https://amf.ui.ac.ir
Journal of Asset Management and Financing
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 10, Issue 1, No. 36, Spring 2022, p 47-72
Received: 27.07.2021 Accepted: 20.06.2022

Research Paper

Modeling the Dynamic Financial Condition Index (FCI) and Assessing Its Effectiveness in Predicting Iran's Stock Returns

Seyed Aziz Arman*
Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
saarman@scu.ac.ir
Ebrahim Anvari
Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
e.anvari@scu.ac.ir
Samere RakiKianpour
Ph. D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
s-rakikiyanpoor@scu.ac.ir

Abstract
This paper used a factor-augmented vector autoregressive model with time-varying coefficients to construct a financial conditions index. Time variation in the model's parameters allowed the weights to be attached to each variable in the index to evolve and evaluate dynamics across time. The ability of the constructed index to predict various variables was also evaluated. The Financial Condition Index (FCI) was estimated by using the TVP-FAVAR method based on the quarterly data of the period of 1989-2019. The variables used included interest rate, exchange rate growth, inflation rate, consumption growth, banking facility growth, total stock market index growth, money supply growth, oil revenue growth, and gross domestic product growth rate. The findings indicated significant volatilities in the model's parameters. The shock from improving the FCI led to a positive response to the stock market index. According to the findings, the constructed FCI had high predictability.
Keywords: Financial Condition Index (FCI), Forecasting stock returns, Time-Varying Parameter (TVP) model.

Introduction

This paper reviewed the Financial Conditions Index (FCI) in the context of Iran. An FCI combines at least 4 financial prices: a short interest rate, a bond rate, an exchange rate, and a stock price index. The mentioned index may have the ability to summarize financial conditions. Therefore, it can be a valuable tool for policymakers, households, and firms. Monetary policymakers can also employ FCI to investigate the extensive effects of monetary policy on financial markets. The construction and use of FCI involve 3 issues, including selection of variables to enter into FCI, weights that are used to average these variables, relationship between FCI and macroeconomy, and assessment of the predictive power of this index for economic variables. This paper used a factor-augmented vector autoregressive model with Time-Varying Parameter Factor-Augmented Vector Auto-Regressive (TVP-FAVAR) coefficients to construct the index. Time variation in the model's parameters allowed the weights to be attached to each variable in the index to evolve and evaluate dynamics across time. Then, the ability of this index to predict various variables, including stock returns, was evaluated.

Method and Data

The p-lag TVP-FAVAR model in this paper took the following form:

*Corresponding author
Arman, S. A., Anvari, E. & RakiKianpour, S. (2021). Modeling the Dynamic Financial Condition Index (FCI) and Assessing Its Effectiveness in Predicting Iran's Stock Returns. *Journal of Asset Management and Financing*, 10 (1), 47-72.

2383-1189 / © 2022
This is an open access article under the BY-NC-ND /4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

http://dx.doi.org/10.22108/AMF.2022.129138.1672 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1401.10.1.1.9

$$x_t = \Lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t$$
$$\begin{pmatrix} y_t \\ f_t \end{pmatrix} = c_t + B_{t-1,1}\begin{pmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + B_{t-p,p}\begin{pmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

where Λ_t^y is the regression coefficient; λ_t^f is factor loading; f_t is the latent factor that can interpret as FCI; c_t is a vector of intercepts; $(B_{t,1}, \ldots, B_{t,p})$ are VAR coefficients; and u_t and ε_t are zero-mean Gaussian disturbances with the time-varying covariances of V_t and Q_t, respectively. The model was estimated by using the Markov Chain Monte Carlo (MCMC) methods. Short-term-investment deposit rate (one-year), non-official exchange rate growth, inflation rate, consumption growth, banking facility growth, total stock market index growth, money supply growth, oil revenue growth, and GDP growth were selected as the model variables to construct the FCI. The model estimations were made by using the quarterly data of 1989-2019. The data were extracted from the official website of the Central Bank of Iran and the Economic and Financial Databank of Iran. All the series were seasonally adjusted by using the X-12 procedure.

Findings

The augmented Dickey-Fuller (ADF) and Zivot-Andrews unit root tests were performed. All the series were stationary in level or first differences. According to the Bai-Ng criteria, the number of factors was estimated to be two. According to the Schwarz information criterion, the number of lags was estimated to be one. The results indicated significant volatility of the developed FCI index. Nevertheless, the stochastic volatility or variance of the error terms of the financial condition index decreased. The posterior mean results showed that the oil revenue and money supply shocks could positively affect the FCI. The Impulse Response Function (IRF) indicated that the gross domestic product positively responded to the shock in the financial condition index only for a short time, while its effect was negative in the second period. Moreover, the effect of the shock disappeared and in the long run did not affect the GDP. The growth in the consumption, exchange rate growth, and inflation rate positively responded to the FCI shock. Finally, the stock market index growth positively responded to the FCI shock within 10 periods. Predictions of the responses of the variables to the shock based on the financial condition index (4-period ahead, 8-period ahead, and 12-period ahead) indicated the high predictive power of the model. In addition, the results of the in-sample and out-of-sample prediction errors, Root Mean Square Error (RMSE), and Theil's Inequality Coefficient (TIC) represented the high predictive power of the model.

Conclusion and discussion

Knowing that a financial condition index could be a useful tool for policymakers, an FCI was developed specifically for Iran. Our results suggested that investors should analyze the government's previous and future decisions and policies and evaluate the macroeconomic variables before investing in the stock market. In addition, it is suggested that the stock market variable, which is one of the channels of the monetary transmission mechanism, be treated as an active monetary-policy mechanism in Iran although its inefficiency requires further attention.

References

Arrigoni, S., & Bobasu, A. (2020). The simpler the better: Measuring financial conditions for monetary policy and financial stability. *European Central Bank working paper series*.

Atrkar R., S., & Mahbobi, M. (2016). Financial condition index (FCI) extraction for Iran**.** *Journal Economic Modeling Research*. 6 (24): 147-173, (In Persian). https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.24.147

Bai, J., & Ng, S. (2002). Determing the number of fctors in approximent factor models. *Econometrica*. 70 (1): 191-221. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273

Balcilar, M., Gupta, R., Eyden, R. & Thompson, K. (2018). Comparing the forecasting ability of financial conditions indices: The case of South Africa. *The Quareterly Review of Economics and Finance.* 69 (C), PP: 245-259. 10.1016/j.qref.2018.03.012

Batini, N., & Turnbull, K. (2002). A dynamic monetary conditions index for the UK. *Journal of Policy Modeling*. 24 (3): 257–281.https://doi.org/10.1016/S0161-8938(02)00104-7

Beaton, K., Lalonde, R. &Luu, C. (2009). A financial conditions indexesfor united states. *Bank of Canada Discussion Peper*.

Bernanke, B., S., Boivin, J., & Eliasz, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics, Oxford Academic.* 120 (1): 387-422. https://doi.org/10.1162/0033553053327452

Boivin, J., Kiely, M., &Mishkin, F. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time?. *NBER Working Paper*. NO. 15789, https://doi.org/10.3386/w15879

Del Negro, M., &Otrok, C. (2008). Dynamic factor models with time-varying parameters: Measuring changes in international business cycles. *University of Missouri Manuscript*. Staff Report 326, Fedral Reserve Bank of New Yorks.

Eickmeier, S., Lemke, W., &Marcellino, M. (2016). The changing international transmission of financial shocks: Evidence from a classical time-varying FAVAR. *Journal of Money Credit and Banking.* 48(4): 573: 601. https://doi.org/10.1111/jmcb.12311

Eickmeier, S., Lemke, W., &Marcellino, M., (2011). The changing international transmission of financial shocks: Evidence from a classical time-varying FAVAR. *Deutsche Bundesbank. Discussion Paper Series 1: Economic Studies.* No 05/2011.

Ericsson, N., R., Jansen, E., Kerbeshian, N., &Nymoen, R. (1998). Interpreting a monetary conditions index in economic policy. *Topics in Monetary Policy Modelling. BIS Conference Papers*.No. 6, 237-254.

Felices, G., & Wieladek, T. (2012). Are emerging market indicators of vulnerability to fnancial crises decoupling from global factors? *Journal of Banking and Finance.* 36 (2):321-331. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.06.013

Gauthier, C., Graham, C., & Liu, Y. (2004). Financial conditions indexes for Canada. *Bank of Canada, Staff Working Paper*.

Gomez, E., Murcia, A., & Zamudio, N. (2011). Financial conditions index: Early and leading indicator for Colombia. *Ensayos Sobre Politica Economica*. 29 (66): 174-220.

Goodhart, C., & Hofmann, B. (2001). Asset prices, financial conditions, and the transmission of monetary policy. *Federal Reserve Bank of San Francisco*.

Hadi, N., Abdulla, N., & Sentosa, L. (2016). An esay approach to exploratory factor analysis: Marketing perspective. *Journal of Educational and Social Research*. 6(1): 215-223. http://dx.doi.org/10.5901/jesr.2016.v6n1p215

Hartigan, L., & Wright, M. (2021). Financial conditions and downside risk to economic activity in Australia. *Research Discussion Paper*.https://doi.org/10.47688/rdp2021-03

Hematy, M., & Boostani, R. (2014). Constructing a new monetary condition index for Iran**.** *Journal of Money and Economic, Monetary and Banking Research, Institute Cenetral Bank of The Islamic Republic of Iran*. 9 (3): 119-147, (In Persian).

Juhro, M., & Iyke, B. (2019). Monetary policy and financial conditions in Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*. 21(3): 283 – 302. https://doi.org/10.21098/bemp.v21i3.1005

Kapetanios, G., Price, S., & Young, G. (2018). A UK financial conditions index using targeted data reduction: Forecasting and structural identification. *Econometrics and Statistics.*7 (C): 1-17. https://doi.org/10.1016/j.ecosta.2017.12.002

Koop, G., &Korobilis, D. (2014). A new index of financial conditions. *EuropeanEconomic Review*. 71(C): 101–116. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.07.002

Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy shocks using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 75(2): 157-179. https://doi.org/10.1111/obes.2013.75.issue-2

Manning, J., & Shamloo, M. (2015). A financial conditions index for Greece. *IMF Working Paper*. https://doi.org/10.5089/9781513520230.001

Mayes, D., & Viren. M. (2001). Financial conditions indexes. *Bank of Finland Discussion Paper*.

Meligotsidou, L., &Vrontos, I. (2008). Detecting structural breaks and identifying risk factors in hedge fund returns: A Bayesian approach. *Journal of Banking and Finance.* 32(11): 2471-2481. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.05.007

Memona, A., & Jabeen, H. (2018). Monetary condition index and its changing transmission on macro-economic variables. *Arab Economic and Business Journal.* 13(2): 111-124. https://doi.org/10.1016/j.aebj.2018.10.001

Mohseni, H., Pahlavani, M., Shahiki Tash, M., & Mirjalili, H. (2019). Analysis of the role of unconventional monetary policy using the financial conditions index: The B-VAR approach. *Journal of Economics and Modeling*, 10 (1): 211-240, (In Persian). https://doi.org/10.29252/ECOJ.10.1.211

Opschoor, A., DicK, J., & Wel, M. (2014). Predicting volatility and correlations with financial conditions indexes. *Journal of Empirical Finance*. 29: 435-447. https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2014.10.003

Taheri, B. S., Ehsani, M., & Gilak, H. A. M., (2019). The investigating of the dynamic relationship between financial cycles with business cycles and the inflation gap in Iran: An application of wavelet transform. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*. 9 (23): 121-14, (In Persian). https://dx.doi.org/10.30473/egdr.2018.4482

Thagizadeh, H., Zamanian, G., & Harati, J. (2016). Financial and monetary conditions index on the Iranian economy: Principal component analysis. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies (AESI).* 5 (19): 29-57, (In Persian). https://dx.doi.org/10.22084/aes.2016.1597

Tsay, S. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (Second ed.). John Wiley & Sons, Inc.

Vonen, H. (2011). A financial condition index for Norway. *Norges Bank. Staff Memo 7*.

Zivot, E., Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10(3): 251-70. https://doi.org/10.2307/1391541

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال دهم، شماره اول، شماره پیاپی (۳۶)، بهار ۱۴۰۱، ص ۴۷-۷۲
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۳۰

مقاله پژوهشی

مدل‌سازی شاخص پویای شرایط مالی و بررسی اثرگذاری آن بر قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ سهام ایران

سیدعزیز آرمن *

استاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

saarman@scu.ac.ir

ابراهیم انواری

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

e.anvari@scu.ac.ir

سامره راکی کیانپور

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

s-rakikiyanpoor@scu.ac.ir

چکیده

هدف: در این پژوهش، از یک مدل خودرگر سیون برداری عاملی تعمیم‌یافته با پارامترهای متغیر طی زمان برای ساخت شاخص شرایط مالی استفاده شده است. تغییرپذیری، طی زمانی این امکان را در پارامترهای مدل (TVP) فراهم می‌کند که وزن منتسب به هر یک از متغیرهای به‌کاررفته در شاخص طی زمان انعطاف‌پذیر با شد و بدین ترتیب، پویایی‌های طی زمان ارزیابی شود. سپس توانایی شاخص ا ستخراج شده برای پیش‌بینی متغیرهای مختلف ارزیابی شده است.

روش: شاخص شرایط مالی با استفاده از روش TVP-FAVAR و داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۸ برآورد شده است. متغیرهای استفاده‌شده شامل نرخ بهره و تورم، رشد نرخ ارز، مصرف، تسهیلات بانکی، شاخص کل بورس، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بوده است.

نتایج: نتایج ن شان‌دهندهٔ وجود نو سان‌های چ شمگیری در پارامترهای مدل بوده ا ست. مطابق نتایج، شوک وارد شده از ناحیهٔ بهبود شاخص شرایط مالی به واکنش مثبت در شاخص بازار سهام منجر شده است؛ همچنین در شاخص شرایط مالی استخراج‌شده، توانایی پیشی‌بینی زیادی وجود دارد.

کلیدواژه‌ها: شاخص شرایط مالی، پیش‌بینی بازدهٔ سهام، مدل با پارامتر متغیر در طی زمان.

طبقه‌بندی JEL: G17, E44, C32.

---

* نویسندهٔ مسئول

آرمن، سیدعزیز.، انواری، ابراهیم. و راکی کیانپور، سامره. (۱۴۰۱). مدل‌سازی شاخص پویای شرایط مالی و بررسی اثرگذاری آن بر قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ سهام ایران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۰ (۱)، ۴۷-۷۲.

2383-1189 / © 2022

This is an open access article Under the BY-NC-ND /4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

http://dx.doi.org/10.22108/AMF.2022.129138.1672 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1401.10.1.1.9

مقدمه

از اهداف اساسی همهٔ اقتصادها، دستیابی به رشد و توسعهٔ اقتصادی است. بازارهای مالی و سرمایه، نقش چشمگیری در فرایند رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها دارد. شناخت عوامل مؤثر بر بازار سرمایه، نقش جالب‌توجهی در جهت‌دهی سرمایهٔ سرمایه‌گذاران در انتخاب سبد بهینه و تشکیل یک سبد سرمایه‌گذاری از سوی آنان دارد. متعددبودن عوامل مؤثر بر بازدهٔ سهام و وجود نوسان‌ها و تغییرپذیری‌های پیوسته در آنها، موجب نبودِ اطمینان در زمینهٔ سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود.

شاخص شرایط مالی[1](FCI) به‌عنوان یک ابزار مفید برای سیاست‌مداران، خانوارها و بنگاه‌ها، شرایط مالی را جمع‌بندی می‌کند و اطلاعات به‌موقع درخصوص فعالیت‌های واقعی اقتصادی ارائه می‌دهد (Vonen, 2011). علاوه بر این، شاخص مذکور از سوی سیاست‌گذاران پولی برای بررسی تأثیرات گستردهٔ سیاست پولی بر بازارهای مالی استفاده می‌شود. (Arrigoni rt al., 2020).

ساخت FCI شامل سه مسئلهٔ اساسی است. این مسائل عبارت است از: الف) انتخاب متغیرها برای ورود به شاخص؛ ب) استخراج وزن یا در بیان کلی‌تر، نحوهٔ ترکیب این متغیرها؛ ج) ارزیابی عملکرد شاخص ارائه‌شده با معیارهای مختلف ازجمله بررسی همبستگی آن با متغیرهای کلان اقتصادی یا بررسی توانایی پیش‌بینی آن در وضعیت آیندهٔ اقتصاد و متغیرهای اقتصادی.

دلایل متعددی وجود دارد که به تغییرات دامنهٔ متغیرهای لحاظ شده در شاخص، تغییر در اهمیت متغیرها برای ورود به شاخص یا تغییر در اثرگذاری شاخص بر اقتصاد طی زمان منجر می‌شود؛ به عنوان مثال، نقش بازار مسکن در بحران مالی، دلیلی روشن برای افزایش اهمیت متغیرهای منعکس‌کنندهٔ بازار مسکن در FCI است. تغییرات در ساختار صنعت مالی (مانند رشد بانکداری سایه[2] و تغییر در واکنش متغیرهای مالی در پی تغییر در سیاست پولی یا اثر در حال تغییر متغیرها و بازارهای مالی بر فعالیت‌های واقعی اقتصادی (به عنوان مثال، نقش متغیرهای مالی در رکود اقتصادی ۲۰۰۸ بارزتر از رکودهای دیگر بوده است)، مثال‌های دیگری از این تغییرات است؛ بدین ترتیب، با توجه به اینکه سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای تغییرات سیکلی یا شکست‌های ساختاری در طول زمان است، استفاده از ضرایب متغیر در طی زمان (TVP) به نتایج دقیق‌تری منجر می‌شود (Del Negro & Otrok 2008, Eickmeier et al., 2016).

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش اول مقدمه و کلیات و در بخش دوم ابتدا ادبیات مربوط به ساخت و ارائهٔ شاخص شرایط مالی بررسی شده است. به علاوه، پژوهش‌های انجام شده در زمینهٔ ساخت این شاخص، برای کشورهای مختلف ازجمله ایران ارائه شده است. روش پژوهش موردا ستفاده و داده‌های پژوهش در بخش سوم، تجزیه‌وتحلیل نتایج در بخش چهارم و درنهایت، بیان نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادها در بخش پنجم پژوهش شرح داده شده است.

مبانی نظری

شاخص شرایط مالی، یک شاخص جامع است که حداقل چهار قیمت مالی را ترکیب می‌کند که شامل نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت، اوراق قرضه، ارز و شاخص سهام است (Mayes & Viren, 2001). این شاخص، ابتدا در یک فرم ساده‌تر در اوایل دههٔ ۱۹۹۰ تحت عنوان شاخص شرایط پولی (MCI)[3]مطرح شد که ترکیبی از نرخ بهره و ارز بوده است. در یک رژیم نرخ ارز انعطاف‌پذیر، شاخص ترکیبی MCI در مقایسه با شاخصی فقط مبتنی بر نرخ‌های بهره، توصیف بهتری از شرایط پولی ارائه داده است. بدین ترتیب، این شاخص درک بانک‌های مرکزی را در شناخت چگونگی متأثر شدن تقاضای کل از سیاست پولی ارتقا داده است (Manning & Shamloo, 2015). شاخص MCI برای سال‌های متعدد و به‌طور گسترده‌ای از سوی بانک‌های مرکزی برای اجرا و ارزیابی سیاست‌های پولی استفاده شده است (Memona & Jabeen, 2018). به‌علاوه، برای سایر مؤسسات، شاخص MCI به‌خودی‌خود نشان‌دهندهٔ تأثیرات

[1]. Financial Conditions Index
[2]. Shadow Banking
[3]. Monetary Conditions Index

داخلی و خارجی بر شرایط پولی کشور است (Ericsson et al., 1998).

شاخص شرایط پولی برای درک بیشتر اثربخشی سازوکارهای انتقال پولی گسترش پیدا کرد و شاخص شرایط مالی یا FCI به‌عنوان فرم گسترش‌یافته از MCI مطرح شد. بحران مالی ۲۰۰۸ و اهمیت توجه به شوک‌های بازار مالی و آثار آن بر اقتصاد، ضرورت شکل‌گیری شاخص FCI را بررسی کرده است.

همان‌طور که بیان شد، مسئلهٔ نخست برای ارائهٔ شاخص شرایط مالی، انتخاب متغیرهاست. ادبیات گستردهٔ موجود درخصوص سازوکارهای انتقال پول، نخستین گام برای شکل‌گیری و درک شاخص شرایط مالی است؛ بدین ترتیب، کانال‌ها یا سازوکارهای انتقال پولی به مجموعهٔ گسترده‌ای از اجزای احتمالی FCI اشاره دارد.

کانال‌های انتقال پولی اغلب به دو گروه اصلی کانال‌های نئوکلاسیکی و غیرنئوکلاسیکی تفکیک می‌شود. کانال‌های نئوکلاسیک مبتنی بر بازارهای مالی کامل بوده و براساس مدل‌های متشکل از سرمایه‌گذاری، مصرف و تجارت بین‌الملل بنا شده است. برای سرمایه‌گذاری کانال اصلی، کانال نرخ بهرهٔ مستقیم است که از طریق هزینهٔ استفاده از سرمایه عمل می‌کند و به کانال q توبین نیز نزدیک است؛ همچنین برای مصرف کانال‌ها، از طریق اثر ثروت و علاوه بر آن، اثر جانشینی بین زمانی[1] عمل می‌کند. برای تجارت بین‌الملل نیز کانال‌ها به‌طور مستقیم از طریق نرخ ارز عمل می‌کند. کانال‌های غیرنئوکلاسیکی به‌طور عمده در پی نقص در بازار اعتباری مطرح شد و به همین دلیل دیدگاه اعتباری[2] نیز نام دارد. این کانال‌ها به‌طور عمده متشکل از دو کانال وام‌دهی بانکی[3] و ترازنامه[4] است. در ادامه، این کانال‌ها براساس پژوهش بایوین[5] و همکاران (2010) بررسی می‌شود.

کانال نرخ بهره، اثرات تغییر نرخ بهره را بر هزینهٔ استفاده از سرمایه و در پی آن مخارج سرمایه‌گذاری خانوارها و بنگاه‌ها شامل می‌شود و این‌ها نیز به تغییر در تقاضای کل و تولید منجر می‌شود. تئوری q، توبین سازوکاری را فراهم می‌کند که از طریق آن سیاست پولی با تأثیر بر ارزش‌گذاری سهام، بر اقتصاد اثر می‌گذارد. سازوکار کانال، اثرهای ثروت مبتنی بر قیمت دارایی‌هاست. در پی سیاست پولی انبساطی به صورت کاهش در نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت، تقاضا برای دارایی‌هایی مانند سهام و مسکن افزایش یافته است؛ بنابراین قیمت آنها افزایش می‌یابد؛ بدین ترتیب، افزایش ثروت کل باعث تحریک مصرف خانوارها و تقاضای کل می‌شود. کانال اثرهای جانشینی بین زمانی مبتنی بر ارتباط نرخ نهایی جانشینی میان مصرف در زمان حال و آینده با استفاده از نرخ بهرهٔ حقیقی است. کانال تجارت بین‌الملل، علاوه بر اینکه به‌طور مستقیم مبتنی بر نرخ ارز است، با تغییر در نرخ بهره و بازدهٔ دارایی‌های داخلی در مقایسه با بازدهٔ دارایی‌های خارجی به تغییر ارزش پول داخلی منجر می‌شود. این نیز به‌نوبهٔ خود باعث تغییر در صادرات و تقاضای کل می‌شود.

طبق کانال وام بانکی، سیاست پولی انبساطی با افزایش ذخایر و سپرده‌های بانکی میزان وام‌های در دسترس را افزایش می‌دهد و درنتیجه باعث افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف می‌شود. در چارچوب کانال ترازنامه، با کاهش ارزش خالص بنگاه[6] وام‌دهندگان تمایل کمتری به اعطای وام خواهند داشت و این نیز به کاهش اجزای تقاضای کل منجر می‌شود. سیاست پولی انقباضی، باعث کاهش قیمت دارایی‌ها به‌ویژه قیمت سهام و کاهش ارزش خالص بنگاه می‌شود. علاوه بر این، با افزایش در نرخ بهره، هزینه‌های بهره‌ای بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و این نیز به کاهش جریان نقدی[7] (تفاوت میان دریافتی‌ها و پرداختی‌ها) منجر می‌شود و بدین طریق نیز بر ترازنامهٔ بنگاه اثر می‌گذارد.

بدین ترتیب، به اختصار بیان می‌شود که دامنهٔ ابزارهای مالی بالقوه برای ورود به FCI بسیار گسترده است. نرخ‌های بهره، قیمت‌هایی است که بر ثروت خانوار اثر می‌گذارد یا نرخ معاوضه‌ای که مصرف امروز و فردا را برای مصرف‌کننده تحت‌تأثیر قرار

---

1. Intertemporal Substitution Effects
2. Credit View
3. Bank-Based Channels
4. Balance Sheet Channel
5. Boivin
6. Net Worth of Firms
7. Cash Flow

می‌دهد؛ ازجمله، کاندیدهای FCI، که در چارچوب کانال‌های نئوکلاسیکی است. کانال‌های اعتباری نیز به مجموعهٔ گسترده‌تری از اجزای احتمالی FCI اشاره دارد که شامل نقدینگی و ابزار سنجش آن، ریسک پیشروی وام‌گیرنده، عوامل مؤثر بر ظرفیت و تمایل واسطه‌ها در اعطای وام است.

نخستین پژوهش‌ها درخصوص شاخص شرایط مالی، پژوهش گودهارت و هافمن (2001) و مایز و ویرن (2001) است که با تأکید بر نقش قیمت سهام، مسکن و نفت، به‌عنوان عوامل مهم تشکیل‌دهندهٔ شرایط مالی، به‌ترتیب برای کشورهای گروه هفت (G7) و فنلاند اقدام به ارائهٔ شاخص شرایط مالی کردند. پس از این پژوهش‌ها، استفاده از شاخص FCI به سایر اقتصادها گسترش یافت. بیتون[1] و همکاران (2009) و کوپ و کوروبیلیس (2014) شاخص شرایط مالی را برای اقتصاد آمریکا بررسی کردند. در پژوهش بیتون و همکاران (2009)، متغیرهای به‌کاررفته در شاخص FCI ساخته شده شامل تولید ناخالص داخلی، شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی، نرخ اوراق تجاری[2]، وام تجاری، وام استاندارد برای مخارج مصرف‌کننده[3] و ثروت خانوار بوده است. در مدلی دیگر از این پژوهش، متغیرهای به‌کاررفته در شاخص FCI ساخته‌شده شامل نرخ بهرهٔ فدرال رزرو، نرخ وام تجاری، نرخ بهرهٔ وام مسکن، نرخ ارز واقعی مؤثر، ثروت مالی و همین‌طور وام استاندارد[4] بوده است. در پژوهش کوپ و کوروبیلیس (2014) متغیرهای مورداستفاده برای ارائهٔ شاخص FCI شامل قیمت دارایی‌های مالی، نوسان‌ها، اعتبارات و نقدینگی است. ونن[5] (2011) یک شاخص شرایط مالی را برای اقتصاد نروژ بررسی کرد. متغیرهای تشکیل‌دهندهٔ شاخص شامل نرخ اسپرد بانکی، نرخ ارز مبادله‌ای، شاخص بازار سهام، شاخص قیمت مسکن، قیمت نفت، اعتبارات و حجم پول است. گومز[6] و همکاران (2011) شاخص شرایط مالی را برای اقتصاد کلمبیا مطرح کردند. متغیرهای به‌کاررفته برای ارائهٔ شاخص، علاوه بر نرخ‌های بهره و ارز، شامل تورم انتظاری، اسپردهای نرخ‌های بهره، قیمت دارایی‌ها و حجم اعتبارات است؛ بدین ترتیب، شاخص‌های به‌کاررفته شامل نرخ‌های بهرهٔ اعطای وام به مصرف‌کننده، مسکن و تجارت، شاخص نرخ ارز، قیمت مسکن نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده، وام اعطایی به مسکن، بدهی بخش خصوصی به سیستم مالی، قیمت انرژی نسبت به شاخص قیمت مصرف کننده، قیمت نفت نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدناخالص داخلی بوده است. کاپتانیوز[7] و همکاران (2018) پس از تدوین شاخص شرایط مالی برای انگلستان، اثر آن را بر بازار سرمایه بررسی کردند. متغیرهای لحاظ‌شده شامل جایگزین‌های مختلف برای نرخ بهره، نرخ ارز واقعی مؤثر، ارزش بازار[8]، شاخص‌های قیمت مسکن، طلا و نفت خام، شاخص‌های مختلف استقراض و وام‌دهی مانند اعطای وام بانکی و انتشار اوراق قرضه، نقدینگی و شاخص‌های مختلف برای محدودیت‌های اعتباری بوده است. بالسیلار[9] و همکاران (2018) شاخص FCI را برای آفریقای جنوبی بررسی کردند. متغیرهای به‌کاررفته در مدل متشکل از شش متغیر، شامل وضعیت بازارهای مالی بین‌المللی، قیمت دارایی‌ها، نرخ اسپرد بانکی، نوسان‌ها و بازدهٔ بازار سهام، نوسان‌های اوراق قرضه و حجم پول است. جوهرو و آیکه[10] (2019) یک شاخص شرایط مالی برای اقتصاد اندونزی ارائه کردند. متغیرهای مورداستفاده شامل نرخ بهره، نرخ ارز مؤثر اسمی، اعتبارات بانکی برای بخش خصوصی، شاخص‌های سهام شامل قیمت سهام، اطمینان کسب‌وکار و اطمینان مصرف‌کننده بوده است. هارتیگان و رایت[11] (2021) یک شاخص شرایط مالی را برای استرالیا با تمرکز بر شاخص‌های ریسک ارائه کردند. متغیرهای موردا ستفاده شامل شاخص‌های مروری دیدگاه مصرف‌کننده و کسب‌وکار[12] دربارهٔ شرایط مالی، شاخص‌های ریسک بازار مالی، شاخص‌های ریسک سیستم مالی، شاخص‌های

---

1. Beaton
2. Commercial Paper Rate
3. Lending Standards for Consumer Spending
4. Lending Standards
5. Vonen
6. Gomez
7. Kapetanios
8. Financials Market Cap or Market Capitalization
9. Balcilar
10. Juhro and Iyke
11. Hartigan & Wright
12. Survey Measures Of Businesses' And Consumers' View

پیچیدگی سیستم مالی، شاخص‌های اهرم[1] نرخ‌های بهره و اسپردهای نرخ بهره، قیمت دارایی‌ها، پول و اعتبار و اوراق بدهی معوقه بوده است. برای اقتصاد ایران، همتی و بوستانی (2014)، عطرکار روشن و محبوبی (2016)، تقی‌زاده و همکاران (2016)، طاهری بازخانه و همکاران (2019) و محسنی و همکاران (2019)، شاخص FCI را ارائه کردند. در پژوهش همتی و بوستانی (2014)، متغیرهای به‌کاررفته شامل نرخ بهره، نرخ ارز و قیمت مسکن است. در پژوهش عطرکار روشن و محبوبی (2016)، برای تدوین شاخص شرایط مالی متغیرهای نرخ سود بانکی، نرخ ارز، شاخص اجاره‌بهای مسکن، حجم اعتبارات و شاخص قیمت سهام لحاظ شده است. در پژوهش تقی‌زاده و همکاران (2016)، شاخص شرایط مالی با به‌کارگیری متغیرهای نرخ بهرهٔ حقیقی، نرخ ارز حقیقی، شاخص قیمت زمین در مناطق شهری، تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به بخش خصوصی، شاخص بازار سهام و خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی ارائه شده است. در پژوهش طاهری بازخانه و همکاران (2019) برای ارائهٔ شاخص مذکور، هشت متغیر استفاده شده است. این هشت متغیر عبارت است از: نرخ بهرهٔ حقیقی، نرخ ارز آزاد، شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای در مناطق شهری، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی بر تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت سهام، خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، پاداش ریسک و اسپرد بانکی نیز برای لحاظ اثر ریسک‌های موجود در بخش بانکی. در پژوهش محسنی و همکاران (2019)، شاخص مذکور متشکل از هفت متغیر نرخ سود حقیقی بین بانکی، نرخ ارز حقیقی، شاخص قیمت اوراق تسهیلات مسکن، حجم اعتبارات حقیقی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، ارزش حقیقی تولید و خالص صادرات بوده است.

پس از تعیین متغیرها، مسئلهٔ دوم در فرایند ساخت FCI، استخراج وزن‌ها یا در بیان کلی‌تر ترکیب متغیرهاست. رویکرد جمع وزنی[2] و تحلیل عاملی[3] رویکردهای برجسته در ادبیات به این منظور است. در رویکرد جمع وزنی، به هر متغیر یک وزن اختصاص داده می‌شود. MCI، به‌عنوان شاخص سنتی شرایط مالی براساس این رویکرد و به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$MCI_t = A_R\ (r_t - r_b) + A_s\ (q_t - q_b) \qquad (1)$$

که در آن r_t و q_t به‌ترتیب نرخ بهرهٔ واقعی کوتاه‌مدت و لگاریتم نرخ ارز واقعی است. r_b و q_b مقادیر نرخ بهره و نرخ ارز در زمان پایه است. A_R و A_s نیز وزن‌های MCI است؛ به‌گونه‌ای که نسبت $\frac{A_R}{A_s}$ نشان‌دهندهٔ اثرهای نسبی نرخ بهره و ارز بر یک هدف سیاستی میان‌مدت مانند تولید است. (Batini & Turnbull, 2002) استخراج وزن براساس مدل سازی اقتصادی و با استفاده از روش شبیه سازی در مدل‌های بزرگ مقیاس کلان اقتصادی[4]، توابع تقاضای کل خلاصه شده[5] و مدل‌های خودرگسیون برداری VAR[6] صورت می‌گیرد.

رویکرد دوم مبتنی بر تحلیل عاملی[7] (FA) است که در آن، FCI استخراج یک ترکیب از متغیرها از طریق تحلیل عاملی و به‌صورت فاکتور یا عامل[8] است. این ترکیب به تشخیص ساختار مشترک در این متغیرها و حذف اخلال‌های[9] ایجاد شده از سوی حرکات نامنظم در متغیرهای تعیین‌شده در زمان معین کمک می‌کند (Gauthier et al., 2004). برای تخمین این الگوها، دو رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اساسی[10] (PCA) و رویکرد مبتنی بر حداکثر درست‌نمایی[11] (ML) استفاده می‌شود.

---

1. Indicators of Leverage
2. Weighted-Sum Approach
3. Factor Analysis Approach
4. Simulation In A Large-Scale Macroeconometric Model
5. Reduced-Form Aggregate-Demand Equations
6. Var Impulse-Response Functions
7. Factor Anysis
8. Factors
9. Noise
10. Principal Component Analysis
11. Maximum Likelihood

بدین ترتیب، ساخت و ارزیابی شاخص شرایط مالی با شیوه‌های مختلف بررسی شده است. در پژوهش بیتون و همکاران (2009)، با ستفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و مدل بزرگ‌مقیاس کلان اقتصادی (MUSE) به ساخت شاخص FCI برای اقتصاد آمریکا توجه شده است. در پژوهش کوپ و کوروبیلیس (2014)، ساخت شاخص شرایط مالی برای اقتصاد آمریکا با استفاده از مدل TVP-FAVAR با نوسان‌های تصادفی صورت گرفته و سپس براساس میانگین خطای مربعات[1](RMSE) و میانگین پیش‌بینی لایک لیهود (APL)، قدرت پیش‌بینی شاخص ساخته شده برای تورم، رشد تولید و نرخ بیکاری بررسی شده است. در پژوهش اپسچور[2] و همکاران (2014)، با استفاده از گسترش مدل GARCH تأثیر شاخص FCI (شاخص شرایط مالی بلومبرگ) بر نوسان بازار سهام (بازدهٔ روزانهٔ سهام) برای اقتصاد آمریکا بررسی شده است. در پژوهش ونن[3](2011)، ساخت شاخص شرایط مالی برای اقتصاد نروژ با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اساسی صورت گرفته و سپس با استفاده از میانگین خطای مربعات (RMSE) قدرت شاخص فوق در پیش‌بینی رشد اقتصادی بررسی شده است. در پژوهش گومز و همکاران (2011)، ساخت شاخص برای اقتصاد کملبیا با استفاده از رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اساسی انجام شده و سپس با استفاده از یک مدل خودرگسیون برداری (VAR)، توانایی این شاخص در ارتقای قدرت پیش‌بینی رشد اقتصادی ارزیابی شده است. در پژوهش کاپتانیوز[4] و همکاران (2018)، به‌منظور ساخت شاخص FCI برای اقتصاد انگلستان، دو رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اساسی و حداقل مربعات جزئی چندمتغیره[5] استفاده شده و سپس براساس یک مدل SVAR نحوهٔ اثرگذاری FCIهای ساخته‌شده بر تورم، رشد اقتصادی و بازار سرمایه (شوک‌های تامین اعتبار مانند وام‌های بانکی) ارزیابی شده است. در پژوهش بالسیلار[6] و همکاران (2018)، ساخت شاخص برای آفریقای جنوبی با استفاده از رویکردهای تحلیل مؤلفه‌های اساسی و مدل میانگین‌گیری پویا در قالب مدل‌های TVP-FAVAR[7] و TVP-VAR[8] صورت گرفته و سپس با استفاده از روش BVAR[9] توانایی پیش‌بینی این شاخص برای متغیرهای رشد تولید، تورم و نرخ‌های بهره بررسی شده است. در پژوهش جوهرو و آیکه[10](2019)، به‌منظور ساخت شاخص برای اقتصاد اندونزی، رویکرد تحلیل عاملی پویا به کار برده و سپس از رویکرد خودرگسیون برداری (VAR) برای ارزیابی اثرات سیاست پولی بر شرایط مالی نیز استفاده شده است. در پژوهش هارتیگان و رایت[11] (2021)، ساخت شاخص شرایط مالی برای استرالیا با استفاده از مدل عاملی پویا[12] صورت گرفته و سپس با استفاده از تحلیل همبستگی و علیت گرنجری، قدرت پیش‌بینی این شاخص برای متغیرهای کلان اقتصادی شامل مصرف، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی، نرخ رشد اشتغال و بیکاری ارزیابی شده است. برای اقتصاد ایران، در پژوهش همتی و بوستانی (2014)، ساخت شاخص با استفاده از رویکرد جمع وزنی صورت گرفته و فرایند استخراج وزن با استفاده از مدل خودرگسیون برداری با متغیرهای برونزا (VARX) انجام و سپس با استفاده از ملاک RMSE، توانایی این شاخص در پیش‌بینی نرخ تورم بررسی شده است. در پژوهش عطرکار روشن و محبوبی (2016)، ساخت شاخص با استفاده از رویکرد جمع وزنی و تخمین توابع عرضه و تقاضای کل گذشته‌نگر با روش حداقل مربعات معمولی صورت گرفته و سپس با استفاده از آزمون‌های غیرآشیانه‌ای و ریشهٔ میانگین مربعات خطا، قدرت شاخص ارائه‌شده در پیش‌بینی نرخ تورم ارزیابی شده است. در پژوهش تقی‌زاده و همکاران (2016)، ساخت شاخص با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی صورت گرفته و سپس با استفاده از تحلیل همبستگی، قدرت این شاخص در پیش‌بینی تورم و تولید داخلی بررسی شده است. در پژوهش محسنی و همکاران (2019)، ساخت شاخص با به‌کارگیری روش مؤلفه‌های اساسی انجام و سپس با استفاده از

---

1. Root Mean Squared Error (RMSE)
2. Opschoor, Dick, We
3. Vonen
4. Kapetanios
5. Multivariate Partial Least Squares (MPLS)
6. Balcilar
7. Time-Varying Parameter Factor-Augmented Vector Autoregressive
8. Time-Varying Parameter Vector Autoregressive
9. Bayesian VAR
10. Juhro and Iyke
11. Hartigan & Wright
12. Dynamic Factor Model

روش خودرگسیون‌برداری بیزیِ (BVAR) اثر شوک شاخص ارائه شده بر واریانس رشدِ تولید ناخالص داخلی کشور، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ ارز حقیقی و بیکاری ارزیابی شده است.

روش پژوهش

بر FCIهای ارائه‌شده مبتنی بر رویکردهای جمع وزنی، انتقادهای متعددی وارد است. به‌طور خاص، در بسیاری از FCIهایی که حاصل برآورد یک مدل یا معادله است، چهار مسئله وجود دارد که شامل وابستگی به مدل[1]، نادیده‌گرفتن پویایی‌ها، بی‌ثباتی پارامترها و برون‌زانبودن متغیرهاست (Gauthier et al., 2004). علاوه بر این، الزام در به‌کارگیری مجموعهٔ محدودی از اطلاعات در رویکرد کلاسیک یا استاندارد مدل خودرگسیون برداری (VAR) به بروز مشکلات احتمالی منجر خواهد شد؛ ازجملهٔ این مشکلات، تورش ناشی از متغیرهای حذف‌شده و مشکل دیگر ناشی از الزام در به‌کارگیری شاخص‌های قابل‌مشاهدهٔ متناظر با ساختارهای نظری است (Bernanke et al., 2005). بدین ترتیب، در ادبیات اخیر مربوط به شاخص شرایط مالی، توجه چشمگیری به مدل‌های خودرگسیون برداری عاملی تعمیم‌یافته (FAVAR)[2] به‌منظور انجام تحلیل‌های ساختاری یا انجام پیش‌بینی صورت گرفته است. علاوه بر این، در بسیاری از پژوهش‌ها به‌منظور ارزیابی تغییرپذیری طی زمان، گسترش مدل‌های عاملی برای لحاظ‌کردن ضرایب متغیر طی زمان حائز اهمیت دانسته شده است (Del Negro & Otrok, 2008; Meligotsidou & Vrontos, 2008; Eickmeier et al., 2011 , Felices & Wieladek, 2012; Korobilis, 2013; Koop & Koroblis, 2014). بدین روی، در پژوهش حاضر، از الگوهای خودرگسیون برداری تعمیم‌یافته برای ارزیابی تغییرپذیری پارامترها طی زمان و ارائهٔ شاخص شرایط مالی استفاده شده است. در ادامه، مدل TVP-FAVAR معرفی شده است.

بسط و گسترش مدل‌های VAR و شکل‌گیری مدل‌های خودرگسیون برداری تعمیم‌یافته (FAVAR) از طریق استخراج و لحاظ‌کردن عامل‌های پنهان صورت می‌گیرد. همان‌طور که بیان شد، براساس رویکرد کلاسیک، یک مدل VAR فقط با استفاده از داده‌های $\boldsymbol{Y_t}$ برآورد می‌شود؛ به‌گونه‌ای که $\boldsymbol{Y_t}$ یک بردار M×1 از متغیرهای دیدنی اقتصادی است. با وجود این، ممکن است بسیاری از اطلاعات اقتصادی فقط از سوی $\boldsymbol{Y_t}$ نشان داده نشود. فرض کنید که این دسته از اطلاعات اقتصادی از سوی یک بردار K×1 از عامل‌های پنهان ($\boldsymbol{F_t}$) است. عامل‌های پنهان شامل فعالیت‌های اقتصادی یا شرایط اعتباری است که به‌راحتی در یک یا دو سری زمانی دیده نمی‌شود؛ اما در مجموعهٔ گسترده‌ای از متغیرهای اقتصادی منعکس می‌شود (Bernanke et al., 2005)؛ بدین ترتیب، مدل TVP-FAVAR متشکل از دو معادله با p وقفه به شرح زیر است:

$$= \Lambda_t^y \, y_t + \lambda_t^f \, \mathrm{f}_t + u_t x_t \qquad (۲)$$

$$\begin{pmatrix} y_t \\ f_t \end{pmatrix} = c_t + B_{t-1,1} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + B_{t-p,p} \begin{pmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

معادله (۲) یک مدل خودرگسیون برداری تعمیم یافته است که از دو جزء تشکیل می‌شود. جزء نخست، ارائه‌دهندهٔ الگوی خودرگسیون برداری و جزء دوم ارائه‌دهندهٔ الگوی عامل پویاست. معادلهٔ (۳) نشان‌دهندهٔ پویایی‌های میان y_t و f_t است. در این معادلات، Λ^y ماتریس ضرایب رگرسیونی و Λ^f بارهای عاملی[3]، f_t متغیرهای غیرقابل‌مشاهده یا عامل پنهان[4] و $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$ ضرایب VAR است. u_t و ε_t جملات اخلال مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و کواریانس‌های Q_t و V_t است. در این معادلات، x_t یک بردار N×1 از متغیرهایی است که در ساخت FCI استفاده می‌شود؛ به‌گونه‌ای که t=1, … , T است و y_t نیز یک

[1]. Model dependency
[2]. Factor-Augmented Vector Autoregressive
[3]. Factor Loadings
[4]. Latent Factor

بردار از عامل‌های قابل مشاهده دربردارندهٔ متغیرهای کلان اقتصادی را ارائه می‌دهد. متغیرهای کلان موجود در بردار متغیر وابسته شامل تورم، نرخ بهره، مصرف، تولید، شاخص کل بازار سهام و درآمدهای نفتی است.

برای مدل‌سازی فرایند تغییرپذیری پارامترها فرض می‌شود که بردار بارهای عاملی $\lambda_t=((\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)')'$ و ضرایب VAR به‌صورت β_t $(vec\ (\beta_{t,1})', \dots, vec(\beta_{t,p})')'$ همانند یک فرایند گام تصادفی مدل‌سازی شده‌اند:

$$\begin{aligned} \lambda_t &= \lambda_{t-1} + v_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t \\ h_{t+1} &= h_t + u_{ht} \end{aligned} \qquad (۴)$$

به‌طوری که $v_t \sim N(0, W_t)$ و $\eta_t \sim N(0, R_t)$ و h_t نوسان‌های تصادفی است؛ به‌گونه‌ای که $h_{jt} = log\sigma_{jt}^2$ برای j=1, …, k و $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ و t=s+1 ,…, n. جملات اخلال در معادلات فوق در طول زمان و بر روی یکدیگر وابستگی ندارد. معادلات (۲) تا (۴)، ارائه‌دهندهٔ مدل TVP-FAVAR است. با اعمال قیدهای مختلف تغییرپذیری در طی زمان بر معادلات (۲) و (۴)، ابعاد مختلفی از تغییرپذیری طی زمان برای مدل TVP-FAVAR ارائه‌شده شکل خواهد گرفت. برآورد مدل با استفاده از رویکرد بیزی و با روش مونت کارلو، زنجیرهٔ مارکوف (MCMC) و نمونه‌گیری گیبز صورت گرفته است.

در پژوهش حاضر، متغیرهای به‌کاررفته شامل نرخ بهره (نرخ سود سپرده‌های بانکی)، رشد نرخ ارز بازار آزاد، شاخص کل بورس (شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران)، حجم پول، تسهیلات بانکی (تسهیلات اعطایی بانک‌ها و موسسات اعتباری غیر بانکی)، درآمدهای نفتی، رشد واقعی مصرف (هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی)، نرخ تورم (درصد تغییرات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی) و رشد واقعی تولید ناخالص داخلی بوده است.

متغیرهای نرخ بهره (مبتنی بر کانال نرخ بهره)، رشد نرخ ارز (مبتنی بر کانال نرخ ارز)، رشد شاخص کل بورس (مبتنی بر کانال اثر ثروت)، رشد حجم پول و تسهیلات بانکی (مبتنی بر کانال‌های اعتباری) مطابق با مبانی نظری شرح داده شده است. درآمدهای نفتی به‌عنوان یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر شرایط مالی در اقتصادهای نفتی در ارائهٔ شاخص FCI به کار برده شده است. در این راستا، به پژوهش کاپتانیوز و همکاران (2018)، ونن (2011)، گوئادیر و همکاران (2004) و گودهارت و هافمن (2001) اشاره می‌شود. با توجه به شرایط اقتصاد ایران و نقش چشمگیر درآمدهای نفتی در عملکرد اقتصاد، متغیر درآمد نفت نیز به‌عنوان یکی از عوامل تشکیل‌دهندهٔ شرایط مالی در ساخت شاخص شرایط مالی لحاظ شده است. این متغیر در شاخص‌های ارائه‌شده در سایر پژوهش‌های انجام‌شده برای اقتصاد ایران به کار نرفته است. رشد تولید، حقیقی از دیگر متغیرهای لحاظ‌شده در شاخص شرایط مالی ارائه‌شده در این پژوهش است. لحاظ‌داشتن متغیر رشد تولید حقیقی در ارائهٔ شاخص شرایط مالی ضمن اینکه برخی از واقعیت‌های اقتصاد ایران را در قالب نااطمینانی‌های ناشی از اختلال‌های صحیح سمت عرضه و تقاضا و اختلال‌های ناشی از تحریم‌ها وارد مدل می‌کند، سازگاری بیشتری با رهیافت‌های جدید پولی مبتنی بر تلفیق بخش حقیقی و اسمی خواهد داشت. در این زمینه به پژوهش‌های گومز و همکاران (2011)، بیوتن و همکاران (2009) و محسنی و همکاران (2019) توجه می‌شود. رشد مصرف از راه‌های مختلف به‌عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر شرایط مالی مطرح می‌شود. رشد مصرف (به عنوان جایگزینی برای نرخ جانشینی بین زمانی) بر شاخص‌های مستقیم تشکیل‌دهندهٔ شاخص FCI اثرگذار است؛ به عنوان مثال، آن بر رشد مصرف، تقاضا برای تسهیلات بانکی یا تقاضا برای دارایی‌های مالی همانند سهام اثر می‌گذارد. در جدیدترین پژوهش‌های صورت‌گرفته، به شاخص‌های مرتبط با مصرف‌کننده و تولیدکننده و نگرش آنها درخصوص شرایط مالی توجه شده است. در این زمینه، به پژوهش هارتیگان و رایت (2021) اشاره می شود. درخصوص نرخ تورم نیز توضیحات، مشابه به‌کارگیری رشد مصرف است. در این راستا، به پژوهش گومز و همکاران (2011) مراجعه می شود؛ بدین ترتیب، در این پژوهش، ترکیبی از متغیرهای فوق به‌عنوان متغیرها و شاخص‌های تشکیل‌دهنده یا مؤثر بر شرایط مالی به کار برده شده

است.

داده‌های استفاده شده با توجه به ملاحظات آماری شامل ۳۰ دوره در بردارنده داده‌های فصلی در بازهٔ زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۸ بوده است. داده‌های مربوط به متغیرهای نرخ سود سپرده‌های بانکی، نرخ ارز بازار آزاد، حجم پول، تسهیلات اعطایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، درآمد نفت، هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، تولید ناخالص داخلی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های مربوط به شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از بانک داده‌های اقتصادی و مالی استخراج و جمع‌آوری شده است. سری‌های زمانی استفاده‌شده در این پژوهش با استفاده از فیلتر X-12 فصلی‌زدایی شده است.

یافته‌ها

ابتدا ایستایی متغیرهای پژوهش بررسی شده است. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (در سطح) در جدول (۱) ارائه شده است. مطابق نتایج، تمامی متغیرها به‌جز متغیرهای رشد حجم پول، نرخ تورم و بهره در سطح معناداری یک درصد در سطح ایستاست. مطابق جدول (۲)، متغیرهای رشد حجم پول، نرخ بهره و تورم با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده است. در این پژوهش، علاوه بر آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، آزمون زیوت – اندروز نیز برای بررسی ایستایی متغیرها به کار گرفته شده است. در آزمون زیوت – اندروز فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد است؛ به‌طوری که یک شکست ساختاری وارد الگو شود؛ در حالی که در فرضیهٔ مقابل بیان می شود که سری زمانی، روندی ایستا با شکستی ساختاری دارد که در زمانی نامعلوم رخ داده است. شایان ذکر است که تعیین درون‌زای یک شکست ساختاری بالقوه، فقط به معنی وجود یک شکست ساختاری واقعی نیست و این مسئله در حقیقت بیان‌کنندهٔ این است که اگر شکستی رخ داده باشد، آنگاه بیشترین احتمال وقوع آن در زمان تعیین‌شده به‌صورت درون‌زا خواهد بود. با توجه به اینکه در دورهٔ زمانی ۱۳۶۸–۱۳۹۸، نمونه‌های متعددی شامل شوک نفتی، بحران‌های اقتصادی و شوک ارزی وجود داشته است، برای بررسی ایستایی متغیرها، نتایج آزمون ریشهٔ واحد با لحاظ شکست ساختاری ارائه شده از سوی زیوت و اندروز (1992)[1] ارائه شده است. نتایج آزمون زیوت–اندروز در جدول (۳) نشان داده شده است. نتایج آزمون زیوت– اندروز به‌دست‌آمده حاکی از این است که متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، رشد حجم پول، رشد درآمد نفت، رشد نرخ ارز، نرخ بهره و رشد مصرف حقیقی در سطح معناداری یک در صد، متغیر رشد تسهیلات بانکی در سطح معناداری پنج در صد و متغیرهای نرخ تورم و رشد شاخص کل بورس در سطح معناداری ۱۰ درصد و در سطح ایستاست.

[1]. Zivot and Andrews

جدول (۱) نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (سطح)

Table (1) The results of Augmented Dickey- Fuller test (at level)

متغیرها	عرض از مبدأ		عرض از مبدأ و روند		
	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری	آمارهٔ دوربین- واتسون	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری	آمارهٔ دوربین- واتسون
رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۴/۵۱	۰/۰۰	۲/۱۷	-۴/۹۰	۰/۰۰	۲/۰۹
رشد حجم پول	-۱/۷۱	۰/۴۲	۱/۹۰	-۱/۴۳	۰/۸۴	۱/۹۱
رشد درآمد نفت حقیقی	-۱۱/۳	۰/۰۰	۲/۰۰	-۱۱/۳۰	۰/۰۰	۲/۰۰
رشد نرخ ارز	-۳/۴۸	۰/۰۰	۱/۹۰	-۱۰/۲۰	۰/۰۰	۱/۹۰
نرخ تورم	-۳/۴۳	۰/۰۱	۱/۹۰	-۳/۳۹	۰/۰۵	۱/۹۰
نرخ بهره	-۲/۰۷	۰/۲۵	۱/۹۹	-۱/۸۸	۰/۶۵	۱/۹۶
رشد مصرف حقیقی	-۵/۰۵	۰/۰۰	۱/۹۳	-۵/۰۹	۰/۰۰	۱/۹۳
رشد تسهیلات بانکی	-۱۰/۴۳	۰/۰۰	۲/۰۰	-۱۰/۷۶	۰/۰۰	۱/۹۹
رشد شاخص کل بورس	-۷/۱۸	۰/۰۰	۲/۰۳	-۷/۳۲	۰/۰۰	۲/۰۲

جدول (۲) نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (تفاضل مرتبهٔ اول)

Table (2) The results of Augmented Dickey- Fuller test (1 st difference)

متغیرها	عرض از مبدأ		عرض از مبدأ و روند		
	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری	آمارهٔ دوربین- واتسون	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری	آمارهٔ دوربین- واتسون
رشد حجم پول	-۷/۷۴	۰/۰۰	۱/۹۴	-۷/۸۰	۰/۰۰	۱/۹۵
نرخ تورم	-۵/۲۹	۰/۰۰	۱/۸۵	-۵/۲۲	۰/۰۰	۱/۸۴
نرخ بهره	-۱۱/۰۲	۰/۰۰	۲/۰۰	-۱۱/۱۰	۰/۰۰	۲/۰۰

جدول (۳) نتایج آزمون زیوت-اندروز(در سطح)

Table (3) The results of Zivot-Andrews test (at level)

متغیرها	مدل A				مدل	C		
	زمان شکست	وقفه	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری	زمان شکست	وقفه	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری
رشدتولید ناخالص داخلی	۱۳۸۶	۳	-۵/۸۸	۰/۰۰	۱۳۷۴	۲	-۴۱/۲۸	۰/۰۱
رشد حجم پول	۱۳۹۴	۱	-۷/۵۹	۰/۰۰	۱۳۹۲	۱	-۸/۶۱	۰/۰۰
رشد درآمد نفت	۱۳۸۵	۱	-۱۱/۹۱	۰/۰۱	۱۳۸۴	۱	-۱۲/۲۴	۰/۰۱
رشد نرخ ارز	۱۳۹۰	۱	-۱۱/۱۴	۰/۰۰	۱۳۹۰	۱	-۱۱/۷۷	۰/۰۰
نرخ تورم	۱۳۷۵	۱	-۷/۰۱	۰/۰۰	۱۳۷۴	۳	-۳/۸۲	۰/۰۶
نرخ بهره	۱۳۹۴	۱	-۲/۹۶	۰/۰۰	۱۳۹۲	۱	-۴/۰۴	۰/۰۰
رشد مصرف	۱۳۷۴	۱	-۱۹/۷۶	۰/۰۰	۱۳۷۴	۳	-۶/۳۳	۰/۰۰
رشد تسهیلات بانکی	۱۳۹۴	۱	-۱۱/۰۶	۰/۰۵	۱۳۹۴	۲	-۱۱/۰۶	۰/۰۵
رشد شاخص کل بورس	۱۳۸۳	۱	-۵/۵۳	۰/۰۳	۱۳۸۳	۱	-۵/۶۱	۰/۰۷

پس از بررسی ایستایی متغیرها، ابتدا باید دو مسئلهٔ اصلی برای انجام مدل‌های عاملی مشخص شود: اول، مناسب‌بودن حجم نمونه و دوم، وجود همبستگی لازم میان متغیرها. آزمون بارتلت به‌منظور بررسی وجود همبستگی پذیرفتنی میان متغیرها برای انجام تحلیل عاملی استفاده می‌شود. این آزمون، فرضیهٔ صفر را ارزیابی می‌کند؛ مبنی بر اینکه ماتریس همبستگی واحد[1]است. کفایت نمونه از طریق آزمون KMO[2] بررسی می‌شود. اگر مقدار شاخص KMO مطابق پژوهش فیلد[3](2000) بزرگ‌تر از ۰/۵ یا مطابق پژوهش پالانت[4] (2013) بزرگ‌تر از ۰/۶ باشد، کیزر[5]حداقل ۰/۵ توصیه می شود و حجم نمونه کافی خواهد بود (Hadi et al., 2016). نتایج در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به آمارهٔ به‌دست‌آمده از آزمون بارتلت و سطح معناداری کمتر از پنج درصد، فرضیهٔ صفر آن مبنی بر اینکه متغیرها مستقل هستند، رد شده است؛ بنابراین فرض مخالف تأیید می‌شود؛ یعنی بین متغیرها همبستگی معناداری وجود دارد و متغیرها برای تحلیل عاملی مناسب هستند. درباره‌ی آزمون KMO با توجه به اینکه آمارهٔ مدنظر بیشتر از ۰/۵ است، پس متغیرها برای تحلیل

1. Identity
2. Kaiser-Meyer-Olkin Test
3. Field
4. Pallant
5. Kaiser

عاملی مناسب است.

جدول (۴) نتایج آزمون[1] KMO و آزمون بارتلت[2]

Table (4) The results of the KMO and Bartlett test

اندازه‌گیری کفایت نمونهٔ کیسرمایر		۰/۷۲۲
آزمون کرویت بارتلت	آمارهٔ کای دو	۵۷/۱۴
	سطح معناداری	۰/۰۰۰

در ادامه به استخراج تعداد عامل‌های مدل توجه شده است. درخصوص تعیین تعداد عامل‌ها، از معیارهای بای و انجی استفاده شده است. به‌طور خلاصه، این روش از نظر محاسباتی ساده[3] و مبتنی بر مقادیر ویژه بوده و رویکردی داده‌محور[4] است. به علاوه، اگرچه این معیار پاسخی برای این پرسش نمی‌دهد که چه تعداد عامل باید در مدل وارد شود؛ اما با استفاده از آن حساسیت نتایج به تعداد عامل‌های مختلف بررسی می‌شود.

براساس پژوهش بای و انجی[5] (2002) تعداد عامل‌ها از طریق مسئلهٔ بهینه‌یابی برآورد شده است. تعداد واقعی فاکتورها (r) با وجود ثابت‌بودن، شناخته‌شده نیست و تعداد دلخواه k ($k < \min\{N, T\}$) وجود دارد. برای یک r معین، تابع هدف به‌صورت مسئلهٔ رگرسیون در رابطهٔ (۵) تعریف شده است؛ به‌گونه‌ای که در آن $V(k,\hat{F}^k)$ مجموع مربعات خطاها (تقسیم‌بر NT) از رگرسیون X_i بر K فاکتور برای همهٔ iهاست. F^k یک ماتریس از k عامل تشکیل‌شده از بزرگ‌ترین مقادیر ویژه است و بالانویس موجود در F_t^k و λ_i^k نشان‌دهندهٔ k عامل موجود در تخمین است. از طریق حل مسئلهٔ بهینه‌یابی تخمین F^k و λ^K به دست می‌آید.

$$\left(V(k,\hat{F}^k)\right) = min\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(X_{it} - \lambda_i^k F_t^k\right)^2 \qquad (۵)$$

سپس یک تابع زیان به صورت $V(K, F^k) + kg(N, T)$ برای تعیین k استفاده می شود که در آن $g(N, T)$ جملهٔ پنالتی برای برآورد بیش‌ازحد[6] است. تعداد بهینهٔ عامل‌ها کوچک‌ترین مقدار تابع زیان را ارائه می‌دهد؛ بدین ترتیب، با درنظر گرفتن فرمولاسیون‌های خاص برای $g(N, T)$ معیارهای استخراج‌شده به‌منظور تعیین تعداد عامل‌ها به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$IC(k) = ln\left(V(k,\hat{F}^k)\right) + kg(N,T) \qquad (۶)$$

$$\mathrm{IC_{p1}(k)} = \ln\left(\mathrm{V(k,\hat{F}^k)}\right) + \mathrm{k}\left(\frac{\mathrm{N+T}}{\mathrm{NT}}\right)\ln\left(\frac{\mathrm{NT}}{\mathrm{N+T}}\right) \qquad (۷)$$

$$\mathrm{IC_{p2}(k)} = \ln\left(\mathrm{V(k,\hat{F}^k)}\right) + \mathrm{k}\left(\frac{\mathrm{N+T}}{\mathrm{NT}}\right)\ln(\mathrm{C_{NT}^2}) \qquad (۸)$$

پیش از ارائهٔ نتایج آمارهٔ بای و انجی، ابتدا در جدول (۵) قدرت توضیح‌دهندگی عامل‌ها با ارائهٔ مقدار ویژه و واریانس بررسی شده است. در این جدول، مطابق نتایج عامل نخست، حدود ۳۰ درصد از تغییرات کل داده‌ها توضیح داده می‌شود و بدین ترتیب، همان‌گونه

---

1. Kaiser-Meyer-Olkin Test
2. Bartlett
3. Easy-to-Compute Method
4. Data-Driven Approache
5. Bai and Ng
6. Overfitting

که پیش‌بینی می شود، بیشترین سهم درخصوص توضیح‌دهندگی متغیرها ست. در عامل دوم، حدود ۲۰ در صد واریانس داده‌ها تبیین می شود و بدین ترتیب، با توجه به واریانس تجمعی دو عامل نخست، حدود ۵۰ در صد تغییرات داده‌ها را به خود اختصاص می‌دهد. در عامل سوم با وجود مقدار ویژهٔ بزرگ‌تر از یک، فقط حدود ۱۳ درصد توضیح داده می‌شود و درنهایت برای عامل چهارم مقدار ویژه کمتر از یک شده است.

جدول (۵) نتایج مربوط به قدرت توضیح‌دهندگی چهار عامل نخست

Table (5) Explanatory power for the first four factors

مؤلفه	مقدار ویژه	درصد واریانس	درصد واریانس تجمعی
۱	۲/۶۹	۲۹/۹۰	۲۹/۹۰
۲	۱/۷۸	۱۹/۸۱	۴۹/۷۱
۳	۱/۱۶	۱۲/۹۰	۶۲/۶۱
۴	۰/۹۶	۱۰/۶۶	۷۳/۲۸

در ادامه با استفاده از آمارهٔ بای و انجی، تعداد عامل‌های مدل بررسی و نتایج در جدول (۶) ارائه شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، تعداد دو عامل برای تخمین مدل انتخاب شده است.

جدول (۶) آمارهٔ بای – انجی

Table (6) Bai- Ng statistics

انواع مدل	IC_{p1}	IC_{p2}
مدل ۱	۴	۳
مدل ۲	۲	۴
مدل ۳	۲	۳
مدل ۴	۴	۳

در ادامه لازم است مرتبهٔ بهینهٔ مدل با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه تعیین شود. تعیین وقفهٔ بهینه براساس تعداد متغیرهای مدل (N) و حجم نمونه (T) صورت می‌گیرد. در جدول (۷) وقفهٔ بهینه براساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز- بیزین برای مدل انتخابی نشان داده شده است.

جدول (۷) تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل

Table (7) Optimal lags in the model

تعداد وقفه	آماره‌های اطلاعاتی	
	آمارهٔ آکائیک	آمارهٔ شوارتز- بیزین
۱	-۸,۸۳	*-۸,۳۵
۲	* -۸,۸۶	-۸,۰۲
۳	-۸,۶۵	-۷,۴۶

مطابق جدول (۷)، وقفهٔ بهینه در این مدل براساس معیار آکائیک، دو وقفه و براساس معیار شوارتز- بیزین، یک وقفه است. از

آنجایی که استفاده از معیار شوارتز–بیزین باعث از دست دادن درجهٔ آزادی کمتری نسبت‌به معیار دیگر می‌شود، در این پژوهش وقفهٔ بهینه براساس معیار شوارتز انتخاب شده است.

بعد از بررسی تعداد وقفه‌ها و عامل‌های بهینه در مدل، به‌منظور تصریح عامل‌ها و وقفه‌ها در مدل FAVAR لازم است نبودِ خودهمبستگی میان جملات اخلال بررسی شود. بدین منظور، آزمون پورتمن تیو[1] استفاده شده است. فرضیهٔ صفر در این آزمون، نبودِ خوهمبستگی میان جملات اخلال بوده است. آمارهٔ این آزمون به‌طور مجانبی دارای توزیع کای–دو است (Tsay, 2005, pp: 27). نتایج آزمون در جدول (۸) ارائه شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده مشخص شد که در وقفه‌های ۱ و ۲ و تعداد عامل‌های ۲ و ۴ در مدل برآوردشدهٔ خودهمبستگی در جملات اخلال مدل از بین رفته است.

جدول (۸) آزمون پورتمن‌تیو

Table (8) Portman Teau test

عامل / وقفه	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۱	۴/۲۳ **(۰/۸۷)	۱۴/۴۷ (۰/۰۲)	۵/۳۸ *(۰/۱۳)	۳۱/۲۳ (۰/۰۱)	۵۲/۲۰ (۰/۰۰)	۶۷/۳۴ (۰/۰۰)	۴۰/۶۲ (۰/۰۰)
۲	۱۲/۴۵ *(۰/۰۹)	۹۲/۳۴ (۰/۰۳)	۱۲/۶۷ *(۰/۰۶)	۳۲/۳۹ (۰/۰۰)	۵۴/۳۳ (۰/۰۱)	۶۹/۹۸ (۰/۰۰)	۴۲/۲۱ (۰/۰۰)
۳	۶۴/۳۴ (۰/۰۰)	۹۷/۵۴ (۰/۰۲)	۱۰۵/۳۴ (۰/۰۳)	۳۴/۳۰ (۰/۰۲)	۵۹/۳۸ (۰/۰۱)	۷۲/۳۴ (۰/۰۱)	۴۳/۲۶ (۰/۰۱)
۴	۶۸/۹۵ (۰/۰۰)	۹۹/۵۴ (۰/۰۰)	۱۱۲/۳۴ (۰/۰۰)	۳۷/۵۹ (۰/۰۰)	۶۴/۳۴ (۰/۰۱)	۷۵/۵۹ (۰/۰۱)	۴۵/۹۰ (۰/۰۲)

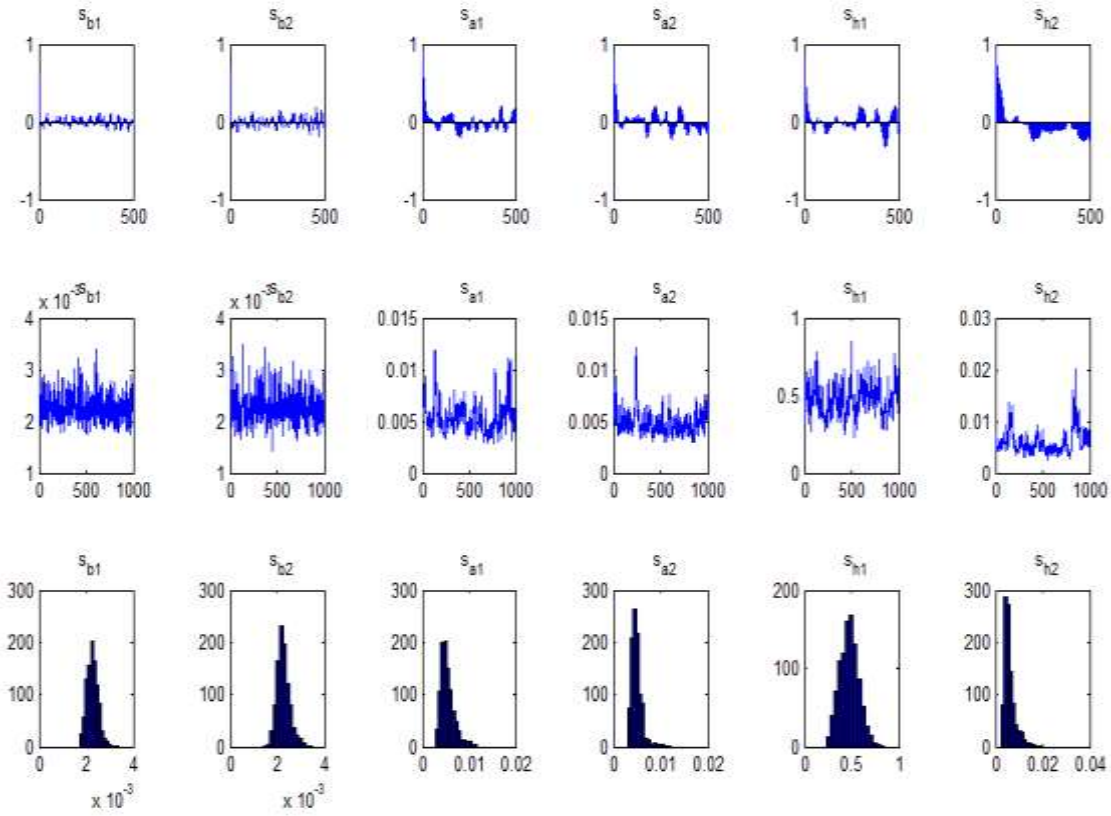
در ادامه، با در نظر گرفتن متغیربودن در طول زمان برای همهٔ پارامترها و فرض نوسان‌های تصادفی مدل برآورد شده است. الگوریتم برآورد پارامترها با استفاده از روش مونت کارلو و زنجیرهٔ مارکوف (MCMC) است. برای این تخمین، پیشین‌های زیر برای عناصر قطر ماتریس کوواریانس و وضعیت اولیهٔ پارامترهای متغیر در طول زمان در نظر گرفته شده است که به‌صورت یک توزیع گاما با میانگین ۴ و واریانس ۰/۰۲ است؛ زیرا توزیع گاما یک میانگین ثابت و واریانس صفر تا بی‌نهایت دارد.

$$(\Sigma_{\beta})_{i}^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.2), \quad (\Sigma_{\alpha})_{i}^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.2), \quad (\Sigma_{h})_{i}^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.2) \qquad (۹)$$

برای محاسبهٔ تخمین توزیع پسین‌ها، M=10000 نمونه رسم شده است. پارامترها با توجه به توابع پیشین و پسین برآوردشده برای الگوی مدنظر پژوهش با استفاده از رویکرد گیبز براساس برآوردهای بیزین، محاسبه شده است.

در شکل (۱) شکل‌های ردیف اول خودهمبستگی نشان‌دهندهٔ جملات اخلال است که برای نمونه، دو پارامتر از آن‌ها ذکر و بحث شد؛ برای مثال، S_{b1}، S_{a1} و S_{h1} نشان‌دهندهٔ خودهمبستگی جملات اخلال در اولین تابع βها، aها و h است. شکل‌های ردیف دوم مسیر نمونه[2] از پارامترهای انتخابی (همانند مثال خودهمبستگی)، که تا ۱۰۰۰۰ نمونه است، نشان‌دهندهٔ آن است که هرکدام چگالی پسینی خواهد داشت که به‌صورت شکل‌های ردیف آخر نشان داده شده است.

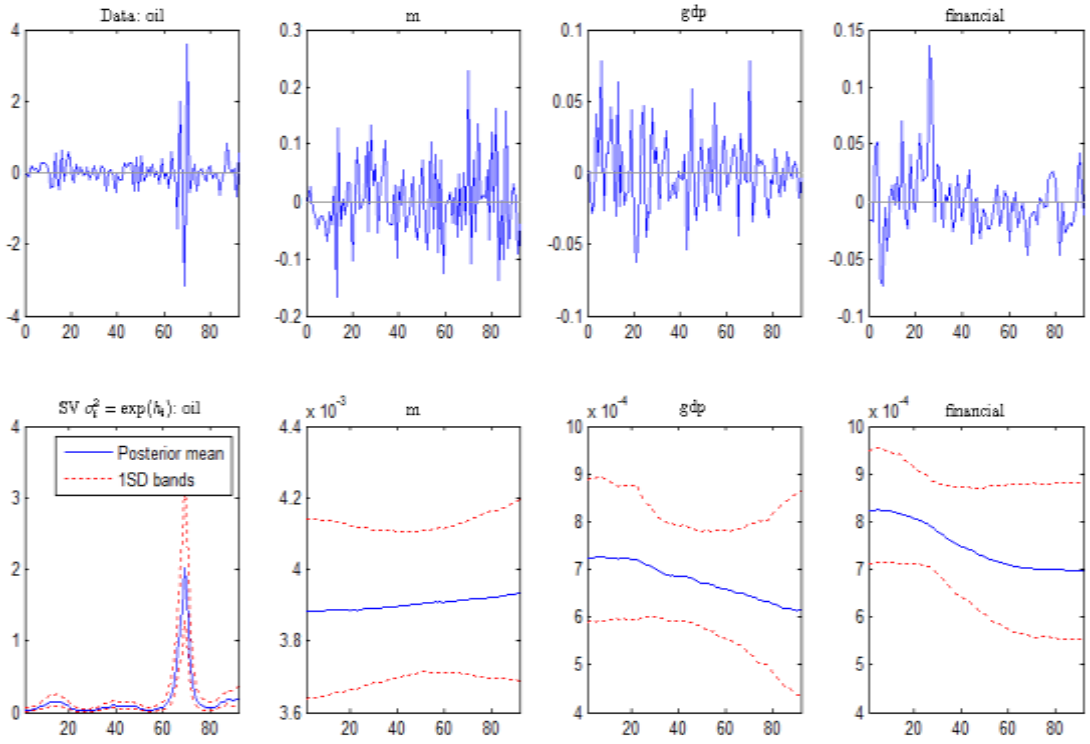
[1]. Portman Teau Teast
[2]. Sample Paths



شکل (۱) خودهمبستگی (ردیف اول)، مسیر نمونه (ردیف دوم)، چگالی پسین (ردیف سوم)

Figure (1) Autocorrelation (first row), sample path (second row), posterior density (third row)

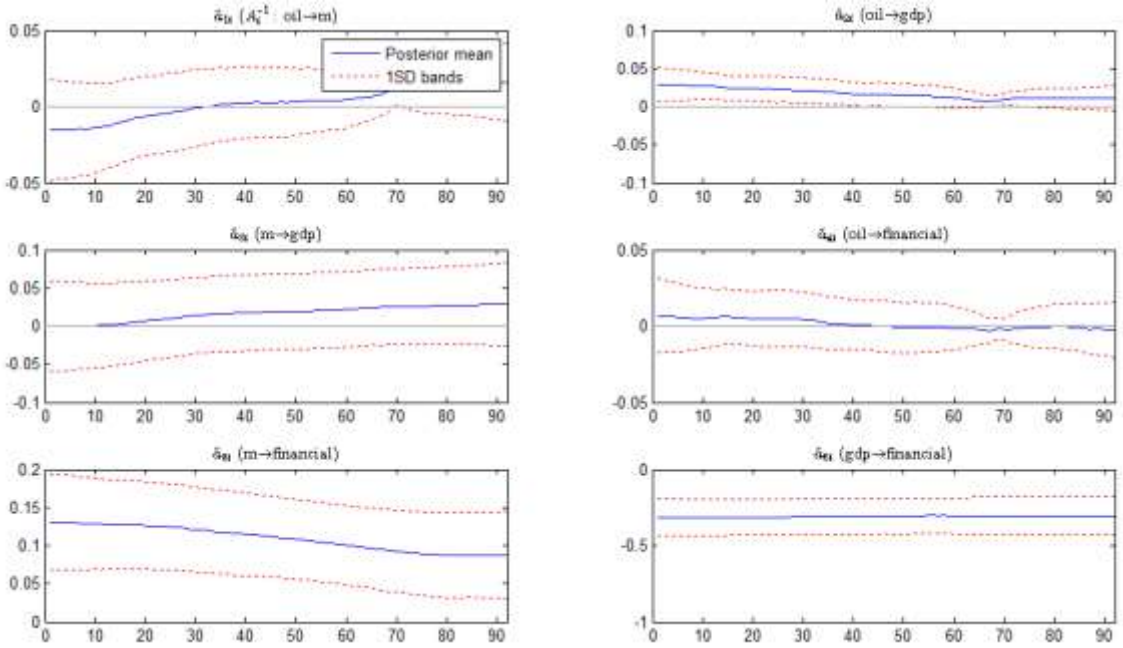
در شکل (۲)، شکل‌های ردیف اول شامل متغیرهای پژوهش بوده و شکل‌های ردیف دوم نشان‌دهندهٔ نوسان‌های تصادفی است. به‌عبارتی، شکل ردیف اول نشان‌دهندهٔ پارامترها یا ضرایب متغیر در طول زمان برای متغیرها ست. برآورد صورت‌گرفته نشان‌دهندهٔ متغیر در طول زمان‌بودن پارامترهای مدل است؛ به‌گونه‌ای که برای شاخص شرایط مالی و متغیرهای مربوط به آن نوسان‌های چشمگیری مشاهده می‌شود. با توجه به شکل‌های ردیف دوم، نوسان‌های تصادفی یا واریانس جملات اخلال شاخص شرایط مالی، روند کاهشی داشته است.



شکل (۲) ضرایب (ردیف اول) و نوسان‌های تصادفی (ردیف دوم)

Figure (2) Coefficients (first row) and stochastic volatilities (second row)

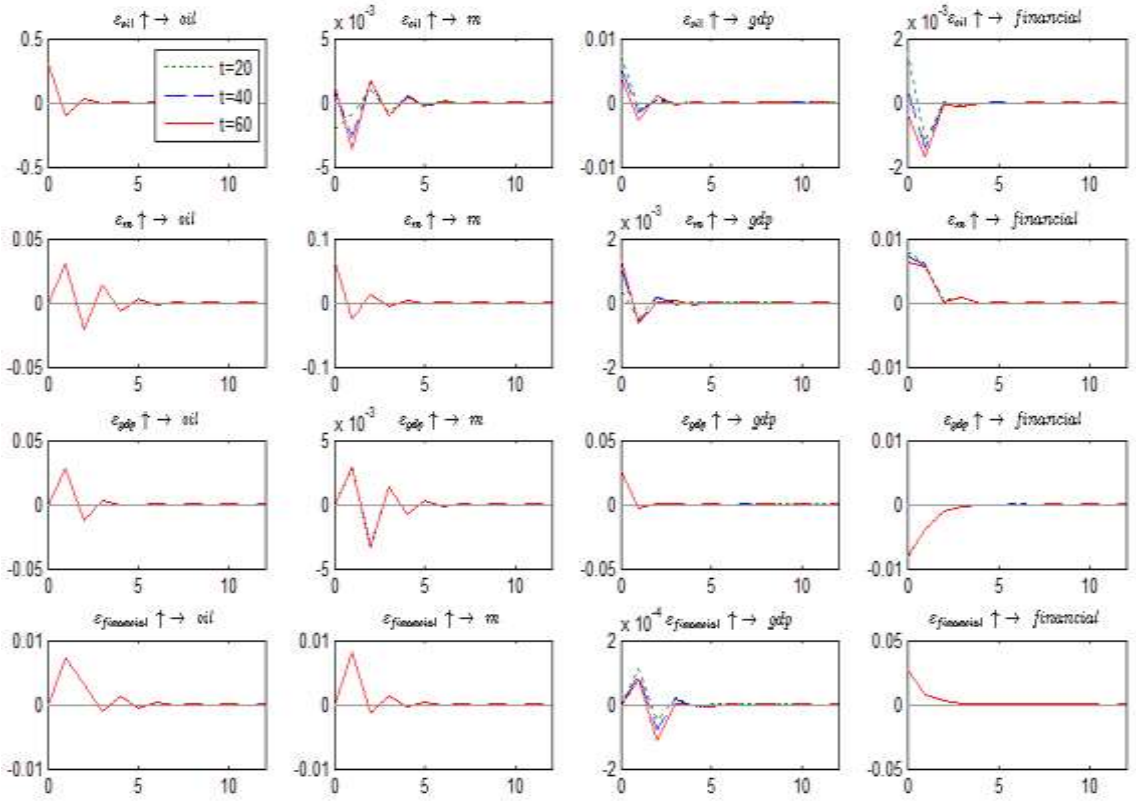
در شکل (۳)، شوک واردشده از متغیرها بر شاخص شرایط مالی (و سایر متغیرها) با استفاده از میانگین‌های پسین بررسی شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهندهٔ آن است که با واردشدن شوک بر شاخص شرایط مالی از ناحیهٔ متغیرهای کلان اقتصادی لحاظ‌شده در این پژوهش، واکنش‌های متفاوتی نشان داده شده است. شکل oil→ finacial نشان‌دهندهٔ ضریب متغیر درآمد نفت بر شاخص شرایط مالی بوده است. مطابق نتایج، تأثیر آن در مقایسه با سایر متغیرها اندک و در طول زمان رو به کاهش بوده است؛ به‌گونه‌ای که به‌طور تقریبی تا دورهٔ ۳۰ مثبت و بعد از آن منفی شده است. شکل m→ finacial نشان‌دهندهٔ ضریب حجم پول بر شرایط مالی است. آن شکل مطابق شکل و همان‌طور که پیش‌بینی می‌شود، مثبت بوده و بعد از ۴۰ دوره، اثر مثبت به‌صورت خفیف روند کاهشی به خود گرفته است. شکل gdp→ finacial نشان‌دهندهٔ ضریب تولیدناخالص داخلی بر شاخص شرایط مالی است و مطابق نتایجریال اثر منفی بر شاخص شرایط مالی دارد.



شکل (۳) میانگین‌های پسین مربوط به شوک متغیرها

Figure (3) Posterior mean for shock of variables

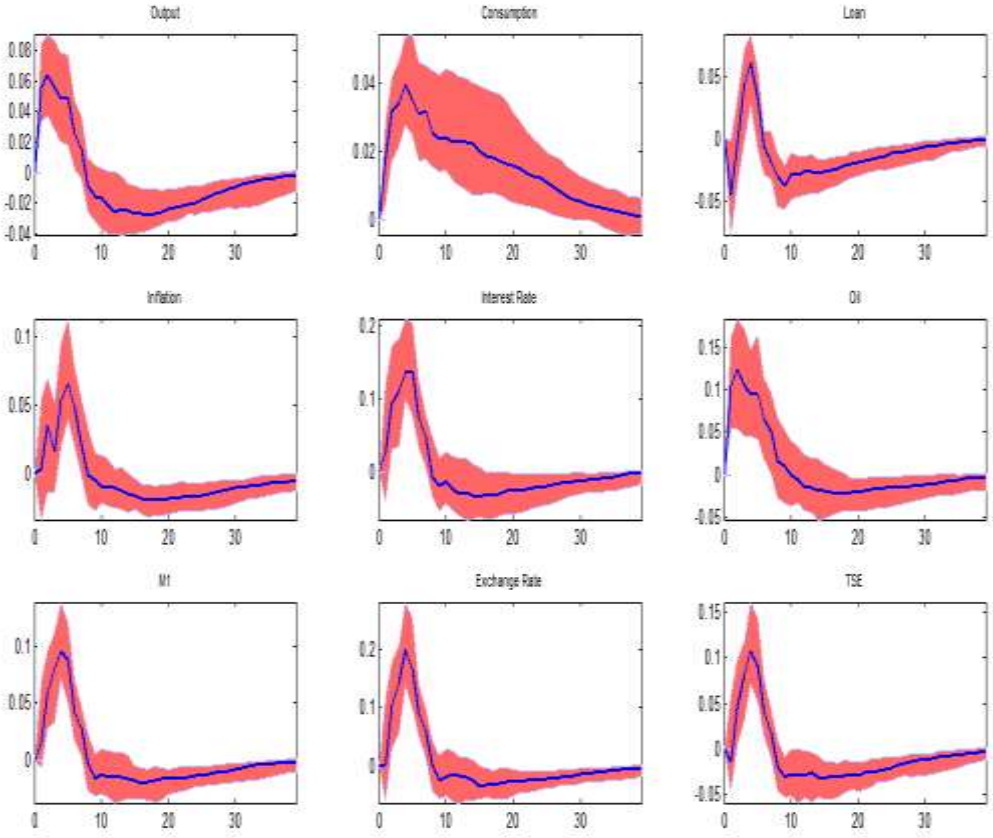
در شکل (۴) برای بررسی واکنش متغیرهای پژوهش به شوک وارده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی، شکل‌های توابع عکس‌العمل (IRF) ارائه شده است. توابع عکس‌العمل نشان‌دهندهٔ رفتار پویای متغیرهای مدنظر پژوهش در طول زمان به هنگام لحاظ شوک به‌اندازه‌ی یک انحراف معیار است. نتایج به‌دست‌آمده (ردیف آخر) نشان‌دهندهٔ این است که متغیرها با واردشدن شوک از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی در ابتدا، یک واکنش مثبت از خود نشان داده‌اند؛ اما اثر شوک در بلندمدت از بین رفته است. واکنش متغیر حجم پول به شوک واردشده در ابتدا مثبت بوده و پس از ۳ دوره اثر شوک کاهش یافته و در بلندمدت از بین رفته است. متغیر تولید ناخالص داخلی به شوک وارد شده در یک بازهٔ زمانی بسیار کوتاه واکنش مثبتی نشان داده است؛ اما در دورهٔ دوم اثر آن منفی شده و سپس از بین رفته و در بلندمدت اثری بر تولید نداشته است.



شکل (۴) نمودار توابع عکس‌العمل

Figure (4) Impulse responses fonction

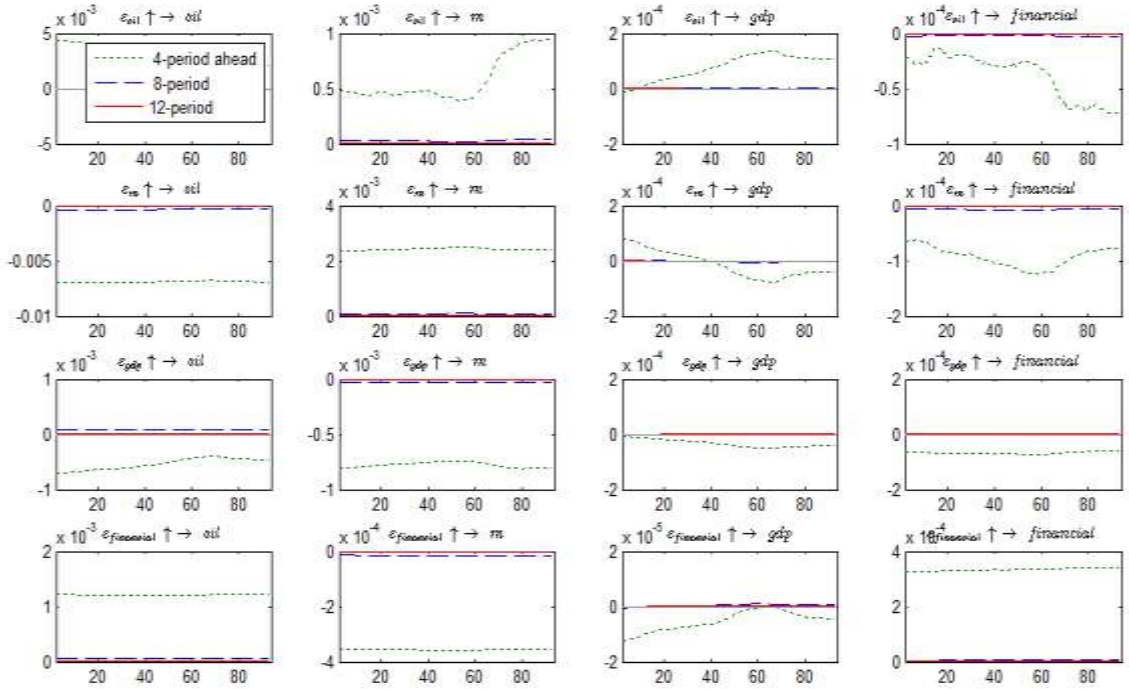
در شکل (۵) اثرهای مربوط به واکنش متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سرمایه به شوک ناشی از شاخص شرایط مالی نمایش داده شده است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از این است که متغیر رشد تولید ناخالص داخلی به شوک واردشده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی واکنش مثبتی نشان داده است؛ اما اثر این شوک به‌طور تقریبی پس از ۱۰ دوره منفی شده و درنهایت در بلندمدت از بین رفته است. متغیر رشد مصرف، واکنش مثبتی به شوک واردشده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی از خود نشان داده و اثر این شوک پس از ۴۰ دوره از بین رفته است. متغیرهای نرخ تورم، رشد نرخ ارز و نرخ بهره نیز به شوک واردشده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی واکنش مشابهی نشان داده است. به دلیل نقش حائز اهمیت این متغیرها در ایجاد شاخص شرایط مالی، مشاهده می‌شود که این متغیرها واکنش مثبت به شوک وارد شده از خود نشان داده است؛ اما اثر شوک پس از ۱۰ دوره کاهش یافته و از بین رفته است. متغیر رشد حجم پول نیز به شوک وارد شده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی واکنش مثبتی از خود نشان داده‌اند. واکنش متغیر رشد شاخص کل بورس به شوک واردشده از ناحیهٔ شرایط مالی مثبت بوده و اثر این شوک با عملکرد عامل‌های لحاظ‌شده در مدل پس از ۱۰ دوره از بین رفته است.



شکل (۵) واکنش متغیرهای پژوهش به شوک وارد شده از ناحیه شاخص شرایط مالی

Figure (5) The responses of variables to the shock from the financial condition index

شکل (۶) نشان‌دهندهٔ نتایج به‌دست‌آمده از پیش‌بینی صورت‌گرفته با استفاده از شاخص است؛ به‌گونه‌ای که در آن، شکل سبز برای پیش‌بینی ۴ دوره، شکل آبی برای ۸ دوره و شکل قرمز برای پیش‌بینی ۱۲ دوره رو به جلو بوده ا ست. نتایج به‌د ست‌آمده ن شان‌دهندهٔ قدرت پیش‌بینی بالای مدل در مقایسه با نتایج واقعی بوده است.



شکل (۶) پیش‌بینی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک واردشده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی

Figure (6) The response of macro economic variables to the shock from financial condition index

در انتهای این بخش، به‌منظور نشـــان‌دادن قدرت پیش‌بینی مدل برآوردشـــده، با اســـتفاده از آماره‌های میانگین مجذور خطاهای پیش‌بینی[1](RMSE) و میانگین خطای مطلق[2](MAE)، قدرت پیش‌بینی درون و برون نمونه‌ای مدل محاسـبه شـده اسـت. هرچه مقدار این شاخص‌ها کمتر با شد، توانایی مدل برای پیش‌بینی بیشتر ا ست. این دو معیار به مقیاس اندازه‌گیری متغیر وابسته حساس ا ست؛ بنابراین تنها الگوهایی را که متغیر وابستهٔ آنها یکسان ا ست، براساس این دو معیار با یکدیگر مقایسه می شود. ضریب نابرابری تایل[3] (TIC)، معیار اول (RMSE) را به‌گونه‌ای تعدیل می‌کند که همواره بین صفر و یک قرار گیرد و هرچه اندازهٔ این شاخص کمتر با شد، پیش‌بینی مطلوب‌تر است. مقدار صفر برای هر یک از آماره‌ها نشان‌دهندهٔ برازش کامل است. نتایج حاصل از سه معیار فوق برای تعیین خطای پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای در جدول (۹) ارائه شـده اسـت. مطابق نتایج مربوط به خطای پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای، ریشهٔ میانگین مجذور خطا ۴۸ درصد، میانگین قدر مطلق خطا ۳۷ درصد و ضریب نابرابری تایل ۳ درصد است و آماره‌های مربوط به خطای پیش‌بینی برون نمونه‌ای در مدل نهایی به این صورت ا ست که ریشهٔ میانگین مجذور خطا ۱۴ در صد، میانگین قدر مطلق خطا ۱۰ درصد و ضریب نابرابری نایل ۰/۶ درصد است؛ بدین ترتیب، نتایج نشان‌دهندهٔ کارایی مدل برآورد شده است.

جدول (۹) نتایج حاصل از خطای پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای

Table (9) In-sample and out-of-sample prediction errors

آماره‌های پیش بینی / مدل های برآورد شده	ریشهٔ میانگین مجذور خطا	میانگین قدر مطلق خطا	ضریب نابرابری تایل
نتایج حاصل از خطای پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای مدل	۰/۴۸۶	۰/۳۷۱	۰/۰۳۲
نتایج حاصل از خطای پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای مدل	۰/۱۴۵	۰/۱۰۶	۰/۰۰۶

1. Root Mean Squared Error
2. Mean Absolute Error
3. Theil inequality coefficient

نتایج و پیشنهادها

براساس نتایج به‌دست‌آمده، مشخص می‌شود که شاخص شرایط مالی استخراج‌شده توانایی پیشی‌بینی بالایی دارد. مطابق نتایج، شوک واردشده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی به واکنش مثبت در متغیرهای شاخص بازار سهام، تولید ناخالص داخلی و مصرف در اقتصاد منجر شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، مشاهده شد که لحاظ‌کردن عامل‌ها (نرخ ارز، تورم، بهره و غیره) در مدل باعث اثرگذاری سریع‌تر شوک واردشده از ناحیهٔ شاخص شرایط مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش در مقایسه با پژوهش‌های پیشین از قبیل همتی و بوستانی (2014)، تقی‌زاده و همکاران (2016)، عطرکار و همکاران (2016) و محسنی و همکاران (2019) مشخص‌کنندهٔ این موضوع است که ترکیبی از متغیرها مانند نرخ تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی معیار مناسبی برای پیش‌بینی وضعیت آتی متغیرهای کلان اقتصادی است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش ضرورت دارد که سرمایه‌گذاران تصمیمات و سیاستگذاری‌های دولت را در گذشته و آینده بر بازار بورس اوراق بهادار تحلیل کرده و سپس اقدام به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار کنند. به‌علاوه، پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران قبل از اقدام به خرید سهام، وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی مدنظر را ارزیابی کرده و سپس اقدام به خرید سهام کنند. علاوه بر این، پیشنهاد می‌شود که اگرچه نبودِ کارایی متغیر بازار سهام در ایران به‌عنوان یکی از کانال‌های انتقال پولی، نیازمند توجه بیشتر و اصلاح سیاست‌هاست؛ اما به‌عنوان یک سازوکار سیاست پولی فعال در اقتصاد عمل می‌کند. علاوه بر کاربرد این پژوهش در زمینهٔ تصمیمات اقتصادی، به‌منظور مطالعهٔ بیشتر در پژوهش‌های آتی، استفاده از شاخص ارائه‌شده به منظور سنجش و ارزیابی سیاست‌های پولی استفاده و بررسی می‌شود.

منابع فارسی

تقی‌زاده، حجت.، زمانیان، غلامرضا، و هراتی، جواد. (۱۳۹۵). محاسبهٔ شاخص شرایط پولی و مالی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. سال پنجم، شمارهٔ ۱۹، ۵۷-۲۹. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2016.1597

طاهری بازخانه، صالح.، احسانی، محمدعلی، و گیلک حکیم آبادی، محمد تقی. (۱۳۹۷). بررسی رابطهٔ پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کابردی از تبدیل موجک. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه*. سال نهم، شمارهٔ ۳۳، ۱۴۰-۱۲۱. https://dx.doi.org/10.30473/egdr.2018.4482

عطرکار روشن، صدیقه و محبوبی، مطهره سادات. (۱۳۹۵). استخراج شاخص شرایط مالی برای ایران. *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. سال هفتم، شمارهٔ ۲۴، ۱۷۳-۱۴۷. http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.24.147

محسنی، حدیثه.، پهلوانی، مصیب.، شهیکی تاش، محمدنبی، و میرجلیلی، حسین. (۱۳۹۸). آنالیز نقش سیاست پولی نامتعارف با استفاده از شاخص شرایط مالی: رهیافت خودرگسیون برداری بیزی. *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی*. سال دهم، شمارهٔ اول، ۲۱۱-۲۴۰. https://dorl.net/dor/20.1001.1.24765775.1398.10.1.8.0

همتی، مریم، و بوستانی، رضا. (۱۳۹۴). معرفی یک شاخص شرایط پولی جدید برای اقتصاد ایران. *نشریهٔ پول و اقتصاد*، پژوهشکدهٔ پولی و بانک بانک مرکزی ایران، سال نهم، شمارهٔ ۳، ۱۴۷-۱۱۹.

References

Arrigoni, S., & Bobasu, A. (2020). The simpler the better: Measuring financial conditions for monetary policy and financial stability. *European Central Bank working paper series*.

Atrkar R., S., & Mahbobi, M. (2016). Financial condition index (FCI) extraction for Iran**.** *Journal Economic Modeling Research*. 6 (24): 147-173, (In Persian). https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.24.147

Bai, J., & Ng, S. (2002). Determing the number of fctors in approximent factor models. *Econometrica*. 70 (1): 191-221. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273

Balcilar, M., Gupta, R., Eyden, R. & Thompson, K. (2018). Comparing the forecasting ability of financial conditions indices: The case of South Africa. *The Quareterly Review of Economics and Finance*. 69 (C), PP: 245-259. 10.1016/j.qref.2018.03.012

Batini, N., & Turnbull, K. (2002). A dynamic monetary conditions index for the UK. *Journal of Policy Modeling*. 24 (3): 257–281.https://doi.org/10.1016/S0161-8938(02)00104-7

Beaton, K., Lalonde, R. &Luu, C. (2009). A financial conditions indexesfor united states. *Bank of Canada Discussion Peper*.

Bernanke, B., S., Boivin, J., & Eliasz, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics, Oxford Academic*. 120 (1): 387-422. https://doi.org/10.1162/0033553053327452

Boivin, J., Kiely, M., &Mishkin, F. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time?. *NBER Working Paper*. NO. 15789, https://doi.org/10.3386/w15879

Del Negro, M., &Otrok, C. (2008). Dynamic factor models with time-varying parameters: Measuring changes in international business cycles. *University of Missouri Manuscript*. Staff Report 326, Fedral Reserve Bank of New Yorks.

Eickmeier, S., Lemke, W., &Marcellino, M. (2016). The changing international transmission of financial shocks: Evidence from a classical time-varying FAVAR. *Journal of Money Credit and Banking*. 48(4): 573: 601. https://doi.org/10.1111/jmcb.12311

Eickmeier, S., Lemke, W., &Marcellino, M., (2011). The changing international transmission of financial shocks: Evidence from a classical time-varying FAVAR. *Deutsche Bundesbank. Discussion Paper Series 1: Economic Studies*. No 05/2011.

Ericsson, N., R., Jansen, E., Kerbeshian, N., &Nymoen, R. (1998). Interpreting a monetary conditions index in economic policy. *Topics in Monetary Policy Modelling. BIS Conference Papers*.No. 6, 237-254.

Felices, G., & Wieladek, T. (2012). Are emerging market indicators of vulnerability to fnancial crises decoupling from global factors? *Journal of Banking and Finance*. 36 (2):321-331. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.06.013

Gauthier, C., Graham, C., & Liu, Y. (2004). Financial conditions indexes for Canada. *Bank of Canada, Staff Working Paper*.

Gomez, E., Murcia, A., & Zamudio, N. (2011). Financial conditions index: Early and leading indicator for Colombia. *Ensayos Sobre Politica Economica*. 29 (66): 174-220.

Goodhart, C., & Hofmann, B. (2001). Asset prices, financial conditions, and the transmission of monetary policy. *Federal Reserve Bank of San Francisco*.

Hadi, N., Abdulla, N., & Sentosa, L. (2016). An esay approach to exploratory factor analysis: Marketing perspective. *Journal of Educational and Social Research*. 6(1): 215-223. http://dx.doi.org/10.5901/jesr.2016.v6n1p215

Hartigan, L., & Wright, M. (2021). Financial conditions and downside risk to economic activity in Australia. *Research Discussion Paper*.https://doi.org/10.47688/rdp2021-03

Hematy, M., & Boostani, R. (2014). Constructing a new monetary condition index for Iran**.** *Journal of Money and Economic, Monetary and Banking Research, Institute Cenetral Bank of The Islamic Republic of Iran*. 9 (3): 119-147, (In Persian).

Juhro, M., & Iyke, B. (2019). Monetary policy and financial conditions in Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*. 21(3): 283 – 302. https://doi.org/10.21098/bemp.v21i3.1005

Kapetanios, G., Price, S., & Young, G. (2018). A UK financial conditions index using targeted data reduction: Forecasting and structural identification. *Econometrics and Statistics*.7 (C): 1-17. https://doi.org/10.1016/j.ecosta.2017.12.002

Koop, G., &Korobilis, D. (2014). A new index of financial conditions. *EuropeanEconomic Review*. 71(C): 101–116. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.07.002

Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy shocks using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 75(2): 157-179. https://doi.org/10.1111/obes.2013.75.issue-2

Manning, J., & Shamloo, M. (2015). A financial conditions index for Greece. *IMF Working Paper*. https://doi.org/10.5089/9781513520230.001

Mayes, D., & Viren. M. (2001). Financial conditions indexes. *Bank of Finland Discussion Paper*.

Meligotsidou, L., &Vrontos, I. (2008). Detecting structural breaks and identifying risk factors in hedge fund returns: A Bayesian approach. *Journal of Banking and Finance*. 32(11): 2471-2481. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.05.007

Memona, A., & Jabeen, H. (2018). Monetary condition index and its changing transmission on macro-economic variables. *Arab Economic and Business Journal*. 13(2): 111-124. https://doi.org/10.1016/j.aebj.2018.10.001

Mohseni, H., Pahlavani, M., Shahiki Tash, M., & Mirjalili, H. (2019). Analysis of the role of unconventional monetary policy using the financial conditions index: The B-VAR approach. *Journal of Economics and Modeling*, 10 (1): 211-240, (In Persian). https://doi.org/10.29252/ECOJ.10.1.211

Opschoor, A., DicK, J., & Wel, M. (2014). Predicting volatility and correlations with financial conditions indexes. *Journal of Empirical Finance*. 29: 435-447. https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2014.10.003

Taheri, B. S., Ehsani, M., & Gilak, H. A. M., (2019). The investigating of the dynamic relationship between financial cycles with business cycles and the inflation gap in Iran: An application of wavelet transform. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*. 9 (23): 121-14, (In Persian). https://dx.doi.org/10.30473/egdr.2018.4482

Thagizadeh, H., Zamanian, G., & Harati, J. (2016). Financial and monetary conditions index on the Iranian economy: Principal component analysis. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies (AESI)*. 5 (19): 29-57, (In Persian). https://dx.doi.org/10.22084/aes.2016.1597

Tsay, S. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (Second ed.). John Wiley & Sons, Inc.

Vonen, H. (2011). A financial condition index for Norway. *Norges Bank. Staff Memo 7*.

Zivot, E., Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10(3): 251-70. https://doi.org/10.2307/1391541