدی بین لاجیت دوجمله‌ای و چندجمله‌ای در این است که آنچه در لاجیت دوجمله‌ای به‌عنوان دوره آرام پس از بحران تعریف می‌شود در لاجیت چندجمله‌ای به دو دوره بحران/ پس از بحران ($BCrisis_{i,t} = 2$) و یک دوره آرام جدید ($BCrisis_{i,t} = 0$) تقسیم می‌شود.

در مدل لاجیت چندجمله‌ای همانند مدل دوجمله‌ای از دوره آرام ($\mathrm{BCrisis_{i,t}=0}$) به‌عنوان دوره مبنا برای شناسایی مدل استفاده می‌کنیم و رابطه‌های (۶) را خواهیم داشت.

$$\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=0)}=\frac{1}{1+\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_1)}+\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_2)}}$$

$$\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=1)}=\frac{\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_1)}}{1+\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_1)}+\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_2)}} \qquad (۶)$$

$$\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=2)}=\frac{\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_2)}}{1+\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_1)}+\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_2)}}$$

در روابط (۶)، β_1 اثر تغییر در متغیر مستقل $X_{i,t}$ درباره احتمال بودن در دوره پیش از بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام و β_2 اثر تغییر در متغیر مستقل $X_{i,t}$ درباره احتمال بودن در دوره بحران/ بهبود، نسبت به احتمال بودن در دوره آرام را اندازه می‌گیرد.

$$\frac{\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=1)}}{\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=0)}}=\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_1)}$$

(۷)

$$\frac{\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=2)}}{\mathrm{pr(BCrisis_{i,t}=0)}}=\mathrm{e}^{(X_{i,t}\beta_2)}$$

مزیت کلیدی مدل لاجیت چندجمله‌ای این است که اجازه یک مدل‌سازی صریح و تمایز بین سه دوره مختلف (تمایز بین اثرات β_1 و β_2) را می‌دهد. اطلاعاتی که به‌ویژه برای سیستم هشدار زودهنگام به آن‌ها علاقه‌مندیم، β_1 است. به‌عنوان مثال، آیا اقتصاد در وضعیت پیش از بحران با یک بحران در یک سال آینده مواجه می‌شود یا اینکه هنوز در دوره آرام است. β_2 اطلاعاتی را درخصوص اینکه آیا اقتصاد هنوز در وضعیت پس از بحران یا بهبود خواهد بود یا به دوره آرام برخواهد گشت، فراهم می‌کند.

تفسیر ضرایب در مدل‌های لاجیت با سایر مدل‌ها متفاوت است. مقدار عددی و علامت ضرایب، تنها بیانگر جهت اثرگذاری متغیرهای توضیحی روی متغیر وابسته است. آنچه در این مدل‌ها مهم بوده و تفسیر اقتصادی برحسب آن‌ها انجام می‌شود، اثر نهایی[1] متغیرهاست. اثر نهایی عبارت است از اثر تغییر در احتمال موفقیت متغیر وابسته (در تحقیق حاضر: وقوع بحران بانکی $BCrisis_{i,t} = 1$) به اثر تغییر یک واحد در jامین متغیر توضیحی برای هر کشور. اثرات نهایی در مدل‌های لاجیت مانند اثرات جزئی ثابت نبوده و بستگی به نقطه محاسبه دارند. در اکثر مطالعات تجربی، اثرات نهایی براساس میانگین به‌دست می‌آیند. بر این اساس، محاسبه اثرات نهایی متغیرهای توضیحی به شکل رابطه (۸) خواهد بود (گرین[2]، ۲۰۱۴).

$$ME = \frac{\partial pr(BCrisis_{i,t})}{\partial X_j} = \frac{e^{X'\beta}}{(1+e^{X'\beta})^2} \cdot \beta_j \qquad (۸)$$

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

در این بخش نتایج تحقیق ارائه می‌شود. در ابتدا تاریخ‌های بحران بانکی برای کشورهای مورد مطالعه در جدول (۱) آورده شده است. سپس مدل پایه تحقیق (رابطه (۱)) به روش لاجیت دوجمله‌ای تخمین‌زده شده و نتایج آن تفسیر می‌شود. در قسمت سوم، شاخص‌های پیشروی مختلفی در قالب تحلیل حساسیت مدل بررسی شده و از این طریق مدل نهایی انتخاب می‌شود. در قسمت چهارم، عملکرد مدل لاجیت دوجمله‌ای تخمین زده شده ارزیابی می‌شود. در قسمت بعدی مدل نهایی به روش لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شده و نتایج آن ارائه می‌شود. در قسمت ششم و پایانی نیز عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت چند جمله‌ای ارزیابی شده و با مدل لاجیت دو جمله‌ای مقایسه می‌شود.

1- Marginal Effect
2- Greene, W. H.

۵-۱. تاریخ‌های بحران بانکی

تاریخ‌های بحرانی بانکی برای ۸ کشور از مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) استخراج شده و برای ۵ کشور به روش شاخص فشار بازار پول تعیین شده است. در جدول (۱) تاریخ‌های بحران بانکی آورده شده است.

جدول ۱. تاریخ‌های بحران بانکی برای کشورهای مورد مطالعه

بر اساس مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰)			بر اساس شاخص فشار بازار پول اصلاح شده		
نام کشور	بازه زمانی داده‌ها	سال‌های بحرانی	نام کشور	بازه زمانی داده‌ها	سال‌های بحرانی
برزیل	۲۰۱۶-۱۹۹۲	۱۹۹۴-۱۹۹۸	آفریقای جنوبی	۲۰۱۶-۱۹۹۲	۲۰۰۱-۲۰۰۱
تایلند	۲۰۱۶-۱۹۹۵	۲۰۰۰-۱۹۹۷	ایران	۲۰۱۵-۱۹۹۲	۲۰۰۸-۲۰۰۸
ترکیه	۲۰۱۶-۱۹۸۷	۲۰۰۱-۲۰۰۰	بوتسووانا	۲۰۱۶-۲۰۰۱	۲۰۰۵-۲۰۰۵
چین	۲۰۱۶-۱۹۹۳	۱۹۹۸-۱۹۹۸	مقدونیه	۲۰۱۶-۲۰۰۵	۲۰۱۲-۲۰۱۲
روسیه	۲۰۱۶-۱۹۹۶	۱۹۹۸-۱۹۹۸	موریس	۲۰۱۶-۱۹۸۹	۲۰۰۲-۲۰۰۲
کلمبیا	۲۰۱۶-۱۹۹۵	۲۰۰۰-۱۹۹۸			
مالزی	۲۰۱۶-۱۹۹۰	۱۹۹۹-۱۹۹۷			
مکزیک	۲۰۱۶-۱۹۸۰	۱۹۸۵-۱۹۸۱ ۱۹۹۶-۱۹۹۴			

ماخذ: لیون و والنسیا (۲۰۲۰) و یافته‌های پژوهش

۵-۲. نتایج مدل لاجیت دوجمله‌ای

بعد از تعیین سال‌های بحرانی به برآورد ضرایب مدل پرداخته می‌شود. برای این منظور ابتدا مدل اقتصادی تحقیق (رابطه (۱)) به روش لاجیت دو جمله‌ای تخمین زده می‌شود. همچنین برای مقابله با تورش پس از بحران، تمامی داده‌های مربوط به سال‌های بحرانی از مدل حذف شده است. نتایج این تخمین در جدول (۲) آمده است.

در بین متغیرهای اصلی مدل، فقط سه متغیر نسبت نقدینگی گسترده، سپرده‌های دیداری حقیقی و شاخص قیمت سهام معنی‌دار هستند. نسبت نقدینگی گسترده که بیشترین حجم از عرضه پول را شامل می‌شود، دارای علامت موردانتظار است؛ به طوری که هر چه مقدار نقدینگی در نظام بانکی کشورها کمتر باشد، احتمال بروز پدیده هجوم بانکی و به دنبال آن وقوع بحران بانکی بیشتر می‌شود. بانک‌ها برای اینکه با ریسک نقدینگی مواجه نشوند باید مقدار مطلوب و متعادلی از نقدینگی را در اختیار داشته باشند. متغیر معنی‌دار بعدی سپرده

های دیداری حقیقی است. این متغیر با اینکه معنی‌دار بوده، اما علامت موردانتظار را ندارد. شاخص قیمت سهام، سومین متغیر معنی‌دار مدل است که علامت موردانتظار را نیز داراست. هر چه شاخص قیمت سهام کمتر باشد، احتمال وقوع بحران بانکی بیشتر خواهد بود.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل لاجیت دو جمله‌ای (بدون داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	ضریب	آماره Z	احتمال	اثر نهایی
نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی به GDP	-۳/٤۷٥۱	-۰/٥۳	۰/٥۹٦	
نسبت نقدینگی گسترده	-٤/۲٤٦۱	-۱/۸۹	۰/۰٥۹	-۰/۱۱۸۳
سپرده‌های دیداری حقیقی	۰/۰۰۰۱	۲/۰۱	۰/۰٤٤	
نسبت اعتبار داخلی به GDP	۰/٦۹۱۳	۱/۲۱	۰/۲۲۸	
نسبت مخارج- درآمد دولت	-۱/۱۲۱۹	-۱/۳٥	۰/۱۷۸	
شاخص قیمت سهام	-۲/٤٤٥۷	-۳/٤۳	۰/۰۰۱	-۰/۰٦۸۱
تعداد مشاهدات	۲٦۹	تعداد کشورها		۱۳
لگاریتم راستنمایی	-٤۸/۱٤٤٦	آزمون والد[1]		۲٥۰٥۷/۲۹ (۰/۰۰۰۰)
آزمون هوسمر- لمشو[2]	٤/۳٦ (۰/۸۲۳۳)	آزمون آندروز[3]		۲۲۹/٤۰ (۰/۹۳۳٦)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مقدار آماره آزمون والد در سطح یک درصد معنی‌دار بوده که نشان‌دهنده معنی‌داری کلی ضرایب رگرسیون است. در مدل‌های لاجیت، دو آزمون هوسمر- لمشو و آندروز برای خوبی برازش مدل به‌کار می‌روند. ایده اساسی این آزمون‌ها، مقایسه مقادیر موردانتظار با مقادیر واقعی در مدل است. اگر این تفاوت‌ها بزرگ باشد، مدل را به‌عنوان مدلی که تناسب کافی با داده‌ها ندارد، رد می کنیم (حقیقت و موسوی، ۱۳۹۷). بر همین اساس، ارزش احتمال مربوط به هر دو آزمون نشان می‌دهد که مقادیر مورد انتظار با مقادیر واقعی مدل اختلافی ندارند که این موضوع، خوبی برازش مدل را تایید می کند.

همان‌طور که در بخش روش‌شناسی تحقیق نیز اشاره شد، نتایج مدل لاجیت تنها بیانگر جهت اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. در چنین مدل‌هایی که متغیر وابسته آن‌ها به شکل گسسته است، نتایج از طریق محاسبه اثر نهایی قابل تفسیر است. در مطالعه

1- Wald Test
2- Hosmer-Lemeshow Test
3- Andrews Test

حاضر نیز همانند اکثر مطالعات، اثرات نهایی متغیرها در نقطه میانگین محاسبه شده است. طبق نتایج جدول (۲)، اثرات نهایی فقط برای متغیرهای معنی‌دار مدل که علامت انتظاری آن‌ها مطابق تئوری است، محاسبه شده است.

اثر نهایی متغیر نسبت نقدینگی گسترده نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در این نسبت به شرط ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه ۱۱/۸۳ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که نسبت نقدینگی گسترده، یک شاخص هشداردهنده مهم برای بحران بانکی است. با توجه به اینکه این نسبت از متغیرهایی مانند ذخایر بانک‌ها، دارایی‌های خارجی بانک‌ها، مطالبات دولت و بخش خصوصی تشکیل شده است. از این رو، ضروری است تغییرات این متغیرها به طور مداوم کنترل شود؛ زیرا تغییرات آن‌ها منجر به تغییر نسبت نقدینگی گسترده شده و آن نیز به نوبه خود، احتمال وقوع بحران بانکی را تحت تاثیر قرار خواهد داد.

یکی دیگر از شاخص‌های هشداردهنده مهم بحران بانکی، شاخص قیمت سهام است. طبق اثر نهایی این متغیر با افزایش یک درصدی در شاخص قیمت سهام در کشورهای مورد مطالعه به شرط ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران بانکی به میزان ۶/۸۱ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین، باید توجه ویژه‌ای به بازار سرمایه در کشورهای مورد مطالعه صورت بگیرد و با ایجاد زیرساخت‌های مناسب درخصوص بازار سرمایه که یک بازار مالی بسیار مهم در اقتصاد مدرن امروزی به‌شمار می‌رود؛ نقدینگی موجود جامعه را به سمت سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های مولد سوق داد.

۵-۳. تحلیل حساسیت نتایج

در ادامه به پیروی از مطالعه (۲۰۱۶)، مدل اصلی را با استفاده از متغیرهای اعتبار حقیقی بخش خصوصی (Rprscr)، ضریب فزاینده M2 (M2mult)، سپرده‌های بانکی حقیقی (Bankdep)، نسبت نقدینگی محدود (Nliqr)، نرخ بهره حقیقی (Rintr)، بدهی‌های خارجی بانکی (Flir)، درآمد حقیقی دولت (Govrev) و مخارج حقیقی دولت

(Govexp) اصلاح می‌کنیم[1]. به طوری که هر یک از این متغیرها در رابطه‌های (۲) تا (۸) به جای متغیرهای اصلی مدل وارد می‌شوند. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

در جدول (۳)، متغیر اعتبار حقیقی بخش خصوصی جایگزین متغیر نسبت اعتبار داخلی به GDP در رابطه (۲) شده است. ضریب این متغیر برابر ۰/۰۰۰۱ است که در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظاری دارد. این ارتباط نشان می‌دهد که رابطه مستقیمی بین متغیر اعتبار حقیقی بخش خصوصی با احتمال وقوع بحران بانکی برقرار است؛ به طوری که براساس اثر نهایی این متغیر در صورت افزایش یک درصد در اعتبار حقیقی بخش خصوصی، ۰/۰۰۰۴ درصد احتمال وقوع بحران بانکی بیشتر می‌شود. با توجه به اینکه این مقدار بسیار ناچیز است؛ بنابراین، این متغیر تاثیر چندانی در وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه ندارد.

ورود متغیر اعتبار حقیقی بخش خصوصی باعث شده تا متغیر سپرده‌های دیداری حقیقی نیز معنی‌دار شود؛ به طوری که ضریب این متغیر در رابطه (۲) برابر ۰/۰۰۰۴- بوده و علامت مورد انتظاری دارد. اثر نهایی متغیر سپرده‌های دیداری حقیقی در این مدل نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در مقدار این سپرده‌ها، احتمال وقوع بحران بانکی ۰/۰۰۱ درصد کاهش می‌یابد که البته مقدار بسیار ناچیزی است.

در رابطه‌های (۳) و (۵) به جای متغیر نسبت نقدینگی گسترده به ترتیب دو متغیر ضریب فزاینده M2 و نسبت نقدینگی محدود وارد تخمین‌ها شده است. متغیر ضریب فزاینده M2 نه تنها معنی‌دار نبوده، بلکه علامت مورد انتظاری هم ندارد. متغیر نسبت نقدینگی محدود با اینکه علامت آن مورد انتظار است، اما معنی‌دار نیست. بنابراین، هیچ‌یک از این دو متغیر، جایگزین مناسبی برای متغیر نسبت نقدینگی گسترده نیستند. در رابطه (۴)، متغیر سپرده‌های بانکی حقیقی (سپرده دیداری، مدت‌دار و پس‌انداز) به جای متغیر سپرده دیداری حقیقی وارد تخمین شده است. این متغیر در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده، اما علامت آن مخالف تئوری است. متغیر نرخ بهره و نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های بانکی به ترتیب در رابطه‌های (۶) و (۷) به جای متغیر نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی در نظر گرفته شده است. نرخ بهره در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده، اما علامت آن مخالف تئوری است. متغیر نسبت بدهی‌های خارجی بانکی به دارایی‌های بانکی نیز با اینکه علامت مورد انتظار را دارد، اما معنی‌دار نیست.

۱- داده‌های مربوط به متغیرهای بیان شده از پایگاه داده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS) و لوح فشرده این پایگاه استخراج شده که تعریف دقیق آن‌ها در جدول پیوست آمده است.

جدول ۳. نتایج تحلیل حساسیت مدل لاجیت دوجمله‌ای (بدون داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	رابطه (۲)	رابطه (۳)	رابطه (٤)	رابطه (٥)	رابطه (٦)	رابطه (۷)	رابطه (۸)
Biligdp	-۳/٥٦	-٤/٤٥	-٤/٥١	-٤/۰۷	----	----	-۳/۹۲
Bliqr	-٤/۷۷** (-۰/۱۳)	----	-٤/۳۱* (-۰/۱۱)	----	-٦/۲٦	-٤/٤٤** (-۰/۱۱)	-٦/۲۲*** (-۰/۰٦)
Demdep	-۰/۰۰۰٤*** (-۰/۰۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱	----	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۱*	-۰/۰۰٦
Domcred	----	۱/۳۹* (۰/۰٤)	۰/۸٦	۱/۳۰	۱/۱۷	۰/٦٦	۰/۰۹
Govdef	-۰/٥٥	-۲/٦۱***	-۱/۱۱	-۲/٥۳***	-۰/٦۷	-۱/۳۸	----
Rsplcu	-۲/٤۸*** (-۰/۰۷)	-۱/۹٤** (-۰/۰٥)	-۲/٥٤*** (-۰/۰٦)	-۲/۱۷*** (-۰/۰٦)	-۳/۸۱*** (-۰/۰۷)	-۲/٥٥*** (-۰/۰٦)	-۲/۹۱*** (-۰/۰۲)
Rprscr	۰/۰۰۰۱*** (۰/۰۰۰۰۰٤)						
M2mult		-۰/۰۲					
Bankdep			۰/۰۰۰٤**				
Nliqr				-۰/۳۲			
Rintr					-۰/۰۰۰۰۹*		
Flir						۲/۷۷	
Govrev							۰/۰۰۸
Govexp							-۰/۰۰۷
تعداد مشاهدات	۲٦۹	۲٥۰	۲٥۸	۲٦۹	۱٥۲	۲٦۹	۲٦۹
تعداد کشورها	۱۳	۱۲	۱۲	۱۳	۷	۱۳	۱۳
لگاریتم راستنمایی	-٤۷/۹۹	-٤٦/۲۱	-٤٤/٦۱	-٤۹/٦۸	-۲۳/۷۲	-٤۷/٦٦	-٤٥/٥۹
آماره هوسمر-لمشو	۹/۰۲ (۰/۳٤۰٤)	۷/۷٤ (٤/٤٥۹۰)	٤/۱۲ (۰/۸٤٥۹)	۷/۹۱ (۰/٤٤۲٤)	٦/۲۷ (۰/٦۱۷٤)	۱۱/۲۰ (۰/۱۹۰٤)	۹/۹۰ (۰/۲۷۱۸)
آماره آندروز	۲۲۰/۷۸ (۰/۹۷۲٦)	۲٤۷/۲۳ (۰/٤۳۰۲)	۲۲۲/۹٦ (۰/۹۰٦۱)	۲٦۱/٥٦ (۰/٥۱۳٥)	۱٥٤/۰۸ (۰/۳۰۷۳)	۲۳۳/٤۷ (۰/۹۰٤۹)	۲۱۱/۹٦ (۰/۹۸۹۷)

*، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

- اثرات نهایی متغیرهای معنی‌داری که علامت آن‌ها صحیح بوده در پرانتز آمده و اثرات نهایی هم که معنی‌دار نبودند، زیرشان خط کشیده شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اصلاح آخر مدل، مربوط به متغیر نسبت مخارج- درآمد دولتی است. این متغیر در مدل اصلی نیز علامت انتظاری موردنظر را نداشته است. افزایش مخارج و کاهش درآمد دولت، هر دو منجر به افزایش احتمال بحران بانکی می‌شود. بنابراین، هر چه نسبت مخارج- درآمد دولت بیشتر باشد، مقدار صورت و مخرج کسر از هم فاصله گرفته و احتمال وقوع بحران بانکی را افزایش می‌دهند. در رابطه (۸)، مخارج و درآمد دولت به صورت جداگانه وارد تخمین شده که هیچ‌کدام از آن‌ها نه علامت مورد انتظار را دارند و نه معنی‌دار هستند. با ورود دو متغیر مخارج و درآمد دولت در رابطه (۸)، مقدار اثر نهایی دو متغیر نسبت نقدینگی گسترده و شاخص قیمت سهام به شدت کاهش پیدا کردند. همچنین اثر نهایی دو متغیر بیان شده، معنی‌دار هم نشده است.

تحلیل حساسیت مدل مطابق جدول (۳)، نشان می‌دهد که نتایج تخمین نسبت به تغییر متغیرها حساس نبوده و نتایج مدل اصلی (جدول (۲)) از استحکام خوبی برخوردار است. در جدول (۴)، مدل اصلی تخمین با استفاده از متغیرهای نرخ ارز موثر حقیقی (Reer)، ذخایر (Res)، نسبت صادرات به GDP (Expgdp) و تورم (Infl) در رابطه‌های ۹ تا ۱۲، بسط داده شده است[۱].

در بین این متغیرها، تنها متغیر تورم در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار را دارد. اثر نهایی این متغیر نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در مقدار تورم، به شرط ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران بانکی به مقدار ۰/۰۰۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به نتایج بسط مدل در جدول (۴)، رابطه (۱۲) را به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌کنیم؛ زیرا مقدار حداکثر راستنمایی رابطه (۱۲) از مدل اصلی (جدول (۲)) نیز بیشتر بوده و سازگاری بهتری با داده‌ها دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

۱- داده‌های مربوط به متغیرهای بیان شده از پایگاه داده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS) و لوح فشرده این پایگاه استخراج شده که تعریف دقیق آن‌ها در جدول پیوست آمده است.

جدول ٤. نتایج بسط مدل لاجیت دوجمله‌ای (بدون داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	رابطه (۹)	رابطه (۱۰)	رابطه (۱۱)	رابطه (۱۲)
Biligdp	−۷/۷۵	−٤/١٦	−۳/۷۹	−۲/۵۰
Bliqr	−٤/٥٢** (−۰/۱۲)	−۳/۹۳** (−۰/۰۷)	−٤/۳٥ ** (−۰/۱۲)	−۳/٤۸** (−۰/۱۰)
Demdep	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۱*	۰/۰۰۰۱*	۰/۰۰۰۱***
Domcred	۰/۷٤	۰/٤۰	۰/۹۳	۰/۳۳
Govdef	−۱/۲۷	−۰/۹۲	−۰/۹٦	−۱/۳٥*
Rsplcu	−۲/۳٦*** (−۰/۰٦)	−۲/۳۰*** (−۰/۰٤)	−۲/۲۸*** (−۰/۰٦)	−۱/۹۳*** (−۰/۰٦)
Reer	۰/۲۸			
Res		−۰/۰۰۰۱		
Expgdp			−۱/۲۷	
Infl				۰/۰۰۱٤*** (۰/۰۰۰۰٤)
تعداد مشاهدات	۱۸۱	۲٤٦	۲٦۹	۲٦۹
تعداد کشورها	۹	۱۲	۱۳	۱۳
لگاریتم راستنمایی	−۳۳/۱۱	−٤۳/۳٦	−٤۷/۸۲	−٤۷/٤۱
آماره هوسمر-لمشو	۸/۳۰ (۰/٤۰٥۱)	٤/٤۳ (۰/۸۱٦٥)	٦/۲٦ (۰/٦۱۸۳)	۲/٤۸ (۰/۹٦۲٥)
آماره آندروز	۱٥۳/٦۲ (۰/۸٦٤۸)	۱۸۰/۰٤ (۰/۹۹۸۳)	۲۳٥/۰٦ (۰/۸۸۳۱)	۲۲۲/۳۲ (۰/۹٦٤۱)

*، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

- اثرات نهایی متغیرهای معنی‌داری که علامت آن‌ها صحیح بوده، در پرانتز آمده و اثرات نهایی هم که معنی‌دار نبودند، زیرشان خط کشیده شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٥-٤. ارزیابی درون نمونه‌ای مدل لاجیت دو جمله‌ای

سیستم‌های هشدار زودهنگام، شانس وقوع یک بحران خاص را در یک دوره زمانی معین با یک احتمالی نشان می‌دهند. بنابراین، ارزیابی درون‌نمونه‌ای (یا برون‌نمونه‌ای) آن‌ها براساس مقایسه مستقیم احتمال وقوع بحران با تاریخ اصلی آن است. این مقایسه از طریق احتمال وقوع بحران $\hat{p}_t$ و تاریخ گذاری بحران که به شکل یک متغیر مجازی y_t است، صورت می گیرد. اگر بحران در زمان t شناسایی شود، متغیر y_t مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار ۰

را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین، احتمال پیش‌بینی شده بحران به یک متغیر مجازی منتقل می‌شود که تحت عنوان پیش‌بینی بحران شناخته می‌شود. اگر احتمال تخمین زده شده (پیش‌بینی شده) بحران در زمان t را که از سوی یک سیستم هشدار تعیین شده، با $\widehat{p_t}$ نشان دهیم، متغیر پیش‌بینی بحران $\widehat{y_t}$ به صورت رابطه (۹) خواهد بود.

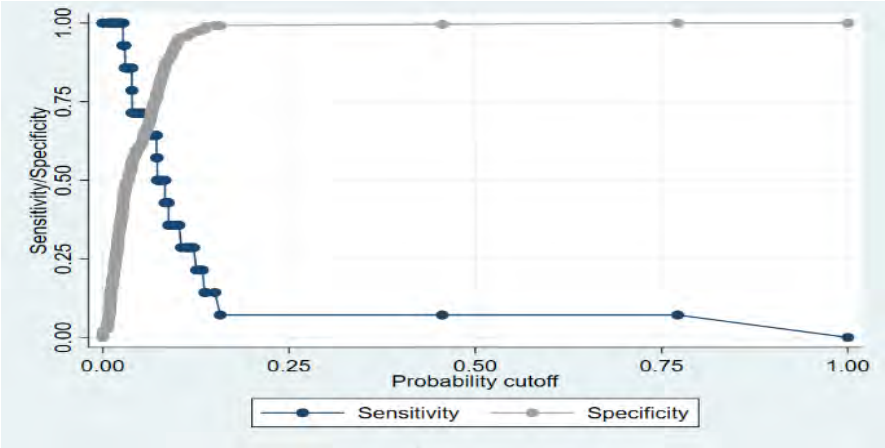
$$\widehat{y_t}(C) = \begin{cases} +1 & if \quad \widehat{p_t} > c \\ 0 \end{cases} \qquad (۹)$$

که در آن $c \in [0,1]$، نشان‌دهنده نقطه برش[1] است. طبق رابطه (۹)، مرحله اول ارزیابی هر سیستم هشداری، تعیین یک نقطه برش بهینه c است که دوره‌های بحرانی پیش‌بینی شده $(\widehat{y_t}(c) = 1)$ و دوره‌های آرام پیش‌بینی شده $(\widehat{y_t}(c) = 0)$ را از هم تفکیک می‌کند. انتخاب یک نقطه برش پایین، تعداد بحران‌هایی را که درست پیش‌بینی شدند، افزایش خواهد داد، اما تعداد علامت‌های غلط نیز در این حالت افزایش می‌یابد (خطای نوع دوم). در مقابل، انتخاب یک مقدار آستانه‌ای بالاتر، تعداد علامت‌های ارسال شده غلط را کاهش خواهد داد، اما تعداد بحران‌های پیش‌بینی نشده را افزایش می‌دهد (خطای نوع اول) (کاندلون و همکاران[2]، ۲۰۱۲).

در ادبیات موضوع، دو روش رویکرد امتیازدهی اعتباری[3] و میزان دقت[4] برای تعیین نقطه برش بهینه مطرح شده است[5]. در این بخش جهت تعیین نقطه برش بهینه از رویکرد امتیازدهی اعتباری که از تقاطع دو منحنی حساسیت[6] و ویژگی[7] به‌دست می‌آید، استفاده شده است. حساسیت نشان‌دهنده نسبت دوره‌های بحرانی است که به درستی توسط سیستم هشدار شناسایی می‌شوند؛ در حالی که ویژگی، بیانگر نسبت دوره‌های آرامی است که توسط مدل به درستی شناسایی می‌شوند. از این رو، طبق نمودار (۱)، نقطه برش بهینه از تقاطع دو منحنی حساسیت و ویژگی برابر ۰/۰۷ تعیین شده است.

1- Cut-off Point
2- Candelon, B., et al.
3- Credit-Scoring Approach
4- Accuracy Measures
۵- برای مطالعه بیشتر، به کاندلون و همکاران (۲۰۱۲) رجوع کنید.
6- Sensitivity
7- Specificity

نمودار ۱. منحنی حساسیت- ویژگی و تعیین نقطه برش بهینه



ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نقطه برش بهینه به‌دست آمده از تقاطع منحنی‌های حساسیت و ویژگی (۰/۰۷) برای رابطه (۱۲)، ارزیابی درون‌نمونه‌ای این مدل در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت دو جمله‌ای (رابطه (۱۲))

	$BCrisis_{i,t} = 0$	$BCrisis_{i,t} = 1$	کل
هشدار ارسال شده	۶۳	۹	۷۲
هشدار ارسال نشده	۱۹۲	۵	۱۹۷
کل	۲۵۵	۱۴	۲۶۹
درصد بحران‌هایی که به درستی شناسایی شدند.			۶۴/۲۹
درصد هشدارهای غلط به کل هشدارها.			۸۷/۵۰
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال شود.			۱۲/۵۰
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال نشود.			۲/۵۰
درصد دقت پیش‌بینی			۷۴/۷۲

- نقطه برش بهینه: ۰/۰۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۵)، ۷۲ بار هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال شده که از این تعداد، ۹ مورد بحران را قبل از وقوع آن هشدار دادند؛ که معادل ۱۲/۵۰ درصد است. همچنین در ۱۹۲ مورد هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال نشده و بحرانی هم صورت نگرفته است. مجموع این

دو حالت صحیح (۱۹۲+۹) نسبت به کل حالت‌ها (۲۶۹)، برابر ۷۴/۷۲ درصد است که بیانگر دقت پیش‌بینی مناسب مدل است. همچنین از کل ۱۴ بحران موجود، ۹ مورد به درستی شناسایی شدند که معادل ۶۴/۲۹ درصد بوده و رقم قابل توجهی است. در ۶۳ مورد از ۷۲ موردی که هشدار ارسال شده، بحرانی صورت نگرفته (خطای نوع اول) (معادل ۸۷/۵۰ درصد) و در ۵ مورد از ۱۹۷ مورد، هشداری ارسال نشده، اما بحران اتفاق افتاده (خطای نوع دوم) که این حالت نیز برابر ۲/۵۰ درصد است.

۵-۵. نتایج مدل لاجیت چند جمله‌ای

در ادامه جهت مقابله با تورش پس از بحران و مقایسه نتایج با رابطه (۱۲)، مدل لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شده است. نتایج این تخمین در جدول (۶) آمده است.

جدول ٦. نتایج تخمین مدل لاجیت چندجمله‌ای (با داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	$BCrisis_{i,t} = 1$		$BCrisis_{i,t} = 2$			
	ضریب	احتمال	اثر نهایی	ضریب	احتمال	اثر نهایی
نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی به	-۳/۳٤۸۸	۰/٦۲		-۲٦/۱۵	۰/۰۰	
نسبت نقدینگی گسترده	-٤/۵۲۹۸	۰/۰۵	-۰/۱۲۲	-۱/۵۹	۰/۵۱	
سپرده‌های دیداری حقیقی	۰/۰۰۰۰۹	۰/۳۵		-۰/۰۰۰۱	۰/۳٦	
نسبت اعتبار داخلی به GDP	۰/٦۲۷۹	۰/۱۹		۱/۱۲	۰/۲٦	
نسبت مخارج- درآمد دولت	-۳/٤٤٦۷	۰/۲۱۱		-۰/۲۹	۰/۸۳	
شاخص قیمت سهام	-۲/۵٦٤۵	۰/۰۰	-۰/۰٦۳	-٤/۰۵	۰/۰۰	-۰/۱۲٦
تورم	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۸۰	
عرض از مبدا	۲/۵۲۹۰	۰/٤۰		-۰/٤٦	۰/۷۵	
تعداد مشاهدات	۳۰۱			تعداد کشورها		۱۳
واریانس[1] ۱	۰/۰۸ (۰/۱۰)			واریانس ۲		۰/۲۰ (۰/۱۵)
کوواریانس ۱ و ۲	۰/۱۳			لگاریتم راستنمایی		-۱۲۵/۷۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۱- مقادیر واریانس ۱ و واریانس ۲ به ترتیب مربوط به دو اثر تصادفی در نظر گرفته شده برای دوره پیش بحران و بحران/ بهبود هستند. مقدار کوواریانس ۱ و ۲ نیز مقدار و نوع همبستگی این دو را نشان می‌دهد. برای مطالعه بیشتر به هان و اوهلندروف (۲۰۰۶) و راب- هسکتس و همکاران (۲۰۰۴) رجوع کنید.

همان طور که در بخش روش تحقیق نیز اشاره شد، مدل لاجیت چندجمله‌ای با در نظر گرفتن سه دوره مختلف آرام، پیش بحران و بحران/ بهبود، مشکل تورش پس از بحران را حل می‌کند. تفسیر ضرایب در این مدل‌ها به این شکل است که یک دوره (در اینجا دوره آرام، $BCrisis_{i,t} = 0$) به عنوان مبنا یا پایه درنظر گرفته شده و دو دوره دیگر نسبت به آن بررسی می‌شوند. بر این اساس، ضرایب دوره پیش‌بحران، احتمال قرار گرفتن در دوره پیش از بحران را نسبت به احتمال بودن در دوره آرام نشان می‌دهند. سه متغیر نسبت نقدینگی گسترده، شاخص قیمت سهام و تورم همانند مدل لاجیت دوجمله‌ای، معنی‌دار بوده و علامت درستی نیز دارند. اثرات نهایی این متغیرها اندکی از مدل دوجمله‌ای بیشتر است. در صورت افزایش یک درصد در نسبت نقدینگی گسترده، احتمال قرار گرفتن در دوره پیش‌بحران نسبت احتمال بودن در دوره آرام، ۱۲/۲ درصد کاهش پیدا می‌کند که نسبت به مدل دوجمله‌ای، ۱/۳۶ درصد بیشتر است. این نتایج نشان می‌دهد زمانی که تورش پس از بحران وجود ندارد، تاثیر متغیر نسبت نقدینگی گسترده به عنوان یک شاخص هشداردهنده زودهنگام، بیشتر از قبل شده است.

مقدار اثر نهایی شاخص قیمت سهام برابر ۰/۰۶۳- است. این عدد بیانگر آن است که در صورت افزایش یک درصد در شاخص قیمت سهام، احتمال بودن در دوره پیش‌بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام ۶/۳ درصد کاهش می‌یابد. این مقدار نسبت به مدل قبلی اندکی بهتر است. شاخص هشداردهنده بعدی، مقدار تورم بوده که اثر نهایی آن برابر ۰/۰۰۰۳ است. در صورت افزایش یک درصد در مقدار تورم در کشورهای مورد مطالعه، احتمال قرار گرفتن در دوره پیش بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام، ۰/۰۰۳ درصد افزایش می‌یابد.

ضرایب در دوره بحران/ بهبود، اثر تغییر در متغیرهای توضیحی را در خصوص احتمال قرار گرفتن در این دوره نسبت به احتمال بودن در دوره آرام نشان می‌دهند. طبق نتایج جدول (۶)، تنها دو متغیر نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی به GDP و شاخص قیمت سهام معنی‌دار بوده که در این بین، فقط شاخص قیمت سهام علامت صحیحی دارد. در دوره بحران/ بهبود، اثر نهایی متغیر قیمت سهام نسبت به دوره پیش‌بحران قوی‌تر (حدود دو برابر) است؛ به طوری که در صورت افزایش یک درصد در شاخص قیمت سهام، احتمال قرار گرفتن در دوره بحران/ بهبود نسبت به احتمال بودن در دوره آرام، ۱۲/۶ درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، زمانی که در دوره آرام قرار داریم، افزایش یک درصد در شاخص قیمت سهام باعث می‌شود تا احتمال قرار گرفتن در دوره پیش بحران به مقدار ۶/۳ درصد کاهش یابد. حال اگر بنا به دلایل دیگر،

در وضعیت بحرانی قرار بگیریم با افزایش یک درصدی در شاخص قیمت سهام، احتمال وقوع بحران بانکی ۱۲/۶ درصد کاهش یافته و با احتمال بیشتری به دوره آرام برمی‌گردیم.

نتایج مطالعه حاضر در هر دو حالت لاجیت دوجمله‌ای و چندجمله‌ای با مطالعات دمیرجیک- کانت و دتراجیچ[1] (۱۹۹۸)، کامینسکی، لیزوندو رینهارت (۱۹۹۸)، دیویس و کریم[2] (۲۰۰۸)، بارل و همکاران[3] (۲۰۱۰)، کین و لو[4] (۲۰۱۴)، ایونلا[5] (۲۰۱۴)، کاگیانو و همکاران[6] (۲۰۱۴)، کوستا[7] (۲۰۱۶)، لانگ و اشمیت (۲۰۱۶)، کودرت و ایدر[8] (۲۰۱۸)، بوید و همکاران[9] (۲۰۱۹) و بسیاری از مطالعات دیگر در زمینه شاخص‌های هشداردهنده بحران سازگار است.

۵-۶. ارزیابی درون نمونه‌ای مدل لاجیت چند جمله‌ای

در قسمت پایانی نتایج به ارزیابی عملکرد مدل لاجیت چندجمله‌ای و مقایسه آن با لاجیت دوجمله‌ای پرداخته می‌شود. نتایج این ارزیابی در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷. عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت چند جمله‌ای

	$BCrisis_{i,t}=0$	$BCrisis_{i,t}=1$	$BCrisis_{i,t}=2$	کل
هشدار ارسال شده	۵۱	۸	۱۲	۷۱
هشدار ارسال نشده	۲۰۴	۶	۲۰	۲۳۰
کل	۲۵۵	۱۴	۳۲	۳۰۱
درصد بحران‌هایی که به درستی شناسایی شدند.				۵۷/۱۴
درصد هشدارهای غلط به کل هشدارها.				۸۶/۴۴
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال شود.				۱۳/۵۵
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال نشود.				۲/۸۵
درصد دقت پیش‌بینی				۷۸/۸۱

- نقطه برش بهینه: ۰/۰۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E.
2- Davis, E. P., & Karim, D.
3- Barrell, R., et al.
4- Qin, X., & Luo, C.
5- Ionela, S. A.
6- Caggiano, G., et al.
7- Costa, N.
8- Coudert, V., & Idier, J.
9- Boyd, J. H., et al.

در جدول (۷)[۱]، ۵۹ بار هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال شده که از این تعداد، ۸ مورد بحران را قبل از وقوع آن هشدار دادند (معادل ۱۳/۵۵ درصد). این مقدار نسبت به حالت لاجیت دوجمله‌ای، حدود یک درصد بیشتر شده است. همچنین در ۲۰۴ مورد هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال نشده و بحرانی هم صورت نگرفته است. مجموع این دو حالت صحیح (۲۰۴+۸) نسبت به کل حالت‌ها، برابر ۷۸/۸۱ درصد است. این مقدار نسبت به مقدار مشابه برای مدل لاجیت دوجمله‌ای، ۴/۰۹ بیشتر شده است. بنابراین، زمانی که تورش پس از بحران در مدل وجود نداشته و مدل به روش لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شود، دقت پیش‌بینی مدل افزایش می‌یابد. همچنین از کل ۱۴ بحران موجود، ۸ مورد به درستی شناسایی شدند (معادل ۵۷/۱۴ درصد) که ۷/۱۵ درصد نسبت به حالت قبل کمتر شده است. درصد هشدارهای غلط به کل هشدارها در مدل لاجیت چند جمله‌ای نسبت به لاجیت دوجمله‌ای نیز حدود یک درصد کاهش یافته است.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در سال‌های پایانی دهه ۱۹۹۰، موضوع بحران‌ها و مقابله با اثرات مخرب آن‌ها بیش از پیش مورد توجه اقتصاددانان و محققین قرار گرفت؛ به طوری که در اواخر این دهه تا سال‌های ابتدایی قرن بیستم، سه نسل مختلف از سیستم‌های هشدار زودهنگام معرفی شد. این سیستم‌ها توانایی آن را دارند که بحران را قبل از وقوع آن تشخیص داده و هشداری را مبنی بر احتمال وقوع آن ارسال کنند. در همین راستا، در پژوهش حاضر به طراحی سیستم هشدار زودهنگام بحران بانکی برای منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ پرداخته شد. برای این منظور از نسل دوم این سیستم‌ها (مدل‌های لاجیت) استفاده شد. متغیر وابسته بحران بانکی برای ۸ کشور به روش مطالعه رویدادی و برای ۵ کشور دیگر با محاسبه شاخص فشار بازار پول تعیین شد. نتایج تخمین مدل لاجیت دوجمله‌ای نشان داد که سه متغیر نسبت نقدینگی گسترده، شاخص قیمت سهام و تورم به عنوان شاخص‌های پیشرو بحران، می توانند در مجموع حدود ۱۷ درصد از احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه را توضیح دهند؛ به طوری که با افزایش در دو متغیر نسبت نقدینگی گسترده و شاخص قیمت

۱- در جدول (۷) به دلیل اینکه فقط پیش‌بینی وقوع بحران مهم است؛ از این رو ستون $BCrisis_{i,t} = 2$ در تحلیل نتایج لحاظ نشده است.

سهام، احتمال وقوع بحران بانکی کاهش یافته و با افزایش تورم، این احتمال بیشتر می‌شود. ارزیابی عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت دو جمله‌ای نیز نشان‌دهنده دقت ۷۴/۷۲ درصدی مدل تخمین زده شده است.

در ادامه جهت مقابله با تورش پس از بحران، مدل نهایی به روش لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شد. نتایج نشان داد که دو شاخص پیشرو بحران نسبت نقدینگی گسترده و شاخص قیمت سهام، ارتباط معکوسی با احتمال بودن در دوره پیش بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام داشته و اثرگذاری آن‌ها از مدل لاجیت دو جمله‌ای نیز بیشتر است. متغیر تورم نیز ارتباط مستقیمی با احتمال بودن در دوره پیش بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام دارد. همچنین تنها متغیر شاخص قیمت سهام باعث برون رفت از دوره بحران/ بهبود به سمت دوره آرام در کشورهای مورد مطالعه می‌شود؛ به طوری که در صورت قرارگیری در دوره بحران/ بهبود، ۱۲/۶ درصد احتمال دارد تا به دوره آرام برگردیم. ارزیابی عملکرد درون‌نمونه‌ای مدل لاجیت چندجمله‌ای نشان‌دهنده افزایش دقت پیش‌بینی مدل نسبت به مدل لاجیت دوجمله‌ای است؛ به طوری که دقت پیش‌بینی مدل با افزایش حدود ۴ درصدی به رقم ۷۸/۸۱ درصد رسیده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Seyed Saleh Akbar Mousavi http://orcid.org/0000-0001-6935-6054
Behzad Salmani http://orcid.org/0000-0002-7117-1201
Jafar Haghighat http://orcid.org/0000-0002-5470-5220
Hossein Asgharpour http://orcid.org/0000-0002-1440-8977

منابع

حاجی شاهوردی، دنیا، زمردیان، غلامرضا، فلاح شمس لیالستانی، میرفیض و حنیفی، فرهاد. (۱۳۹۸). طراحی سیستم پیش هشداردهنده بحران بانکی نظام‌مند در بازار مالی ایران (با کاربردی زنجیره‌های مارکوفی). *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۷)، ۱۵۳-۱۳۵.

حقیقت، جعفر، اکبرموسوی، سید صالح. (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی کاربردی پیشرفته همراه با نرم افزارهای JMulTi، Eview 10 و Stata 15.1*، تهران: انتشارات نور علم.

زارعی، ژاله؛ کمیجانی، اکبر. (۱۳۹۴). شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، ۹(۲۹)، ۲۳-۱.

عظیمی، الهام. (۱۳۹۰). *بحران بانکی در ایران: مخاطرات اقتصادی*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه الزهراء.

References

Abiad, M. A. (2003). *Early warning systems: A survey and a regime-switching approach* (No. 3-32). International Monetary Fund.

Ari, A., & Cergibozan, R. (2018). Currency crises in Turkey: An empirical assessment. Research in International Business and Finance, *46*, 281-293.

Barrell, R., Davis, E. P., Karim, D., & Liadze, I. (2010). Bank regulation, property prices and early warning systems for banking crises in OECD countries. *Journal of Banking & Finance*, *34*(9), 2255-2264.

Berg, A., & Pattillo, C. (1999). Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative. *Journal of international Money and Finance*, *18*(4), 561-586.

Bilson, J. F. (1980). Leading indicators of currency devaluations. *The International Executive*, *22*(3), 21-23.

Boyd, J. H., De Nicolo, G., & Rodionova, T. (2019). Banking crises and crisis dating: Disentangling shocks and policy responses. *Journal of Financial Stability*, *41*, 45-54.

Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. *journal of International Money and Finance*, *25*(6), 953-973.

Caggiano, G., Calice, P., & Leonida, L. (2014). Early warning systems and systemic banking crises in low-income countries: A multinomial logit approach. *Journal of Banking & Finance*, *47*, 258-269.

Candelon, B., Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). How to evaluate an early-warning system: Toward a unified statistical framework for assessing financial crises forecasting methods. *IMF Economic Review*, *60*(1), 75-113.

Caprio, G., & Klingebiel, D. (1996), Bank Insolvencies: Cross-Country Experience. Policy Research Working Paper, No. 1620.

Costa, N. (2016). Early Warning Systems for systemic banking crises: an empirical analysis, University of Padua.

Coudert, V., & Idier, J. (2018). Reducing model risk in early warning systems for banking crises in the euro area. *International economics*, *156*, 98-116.

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. Journal of Financial stability, *4*(2), 89-120.

Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staff Papers*, *45*(1), 81-109.

Dudhe, C. (2018). A Selective Study: Camels Analysis of Indian Private Sector Banks. *International Journal of Engineering and Management Sciences*, *3*(5), 277-283.

Elham, A. (2012). Banking crisis in Iran: Economic risk, Master Thesis in Economics, Alzahra University, Iran [In Persian].

Flood, R. P., & Garber, P. M. (1984). Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. Journal of international Economics, *17*(1-2), 1-13.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. Journal of international Economics, *41*(3-4), 351-366.

Greene, W. H. (2014). *Econometric Analysis* (7th Edition). Prentice Hall.

Haan, P., & Uhlendorff, A. (2006). Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood. *The Stata Journal*, *6*(2), 229-245.

Haghighat, J., & Akbar Mousavi, S. S., (2018). *Advanced Applied Econometrics with JMulTi, Eviews 10 and Stata15.1 Software*, Tehran: Noor Elam Publications [In Persian].

Haji, S. D., Zomorodian, G. R., Fallah, S. M., & Hanifi, F. (2019). Designing an Early-Warning Systems for systemic Banking Crisis in the Iranian Financial System by Using Markov Chains. *Financial Economics, 13* (47), 135-154 [In Persian].

Ionela, S. A. (2014). Early warning systems–anticipation′ s factors of banking crises. *Procedia Economics and Finance*, *10*, 158-166.

Jing, Z., de Haan, J., Jacobs, J., & Yang, H. (2014). Identifying banking crises using money market pressure: New evidence for a large set of countries. *Journal of Macroeconomics*, *43*, 1-51.

Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. Staff Papers, *45*(1), 1-48.

Krugman, P. (1979). A model of balance-of-payments crises. *Journal of money, credit and banking*, *11*(3), 311-325.

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). Systemic banking crises database. *IMF Economic Review*, *61*(2), 225-270.

Laeven, L., & Valencia, F. (2020). Systemic Banking Crises Database II. *IMF Economic Review*, 1-55.

Lang, M., & Schmidt, P. G. (2016). The early warnings of banking crises: Interaction of broad liquidity and demand deposits. *Journal of International Money and Finance*, *61*, 1-29.

Othman, N., Abdul-Majid, M., & Abdul-Rahman, A. (2018). Determinants of Banking Crises in ASEAN Countries. Journal of International Commerce, Economics and Policy, *9*(3), 1850009.

Qin, X., & Luo, C. (2014). Capital account openness and early warning system for banking crises in G20 countries. *Economic Modelling*, *39*, 190-194.

Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A., & Pickles, A. (2004). GLLAMM manual, University of California, Berkeley.

Risal, H. G., & Panta, S. B. (2019). CAMELS-Based Supervision and Risk Management: What Works and What Does Not. *FIIB Business Review*, *8*(3), 194-204.

Sahajwala, R., & Van Den Bergh, P. (2000). Supervisory risk assessment and early warning system. Basel committee on banking supervision working papers.

The International Monetary Fund, International Finance Statistics, Available: https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=1409151240976, (Accessed, June 2020).

The International Monetary Fund, World Economic Outlook Databases, Avaliable:https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/02/weodata/weoselgr.aspx, (Accessed, June 2020).

The World Bank, Available: https:// datahelpdesk.worldbank.org/ knowledgebase /articles/ 906519-world-bank-country-and-lending-groups, (Accessed, June 2020).

Yavari, K. (2012). Financial Stability and Early Warning Systems: Lessons for IR of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *17*(50), 179-195.

Zarei, Z., Komijani, A. (2015). Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran. *Economic Modeling*, *9*(29), 1-23 [In Persian]

استناد به این مقاله: اکبرموسوی، سیدصالح، سلمانی، بهزاد، حقیقت، جعفر و اصغرپور، حسین. (۱۴۰۰). برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام: یک مطالعه بین کشوری، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۹-۴۳.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

پیوست

جدول الف. منبع متغیرهای پژوهش

نام متغیر	توضیح	منبع
نسبت بدهی سرمایه‌ای به GDP	برحسب IFS Line aeبا استفاده از پول ملی تبدیل شده است.	(IFS Line 78bud)× (IFS Line ae) / (IFS Line 99b)
نسبت نقدینگی گسترده	(ذخایر بانکی+مطالبات دولت) / (ذخایر بانکی+داراییهای خارجی بانکی+مطالبات دولت و بخش خصوصی)	(IFS Line 20+22a) / (IFS Line 20+21+22)
سپرده‌های دیداری حقیقی		(IFS Line 24) / (IFS Line 64)
GDPنسبت اعتبار داخلی به		(IFS Line 32) / (IFS Line 99b)
نسبت مخارج–درآمد دولتی		World Economic Outlook (WEO)
شاخص قیمت سهام		(IFS Line 62)
اعتبار حقیقی بخش خصوصی		(IFS Line 22d) / (IFS Line 64)
M2ضریب فزاینده	(پول+شبه پول) / (ذخایر پولی)	(IFS Line 34+35) / (IFS Line 14)
سپرده‌های بانکی حقیقی	(سپرده‌های دیداری+مدت‌دار، پس‌انداز و ارزی)	(IFS Line 24+25) / (IFS Line 64)
نسبت نقدینگی محدود	(ذخایر بانکی) / (ذخایر بانکی+داراییهای خارجی بانکی+مطالبات دولت و بخش خصوصی)	(IFS Line 20) / (IFS Line 20+21+22)
نرخ بهره حقیقی	نرخ بهره بازار پول	(IFS Line 60b) / (IFS Line 64)
نسبت بدهی‌های خارجی بانکی به کل دارایی‌های بانکی	(بدهی‌های خارجی بانکی) / (ذخایر بانکی+دارایی‌های بانکی+مطالبات دولت و بخش خصوصی)	(IFS Line 26c) / (IFS Line 20+21+22)
مخارج حقیقی دولت		World Economic Outlook (WEO) / (IFS Line 64)
درآمد حقیقی دولت		World Economic Outlook (WEO) / (IFS Line 64)

ادامه جدول الف.

نام متغیر	توضیح	منبع
نرخ ارز موثر حقیقی		(IFS Line rec)
ذخایر	برحسب IFS Line aeبا استفاده از پول ملی تبدیل شده است.	(IFS Line 1l.d)×(IFS Line ae)
GDPنسبت صادرات به	برحسب IFS Line aeبا استفاده از پول ملی تبدیل شده است.	(IFS Line 70.d) or (IFS Line 1a9cx)× (IFS Line ae) / (IFS Line 99b)
تورم	برحسب شاخص قیمت مصرف کننده (سال پایه: ۲۰۱۰)	(IFS Line 64)
تولید ناخالص داخلی (GDP)		(IFS Line 99b)
نسبت پول ملی به دلار آمریکا		(IFS Line ae)

* برای مطالعه بیشتر، به سالنامه‌های آماری IFS رجوع کنید. آخرین سالنامه منتشر شده مربوط به سال ۲۰۱۸ بوده و از آدرس زیر قابل دسترسی است:

https://data.imf.org/api/document/download?key=62729942

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی