فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۱/ بهار ۱۴۰۱/ صفحات ۱۱۴-۹۱

# بررسی آثار حقیقی نااطمینانی در بازارهای مالی با تاکید بر اوراق خزانه اسلامی[۱]

**نجمه ایزدی**
*دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز، najmehi.963@gmail.com*
**محمدعلی متفکرآزاد***
*استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، m.motafakker@gmail.com*
**رضا رنج‌پور**
*دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، reza.ranjpour@gmail.com*
**زهرا کریمی تکانلو**
*دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، zahra.karimi.tu@gmail.com*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۰۷

## چکیده

هدف از مطالعه حاضر بررسی تلاطم و نااطمینانی در بازار مالی و آثار و پیامدهای آن بر متغیرهای حقیقی اقتصاد است. بدین منظور، در این مطالعه از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است که در آن واحدهای اقتصادی به صورت ناهمگن بوده (افراد ماهر و افراد مبتدی) و برای دو دوره زندگی می‌کنند (نسل جوان و نسل پیر). همچنین بنگاه‌های اقتصادی نیز در یک فضای رقابت انحصاری با چسبندگی قیمت فعالیت دارند. در این ساختار، نااطمینانی بازار مالی از طریق نوسان‌های قیمت سهام، بدبینی افراد مبتدی نسبت به دارایی‌های ریسکی و نااطمینانی افراد مبتدی نسبت به آینده بازار بررسی شده است. پارامترهای این الگو با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۳ و روش بیزین برآورد شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی تصادفی الگو نشان می‌دهد که با افزایش بدبینی افراد مبتدی، مصرف کل اقتصاد و در نتیجه سطح تولید کاهش می‌یابد. همچنین، افزایش نااطمینانی افراد مبتدی نسبت به آینده بازار سهام باعث افزایش سطح مخارج مصرفی، افزایش سطح سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ تورم در اقتصاد می‌شود. در نهایت، افزایش واریانس قیمت دارایی‌های با ریسک باعث می‌شود که مخارج مصرفی افراد مبتدی افزایش اما مخارج مصرفی افراد ماهر کاهش یابد.

**واژه‌های کلیدی:** نااطمینانی بازار مالی، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، تلاطم بازار مالی، واحدهای ناهمگن.

**طبقه‌بندی JEL:** E44، E47، E32، E31، E51.

---

[۱] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱- مقدمه

طی دهه گذشته، بخشی از ادبیات اقتصادکلان به بررسی نقش نااطمینانی بر ادوار تجاری پرداخته است. از حیث تجربی، مطالعات این حوزه (باکر و همکاران[1]، ۲۰۱۶) نشان داده‌اند که اولا، نااطمینانی‌های اقتصاد دارای همبستگی با ادوار تجاری هستند و ثانیا نااطمینانی‌های کلان رفتاری مخالف ادواری دارند به این مفهوم که در زمان‌هایی که نااطمینانی در سطح اقتصاد بالا است، انتظار می‌رود سطح فعالیت‌های اقتصاد کاهش یابد و بالعکس. از حیث نظری، مطالعات مختلف (بلوم[2]، ۲۰۰۹) ضمن تصریح یک الگوی تعادل عمومی نشان داده‌اند که شوک‌های نااطمینانی (در قالب یک واحد افزایش در انحراف استاندارد شوک‌ها) سهمی معنی‌دار و مهم در نوسان‌های کلی اقتصاد دارند. این نوسان‌ها می‌تواند به دلیل تغییر در زنجیره تولید و عرضه باشد (دیویس و کان[3]، ۲۰۰۸). دلیل دیگر را می‌توان در نوآوری‌های مالی دید (گورون کوئینتانا[4]، ۲۰۰۹). در این حالت ممکن است سیاست پولی نسبت به گذشته با ظرافت بیشتری طراحی شود و نسبت به نوسان‌های تورم واکنش شدیدتری داشته باشد (کوگلی و سارجنت[5]،۲۰۰۵). با توجه به این‌که نوآوری‌های مالی می‌تواند منبع ادوار تجاری تلقی شود بنابراین در این مقاله این رابطه مورد بررسی قرار گرفته است که نااطمینانی بازارهای مالی چه تاثیری بر ادوار تجاری در ایران دارد. بدین منظور لازم است در ابتدا منبع و منشا نااطمینانی در بازار مالی و سرایت آن به فعالیت‌های اقتصادی مشخص شود.

هدف مطالعه حاضر را می‌توان در سه دسته طبقه‌بندی کرد. در ابتدا اهمیت تعامل میان بخش مالی و نااطمینانی اقتصاد در ایجاد ادوار تجاری ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس، اهمیت بخش مالی در پویایی متغیرهای کلان اقتصادی مورد اشاره قرار خواهد گرفت و در نهایت پارامترهای کلیدی سیستم معادلات کلان اقتصادی کشور برآورد خواهد شد.

---

[1] Baker et al.
[2] Bloom
[3] Davis & Kahn
[4] Guerron– Quintana
[5] Cogley & Sargent

## ۲- ادبیات موضوع

یک بخش از پیشینه پژوهش به این نتیجه رسیده است که نااطمینانی یک دلیل افت رشد اقتصادی است. این بخش، شامل الگوهایی است که در آن نااطمینانی بر محدودیت‌های مالی اثرگذار می‌شود که از جمله آن‌ها می‌توان به آرلانو و همکاران[1] (۲۰۱۱) اشاره داشت. این مطالعه برمبنای این پیش‌فرض است که نااطمینانی، یک شوک برونزای وارد بر نوسان برخی از پایه‌های اقتصادی است که نتیجه آن کاهش رشد حقیقی اقتصاد است. همراستا با این مطالعه، آگویار و گوپیناث[2] (۲۰۰۷) بر این نکته تمرکز دارند که شوک وارد به فرآیندهای برونزا یک عامل مهم در ایجاد نوسان‌های اقتصادی است. بر این مبنا نویسندگان نشان می‌دهند که شوک وارد به فرآیند برونزای بهره‌وری مهم‌ترین عامل ایجاد ادوار تجاری در کشورهای در حال گذار است. بخش دوم پیشینه پژوهش شامل مطالعاتی است که در آن نااطمینانی بالای اقتصادکلان را صرفا در نتیجه یک واکنش به رشد اقتصادی پایین‌تر می‌داند. بر مبنای این مطالعات، شوک‌های نااطمینانی به هیچ عنوان برونزا نبوده و همه آن‌ها درونزا هستند که از جمله آن‌ها می‌توان به مطالعه فاجگلبام و همکاران[3] (۲۰۱۷) و ایلات و سایجو[4] (۲۰۱۶) اشاره کرد.

فاضلی و همکاران[5] (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیر تأمین مالی اسلامی بر بازار منتخب خاورمیانه» به بررسی تأثیر تأمین مالی اسلامی بر رشد اقتصادی بازارها در کشورهای منتخب پرداخته‌اند. نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که صکوک تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی بازار کسب و کار در کشورهای مورد مطالعه دارد. در مقاله محبی و همکاران[6] (۱۳۹۶) تلاش شده است به بررسی نقش سیستم بانکی در انتقال شوک‌ها در سطح جامعه برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداخته شود. نتایج نشانگر آن است که بخش بانکی نقشی اساسی و پراهمیت در انتقال شوک‌ها در اقتصاد ایران دارا است و

---

[1] Arellano et al.
[2] Aguiar & Gopinath
[3] Fajgelbaum et al.
[4] Ilut & Saijo
[5] Fazeli et al. (2018)
[6] Mohebbi et al. (2017)

بانک مرکزی از طریق تزریق نقدینگی در بازار بین بانکی در کوتاه‌مدت می‌تواند نقشی مفید را در تعدیل شوک‌ها داشته باشد.

وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات انجام شده برای اقتصاد ایران در دو نکته می‌باشد: اولا، برخلاف سایر مطالعات داخلی که از طریق تصریح قاعده تیلور یا مک‌کالم، برای سیاست پولی در ایران قاعده ابزاری تعریف کرده‌اند، در این مطالعه نشان داده شده است که به دلیل سیاست مالی فعال و سیاست پولی انفعالی در ایران و همچنین نبود یک ابزار سیاست مستقل در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد کل‌های پولی از طریق ترازنامه بانک مرکزی که خود تابعی از کسری مالی دولت است تعیین می‌شود. ثانیا، برخلاف سایر مطالعات که در تصریح قید بودجه دولت و همچنین قید بودجه خانوار از اوراق قرضه دولتی با نرخ بهره مشخص استفاده کرده‌اند، در این مطالعه اوراق خزانه اسلامی جایگزین آن شده است.

## ۳- روش‌شناسی تحقیق

در این بخش به منظور بررسی و تحلیل شوک‌های نااطمینانی از یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده می‌شود. واحدهای اقتصادی به صورت یک سری نامحدود از همپوشانی نسلی[1] هستند که برای سادگی فرض می‌شود هر نسل دارای اندازه یکسانی بوده و برای دو دوره زندگی می‌کند. در این ساختار فرض می‌شود که نسل جوان به دو صورت وجود دارد: ماهر و مبتدی که هر دو نوع به صورت ریسک گریز فرض می‌شوند. سهم واحدهای ماهر و مبتدی ثابت بوده و به ترتیب با n و 1-n نشان داده می‌شوند که $0<n<1$. نسل جوان در دوره اول ضمن کار کردن، به مصرف و پس‌انداز پرداخته و در دوره دوم بازنشسته می‌شود. درآمد آن‌ها در دوره دوم برابر بازدهی پس‌انداز آن‌ها در دوره اول است.

ساختار بازار دارایی الگو به این صورت است که برخی واحدها براساس باورهای شخصی[2] به مبادله دارایی‌ها می‌پردازند. به طور مشخص، بر اساس مطالعه دی‌لانگ و همکاران[3] (۱۹۹۰)، دو نوع واحد اقتصادی در بازار سهام به مبادله می‌پردازند. نوع اول بر اساس پایه‌ها[4] و نوع دوم بر اساس سیگنال‌های دریافتی مبادله می‌کنند. در چنین ساختاری،

[1] Overlapping Generations (OLG)
[2] Noise Trader
[3] De Long et al.
[4] Trades on Fundamentals

رفتار پیش‌بینی نشده نوع دوم است که باعث می‌شود تا قیمت‌های سهام از مقادیر پایه‌ای خود منحرف شوند. این نوع الگوسازی در ادبیات نظری به نحو گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد که در مطالعات تجربی عملکرد مطلوبی در اندازه‌گیری نوسان قیمت دارایی‌ها داشته است. در حوزه نظری، بلک[1] (۱۹۸۶) و ترومن[2] (۱۹۸۸) وجود واحدهای نوع دوم در بازار را توجیه کرده و پیشنهاد می‌دهند که وجود آن‌ها برای حفظ نقدینگی در بازارهای مالی ضروری و لازم است. در حوزه تجربی، براون[3] (۱۹۹۹) و ورما و ورما[4] (۲۰۰۷) شواهدی سازگار با اثر واحدهای نوع دوم بر قیمت‌های دارایی‌ها ارائه داده‌اند.

### ۳-۱- واحدهای ماهر

واحدهای ماهر مطلوبیت دوره زندگی خود را به صورت زیر حداکثر می‌کنند:

$$Max_{N_t^s,S_t^s,\lambda_t^s}\ U\left(C_{y,t}^s, N_t^s, , \frac{MB_t^s}{P_t}\right) + \beta E_t[U(C_{o,t+1}^s)] \quad (۱)$$

S.t.

$$\frac{W_t}{P_t}N_t^s = w_t N_t^s = S_t^s + C_{y,t}^s \quad (۲)$$

$$S_t^s - B_t^s - I_t^s = \frac{\lambda_t^s P_t^e}{P_t} = \lambda_t^s p_t^e \quad (۳)$$

$$E_t\left[C_{o,t+1}^s\right] = S_t^s r_t^b + \lambda_t^s E_t[(p_{t+1}^e + d_t) - r_t^b p_t^e] \quad (۴)$$

$$K_t^s = (1-\delta)K_{t-1}^s + I_t^s \quad (۵)$$

$$\lambda_t^s = E_t\left[\frac{(p_{t+1}^e + d_t) - r_t^b p_t^e}{2\gamma\sigma^2_{p_{t+1}^e}}\right] \quad (۶)$$

$$U'\left(C_{y,t}^s\right)w_t = -U'(N_t^s) \quad (۷)$$

$$\left(\frac{MB_t^s}{P_t}\right)^{-\rho_m} = U'\left(C_{y,t}^s\right) - \beta E_t \frac{U'(C_{y,t+1}^s)}{1+\pi_{t+1}} \quad (۸)$$

$$U'\left(C_{y,t}^s\right) = \lambda_t^I \quad (۹)$$

که رابطه (۱۵) معادله اویلر، رابطه (۱۶) تابع تقاضای واحد ماهر برای دارایی ریسکی، رابطه (۱۷) عرضه نیروی‌کار، رابطه (۱۸) تابع تقاضای پول و رابطه (۱۹) تابع عرضه سرمایه‌گذاری است که در آن $\lambda_t^I$ ضریب لاگرانژ نسبت به قید انباشت سرمایه می‌باشد.

---

[1] Black
[2] Trueman
[3] Brown
[4] Verma & Verma

### ۳-۲- واحدهای مبتدی

مسئله بهینه‌سازی واحدهای مبتدی جوان در زمان t به صورت زیر است:

$$Max_{N_t^n,S_t^n,\lambda_t^n}\ U\left(C_{y,t}^n, N_t^n, \frac{MB_t^n}{P_t}\right) + \beta E_t[U(C_{o,t+1}^n)] \quad (۱۰)$$

S.t.

$$\frac{W_t}{P_t}N_t^n = w_t N_t^n = S_t^n + C_{y,t}^n \quad (۱۱)$$

$$S_t^n - B_t^n - I_t^n = \frac{\lambda_t^n P_t^e}{P_t} = \lambda_t^n p_t^e \quad (۱۲)$$

$$E_t\left[C_{o,t+1}^n\right] = S_t^n r_t^b + \lambda_t^n E_t[(p_{t+1}^e + d_t) - a_t - r_t^b p_t^e] \quad (۱۳)$$

$$K_t^n = (1-\delta)K_{t-1}^n + I_t^n \quad (۱۴)$$

لازم به ذکر است که تنها تفاوت میان مسئله واحدهای ماهر و مبتدی در این است که واحد مبتدی دارای یک جزء اضافه‌تر $a_t$ در قید بودجه (۲۳) است. $a_t$ نشان‌دهنده وضعیت فکری واحد مبتدی است و به طور مشخص‌تر، درجه بدبینی آن‌ها در مورد عملکرد آتی سهام است. اگر سطح $a_t$ افزایش یابد آنگاه واحدهای مبتدی نسبت به ارزش انتظاری پس‌انداز خود بدبین‌تر می‌شوند. اگر نوسان $a_t$ افزایش یابد، نوسان ارزش انتظاری آتی پس‌انداز آن‌ها افزایش می‌یابد. فرض می‌شود $a_t$ تصادفی بوده و هم مقدار سطح آن و هم نوسان آن دارای یک الگوی خودهمبسته به صورت زیر است:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \sigma_t^a \varepsilon_t^a \quad (۱۵)$$

$$\sigma_t^a = (1-\rho_{\sigma^a})\sigma^a + \rho_{\sigma^a}\sigma_{t-1}^a + \sigma^{\sigma^a}\varepsilon_t^{\sigma^a} \quad (۱۶)$$

که $\rho_a < 1$ و $\rho_{\sigma^a} < 1$ است.

در الگو، شوک‌های در مقدار سطح وارد به وضعیت واحدهای مبتدی از طریق افزایش $\varepsilon_t^a$ در رابطه (۲۲) بیان می‌شود. وقتی این شوک مقدار $a_t$ را افزایش دهد، باعث می‌شود تا واحدهای مبتدی بدبین‌تر شوند و لذا قیمت سهام را کاهش دهند. شوک‌های نوسانی وارد به وضعیت واحدهای مبتدی از طریق افزایش در $\varepsilon_t^{\sigma^a}$ رابطه (۲۳) بیان می‌شود. این شوک‌های نوسانی در واقع افزایش نوسان قیمت‌های سهام را به همراه دارند. بنابراین، شوک‌های نوسان وارد به وضعیت واحدهای مبتدی تبدیل به شوک‌های نوسان در بازارهای مالی می‌شود و لذا این الگو به دنبال تحلیل این ویژگی است که چنین شوک‌هایی چه اثری بر متغیرهای حقیقی دارند.

شرایط بهینه مرتبه اول این مسئله به صورت زیر است:

$$U'\left(C_{y,t}^n\right) = E_t[\beta r_t^b U'\left(C_{o,t+1}^n\right)] \quad (۱۷)$$

$$\lambda_t^n = E_t\left[\frac{(p_{t+1}^e + d_t - a_t) - r_t^b p_t^e}{2\gamma\sigma^2_{p_{t+1}^e}}\right] \quad (۱۸)$$

$$U'\left(C_{y,t}^n\right)w_t = -U'(N_t^n) \quad (۱۹)$$

$$\left(\frac{MB_t^n}{P_t}\right)^{-\rho_m} = U'\left(C_{y,t}^n\right) - \beta E_t \frac{U'(C_{y,t+1}^n)}{1+\pi_{t+1}} \quad (۲۰)$$

$$U'\left(C_{y,t}^n\right) = \lambda_t^I \quad (۲۱)$$

که رابطه (۲۷) معادله اویلر، رابطه (۲۸) تابع تقاضای واحد مبتدی برای دارایی ریسکی و رابطه (۲۹) تابع عرضه نیروی‌کار است. همچنین روابط (۳۰) و (۳۱) به ترتیب تابع تقاضای پول و تابع تقاضای سرمایه‌گذاری است. با ترکیب روابط (۱۵) و (۲۷) با وزن‌های واحدهای مبتدی (n) و ماهر (1-n)، معادله اویلر ترکیبی حاصل می‌شود:

$$e^{-2\gamma c_{y,t}} = E_t[\beta r_t^b e^{-2\gamma C_{o,t+1}}] \quad (۲۲)$$

که $c_{y,t}$ مصرف کل جوان در زمان t است.

$$C_{y,t} = (1-n)C_{y,t}^s + nC_{y,t}^n \quad (۲۳)$$

همچنین متغیر $C_{o,t}$ مصرف کل نسل پیر در زمان t است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_{o,t} = (1-n)C_{o,t}^s + nC_{o,t}^n \quad (۲۴)$$

به طور مشابه با ترکیب معادلات (۱۷) و (۲۹) تابع عرضه نیروی‌کار ترکیبی مشخص می‌شود که به صورت زیر است:

$$N_t = (1-n)N_t^s + nN_t^n \quad (۲۵)$$

### ۳-۳- تعادل قیمت‌گذاری دارایی

قیمت تعادلی دارایی ریسکی از طریق برابر قرار دادن عرضه و تقاضای سهام مشخص می‌شود. عرضه سهام ثابت و برابر $S^e$ بوده و در این‌جا به مقدار یک نرمال می‌شود. بنابراین قیمت سهام از برابر قرار دادن کل تقاضای خرید سهام دو واحد نوعی با عدد یک مشخص می‌شود:

$$(1-n)\lambda_t^s + n\lambda_t^n = S^e = 1 \quad (۲۶)$$

بر این اساس معادلات (۱۶) و (۲۸) و (۳۶) روند پویای قیمت سهام را مشخص می‌کنند:

$$p_t^e = \frac{1}{r_t^b}E_t[(p_{t+1}^e + d_t) - 2\gamma\sigma^2_{p_{t+1}^e} - na_t] \quad (۲۷)$$

که این رابطه یک تابع مثبت از قیمت انتظاری آتی سهام و سود آن است و تابعی منفی از نوسان انتظاری آتی و درجه بدبینی است. با تکرار رو به جلو رابطه (۳۷)، می‌توان واریانس قیمت سهام را به صورت تابعی از واریانس وضعیت فکری واحد مبتدی نوشت. با استفاده از عامل تنزیل در حالت وضعیت پایدار به منظور تنزیل واریانس‌های آتی انتظاری، داریم:

$$\sigma^2_{p^e_t} = Var(a_t)\frac{n^2}{(r^b_{ss}-\rho_a)^2} \quad (۲۸)$$

$$E_t(\sigma^2_{p^e_{t+1}}) = E_t[Var(a_{t+1})\frac{n^2}{(r^b_{ss}-\rho_a)^2}] \quad (۲۹)$$

$$E_t[Var(a_{t+1})] = E_t[Var(\rho_a a_t + \sigma^a_{t+1}\varepsilon^a_{t+1})] \quad (۳۰)$$

$$E_t[Var(a_{t+1})] = \rho_a^2 Var(a_t) + E_t[(\sigma^a_{t+1})^2] \quad (۳۱)$$

از طرفی واریانس انتظاری قیمت سهام در دوره بعد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t(\sigma^2_{p^e_{t+1}}) = (\rho_a^2 Var(a_t) + E_t[(\sigma^a_{t+1})^2])\frac{n^2}{(r^b_{ss}-\rho_a)^2} \quad (۳۲)$$

بنابراین، معادله (۳۷) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$p^e_t = \frac{1}{r^b_t}E_t[(p^e_{t+1}+d_t) - 2\gamma[(\rho_a^2 Var(a_t) + E_t[(\sigma^a_{t+1})^2])\frac{n^2}{(r^b_{ss}-\rho_a)^2}] - na_t] \quad (۳۳)$$

بر اساس معادله (۴۳)، می‌توان به دو استنباط دست یافت. اولا این‌که، قیمت‌های سهام به طور دایم از مقادیر پایه‌ای خود انحراف دارند زیرا واحدها ریسک گریز بوده و لذا ریسک اضافی ایجاد شده ناشی از دیدگاه پیش‌بینی نشده واحدهای مبتدی به طور کامل حذف نمی‌شوند. ثانیا، یک افزایش در نوسان و همچنین سطح بدبینی واحدهای مبتدی دارای یک اثر منفی بر قیمت‌های سهام است. یک افزایش در سطح بدبینی صرفا کاهش تقاضای واحدهای بدبین را به همراه دارد اما یک افزایش در نوسان بدبینی، کاهش تقاضای هر دو واحد ماهر و مبتدی را به دنبال خواهد داشت.

با کنار هم قرار دادن این موارد، می‌توان ملاحظه کرد که یک شوک وارد به نوسان وضعیت فکری واحدهای مبتدی به دو دلیل بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار خواهد بود: اولا به دلیل کاهش در مطلوبیت آتی انتظاری نسل جوان از دوره دوم زندگی خود و ثانیا به دلیل کاهش در ثروت نسل پیر. به طور مشخص‌تر، یک افزایش در نوسان باورهای شخصی واحدهای مبتدی باعث افزایش نوسان قیمت سهام می‌شود. این در واقع افزایش نوسان درآمد آتی انتظاری را به همراه دارد زیرا یک تابع مثبت از نوسان قیمت سهام است:

$$E_t\left[\sigma^2_{C_{o,t+1}}\right] = (\lambda_t)^2 E_t[\sigma^2_{p^e_{t+1}}] \quad (۳۴)$$

از طرفی مطلوبیت آتی انتظاری نسل جوان کاهش می‌یابد زیرا تابعی منفی از نوسان درآمد آتی انتظاری است:

$$E_t[C_{o,t+1}] - \gamma E_t[\sigma^2_{C_{o,t+1}}] \quad (۳۵)$$

### ۳-۴- بنگاه‌ها

در ساختار الگو تحت مطالعه، دو نوع بنگاه تعریف می‌شود: بنگاه‌های واسطه‌ای و بنگاه تولیدکننده نفت. بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت رقابت انحصاری عمل می‌کنند.

### ۳-۴-۱- بنگاه‌های واسطه‌ای

در این ساختار بنگاه‌های واسطه‌ای با ترکیب عوامل تولید نیروی‌کار و سرمایه و استفاده از تابع تکنولوژی تولید به صورت زیر، کالاها و خدمات واسطه‌ای این بخش را تولید می‌کنند:

$$Y_t(j)(K_t(j))^{\alpha} N_t^{1-\alpha}(j)\varepsilon_t^{\alpha} \quad (۳۶)$$

که اندیس j مبین بنگاه نوعی j-ام و $\varepsilon_t^{\alpha}$ شوک بهره‌وری تعریف می‌شود. فضای فعالیت بنگاه‌های واسطه‌ای یک بازار رقابت انحصاری با فرض وجود چسبندگی قیمت است؛ روش‌های متنوع و متفاوتی وجود دارد که با استفاده از آن می‌توان فرضیه چسبندگی قیمت را الگوسازی کرد که از میان آن‌ها در این مطالعه از روش کریستیانو– ایچنبایوم– ایونز (۲۰۰۵)، استفاده می‌شود. الگوریتم الگوسازی روش مذکور به این صورت است که در فضای بازاری رقابت انحصاری بنگاه‌های واسطه‌ای، بنگاه‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند که دسته اول شامل $1-\omega$ از بنگاه‌هایی است که می‌توانند بر اساس تابع سود بین‌دوره‌ای، تقاضا برای کالای آن‌ها و همچنین سطح مشخص عوامل تولید، آن مسیری از قیمت بهینه را انتخاب کنند که حداکثر سودآوری را برای آن‌ها به همراه داشته باشد. در طرف مقابل، باقیمانده بنگاه‌ها که شامل $\omega$ بنگاه است در یک دوره معین نمی‌توانند قیمت بهینه خود را مشخص کنند و به منظور تعیین قیمت خود در دوره بعد از تورم دوره قبل به عنوان شاخص تعدیل استفاده می‌کنند.

با توجه به مفروضات این روش، مسئله مقابل بنگاه‌های نوع اول به صورت زیر است:

$$Max_{P_t(j)}\, E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\omega\beta)^s [P_{t+s}(j) - MC_{t+s}(j)] Y_{t+s}(j) \quad (۳۷)$$

که از حل مسئله بنگاه، منحنی فیلیپس کینزی جدید تلفیقی حاصل می‌شود.

همچنین بنگاه‌های دسته دوم بر اساس تعدیل نسبت به تورم دوره قبل، قیمت دوره جدید خود را به صورت زیر تعیین می‌کنند:

$$P_{t+s}(j) = \prod_{k=0}^{s-1}(1+\pi_{t+k})^{\vartheta} P_t(j) \quad (۳۸)$$

که $\vartheta$ بین صفر و یک بوده و پارامتر تعدیل نسبت به تورم دوره قبل است. از حل مسئله (۳۷) و استفاده از رابطه (۴۸)، منحنی فیلیپس بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t(\pi_{t+1}) + \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega(1+\beta)}mc_t \quad (۳۹)$$

### ۳-۴-۲- بنگاه تولیدکننده نفت

با توجه به این‌که ایران از صادرکنندگان بزرگ نفتی محسوب می‌شود، لذا درآمد ارزی آن نقشی مهم در پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی دارد. در این الگو فرض می‌شود دولت پس از دریافت درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت، آن را به بانک مرکزی فروخته و سپس درآمد ریالی ناشی از آن را بین نسل‌های مختلف تقسیم می‌کند. درآمد حاصل از صادرات نفت را می‌توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$Troil_t = S_t P_t^{oil} Oil_t \quad (۴۰)$$

که در این رابطه $Troil_t$ درآمد ریالی فروش ارز حاصل از صادرات نفت به بانک مرکزی، $S_t$ نرخ اسمی ارز، $P_t^{oil}$ قیمت خرید نفت ایران در بازارهای جهانی برحسب ارز خارجی و $Oil_t$ حجم صادرات نفت است. در این ساختار فرض می‌شود که نرخ ارز به صورت انحصاری توسط دولت قیمت‌گذاری می‌شود و برخی شوک‌های اقتصادی می‌تواند بر قیمت آن اثرگذار باشد و لذا رابطه تعیین نرخ ارز به صورت زیر فرض می‌شود:

$$S_t = \rho_s S_{t-1} + (1-\rho_s)\bar{S} + \varepsilon_t^S \quad (۴۱)$$

که در این رابطه $0 < \rho_s < 1$، $\bar{S}$ نرخ ارز تعادلی بلندمدت و $\varepsilon_t^S$ شوک نرخ ارز است.

همچنین در این ساختار فرض می‌شود که قیمت جهانی نفت و میزان صادرات نفت برونزا بوده و از یک فرآیند خودهمبسته مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$P_t^{oil} = \rho_{P^{oil}} P_{t-1}^{oil} + \left(1-\rho_{P^{oil}}\right)\overline{P^{oil}} + \varepsilon_t^{P^{oil}} \quad (۴۲)$$

$$Oil_t = \rho_{oil} Oil_{t-1} + (1-\rho_{oil})\overline{Oil} + \varepsilon_t^{oil} \quad (۴۳)$$

که در این روابط $0 < \rho_{P^{oil}} < 1$، $0 < \rho_{oil} < 1$، $\overline{P^{oil}}$ مقدار بلندمدت تعادلی قیمت نفت، $\overline{Oil}$ مقدار بلندمدت تعادلی صادرات نفت، $\varepsilon_t^{P^{oil}}$ شوک قیمت نفت و $\varepsilon_t^{oil}$ شوک صادرات نفتی است.

### ۳-۵- سیاست پولی

ابزارهای پولی بانک مرکزی ایران در چهار دسته قرار دارند: نرخ ذخایر قانونی، نرخ تنزیل، عملیات بازار باز و نرخ بهره ذخایر بانک‌ها. ابزار عملیات بازار باز در فروردین‌ماه ۱۳۹۸ و نرخ بهره ذخایر بانک‌ها در اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۹ به عنوان ابزار بانک مرکزی معرفی شده‌اند اما همانطور که از درگاه خبری بانک مرکزی قابل مشاهده است، اگرچه عملیات بازار باز عملا از بهمن‌ماه ۱۳۹۸ اجرایی شده است اما تاکنون خرید و فروش اوراق دولتی در آن انجام نشده است[۱] و از طرفی اطلاعات خاصی در مورد سیاست نرخ بهره ذخایر بانک‌ها و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی از سوی بانک مرکزی ارائه نشده است. بنابراین نمی‌توان در الگوهای مربوط به اقتصاد ایران، از نرخ بهره به عنوان متغیر میانی در قاعده سیاست پولی استفاده کرد.

از طرفی به طور سنتی بانک مرکزی از نرخ تنزیل و نرخ ذخایر قانونی به عنوان متغیرهای سیاستی خود استفاده کرده است تا از طریق آن کل‌های پولی را کنترل نماید. اما در عمل به دلایلی از قبیل تبدیل ارز حاصل از صادرات نفت به ریال (افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی)، کسری بودجه دولت و وجود سلطه مالی در رفتار سیاست‌گذار مالی، رفتار بانک مرکزی در کنترل کل‌های پولی رفتاری انفعالی بوده و از یک قاعده مشخص تبعیت نمی‌کند. بنابراین در این مطالعه قاعده سیاست پولی برای بانک مرکزی تعریف نمی‌شود و صرفا از اتحاد پایه پولی به منظور تصریح روند پویای کل‌های پولی در طول زمان استفاده می‌شود. پایه پولی بانک مرکزی از حیث منابع به صورت زیر تعریف می‌شود[۲]:

$$MB_t = NFA_t + GD_t + NOF_t \qquad (۴۴)$$

که در رابطه (۵۷)، $NFA_t$ خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، $GD_t$ خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و $NOF_t$ خالص سایر اقلام است[۳]. پویایی‌های خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به این صورت است که در هر دوره ارز حاصل از صادرات نفت به آن اضافه شده و در مقابل ارز موردنیاز جهت واردات از آن کاسته می‌شود:

---

[۱] علت عدم خرید و فروش، کافی بودن ذخایر بانک‌ها اعلام شده است.

[۲] به دلیل این‌که مدل فاقد سیستم بانکی جهت خلق پول است لذا نقدینگی در اختیار خانوار برابر همان پایه پولی است.

[۳] از آنجا که مدل حاضر فاقد شبکه بانکی است لذا بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در پایه پولی لحاظ نشده است.

$$NFA_t = NFA_{t-1} + S_t P_t^{oil} Oil_t \quad (۴۵)$$

بر اساس قاعده فیشر ارتباط میان نرخ بهره حقیقی، نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره اسمی به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\frac{r_t}{r_t^b} = E_t[\pi_{t+1}] \quad (۴۶)$$

بر این اساس، معادله اویلر به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$e^{-2\gamma c_{y,t}} = E_t[\beta \frac{r_t}{\pi_{t+1}} e^{-2\gamma C_{o,t+1}}] \quad (۴۷)$$

**۳-۶- دولت**

دولت‌ها عموما بخشی از مخارج خود را از طریق انتشار اوراق بدهی تامین مالی می‌کنند که در این ایران اوراق بدهی دولت با عنوان اوراق خزانه اسلامی (اخزا) منتشر و به فروش می‌رسد. اوراق خزانه اسلامی یا اخزا نیز نوعی اوراق بدهی محسوب می‌شوند. دولت با انتشار اخزا در واقع بدهی خود را طی ساز و کاری برای مدتی به تعویق می اندازد. اسناد خزانه اسلامی نوعی از ابزارهای مالی اسلامی است؛ در واقع اخزا یک ابزار مالی مبتنی بر بدهی محسوب می‌شود. این اسناد، اوراق بهادار با نامی است که دولت آن را به جای بدهی‌های خود بابت طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای با قیمت اسمی و سررسید معین به طلبکاران غیردولتی واگذار می‌کند. رویه خرید و فروش اسناد خزانه در دنیا به این شکل است که به رقمی کمتر از قیمت اسمی به خریداران فروخته شده و از منابع مالی حاصل از فروش آن، بدهی‌های دولت پرداخت می‌شود. اما به دلیل مسائل فقهی وارد بر این روش، دولت ایران، این اوراق را صادر و به شکل مستقیم به طلبکاران غیردولتی واگذار می‌کند. دارنده اوراق درصورت نیاز به وجه نقد، این اوراق را در بازار ابزارهای نوین مالی فرابورس ایران به فروش می‌رساند. یعنی دولت به جای بدهی خود به طلبکارانش این اسناد را به آنها می دهد و آنها می‌توانند اسناد خزانه اسلامی یا اخزا را در بازار به فروش رسانده و به پول خود برسند. فرآیند انتشار و فروش اخزا به این صورت است که دولت معادل با بدهی ریالی خود به پیمانکاران داخلی، اوراق خزانه اسلامی با سررسید مشخص واگذار می‌کند و دارنده این اوراق می‌تواند با توجه به نرخ‌های حاکم بر بازار، با تنزیل اوراق در زمانی زودتر از سررسید وجه اوراق را دریافت کند. با توجه به نیاز نقدینگی بنگاه‌ها، فرض می‌شود به محض دریافت اوراق، آن را در بازار سرمایه به صورت تنزیل شده به فروش رسانده و لذا در نهایت خانوارها مالک اوراق تنزیل شده می‌باشند. بر این اساس قید بودجه دولت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$G_t + B_{t-1} = T_t + (M_t - M_{t-1}) + B_t \quad (۴۸)$$

که در این رابطه $G_t$ مخارج دولت بوده و فرض می‌شود از یک فرآیند خودهمبسته مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$G_t = \rho_g G_{t-1} + (1-\rho_g)\bar{G} + \varepsilon_t^g \quad (۴۹)$$

که در این رابطه $0 < \rho_g < 1$، $\bar{G}$ مخارج دولت در سطح بلندمدت و $\varepsilon_t^g$ شوک وارد به مخارج دولت است. همچنین با استفاده از رابطه (۵۶) می‌توان پویایی‌های بدهی دولت را به صورت زیر بیان کرد:

$$B_t = G_t + B_{t-1} - T_t - (M_t - M_{t-1}) \quad (۵۰)$$

### ۳-۷- شرایط تعادلی

کل مصرف در زمان t برابر مجموع مصرف افراد پیر و جوان در زمان t است:

$$C_t = C_{y,t} + C_{o,t} \quad (۵۱)$$

همچنین بر اساس تعادل بازار کالا، کل تولید (خالص از هزینه تورم) برابر مجموع مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت خواهد بود:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (۵۲)$$

معادله عرضه نیروی‌کار و تقاضا برای نیروی‌کار تعادل بازار کار را نتیجه می‌دهند:

$$N_t = N_t^n + N_t^s \quad (۵۳)$$

حجم سرمایه کل اقتصاد نیز به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$K_t = K_t^n + K_t^s \quad (۵۴)$$

پایه پولی برابر مجموع پول نگهداری شده توسط دو نوع خانوار است:

$$MB_t = MB_t^n + MB_t^s \quad (۵۵)$$

و در نهایت کل اوراق اسلامی دولت برابر مجموع آنها نزد دو واحد است:

$$B_t = B_t^n + B_t^s \quad (۵۶)$$

## ۴- برآورد پارامترهای الگو و تحلیل نتایج

در این مطالعه از روش بیزین به منظور برآورد پارامترهای ساختاری الگو استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در فرآیند تخمین پارامترها، اطلاعات فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۸– ۱۳۸۸ می‌باشد. از داده‌های مذکور به دو صورت استفاده شده است؛ اولا به

منظور استخراج مقادیر متغیرها در وضعیت بلندمدت، از فیلتر هودریک– پرسکات[1] بر داده‌ها استفاده شده است و ثانیا، به منظور آماده‌سازی متغیرها در استفاده از برآورد الگو، تمامی متغیرها حول روند بلندمدت استخراج شده، خطی‌لگاریتمی می‌شوند. با آماده‌سازی داده‌ها، قدم بعدی در برآورد الگو، استفاده از اطلاعات پیشین مربوط به مقادیر اولیه پارامترها، فرم تابع توزیع پیشین آن‌ها و پارامترهای مربوط به تابع توزیع پیشین است که به عنوان منبع دوم اطلاعات فرآیند تخمین مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این توضیحات، نتایج برآورد پارامترهای الگو در جدول (۱) گزارش شده است:

**جدول (۱): نتایج برآورد پارامترها**

| نماد | مقدار پیشین | مقدار پسین | انحراف استاندارد | تابع توزیع پیشین |
|---|---|---|---|---|
| $\gamma$ | ۰/۱ | ۰/۰۹ | ۰/۰۱ | بتا |
| $\beta$ | ۰/۹۸ | ۰/۹۷ | ۰/۰۱ | بتا |
| $\alpha$ | ۰/۴ | ۰/۶۲ | ۰/۰۶ | بتا |
| $\varpi$ | ۰/۵ | ۰/۴۹ | ۰/۱۵ | بتا |
| $\theta_p$ | ۰/۷۵ | ۰/۵ | ۰/۰۵ | بتا |
| $\rho_{da}$ | ۰/۵ | ۰/۴۹ | ۰/۲ | بتا |
| $\rho_g$ | ۰/۵ | ۰/۴۹ | ۰/۲ | بتا |
| $\varphi$ | ۲/۵ | ۲/۵ | ۰/۲ | گاما |
| $\rho_c$ | ۰/۵ | ۰/۵۷ | ۰/۱ | بتا |
| $\rho_m$ | ۰/۱ | ۰/۰۹ | ۰/۰۱ | بتا |
| $\rho_a$ | ۰/۳۵ | ۰/۳۴ | ۰/۱ | بتا |
| $\varphi^s$ | ۰/۵ | ۰/۵۴ | ۰/۱ | بتا |
| $\varphi^n$ | ۰/۵ | ۰/۵ | ۰/۱ | بتا |
| $\delta$ | ۰/۰۴ | ۰/۰۳ | ۰/۰۱ | بتا |

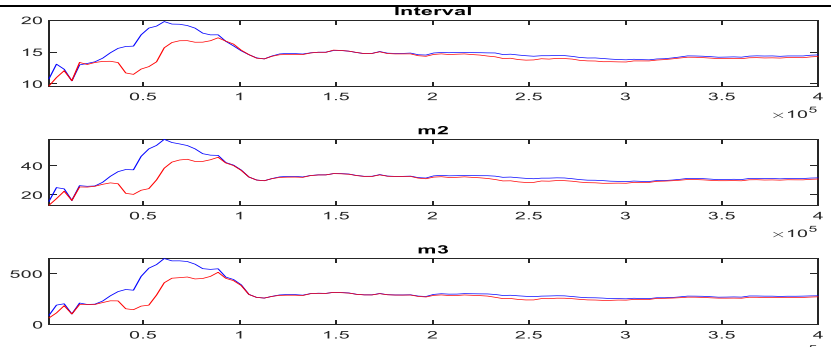
منبع: یافته‌های تحقیق

## ۴-۱- بررسی صحت نتایج الگو

### آماره MCMC

به منظور بررسی صحت نتایج الگو، ابتدا آماره MCMC الگو گزارش می‌شود که نمودار آن در شکل (۱) آمده است:

[1] Hodrick-Prescott Filter



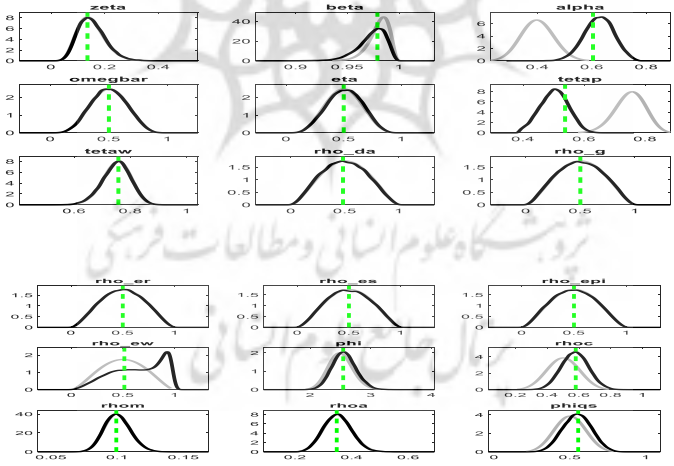

**شکل (۱): خروجی MCMC الگو**

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که شکل (۱) نشان می‌دهد، واریانس درون نمونه‌ای و بیرون نمونه‌ای زنجیره‌ها به یکدیگر همگرا شده و لذا برآورد کلی الگو صحیح می‌باشد.

**مقایسه توابع توزیع پسین و پیشین**

همچنین به منظور بررسی صحت برآورد هر یک از پارامترها، توابع توزیع پسین و پیشین در شکل (۲) گزارش شده است:




**شکل (۲): توابع توزیع پسین و پیشین پارامترها**

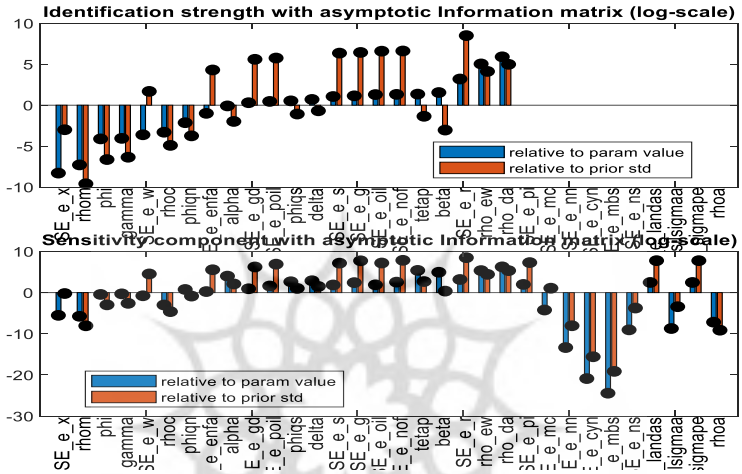
منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که شکل (۲) نشان می‌دهد پارامترهای الگو به خوبی توسط بهینه‌یاب برآورد شده و لذا تخمین موردی پارامترها نیز قابل قبول می‌باشد.

این معیار، الگو فاقد مشکل اساسی است.

## آزمون شناسایی

بر اساس این آزمون، این بررسی انجام می‌شود که آیا پارامترهای الگو در زمان تخمین شناسایی شده‌اند یا خیر؟ مطابق با نتایج برآورد شده، تمامی پارامترهای الگو بر اساس ژاکوبین مقادیر حالت پایدار و فرم خلاصه شده، شناسایی شده‌اند که در شکل (۳) این روند برای پارامترهای الگو گزارش شده است:

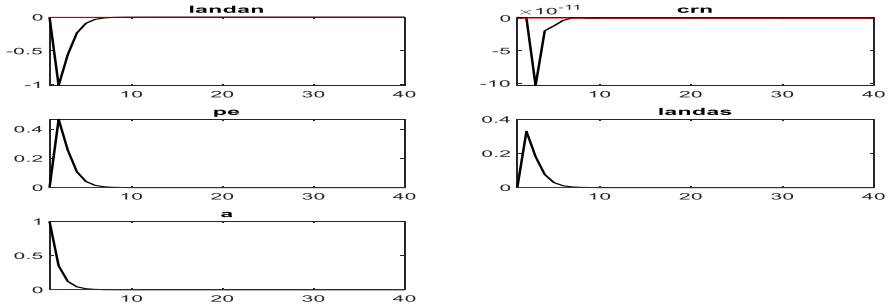



**شکل (۳): آزمون شناسایی پارامترهای الگو**

منبع: یافته‌های تحقیق

## ۴-۲- شبیه‌سازی شوک‌های الگو

در این قسمت به منظور بررسی آثار شوک‌های الگو بر متغیرهای الگو، شبیه‌سازی تصادفی در قالب یک واحد افزایش در هریک از شوک‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. اولین اثر، بررسی درجه بدبینی افراد مبتدی در مورد عملکرد آتی سهام است، به این صورت که در این شبیه‌سازی فرض می‌شود افراد مبتدی نسبت به آینده بازار سرمایه بدبین‌تر شوند. آثار این افزایش در بدبینی افراد مبتدی بر متغیرهای کلان اقتصادی در شکل (۴) آمده است:



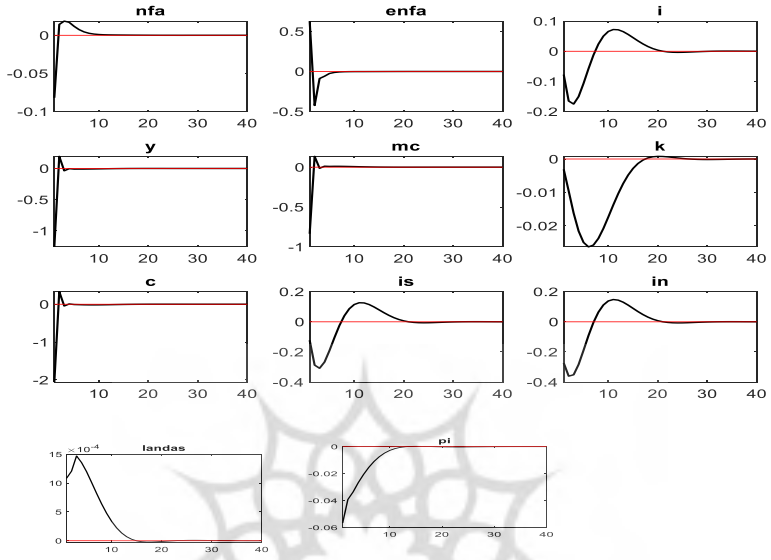

**شکل (۴): واکنش متغیرها به افزایش بدبینی افراد مبتدی**

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نمودار (۴) نشان می‌دهد، با افزایش بدبینی افراد مبتدی، تقاضای آن‌ها برای دارایی با ریسک کاهش یافته و در طرف مقابل تقاضای افراد ماهر برای دارایی با ریسک افزایش می‌یابد. با کاهش تقاضای افراد مبتدی برای دارایی با ریسک، بازدهی انتظاری آن‌ها کاهش یافته و لذا مصرف آن‌ها نیز کاهش می‌یابد. این ویژگی نشان می‌دهد که در مواجه با بدبینی نسبت به آینده دارایی‌های با ریسک، افراد مبتدی به سرعت از این بازارها خارج شده و تقاضای خود برای سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها را کاهش می‌دهند در حالی‌که افراد ماهر به دلیل تجربه و مهارت کسب کرده در این بازارها، از بازار خارج نشده و در عوض تقاضای خود برای این دارایی‌ها را افزایش می‌دهند. این فرآیند مبین این ویژگی است که افراد مبتدی در بازارهای مالی با ریسک بیشتر در معرض ضرر و زیان قرار دارند.

در شکل (۵) اثر افزایش تقاضای افراد ماهر برای دارایی‌های با ریسک بر متغیرهای الگو نشان داده شده است. این افزایش تقاضا برای دارایی به معنای کاهش تقاضای مصرفی افراد بوده و لذا سطح مصرف در اقتصاد کاهش می‌یابد. با کاهش سطح مخارج مصرفی، سطح پس‌انداز به نسبت بیشتری کاهش یافته و بنابراین مخارج سرمایه‌گذاری نیز کاهش می‌یابد. با کاهش سطح مصرف و سرمایه‌گذاری، سطح تقاضای کل اقتصاد نیز کاهش یافته و این امر منجر به کاهش سطح تولید به کمتر از سطح تولید بالقوه می‌شود. در نتیجه این تحولات، نرخ تورم در اقتصاد نیز کاهش می‌یابد. چون کاهش سطح سرمایه‌گذاری به نوبه خود باعث کاهش سطح تشکیل سرمایه در اقتصاد می‌شود،

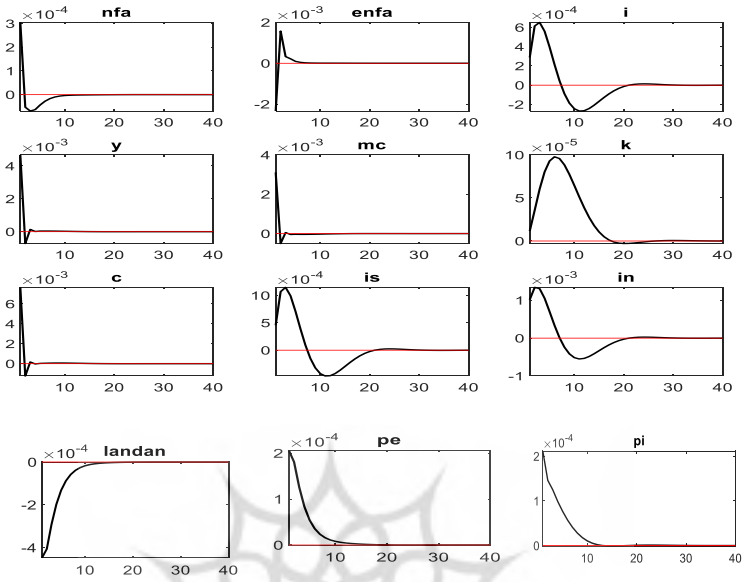
لذا سطح عوامل تولید بکار گرفته در فرآیند تولید کاهش یافته و لذا هزینه نهایی هر واحد تولید نیز کاهش خواهد یافت.




**شکل (۵): واکنش متغیرها به شوک تقاضای خرید دارایی با ریسک از سوی افراد ماهر**

منبع: یافته‌های تحقیق

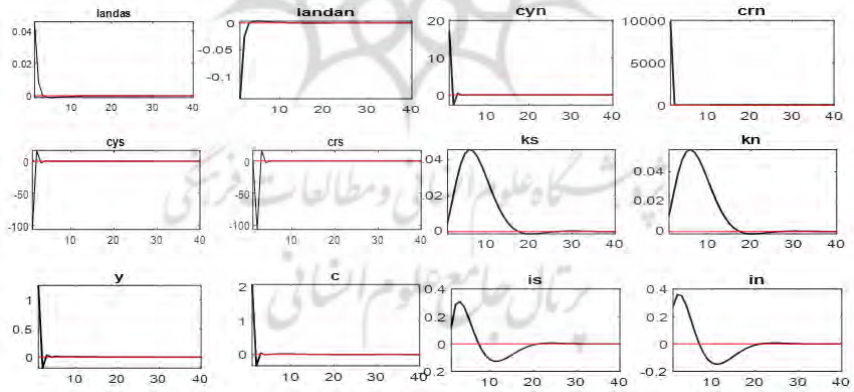
اثر افزایش نااطمینانی افراد مبتدی بر روند متغیرها در شکل (۶) آمده است. افزایش نااطمینانی افراد مبتدی به معنای آن است که این افراد نسبت به بازدهی دارایی ریسکی اطمینان کمتری دارند. در این حالت، افراد مبتدی تقاضای خود برای خرید دارایی‌های با ریسک را کاهش داده و در عوض مخارج مصرفی و سطح پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند. افزایش سطح مخارج مصرفی و افزایش سطح سرمایه‌گذاری (ناشی از افزایش پس‌انداز) باعث افزایش سطح تقاضای کل اقتصاد و بنابراین سطح تولید می‌شوند. بنابراین، در نتیجه در این فرآیند نرخ تورم در اقتصاد افزایش می‌یابد. بنابراین سطح نااطمینانی افراد مبتدی نسبت به دارایی‌های با ریسک می‌تواند باعث رشد همزمان تولید و سطح عمومی قیمت‌ها شود.




**شکل (۶): واکنش متغیرها به شوک نااطمینانی افراد مبتدی**

منبع: یافته‌های تحقیق

اثر افزایش واریانس قیمت سهام بر متغیرهای الگو در شکل (۷) گزارش شده است.




**نمودار (۷): اثر افزایش واریانس قیمت سهام**

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نمودار (۷) نشان می‌دهد، افزایش واریانس قیمت دارایی‌های با ریسک باعث می‌شود که تقاضای افراد ماهر برای این دارایی‌ها بیشتر اما تقاضای افراد مبتدی کاهش

یابد. به عبارت دیگر، مخارج خرید این دارایی‌ها برای افراد ماهر افزایش و برای افراد مبتدی کاهش می‌یابد.

## ۵- نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر بازار مالی در قالب یک ساختار الگو تعادل عمومی مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است. ویژگی اصلی لحاظ شده در این ساختار، پارامترهای مربوط به نااطمینانی بازار مالی است که هدف از آن بررسی آثار تلاطم در بازار مالی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان، علل‌الخصوص سطح تولید اقتصاد است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد نااطمینانی در بازار مالی به طور متقارن بر همه افراد جامعه اثر یکسان نداشته بلکه افراد مبتدی در این بازارها به طور متفاوت‌تری از شوک‌ها و نوسان‌ها متاثر می‌شوند و همین امر ضمن ایجاد آثار نامتقارن در جامعه، باعث می‌شود تا اثر نهایی نوسان‌های بازار دارایی بستگی به سهم و نقش افراد مبتدی و ماهر داشته باشد. بر این اساس و به منظور شناسایی اثر نهایی هریک از شوک‌های بازار مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، ابتدا هدف و قیود مقابل هریک از واحدهای ماهر و مبتدی تصریح و سپس بر اساس مسئله مقابل آن‌ها، توابع رفتاری هر واحد در بازار کالاهای مصرفی، بازار پول، بازار دارایی و بازار کار شناسایی و استخراج شده است. معادلات نهایی استخراج شده نشان می‌دهند که در واکنش به شوک‌های بازار مالی، مخارج مصرفی و مخارج سرمایه‌گذاری خانوارهای مبتدی و ماهر می‌توانند کاملا در جهت مخالف یکدیگر حرکت کنند و لذا اثر نهایی شوک بر تقاضای کل اقتصاد بستگی به اثر خالص این دو جریان دارد و لذا پیدایش ادوار تجاری در واکنش به تلاطم‌های بازار مالی، پدیده‌ای از قبل معین نبوده و کاملا وابسته به رفتار مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها دارد. بر اساس نتایج حاصل شده، افزایش واریانس قیمت دارایی‌های با ریسک باعث می‌شود که تقاضای افراد ماهر برای این دارایی‌ها بیشتر اما تقاضای افراد مبتدی کاهش یابد. به عبارت دیگر، افراد ماهر به سمت خرید سهام متمایل بوده اما افراد مبتدی به سمت اوراق خزانه مالی دولت که اطمینان بیشتری از نظر بازدهی دارد متمایل می‌شوند.

## تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

## فهرست منابع


۱. باقرزاده آذر، فاطمه، محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین و منصورفر، غلامرضا (۱۳۹۹). رابطه غیرخطی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت و رشد اقتصادی ایران با تأکید بر توسعه بازارهای مالی در قالب مدل نوین GAS. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷ (۲)، ۱۲۸-۱۰۳.

۲. مهرگان، نادر، و احمدی قمی، محمدعلی (۱۳۹۴). شوک‌های ارزی و بازارهای مالی: کاربردی از مدل خودرگرسیون برداری پانل. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳ (۷۵)، ۱۳۰ – ۱۰۳.

۳. نجارزاده، رضا، آقایی، مجید، و رضایی‌پور، محمد (۱۳۸۸). بررسی تاثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۹ (۱)، ۱۷۵-۱۴۷.

1. Aguiar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of political Economy*, *115*(1), 69-102.

2. Andersen, T. G. (1996). Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility. *The Journal of Finance*, *51*(1), 169-204.

3. Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. (2010). Financial markets and fluctuations in uncertainty. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper*.

4. Avery, C., & Zemsky, P. (1998). Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets. *American economic review*, 724-748.

5. Bacchetta, P., & Caminal, R. (2000). Do capital market imperfections exacerbate output fluctuations?. *European Economic Review*, *44*(3), 449-468.

6. Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, *131*(4), 1593-1636.

7. Nicholas, B., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, *49*(3), 307-343.

8. Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, *85*(3), 937-958.
9. Bernanke, B.S., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook Macroeconomics*, 1, 1341–1393.
10.Bagherzadeh Azar, F., Mohseni Zonouzi, S.J. & Mansourfar, G. (2020). The nonlinear relationship between the uncertainty of government economic policies and economic growth of Iran with emphasis on the development of financial markets in a novel Gas model framework. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 7 (2), 103-128 (In Persian).
11.Bils, M. (1987). The cyclical behavior of marginal cost and price. *The American Economic Review*, 77 (5), 838–855.
12.Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41 (3), 528–543.
13.Bloom, N., (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77 (3), 623-685.
14.Bollerslev, T., Tauchen, G. & Zhou, H. (2009). Expected Stock Returns and Variance Risk Premia. *The Review of Financial Studies*, 22 (11), 4463-4492.
15.Brown, G.W., (1999). Volatility, sentiment, and noise traders. *Financial Analysts Journal*, 55 (2), 82–90.
16.Choudhry, T. (2003). Stock market volatility and the US consumer expenditure. *Journal of Macroeconomics*, 25 (3), 367–385.
17.Cogley, T, & Sargent, T.J. (2005). Drift and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII US. Review of Economic Dynamics, 8(2), 262-302.
18.Davis, J.S., & Khan, A.J. (2008). Interpreting the great moderation: Changes in the volatility of economic activity at the macro and micro levels. *Journal of Economic Perspectives*, 22 (4), 80-155.
19.De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. & Waldmann, R.J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 703–738.
20.Dixit, A., & Pindyck, R.S. (1994). Investment under uncertainty. *Princeton University Press*.
21.Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedsticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50, 987– 1008.

22.Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana P., Kuester, K,. & Juan Rubio Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105 (11), 3352-3384.

23.Gilhhritt , .. , ii m, J... & rrrr ajš,,, .. (2014). Uneertii tt ,, ficccc ial frictions and investment dynamics. *National Bureau of Economic Research*.

24.Guerron-Quintana, P. (2009). Do uncertainty and technology drive exchange rates?. *Working Papers 09-20, Federal Reserve Bank of Philadelphia*.

25.Ilut, C. & Saijo, H. (2021). Learning, confidence, and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 117, 354-376.

26.Ludvigson, S.C., Ma, S. & Ng, S. (2019). Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response?. *NBER working paper series*.

27.Mehregan N. & Ahmadi Ghomi M.A. (2016). Exchange rate shocks and financial markets: An application of panel vector autoregression model (Panel VAR). *Journal of Economic Research and Policies*, 23 (75), 103-130 (In Persian).

28.Najarzadeh R., Aghaei M. & Rezaeipour, M. (2009). The impact of price and exchange rate fluctuations on stock price index in Tehran Stock Market: Using a vector auto- regression method. *Journal of sustainable growth and development*, 9 (1), 147-175 (In Persian).

29.Ng, S., & Wright. J.H. (2013). Facts and challenges from the Great Recession for forecasting and macroeconomic modeling. *Journal of Economic Literature*, 51 (4), 1120-1154.

30.Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.

31.Segal, G., Shaliastovich, I., & Yaron, A. (2015). Good and bad uncertainty: Macroeconomic and financial market implications. *Journal of Financial Economics*, 117, 369–397.

32.Trueman, B. (1988). A theory of noise trading in securities markets. *The Journal of Finance*, 43 (1), 83–95.

33.Verma, R. & Verma, P. (2007). Noise trading and stock market volatility. *Journal of Multinational Financial Management.* 17 (3), 231–243.

34.Villaverde,J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K. & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity .*American Economic Review*, 105 (11), 3352-3384.

35.Yıldırım-Karaman, S. (2018). Uncertainty in financial markets and business cycles. *Economic modelling*, *68*, 329-339.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی