دوفصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی
سال ششم، شمارهٔ ۱، بهار و تابستان ۱۳۹۸
شمارهٔ پیاپی ۱۱، صص۲۶۷-۳۰۰
مقالهٔ پژوهشی

The Journal of Economic Studies and Policies
Semi-Annual, Vol.6, No.1, Spring - Summer 2019
Issue 11, pp.267-300
Original Article

منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزینی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

پرتو کیان‌پور *
عباس امینی‌فرد **
هاشم زارع ***
مهرزاد ابراهیمی ****

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۶/۲۳ ـ تاریخ تـأییـد: ۹۸/۱۱/۱۹

چکیده

شناسایی و تبیین ارتباط بین دو پدیدهٔ تورم و بیکاری در اقتصاد کشور از نظر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و سیاسی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. بررسی رابطهٔ میان تورم و بیکاری می‌تواند سیاست‌گذاران و اقتصاددانان را در بررسی عملکرد اقتصادی یاری دهد. منحنی فیلیپس یکی از مشهورترین روابط در اقتصاد کلان است که به بررسی ارتباط بین تورم و بیکاری پرداخته است. منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در دهه ۱۹۹۰، براساس چسبندگی‌های اسمی و انتظارات عقلایی شکل گرفته و به طور گسترده در مدل‌های ساختاری پویای تورمی مورد استفاده قرار گرفته است. در این پژوهش با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزینی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵:۴-۱۳۷۳:۱ و بررسی اثر تکانه‌های تکنولوژی، فشار هزینه، مخارج دولت، نفتی و پولی بر تورم پرداخته می‌شود. نتایج پژوهش بیان‌گر آن است که الگوی ارائه شده به خوبی رفتار ادواری و نوسانات متغیرها را شبیه‌سازی می‌کند. همچنین، تکانه‌های مخارج دولت، فشار هزینه باعث افزایش تورم و تکانه‌های نفتی، پولی و تکنولوژی باعث کاهش تورم می‌شوند.

واژگان کلیدی: منحنی فیلیپس کینزین جدید، تخمین، تورم، تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست پولی.
طبقه‌بندی موضوعی: E12، C13، E31، E41، E52.

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، فارس، ایران Email: Parto6400@yahoo.com
** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، فارس، ایران «نویسنده مسئول» Email: aaminifard@yahoo.com
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، فارس، ایران Email: Zare@gmail.com
**** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، فارس، ایران Email: mhrzad@yahoo.com

۱. مقدمه

پایین بودن نرخ تورم و بیکاری یکی از ویژگی‌های مهمی است که می‌توان آن را مابین اقتصادهای توسعه یافته جستجو کرد، به‌طوری که کشورهای توسعه یافته به خوبی توانسته‌اند چنین معضلی (نرخ تورم و بیکاری) را برطرف کنند. با بررسی داده‌های آماری ایران می‌توان مشاهده نمود که چنین معضلی گریبان اقتصاد کشور را فراگرفته است. از این رو لازم است تا سیاست‌گذاران اقتصادی، سیاست‌های صحیحی برای حل این معضل اتخاذ و اعمال نمایند. لازمهٔ این امر شناخت دقیق بیکاری، تورم و ارتباط مابین آن دو است. بنابراین، لازم است تا رابطهٔ صحیحی مابین تورم و بیکاری در اقتصادایران ارائه شود (الهی و همکاران، ۱۳۹۵، ۳۸).

منحنی فیلیپس (Philips curve) اولیه که رابطهٔ بین دستمزد و بیکاری را نشان می‌دهد در دهه‌های اخیر دچار تغییرات اساسی شده است. جدیدترین تغییرات براساس مطالعهٔ تیلور[1] و کالوو[2] بنام منحنی فیلیپس کینزین جدید (New Keynesian Philips Curve) شناخته شده است. این مدل براساس انتظارات عقلایی شکل گرفته و رابطهٔ بین تورم و هزینهٔ نهایی بنگاه را بیان می‌کند؛ همچنین انتظارات آینده‌نگر در این مدل نقش مهمی دارند. بعدها گالی و گرتلر [3] منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هایبریدی را ارائه کردند که در آن، انتظارات گذشته‌نگر وجود دارد. منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید و منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هایبریدی بر سیاست پولی و رابطهٔ بین ادوارتجاری، انتظارات و تورم تمرکز می‌کند. این مسئله اهمیت مهمی دارد چون بانک مرکزی می‌تواند بدون پرداخت کردن هزینه‌ای یک سیاست ضد تورمی را دنبال کند (Arruda et al., 2018: 144).

در سال‌های اخیر، اعتبار تجربی از پایه‌های اقتصاد خرد از منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با انتظارات عقلایی، توجه زیادی از هر دو گروه سیاستگذاران و محققان دانشگاهی را به این نوع موضوع به خود جلب کرده است. وجود این دو عامل، موجب می‌شوند که نتایج از یک چارچوب منطقی‌تر برخوردار گردیده و به شرایط دنیای واقعی نزدیک‌تر باشند. یک پیشرفت اساسی در این خصوص، ارائه و توسعهٔ نظریهٔ ادوار تجاری حقیقی بود. با این حال از آن جا که در الگوهای ادوار تجاری حقیقی پول نقش خنثی داشت و خنثی بودن پول با واقعیات اقتصادی

1. see: Taylor,1980.
2. see: Calov, 1983.
3. see: Galí and Gertler,1999.

هماهنگی نداشت، در الگوهای کینزی جدید، با تعمیم نظریات کینز، سعی در بسط نظری مبانی خرد چسبندگی‌ها کرده و با ادغام ادوار تجاری و نظریات کینزی (وجود بازار رقابت ناقص و اهمیت پول در اقتصاد)، الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در قالب نظریه‌های کینزی جدید متولد گردید. این امر موجب شد این الگوها در چند دهۀ اخیر، در مطالعات تجربی، ابزار تجربی و تحلیل‌های اقتصادی برای اقتصاددانان و بانک‌های مرکزی در کشورهای مختلف گردد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳، ۳).

در این پژوهش ما به دنبال پاسخ به این پرسش‌ها هستیم: کدامیک از انتظارات تورمی در ایران نقش بیشتری در تورم جاری دارد؟ کدامیک از تکانه‌های اقتصادی باعث افزایش تورم و کدامیک باعث بهبود تورم می‌شود؟

مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش اول مبانی نظری ارائه شده است. در بخش دوم به پیشینه پژوهش پرداخته شده است. در بخش سوم روند تورم در ایران و در بخش چهارم معرفی مدل ارائه شده است. در بخش پنجم مدل برآورد شده و پرسش‌های پژوهش پاسخ داده می‌شوند و در انتها، به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

منحنی فیلیپس اولیه، رابطۀ معکوس بین تورم دستمزد و بیکاری را نشان می‌دهد. منحنی فیلیپس اولیه به صورت زیر تعریف شده است:

$$\pi_t = \alpha + \gamma u_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

π_t بیان‌گر تورم دستمزد، u_t نرخ بیکاری دورۀ جاری و α و γ پارامتر می‌باشند. براساس نتایج فیلیپس[1]، نرخ بیکاری بالا نشان‌دهندۀ مازاد عرضۀ نیروی کار است، بنابراین فشار رو به پایین بر دستمزدها وارد می‌شود. منحنی فیلیپس بیان‌کنندۀ عرضۀ اقتصاد است. در نیمۀ دوم دهۀ ۱۹۶۰ این نظریه که متغیرهای اسمی (تورم) بر متغیرهای حقیقی (نرخ بیکاری) تأثیر دارد مورد انتقاد قرار گرفت. فلیپس[2] و فریدمن[3] معتقد بودند با توجه به اینکه منحنی فیلیپس رابطۀ

1. see: Philips,1958.
2. see: Phelps,1967,1969.
3. see: Friedman,1968,1977.

بین رشد دستمزدها و نرخ بیکاری را بیان می‌کند که این امر مغایر با فرضیهٔ عقلایی اقتصاد می‌باشد چون تحلیل‌های اقتصادی باید بر اساس متغیرهای حقیقی اقتصاد صورت گیرد.

بنابراین لازم است به منحنی فیلیپس انتظارات تورمی اضافه شود. با توجه به پایین بودن نرخ بیکاری و بالا بودن تورم، کارگران تصور می‌کنند تورم موجود بالاتر از انتظارات است. براساس این انتظارات، نرخ دستمزدها تعیین و نرخ بیکاری به سطح اولیهٔ خود بازمی‌گردد. این نظریه اولین بار توسط موت[1] مطرح شد و انتظارات تطبیقی یا گذشته‌نگر نامیده شد. براساس نظریهٔ انتظارات تطبیقی، عاملان اقتصادی انتظارات خود را براساس خطاهای گذشته اصلاح می‌کنند. به عبارت دیگر انتظارات تورمی، میانگین وزنی نرخ تورم‌های دوره‌های گذشته است. منحنی فیلیپس ارائه شده به صورت زیر تعریف شد:

$$\pi_t = \varphi\pi_t^e + \gamma(u_t - u_n) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

π_t بیان‌گر تورم جاری، π_t^e انتظارات تورمی، u_t نرخ بیکاری جاری و u_n نرخ بیکاری طبیعی است. انتظارات عاملان اقتصادی نقش مهمی در سیاست‌های اقتصادی دارد. براساس مطالعهٔ سارجنت[2] و لوکاس[3] و عاملان اقتصاد در پیش‌بینی تورم از تمام اطلاعات موجود استفاده می‌کنند و این امر سبب اضافه شده جزء آینده‌نگر به منحنی فیلیپس شد. تیلور[4] و کالوو[5] منحنی فیلیپس را براساس تحلیل‌های مدرن اقتصادی پایه‌گذاری کردند. منحنی فیلیپس کینزینی جدید براساس دو معادله زیر پایه‌گذاری شده است:

$$\mathrm{P_t} = \theta\mathrm{P_{t-1}} + (1-\theta)\mathrm{P_t^*} \qquad (۳)$$

$$P_t^* = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \qquad (۴)$$

دررابطهٔ (۳)، P_t بیان‌گر سطح قیمت کل، P_t^* سطح قیمت ناشی از حداکثر کردن سود بنگاه (قیمت بهینه) و θ درصدی از بنگاه‌ها که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند. معادلهٔ (۳) درجه‌ای از چسبندگی قیمت را نشان می‌دهد یعنی $(1-\theta)$ از بنگاه‌ها قیمت خود را براساس قیمت

1. see: Muth; 1961.
2. see: sargent, 1971.
3. see: Lucas,1972.
4. see: Taylor,1980.
5. see: Calov, 1983.

بهینه تعیین می‌کنند و بقیهٔ بنگاه‌ها قیمت خود را تغییر نمی‌دهند. رابطهٔ (۴) از حداکثر کردن ارزش فعلی سود انتظاری بنگاه‌ها بدست می‌آید. قیمت بهینهٔ بنگاه تابعی از θ، mc_{t+k}^{n} هزینهٔ نهایی حقیقی و (β) عامل تنزیل تصادفی است. در غیاب هزینه‌های تعدیل بنگاه‌ها قیمت خود را برابر با هزینه‌نهایی قرار می‌دهند. به عبارت دیگر، بنگاه‌ها قادر به تغییر قیمت‌ها در هر دوره نیستند بنابراین $P_t^* = mc_{t+k}^{n}$ است. قیمت‌ها باید براساس هزینهٔ نهایی انتظاری تعیین شوند. با استفاده از تعریف تورم $\pi_t = P_t - P_{t-1}$ و ادغام رابطهٔ (۳) و (۴) معادلهٔ منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به صورت زیر بدست آمده است:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \Upsilon_f E_t\{\pi_{t+1}\} \qquad (۵)$$

تورم جاری تابعی از هزینه‌نهایی حقیقی بنگاه و انتظارات تورمی است.[1] نشان دادند رابطهٔ بین هزینهٔ نهایی و شکاف تولید به صورت زیر می‌باشد:

$$mc_t = kx_t \qquad (۶)$$

K بیان‌گر کشش هزینه‌نهایی حقیقی است. با جایگذاری رابطهٔ (۶) در رابطهٔ (۵) رابطهٔ زیر بدست می‌آید:

$$\pi_t=\lambda\kappa x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} \qquad (۷)$$

منحنی فیلیپس کینزین جدید دارای معایبی می‌باشد و آن نبود جز انتطارات تورمی گذشته‌نگر می‌باشد. . این امر منجر به ظهور منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین جدید شد. P_t^* به صورت زیر تعریف شده است:

$$P_t^* = (1-\omega)P_t^f + \omega P_t^b \qquad (۸)$$

P_t^f بیان‌گر قیمت تعیین شده توسط بنگاه‌های آینده‌نگر و P_t^b قیمت تعیین شده توسط بنگاه‌های گذشته‌نگر است. قیمت‌گذاری بنگاه‌های آینده‌نگر براساس روش کالوو و P_t^f برابر است با:

$$P_t^f = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^{n}\} \qquad (۹)$$

1. see: Gali and Gertler,1999.

قیمت بنگاه‌های گذشته‌نگر براساس تورم دورهٔ گذشته و به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t^b = P_{t-1}^* + \pi_{t-1} \qquad (۱۰)$$

از ادغام رابطه‌های (۳)، (۸)، (۹) و (۱۰) منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید به صورت زیر بدست آمد: (Arruda et al., 2018: 147-149)

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \qquad (۱۱)$$

۳- پیشینهٔ پژوهش

مطالعات گوناگونی در مورد منحنی فیلیپس انجام شده است که از جملهٔ این مطالعات می‌توان به مطالعات موسوی محسنی و سعیدی‌فر[۱]، گرجی و اقبالی[۲]، مرزبان و نجاتی[۳]، جلائی و شیرافکن[۴]، گرجی و فولادی[۵]، رحمانی و امیری[۶]، امیری و گرجی[۷]، رحمانی و امیری[۸]، امیری و همکاران[۹]، افشاری و بیات[۱۰]، جعفری صمیمی و همکاران[۱۱]، حسینی و شکوهی[۱۲]، عرفانی و همکاران[۱۳]، کازرونی و همکاران[۱۴]، گرون و همکاران[۱۵]، گالی و گرتلر[۱۶]، جوندیو و بیهن[۱۷]، هنزل و همکاران[۱۸]،

۱. نک: سعیدی فر، ۱۳۸۵.
۲. نک: گرجی و اقبالی، ۱۳۸۶.
۳. نک: مرزبان و نجاتی، ۱۳۸۸.
۴. نک: جلائی و شیر افکن، ۱۳۸۸.
۵. نک: گرجی و فولادی، ۱۳۸۸
۶. نک: رحمانی و امیری، ۱۳۹۰.
۷. نک: امیری و گرجی، ۱۳۹۰.
۸. نک: رحمانی و امیری، ۱۳۹۱.
۹. نک: امیری و همکاران، ۱۳۹۱.
۱۰. نک: افشاری و بیات، ۱۳۹۳.
۱۱. نک: جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۴
۱۲. نک:حسینی و شکوهی، ۱۳۹۴.
۱۳. نک:عرفانی و همکاران، ۱۳۹۵.
۱۴. نک: کازرونی و همکاران: ۱۳۹۶.

15. see: Gruen et al,1999.
16. See: Gali and Gertler, 1999.
17. see: Jondeau and Bihan, 2005.
18. see: Henzel et al، 2008.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ساز[1]، بودا[2]، چورتیاس و همکاران[3]، اکس و همکاران[4]، واسیلوف[5]، لی و همکاران[6]، چاوت و همکاران[7] و هانسون[8] اشاره کرد. هر کدام از این مطالعات با استفاده از روش‌های گوناگونی از جمله روش حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares)، گشتاورهای تعمیم یافته (Generalized Method of Moment)، رگرسیون کوانتایل (Quantile regression) و همچنین تعادل عمومی پویای تصادفی (Dynamic Stochastic General Equilibrium) به بررسی منحنی فیلیپس پرداخته‌اند. در ادامه به تعدادی از این مطالعات اشاره خواهد شد.

رحمانی و امیری (۱۳۹۱)، به استخراج منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۴ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداختند. مدلی که برای چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها استفاده شده است، مدل قیمت‌گذاری کالوو می‌باشد. نتایج برآورد بیان‌گر آن است که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از روش‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند که سهم هر کدام از این قیمت‌ها تقریبا به‌طور مساوی تقسیم شده است.

توکلیان (۱۳۹۱)، به برآورد منحنی فیلیپس کینزی جدید طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۷ با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخت. در این مطالعه سه نوع منحنی فیلیپس همراه با دو رفتار مربوط به سیاست بانک مرکزی ارزیابی شده است که هدف از آن انتخاب یک مدل نزدیک به واقعیت‌های اقتصاد ایران می‌باشد. نتایج برآورد بیان‌گر آن است که منحنی فیلیپسی به اقتصاد ایران نزدیک است که شامل انتظارات تورمی آینده‌نگر و انتظارات تورمی گذشته‌نگر باشد. همچنین هرچه ضریب انتظارات تورم گذشته‌نگر بیشتر باشد نتیجهٔ بهتری به دست می‌آید.

افشاری و بیات (۱۳۹۳)، به برآورد منحنی فیلیپس کینزین جدید هایبریدی طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۵ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداختند. سپس با استفاده از معیار آکائیک یک مدل مناسب خود توضیح جمعی میانگین متحرک را برآورد کردند. نتایج بدست آمده نشان داد که قیمت‌های گذشته تأثیر بیشتری بر تورم داشته‌اند و ضریب شکاف تولید

1. see: Saz, 2011
2. see: Bouda,2013.
3. see: Chorteas et al, 2011.
4. see: Xu et al, 2015
5. see: vasilev, 2015.
6. see: Lee et al, 2016.
7. see:Chauvet, 2017.
8. see: Hanson, 2017.

معنادار و مثبت است. همچنین منحنی فیلیپس کینزین جدید، ریشهٔ میانگین مربع خطای کمتری نسبت به مدل خود توضیح جمعی میانگین متحرک داشته است و بهتر توانسته تورم را پیش‌بینی کند.

رضایی‌فر و زارع مهرجردی (۱۳۹۴)، به بررسی رابطهٔ بین تورم و بیکاری در مناطق روستایی ایران از نگاه منحنی فیلیپس کلاسیک‌های جدید و بررسی عوامل تأثیرگذار براین دو متغیر برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۵ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفهٔ توزیعی و روش‌های ساختاری مبتنی بر تکنیک حداقل مربعات معمولی پرداختند. نتایج بدست آمده نشان داد در کوتاه‌مدت و بلندمدت منحنی فیلیپس نئوکلاسیک در مناطق روستایی ایران از لحاظ آماری معنادار می‌باشد، یعنی رابطهٔ بین نرخ بیکاری و تورم در مناطق روستایی رابطه‌ای معکوس خواهد بود.

عرفانی و همکاران (۱۳۹۵)، به برآورد منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج برآورد نشان داد که شکاف تولید اثر مثبت و معناداری بر متغیر تورم دورهٔ جاری دارد. همچنین ضریب انتظارات تورمی آینده‌نگر و گذشته-نگر مثبت و معنادار می‌باشد اما ضریب انتظارات تورمی آینده‌نگر بیشتر از ضریب تورم انتظارات تورمی گذشته‌نگر است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۶)، به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۹ با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل پرداختند. نتایج برآوردنشان داد که عاملان اقتصادی در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از مقادیر آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند، اما سهم ضریب پارامتر آینده‌نگر بیشتر است.

بودا[1]، به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزنی طی دورهٔ زمانی۲۰۱۲:۲-۲۰۰۱:۱ با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی در جمهوری چک پرداخت. مدل بررسی شده شامل چهار بخش خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی می‌باشد. نتایج برآورد بیان‌گر آن است که ضریب انتظارت تورم آینده‌نگر در منحنی فیلیپس هایبریدی داخلی و وارداتی بیشتر از ضریب انتظارات تورم گذشته‌نگر و به ترتیب برابر با ۰/۷۵ و ۰/۵۴ می‌باشد.

1. see: Bouda,2013.

اکس و همکاران[1] به بررسی رابطهٔ بین شکاف تولید و تورم طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۱:۴ – ۱۹۵۲:۱ با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل در آمریکا پرداختند. نتایج بیان‌گر آن است که منحنی فیلیپس آمریکا غیرخطی و نامتقارن است و سیاست‌های پولی در آمریکا به چرخه‌های اقتصادی و نااطمینانی تورم وابسته هستند.

واسیلوف[2]، به برآورد منحنی فیلیپس نئوکینزینی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۶–۱۹۸۱ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته در مجارستان پرداخت. در این تحقیق از منحنی فیلیپس به روش گالی و گرتلر و قیمت‌گذاری کالوو استفاده شده است. نتایج بدست آمده بیان‌گر آن است که هزینهٔ نهایی و انتظارات تورمی آینده‌نگر رابطهٔ معنادار و مثبتی با تورم جاری دارند.

لی و همکاران[3] به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳–۱۹۶۱ با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل در آمریکا پرداختند. نتایج برآورد بیان‌گر آن است در کوانتایل‌های بالاتر حساسیت بیشتری نسبت به انتظارات تورمی وجود دارد. همچنین تورم گذشته‌نگر وابسته به سطوح مختلف چندک‌ها است. به‌طوری‌که ضرایب انتظارات تورمی گذشته‌نگر در سمت راست توزیع کوچک بوده و معنادار نیست.

هانسون[4]، به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید در کشور غنا طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۵–۱۹۹۳ در کشور غنا با استفاده از روش برآوردکننده متغیر ابزاری تعمیم‌یافته (Generalized instrumental variable estimator) پرداخت. نتایج بدست آمده بیان‌گر آن است که انتظارات تورمی آینده‌نگر و گذشته‌نگر اثر مثبت و معناداری بر نرخ تورم جاری دارند اما سهم انتظارات تورمی گذشته‌نگر بیشتر است. همچنین ضریب انتظارات تورمی آینده‌نگر و گذشته‌نگر به ترتیب برابر با ۰/۴۶ و ۰/۵۷ می‌باشد و ضریب شکاف تولید منفی و بی معنا می‌باشد.

چاوت و همکاران[5] به بررسی منحنی فیلیپس هایبریدی طی دوره‌های زمانی ۲۰۰۸:۴–۱۹۶۰:۱ در آمریکا با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. نتایج برآورد بیان‌گر

1. see: Xu et al, 2015
2. see: vasilev, 2015.
3. see: Lee et al, 2016.
4. see: Hanson, 2017.
5. see:Chauvet, 2017.

آن است که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از روش‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند و ضریب انتظارات تورمی آینده‌نگر بیشتر از ضریب تانتظارات تورمی گذشته‌نگر می‌باشد.

با توجه به پژوهش‌های انجام گرفته در ایران مهمترین تفاوت‌های این پژوهش با پژوهش‌های انجام گرفته را می‌توان در روش برآوردی منحنی فیلیپس، استفاده از تکانه‌های مخارج دولت و فشار هزینه و بررسی اثر تکانه‌های اقتصادی علاوه بر تورم و تولید غیر نفتی بر روی اشتغال، دستمزدهای حقیقی و مصرف دانست.

۴- مروری بر تورم در ایران

امروزه تورم به عنوان یکی از معضلاتی که گاهی گریبان گیر جوامع بشری شده و دارای عوارض اقتصادی، سیاسی و فرهنگی گسترده‌ای می‌باشد مطرح است. تورم در ایران در طی دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۷۳ روندی نوسانی و پر تغییر داشته است.

در دورهٔ مورد بررسی، حداکثر میزان تورم برابر با ۴۹/۴ درصد در سال ۱۳۷۴ و حداق آن نیز برابر ۹ درصد در سال ۱۳۹۵ بوده، که روند مذکور در نمودار (۱) ارائه گردیده است. در سال ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ نرخ تورم به ترتیب به ۳۵/۲ و۴۹/۴ درصد افزایش یافت. فرارسیدن سررسید بازپرداخت بدهی‌های خارجی و در کنار آن اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی، از دلایل اصلی افزایش تورم در این دو سال بود. از سال ۱۳۷۵ به بعد نرخ تورم کاهش یافته است تا اینکه در سال ۱۳۸۰ نرخ تورم به ۱۱/۴ درصد رسید.

اثرات مثبت افزایش درآمدهای ارزی بر وضع مالی دولت، ادامه روند بهبود وضعیت ترازپرداخت‌ها، افزایش واردات و عرضه کالاها و خدمات، رعایت انضباط مالی از سوی دولت و همچنین افزایش اعتماد عمومی نسبت به ثبات وضعیت اقتصادی کشور و بنابراین کاهش انتظارات تورمی جامعه از عوامل اصلی کاهش نرخ تورم در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال قبل از آن بود. روند کاهنده نرخ تورم از ابتدای سال ۱۳۸۱ تغییر جهت داد و روند افزایشی به خود گرفت. بدین ترتیب نرخ تورم که از ۱۲/۶ درصد در دوازده ماهه منتهی به شهریور سال ۱۳۷۹ به ۱۱/۴ درصد در سال ۱۳۸۰ محدود گردیده بود، از ابتدای سال

۱۳۸۱ روند افزایشی به خود گرفته و به ۱۵/۸ درصد رسید. افزایش نرخ تورم در سال ۱۳۸۱ عمدتاً ناشی از اثرات تأخیری رشد بالای نقدینگی در سالهای ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و تأثیر رشد نقدینگی در سال ۱۳۸۱ می‌باشد.

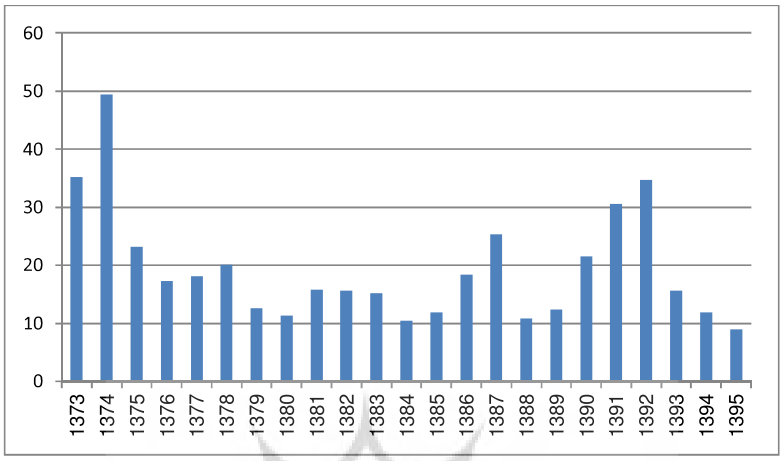
نرخ تورم در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۸۳ (۱۵/۲ درصد) روندی کاهشی داشته است و به میزان ۱۰/۴ درصد رسید. از دلایل اصلی کاهش تورم در این سال می‌توان به افزایش واردات کالاهای مصرفی، اجرای طرح تثبیت قیمت‌ها، کاهش رشد اجاره بهای منازل مسکونی به علت رکود بازار مسکن، کاهش رشد نرخ موثر تعرفه و رشد عرضه محصولات کشاورزی به دلیل شرایط مساعد جوی اشاره نمود.

اگرچه نرخ تورم در سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ به ۱۵درصد رسید ولی در سال ۱۳۸۴ کاهش یافته و به ۱۰ درصد رسید. همچنین نرخ تورم از سال ۱۳۸۴ به بعد روند صعودی داشته است و در سال ۱۳۸۷ به ۲۵/۴ درصد رسید. روند صعودی نرخ تورم در سال ۱۳۸۸ تغییر جهت داد و نرخ تورم به میزان ۱۰/۸ درصد رسید.

اجرای قانون هدفمند سازی یارانه‌ها از اواخر سال ۱۳۸۹ و تعدیل قیمت‌های انرژی از عوامل کلیدی افزایش تورم در سال ۱۳۹۰ می‌باشد. از سال ۱۳۹۱ و در پی تشدید تحریم‌های خارجی و در بستری از عدم تعادل‌های انباشته ناشی از اجرای چند سال سیاست‌های اقتصادی ناسازگار و ناهماهنگ، زمینهٔ افزایشی چند برابری نرخ ارز و متعاقب آن افزایش نرخ تورم به ۳۰/۵ در سال۱۳۹۱ فراهم شد.

از نیمه اول سال ۱۳۹۲، با شروع به کار دولت یازدهم و شکل‌گیری انتظارات مثبت نسبت به تحولات سیاسی و اقتصادی آتی، روند صعودی تورم متوقف شد و همزمان با اجرای اصلاحات سیاستی و تقویت سازگاری و هماهنگی میان سیاست‌های اقتصادی به ویژه اصلاح رویه ناسالم تأمین مالی مسکن مهر و برقراری ثبات در بازار ارز، زمینه آغاز و تداوم روند نزولی نرخ تورم طی سالهای فعالیت دولت یازدهم فراهم گشت؛ تا جائیکه نرخ تورم در خرداد ماه سال ۱۳۹۵ در محدوده تک رقمی (۹/۷ درصد) محقق شد و با استمرار آن تا پایان سال ۱۳۹۵، پس از ۲۶ سال بار دیگر نرخ تورم سال ۱۳۹۵ (۹درصد) در مقطع سال تک رقمی شد.

نمودار(۱): نرخ تورم در ایران طی دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۷۳



منبع: داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۵- مدل تجربی پژوهش

در این مقاله، به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزینی در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته شده و چارچوب اصلی مدل نیز با اتکا برمقالهٔ بودا[1] طراحی شده است که با توجه به اقتصاد ایران تغییراتی در آن لحاظ شده است. مهمترین فروض در ساخت این مدل عبارتند از:

۱- کشور به جز صادرات نفت رابطهٔ مبادله‌ای دیگری با خارج از کشور ندارد؛

۲- کل تولید و مصرف کشور متشکل از کالاهای واسطه، نهایی و تولید است؛

۳- تولیدکننده نهایی در اقتصاد مانند یک جمعگر عمل می‌کند؛

۴- خانوارها صاحبان بنگاه هستند.

مدل از چهار بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و بانک مرکزی تشکیل شده است و در بخش تولید (بنگاه‌ها)، سه بخش بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بخش نفت حضور دارد.

1. see: Bouda, 2013.

۴-۱- رفتار مصرف کنندگان(خانوارها)

در مدل کینزی جدید، خانوار عرضه‌کننده عوامل تولید و تقاضا کننده مصرف و دارایی‌های مالی است. عوامل تولید شامل نیروی کار و سرمایه است. دارایی‌های مالی شامل اوراق بهادار است که در کنار مصرف کالا و خدمات بلوک تقاضای خانوار را مشخص می‌سازد. خانوار عوامل تولیدی را به بنگاه اجاره می‌دهد و از بنگاه، کالا و خدمات نهایی خریداری می‌کند؛ در زمینه مدسازی بخش خانوار فرض می‌شود ترجیحات خانوار همسان است که به این فرض همگنی یا متقارن بودن خانوارها گفته می‌شود. این فرض از آن جهت مهم است که با تحلیل رفتار یک خانوار نوعی می‌شود نتایج حاصل شده به سایر خانوارها تعمیم داده شود و در نهایت رفتار کلی بخش مصرفی اقتصاد بدست آید. عوامل تولید خانوار شامل نیروی‌کار و سرمایه می‌باشد. هدف خانوار حداکثر سازی تابع مطلوبیت در یک افق زمانی بلندمدت با توجه به قید بودجه مشخص است. تابع مطلوبیت خانوار به شکل رابطهٔ زیر است.

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \frac{L_t^{1+\xi}}{1+\xi} \right] \qquad (۱۲)$$

که در رابطهٔ فوق $\beta \epsilon (0,1)$ بیان‌گر عامل تنزیل ذهنی، C_t شاخص مصرف، hC_{t-1} عادت مصرفی است که $0 < h < 1$ است و پارامتر ثبات عادت نامیده می‌شود. به‌طور معمولی در این مدل‌سازی، عادت مصرفی به‌صورت جزء برون‌زای خارجی در نظر گرفته می‌شود؛ به عبارتی، عادت مصرفی به مصرف جمعی گذشته بستگی دارد و نه مصرف گذشته مصرف‌کننده نوعی، L_t عرضه نیروی کار از سوی خانوار، σ درجه ریسک‌گریزی نسبی، ζ عکس کشش عرضه نیروی‌کار، ψ پارامتر ثابت و E اپراتور انتظارات است. هدف خانوار پیدا کردن مسیر بهینه مصرف، عرضه نیروی‌کار، اوراق‌بهادار و حجم سرمایه می‌باشد. به منظور بدست آوردن مسیرهای بهینه نخست باید قید بودجه خانوار مشخص شود که با توجه به روابط تعریف شده، این قید به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$P_t C_t + I_t + \frac{B_t}{P_t} = R_t^K K_t + W_t L_t + \frac{B_{t-1}}{P_t} r_{t-1} \qquad (۱۳)$$

که در رابطهٔ فوق، B_t اوراق‌بهادار، B_{t-1} اوراق بهادار دورهٔ قبل، W_t دستمزد اسمی نیروی کار، r_tسود ناشی از نگهداری اوراق بهادار، I_t سرمایه‌گذاری خانوار و R_t^K نرخ بازده سرمایه و K_tحجم سرمایه است. از آنجا که مقدار حقیقی کلیه متغیرها برای خانوار مهم است، قید بودجه

خانوار نیز باید به‌صورت حقیقی نوشته شود. با تقسیم طرفین قید بودجه خانوار بر شاخص قیمت P_t، قید بودجه حقیقی خانوار به‌صورت زیر خواهد شد:

$$C_t + \frac{I_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \frac{R_t^k}{P_t} K_t + \frac{W_t}{P_t} L_t + \frac{B_{t-1}}{P_t} r_{t-1} \qquad (۱۴)$$

که در آن $W_t = \frac{W_t}{P_t}$ نرخ دستمزد حقیقی، $r_t^k = \frac{R_t}{P_t}$ نرخ بازده حقیقی سرمایه، $b_t = \frac{B_t}{P_t}$ مقدار حقیقی اوراق بهاداراست. همچنین $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ نرخ تورم ناخالص دورهٔ t است. ارتباط میان سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه براساس رابطهٔ انباشت‌سرمایه شکل می‌گیرد که بر اساس آن حجم سرمایه در هر دوره مقید به مخارج سرمایه‌گذاری انجام شده توسط خانوار است. بنابراین، رابطهٔ انباشت سرمایه به صورت رابطهٔ زیر فرض می‌شود:

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \qquad (۱۵)$$

که در این رابطه، k_t حجم سرمایه، I_t سرمایه‌گذاری خانوار در دورهٔ t و δ نرخ استهلاک سرمایه است. از آنجا که سرمایه‌گذاری این دوره در دورهٔ بعد به فعلیت می‌رسد پس حجم سرمایه یک متغیر از پیش تعین شده در الگو خواهد بود. هدف خانوار حداکثر سازی تابع مطلوبیت(۱۲) نسبت به قید بودجه است؛ رابطهٔ (۱۵) را در رابطهٔ (۱۴)جایگذاری کرده و تابع مطلوبیت خانوار را با توجه به قید بودجه حداکثر کرده است. تابع لاگرانژ مربوط به این مسئله به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \max_{C_t, L_t, b_{t+1}, K_{t+1}} L_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Bigg[& \frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \Bigg] \\ & + \lambda_t \Big[r_t^k K_t + W_t L_t + \frac{b_{t-1}}{\pi_t} r_{t-1} - c_t - K_{t+1} \\ & + (1-\delta)K_t - b_t \Big] \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

در رابطهٔ فوق λ_t ضریب لاگرانژ مرتبط با قید بودجه است. شرایط بهینه مرتبهٔ اول این مسئله عبارت است از:

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = \beta^t \frac{(1-\sigma)}{(1-\sigma)} (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \qquad (۱۷)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t} = \beta^t \frac{(-\psi)(1+\eta)}{(1+\eta)} L_t^{\eta} + W_t L_t = 0 \qquad (۱۸)$$

$$\frac{\partial L}{\partial b_t} = \frac{\lambda_{t+1} r_t}{\pi_{t+1}} - \lambda_t = 0 \Longrightarrow \lambda_{t+1} = \frac{\lambda_t \pi_{t+1}}{r_t} \qquad (۱۹)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{t+1}} = r_{t+1}^k \lambda_{t+1} - \lambda_t + \lambda_{t+1}(1-\delta) = 0 \qquad (۲۰)$$

۴-۲- بنگاه

تحلیل رفتار بنگاه در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به این صورت است که ابتدا بنگاه‌های تولیدی به دو دسته تقسیم می‌شود. دسته اول بنگاه‌های واسطه‌ای نام دارد که با ترکیب عوامل تولیدی، کالای واسطه‌ای تولید می‌کنند. چون فرض اولیه کینزی جدید برچسبندگی قیمت استوار است و فرض دوم آن‌ها تناوبی بودن قیمت‌گذاری از سوی بنگاه‌هاست، لذا بازاری که این بنگاه‌ها قرار است در آن فعالیت کنند باید هر دو ویژگی مذکور را داشته باشد.

بدین منظور، فرض می‌کنیم بنگاه‌های اقتصادی در بازاررقابت انحصاری قرار دارند که هم از قابلیت قیمت‌گذاری برخوردارند و هم به دلیل رقابتی بودن، تغییرات قیمت به صورت متناوب شکل خواهد گرفت. تعداد بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت بینهایت اما شمارش پذیر فرض می‌شود که هر یک به تولید یک کالا مشغول است و چون تعداد کالاهای مصرفی اقتصاد به صورت $j\in [0,1]$ در نظر گرفته می‌شود، بنابراین هر بنگاه واسطه‌ای را با این اندیس نشان می‌دهیم. دسته دوم، بنگاه نهایی نام دارد که دو فرض در مورد آن در نظر گرفته می‌شود؛ نخست اینکه تنها یک بنگاه نهایی داریم که با ترکیب کالاهای واسطه‌ای، آن را در قالب یک کالای واحد به مصرف‌کنندگان به فروش می‌رساند. دوم اینکه بنگاه نهایی در یک فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند که قدرت تعیین قیمت ندارد.

۴-۲-۱- بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه را خریداری می‌کند و از ترکیب، کالاهای نهایی را تولید نموده و به مصرف‌کنندگان می‌فروشد. تابع تولید بنگاه نهایی، براساس شاخص دیگزیت و استگلیتز (Dixit & Stiglit z) به صورت زیر فرض می‌شود:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \theta > 1 \qquad (۲۱)$$

که در آن $Y_t(j)$ تولید بنگاه واسطه‌ای jام است. شرط لازم برای اینکه بنگاه‌های واسطه‌ای دارای قدرت رقابتی باشند این است که $\theta < \infty$، زیرا در این حالت کالاهای واسطه‌ای جانشین

ناقص یکدیگر خواهند بود. تابع تولید از نوع بازده ثابت نسبت به مقیاس است که با n برابر کردن نهاده‌های واسطه‌ای، تولید نیز n برابر می‌شود. هدف بنگاه نهایی انتخاب مقدار کالاهای واسطه‌ای است؛ به‌نحوی که سود آن حداکثر شود.

بنابراین تابع سود بنگاه تولیدکننده کالای نهایی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_t = P_t Y_t - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j)\, dj \qquad (۲۲)$$

بنگاه سود خود را با توجه به قید (۲۱) حداکثر کرده؛ این مسئله به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\text{MAX:}\pi_t = P_t Y_t - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j) dj)$$

$$\text{s.t: } Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

قید فوق را در تابع هدف جایگذاری کرده و از تابع هدف نسبت به $Y_t(j)$ مشتق گرفته می‌شود:

$$\pi_t = P_t \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j) dj \qquad (۲۳)$$

شرط مرتبهٔ اول بهینه‌یابی عبارت است از:

$$\text{FOC:}\frac{\partial \pi_t}{\partial Y_{t(j)}} = P_t \frac{\theta}{(1-\theta)} \frac{(\theta-1)}{\theta} y_t(j)^{-1/\theta} \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{1}{\theta-1}} - P_t(j) = 0$$

$$P_t Y_t(j)^{-1/\theta} \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{1}{\theta-1}} = P_t(j) \Longrightarrow$$

$$Y_t(j)^{-1/\theta} = \frac{P_t(j)}{P_t} \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{-1/\theta-1} \Rightarrow$$

۲ طرف را به توان $(-\theta)$ رسانده:

$$Y_t = \left[\int_0^1 \frac{P_t(j)^{-\theta+1}}{(P_t)^{-\theta+1}} dj y_t^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \Rightarrow$$

$$Y_t = \left[\int_0^1 \frac{P_t(j)^{-\theta+1}}{(P_t)^{-\theta+1}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} Y_t \Rightarrow 1 = \left[\int_0^1 \frac{P_t(j)^{-\theta+1}}{(P_t)^{-\theta+1}} dj\right]^{\theta/\theta-1}$$

$$1=\left[\int_0^1 P_t(j)^{-\theta+1} dj (P_t)^{\theta-1}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \Rightarrow$$

$$1=\left[\int_0^1 P_t(j)^{-\theta+1} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} (P_t)^{\theta} \Rightarrow (P_t)^{-\theta} = \left[\int_0^1 P_t(j)^{-\theta+1} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

دو طرف را به توان $\frac{-1}{\theta}$ رسانده

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۲۴)$$

رابطهٔ (۲۴) بیان‌گر سطح عمومی قیمت‌هاست که یک ترکیب وزنی از قیمت هر یک از کالاهای واسطه‌ای است.

۴-۲-۲- بنگاه تولیدکننده کالای واسطه

تابع تولید کالاهای واسطه‌ای، یک تابع کاب‌داگلاس از نیروی‌کار(L_{jt}) و سرمایه (K_{jt}) به‌صورت زیر است:

$$Y_{jt} = A_t K_{jt}^{\alpha} L_{jt}^{1-\alpha} \quad \alpha \in (0,1) \quad (۲۵)$$

که در این رابطهٔ A_t بیان‌گر تکانه تکنولوژی مشترک میان کلیه بنگاه‌های واسطه است. فرض می‌شود که این تکانه از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول به شکل زیر تبعیت می‌کند:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_t^A \quad (۲۶)$$

در این رابطهٔ $-۱ < \rho_A <۱$ ضریب خودهمبستگی تکنولوژی و ε_t^A یک تکانه به‌طور سریالی ناهمبسته است و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_A می‌باشد. تصمیم‌گیری بنگاه کالای واسطه برای تعیین سرمایه و نیروی‌کار براساس حداقل کردن هزینه‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$L_t = W_t L_{jt} + r_t^k K_{jt} + \mu_t\left[Y_{jt} - A_t K_{jt}^{\alpha} L_{jt}^{1-\alpha}\right] \quad (۲۷)$$

شرایط مرتبهٔ اول بهینه‌یابی عبارتند از:

$$\frac{\partial L_t}{\partial L_{jt}} = W_t - \mu_t A_t (1-\alpha) L_{jt}^{-\alpha} K_{jt}^{\alpha} = 0 \quad (۲۸)$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial K_{jt}} = r_t^k - \mu_t A_t (+\alpha) L_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha-1} = 0 \quad (۲۹)$$

به این ترتیب تابع تقاضای نیروی‌کار، سرمایه و هزینه‌نهایی بنگاه به صورت زیر بدست می‌آید:

$$L_t = \frac{(1-\alpha)K_t r_t^k}{w_t \alpha} \quad (۳۰)$$

$$K_t = \frac{L_t W_t \alpha}{(1-\alpha) r_t^k} \quad (۳۱)$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha} \frac{w_t^{1-\alpha} r_t^{\alpha}}{A_t} \quad (۳۲)$$

در مرحله دوم، بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای، به منظور حداکثرسازی سود واقعی تنزیل شده مطابق با روش کالوو (Calvo)، اقدام به قیمت‌گذاری می‌نمایند. مبانی روش کالوو براین فرض استوار است که در هر دوره همه بنگاه‌ها همزمان قیمت خود را تغییر نخواهند داد و یک رفتار تناوبی در تعیین قیمت از سوی بنگاه‌ها مشاهده می‌شود. در این صورت به دلیل عدم تغییر قیمت همه بنگاه‌ها، سطح عمومی قیمت‌ها با چسبندگی مواجه است. به منظور مدل‌سازی چسبندگی قیمت[۱]، باید ویژگی تصادفی بودن در آن لحاظ شود. کالوو برای نشان دادن این ویژگی تصادفی بودن، از مبانی احتمال استفاده می‌کند که در آن بنگاه‌های اقتصادی به دو دسته تقسیم می‌شوند. دسته‌ای از بنگاه‌های اقتصادی با احتمال ω درصد، قیمت خود را ثابت نگه می‌دارند و بقیه بنگاه‌ها با احتمال $(1-\omega)$ درصد، دوباره قیمت بهینه جدید انتخاب می‌کنند. آن درصد از بنگاه‌هایی که قادر به تغییر قیمت خود نیستند، قیمت خود را در هر دوره براساس رابطهٔ زیر تغییر خواهند داد:

$$P_{t+1}(j) = \bar{\pi} P_t(j) \quad (۳۳)$$

بنگاه‌های بهینه ساز، به دنبال حداکثر کردن ارزش فعلی سود انتظاری خود با توجه به قید تقاضا بنگاه هستند.

$$\max_{P_t(j)} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \Lambda_{k,t+k} (\omega\beta)^k \left[\frac{P_t(j)}{P_{t+k}} Y_{t+k}(j) - mc_{t+k} Y_{t+k}(j)\right] \quad (۳۴)$$

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \quad (۳۵)$$

---

۱. برای لحاظ فرض چسبندگی قیمت در مدل‌های کینزی جدید روش‌های تیلور، روتمبرگ و کالوو وجود دارد که در این تحقیق از روش کالوو استفاده شده است.

در نهایت، با حل و ساده سازی ر,وابط فوق، منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید به روش کریستیانو، ایچنبایوم و ایونز (Christiano, Eichenbaum &Evans) به صورت زیر بدست می‌آید.

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t(\pi_{t+1}) + \gamma mc_t + u_t \qquad (۳۶)$$

u_t بیان‌گر تکانه فشار هزینه[۱] است. فرض می‌شود که این تکانه از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول به شکل زیر تبعیت می‌کند.

$$\mathrm{u_t} = \rho_{\mathrm{u}}\mathrm{u_{t-1}} + \varepsilon_t^u \qquad (۳۷)$$

۴-۳- بخش نفت

از آنجا که جریان تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی یک کشور وابسته بوده و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان تولید آن را تغییر داد و در بیشتر کشورهای نفت‌خیز تولید نفت براساس حداکثرسازی سود صورت نمی‌گیرد، لذا در این مطالعه تولید نفت از طریق بنگاه‌های تولیدی، مدل‌سازی نشده و درآمدهای حاصل از صادرات نفت را به شکل فرآیند برون‌زای AR(1) به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\mathrm{or_t} = \rho_{\mathrm{or}}\mathrm{or_{t-1}} + (1-\rho_{\mathrm{or}})\overline{\mathrm{or}} + \varepsilon_t^{or} \qquad (۳۸)$$

که $\mathrm{or_t}$ جریان درآمد حقیقی نفت به ریال در دورهٔ t و $\overline{or}$ سطح باثبات (پایای) جریان درآمدهای نفتی است.

۴-۴- دولت

دولت به‌عنوان سیاست‌گذار مالی در مدل لحاظ و قید بودجه دولت به شکل زیر تعریف شده است. مصارف دولت شامل مخارج دولت و نرخ بهره اوراق بهادار منتشر شده در دورهٔ گذشته برابر با منابع درآمدی دولت یعنی مجموع درآمدهای مالیاتی، درآمد حاصل از فروش اوراق بهادار، درآمد نفتی حاصل از فروش نفت است.

$$\mathrm{p_t g_t} = +\mathrm{r_{t-1}B_{t-1}} = \mathrm{p_t ta_t} + \mathrm{B_t} + \mathrm{or_t} \qquad (۳۹)$$

۱. در برخی از مطالعات تکانه فشار هزینه، تکانه تورمی یا تکانه عرضه نامیده شده است.

در رابطهٔ (۳۹)، $p_t g_t$ مخارج اسمی دولت، $p_t ta_t$ درآمدهای اسمی مالیاتی دولت و or_t درآمدهای اسمی حاصل از فروش نفت می‌باشد. براساس قیمت حقیقی قید بودجه دولت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$g_t + r_{t-1}\frac{B_{t-1}}{P_t} = ta_t + or_t + \frac{B_t}{P_t} \qquad (۴۰)$$

برای وارد کردن تکانهٔ مخارج دولت، فرض می‌شود که مخارج حقیقی دولت از فرآیند خودرگرسیون برداری مرتبهٔ اول به شکل رابطهٔ (۴۱) تبعیت می‌کند:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1-\rho_g)\overline{g} + \varepsilon_t^g \qquad (۴۱)$$

در رابطهٔ فوق، $\bar{g}$ مقدار باثبات مخارج حقیقی دولت و ε_t^g تکانه مخارج دولت است.

۴-۵- مقام پولی

در این مقاله قاعده تیلور به عنوان قاعده سیاستی در نظر گرفته شده است. قاعده تیلور به عنوان یکی از معروف‌ترین قاعده‌های نرخ بهره است . در این مقاله فرم پایه‌ای مطرح شده تیلور[۱] همانند رابطهٔ (۴۲) به کار گرفته شده است که در آن r_t نرخ بهره کوتاه مدت بوده و توسط بانک مرکز ی در واکنش به انحراف نرخ بهره از وضعیت باثبات آن و شکاف تولید و شکاف تورم تعیین می‌شود.

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + K_\pi \pi_t + K_y y_t + v_t \qquad (۴۲)$$

v_t بیان‌گر تکانه پولی است که فرض می‌شود از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v \qquad (۴۳)$$

۱. گرچه هدایت سیاست پولی در ایران عمدتا از طریق ابزار نرخ بهره صورت نمی‌گیرد و عموما بانک مرکزی اقدام به تغییر نرخ بهره براساس شکاف تورم و تولید از طریق قاعده تیلور نمی‌کند ولی در این مقاله فرض بر این است که اگر بانک مرکزی در واکنش به شوک‌ها بهینه عمل کند و همچنین اگر بانک مرکزی از استقلال ابزاری برخوردار باشد، در این صورت هدایت سیاست پولی چگونه باید باشد. این فروض در واقع فروض استاندارد سیاست‌گذاری پولی در ادبیات اقتصادی هستند و بانک مرکزی را با این سوال اجتناب ناپذیر مواجه میکنند که چکونه باید از طریق ابزارهای تحت کنترل خود همانند نرخ بهره کوتاه مدت، هدف ثبات سطح عمومی قیمت‌ها و کمک به رشد اقتصادی را محقق سازد که بدین منظور آثار رفاهی و تثبیتی ناشی از اتخاذ قواعد سیاست پولی متفاوت، سیاست بهینه پولی را در این اقتصاد مشخص می‌سازد.

۴-۶- تسویه بازار

همان‌گونه که از نام الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا پیداست این‌ها الگوهایی تعادلی هستند. از این رو بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که عرضه کل (مجموع تولید کالاهای نهایی غیر نفتی[۱] و نفتی) برابر تقاضای کل(تقاضای مصرفی، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت) باشد. تسویه بازار کالای نهایی به شکل زیر می‌باشد.

$$y_t + or_t = c_t + I_t + g_t \qquad (۴۴)$$

۵. برآورد مدل

برای برآورد مدل تعادل عمومی پویا از اطلاعات و داده‌های آماری بانک مرکزی طی دورهٔ ۱۳۹۵:۴-۱۳۷۳:۱ استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز برای دورهٔ زمانی از ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۵ به صورت فصلی، به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳، از سایت سری‌های زمانی بانک مرکزی ایران، از سایت بانک مرکزی ایران قسمت سری زمانی، استخراج شد با استفاده از نرم‌افزار ایویوز(Eviews) و فیلتر هودریک پرسکات (Hodrick-Prescott filter) روندزدایی شده است آمار توصیفی داده‌ها در جدول (۱) آورده شده است.

جدول(۱): خلاصه آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
C	۱۸۵۵۷۵/۲	۱۸۹۲۶۴	۵۵۵۶۸/۸۶	۱۰۴۴۴۹	۲۶۳۱۰۵
W	۲۳۵۱۸/۱۷	۱۱۱۴۷	۲۶۲۴۱/۵	۱۰۸۰	۸۷۱۲۲
K	۳۴۹۵۷۳/۱	۴۰۰۲۸۰	۱۵۹۴۴۵/۹	۱۷۹۶۴۱	۶۵۵۴۱۷
It	۴۸۵۸۴/۵۲	۵۰۵۴۳	۱۸۰۹۴	۱۵۸۶۵	۷۹۸۵۲
π	۴/۸۲	۳/۹	۲/۴۳	۲/۲	۱۲/۳
G	۱۴۱۶۲/۷	۱۳۶۴۰	۵۵۹۹/۶۲	۵۸۴۱	۲۴۸۹۷
Or	۵۱۳۸۹/۷	۲۹۴۸۵/۷	۵۰۱۸۸/۹	۱۷۷۶/۳	۱۸۳۲۲۴/۴
L	۳۴۹۹۰۵	۲۷۱۳۴۰	۳۸۱۱۵۰	۳۱۸۲۵	۲۱۱۳۸۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مباحث ارائه شده توابع رفتاری کارگزاران اقتصادی و عوامل موثر بر اقتصاد ایران را می‌توان به سه دسته تفکیک کرد؛ دسته اول از بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی حاصل

۱. در این مقاله برای بدست آوردن تولید غیرنفتی، بخش نفت از تولید ناخالص داخلی کنار گذاشته شده است و جمع تولید غیرنفتی و درآمدهای نفتی برابر با تولید کل اقتصاد منظور شده است.

می‌شوند، دسته دوم معادلات مربوط به شرایط تسویه بازارها و دسته سوم تکانه‌ها می‌باشند. در این معادلات سیستمی از توابع غیرخطی وجود دارد که به دلیل مشکلات تکنیکی راه حل دقیق و تحلیلی برای تصمیم برنامه‌ریزی پویا برای این روابط در دسترس نیست و باید به راه‌حل‌های تقریبی بسنده کرد. یکی از متداول‌ترین این روش‌ها، روش تقریب لگاریتم – خطی است.

۵-۱- تعادل رقابت انحصاری به شکل لگاریتم خطی

لگاریتم خطی‌سازی، یک معادله غیرخطی را به معادله‌ای تبدیل می‌کند که بر حسب انحراف لگاریتمی هر متغیر از مقدار و ضعیت باثباتش خطی است. روش جای‌گذاری پیشنهادی اوهلیگ[1]و استفاده از بسط تیلور معمول‌ترین روش های لگاریتم–خطی سازی هستند که در این قسمت با استفاده از روش پیشنهادی اوهلیگ، سیستم معادلات تصریح شده را حول مقدار تعادلی به شکل لگاریتم–خطی تبدیل[2] می‌کنیم. در ادامه شکل لگاریتم – خطی مجموعه روابط استخراج شده ارائه شده است.

$$\hat{c}_t = \frac{\eta}{(1+\eta)}\hat{c}_{t-1} + \frac{1}{(1+\eta)}\hat{c}_{t+1} + \frac{(1-\eta)}{\sigma(1+\eta)}\hat{\pi}_{t+1} - \frac{(1-\eta)}{\sigma(1+\eta)}\hat{r}_t \qquad (۴۵)$$

$$\hat{w}_t = \xi\hat{L}_t + \sigma\frac{1}{(1-\eta)}\hat{c}_t - \frac{\eta}{(1-\eta)}\sigma\hat{c}_{t-1} \qquad (۴۶)$$

$$\hat{y}_t = A + \alpha\hat{K}_t + (1-\alpha)\hat{L}_t \qquad (۴۷)$$

$$\hat{k}_{t+1} = (1-\delta)\hat{k}_t + \delta\hat{i}_t \qquad (۴۸)$$

$$\hat{L}_t = \widehat{mc}_t + \hat{y}_t - \hat{w}_t \qquad (۴۹)$$

$$\hat{K}_t = \widehat{mc}_t + \hat{y}_t - \hat{r}_t^k \qquad (۵۰)$$

$$\widehat{mc}_t = \alpha\hat{r}_t^k + (1-\alpha)\hat{w}_t - A \qquad (۵۱)$$

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{(1+\beta)}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{(1+\beta)}\hat{\pi}_{t+1} + \kappa\widehat{mc}_t + u_t \qquad (۵۲)$$

$$\hat{r}_t = \rho_r\hat{r}_{t-1} + k_\pi\pi_t + k_y y_t + v_t \qquad (۵۳)$$

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}\hat{c}_t + \frac{\bar{\imath}}{\bar{y}}\hat{\imath}_t + \frac{\bar{g}}{\bar{y}}\hat{g}_t - \frac{\overline{or}}{\bar{y}}\widehat{or}_t \qquad (۵۴)$$

$$\widehat{or}_t = \rho_{or}\widehat{or}_{t-1} + \bar{e}_{or,t} \qquad (۵۵)$$

1. see: Uhlig, 1999.

۲. برای محاسبه مقادیر لگاریتم خطی شده متغیرها(انحراف از وضعیت پایدار متغیرها)، ابتدا از داده‌ها لگاریتم طبیعی گرفته شده و سپس جز سیکلی متغیر با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده است.

$$\hat{A}_t = \rho_A \hat{A}_{t-1} + \bar{e}_{A,t} \quad (۵۶)$$

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \bar{e}_{g,t} \quad (۵۷)$$

$$\hat{u}_t = \rho_u \hat{u}_{t-1} + \bar{e}_{u,t} \quad (۵۸)$$

$$\hat{v}_t = \rho_v \hat{v}_{t-1} + \bar{e}_{v,t} \quad (۵۹)$$

۵-۲- مقداردهی مدل

پس از بدست آوردن سیستم معادلات خطی حاصل از بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی باید مدل را مقداردهی کرد. مقداردهی یکی از مهمترین مراحل ارزیابی تجربی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی است. در اقتصادهای توسعه یافته به دلیل کثرت مطالعات صورت گرفته در زمینه کاربرد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، محققان اغلب بدون هیچگونه دغدغه‌ای از صحت داده‌ها و اطلاعات، مقادیر پارامترهای حاضر در مدل خود را از یافته‌های معتبر و متعدد دانشمندان دیگر جایگذاری می‌کنند، لیکن برای کشورهای در حال توسعه به صورت عام و برای کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت به‌صورت خاص(که ایران نیز در این دسته قرار می‌گیرد)، به دلیل نبود پیشینه قابل توجه تحقیق، کالیبراسیون مدل دشواری‌های خاص خود را دارد. در این مقاله سعی شده است با استفاده از داده‌های موجود و نیز مطالعاتی که در زمینه برخی از پارامترهای حاضر در مدل انجام شده است اقدام به مقداردهی پارامترهای مدل شود(محبی و همکاران، ۱۳۹۶، ص:۱۴۵).

پارامترهای سیستم معادلات را می‌توان به موارد زیر دسته‌بندی کرد: درجدول (۲) نسبت‌هایی نشان داده شده است که در اثر لگاریتم خطی شدن ظاهر شده‌اند. این نسبت‌ها به صورت تقسیم مقدار با ثبات دو متغیر در روابط تعادلی ظاهر شده‌اند؛ که با استفاده از میانگین نسبت سری زمانی داده‌های واقعی متغیرهای مربوطه محاسبه شده‌اند.

جدول(۲): نسبت‌های باثبات کالیبره شده براساس داده‌های اقتصاد ایران

متغیر	عنوان	مقدار
$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید غیرنفتی	۰/۶۵
$\frac{\bar{i}}{\bar{y}}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید غیرنفتی	۰/۳۶
$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$	نسبت باثبات مخارج دولت به تولید غیر نفتی	۰/۳۴
$\frac{\overline{\delta r}}{\bar{y}}$	نسبت با ثبات تولید نفتی به تولید غیر نفتی	۰/۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۳) پارامترهایی آورده شده است که براساس مطالعات پیشین و محاسبات محقق مقداردهی شده است.

جدول(۳): پارامترهای مقداردهی شده(کالیبره) شده

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	نرخ ترجیح زمانی مصرف کننده	۰/۹۶	کمیجانی وتوکلیان(۱۳۹۱)
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۲	توکلیان(۱۳۹۲)
ξ	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۲۱	فطرس و همکاران(۱۳۹۳)
ρ_r	ضریب درجه گذشته‌نگر بودن نرخ بهره	۰/۵۶۲	فخرحسینی(۱۳۹۰)
k_π	ضریب اهمیت تورم در قاعده تیلور	۱/۶۷	Nistico(2010)
k_y	ضریب اهمیت تولید در قاعده تیلور	۰/۰۲۳	Nistico(2010)
η	درجه پایداری عادات مصرفی	۰/۳۱	تقی‌نژاد و همکاران(۱۳۹۳)
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۴۱۲	شاهمرادی(۱۳۸۷)
δ	نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۴۲	ابراهیمی و همکاران(۱۳۸۹)
θ	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه	۴/۳۳	ابراهیمی‌و شاهمرادی(۱۳۸۹)
ρ_A	ضریب‌خودرگرسیون تکانه تکنولوژی[۱]	۰/۷۳	محاسبات محقق
σ_A	انحراف معیار تکانه تکنولوژی	۰/۰۱	محاسبات محقق
ρ_v	ضریب خودرگرسیون تکانه پولی	۰/۷۴	محاسبات محقق
σ_v	انحراف معیار تکانه پولی	۰/۰۵	محاسبات محقق
ρ_u	ضریب خودرگرسیون تکانه فشارهزینه	۰/۲۴	محاسبات محقق
σ_u	انحراف معیار تکانه فشارهزینه	۰/۰۷	محاسبات محقق
ρ_g	ضریب خودرگرسیون تکانه مخارج دولت	۰/۶۴	محاسبات محقق
σ_g	انحراف معیار تکانه مخارج دولت	۰/۰۲	محاسبات محقق
ρ_{or}	ضریب خودرگرسیون تکانه نفتی	۰/۷۴	محاسبات محقق
σ_{or}	انحراف معیار تکانه نفتی	۰/۰۵	محاسبات محقق

منبع: مطالعات تجربی و یافته‌های پژوهش

۵-۳- ارزیابی مدل

به منظور ارزیابی مدل، از دو دسته خروجی حاصل از مقداردهی مدل استفاده می‌شود. دسته اول از خروجی‌ها، گشتاورهای متغیرهای درونزای مدل هستند که با مقایسه آن‌ها با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی، می‌توان موفقیت مدل را در شبیه سازی واقعیت‌های اقتصادی مورد ارزیابی قرار داد. نزدیک بودن این مقادیر به هم، معیار خوبی و مناسب بودن مدل طراحی شده است.

۱. بعد از جدا کردن بخش سیکلی متغیرها و انجام آزمون دیکی فولر و نوشتن معادله AR(1) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ضرایب خودرگرسیون و انحراف معیار تکانه‌های پژوهش برآورد می‌شوند.

گشتاورهای مورد نظر شامل میانگین و انحراف معیار بخش سیکلی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل شامل مصرف، نیروی‌کار، تولید غیر نفتی، تورم و دستمزد است.دسته دوم، بررسی توابع عکس العمل آنی متغیرهای حاضر در مدل، در برابر تکانه‌های مختلف خواهد بود. براساس مبانی نظری و شواهد در دنیای واقعی، در مورد نحوه عکس‌العمل متغیر نسبت به تکانه قضاوت می‌گردد. نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای شبیه‌سازی شده و گشتاورهای متغیرهای مورد بررسی در دنیای واقعی، در جدول (۴) آورده شده است.

جدول(۴): مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

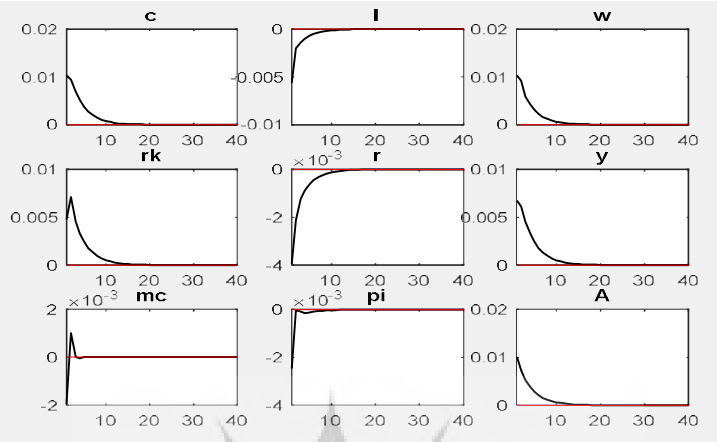
	انحراف معیار		میانگین	
داده‌های شبیه سازی شده و واقعی	مقدار شبیه سازی شده	داده‌های واقعی	مقدار شبیه سازی شده	داده‌های واقعی
مصرف	۰/۰۱۸	۰/۰۲۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰۳۹
نیروی کار	۰/۰۰۷	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۰۳۲	-۰/۰۰۰۳
تولید غیر نفتی	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۱۵
دستمزد	۰/۰۱۸	۰/۰۳۵	- ۰/۰۰۰۴۷	-۰/۰۰۰۱۹
تورم	۰/۰۱۱	۰/۰۲	۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همانگونه که در جدول (۴)، ملاحظه می‌گردد مدل به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها، شبیه‌سازی نموده است. به‌طوری که میانگین کلیه متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل با میانگین داده‌های واقعی شباهت بالایی دارد. ملاحظه انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده نیز بیان‌گر نزدیکی قابل قبول این ارقام با انحراف معیار آمارهای واقعی دارد که این امر حکایت از توانایی بالای مدل در پیش‌بینی نوسانات متغیرها دارد.

توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل در پاسخ به تکانه وارد بر عامل تکنولوژی در نمودار (۲) نشان داده شده است. با توجه به نمودار (۲) تکانه تکنولوژی به اندازه یک انحراف معیار، تولید غیر نفتی را در همان دوره به اندازه ۰/۶۷ درصد از مقدار با ثباتش افزایش می‌دهد. این روند بعد از ۱۲ دوره از بین می‌رود. همچنین تکانه تکنولوژی، مصرف را یک درصد افزایش و تورم را به میزان ۰/۲۴ درصد کاهش می‌دهد. براساس مباحث نظری، با بهبود سطح تکنولوژی، منحنی عرضه کل به سمت راست جابجا شده و به تبع آن سطح تولید افزایش و قیمتها کاهش می‌یابد. با افزایش سطح تولید و درآمد، بر میزان مصرف افزوده شده و با توجه به بهبود سطح تکنولوژی از اشتغال کاسته می‌شود.

نمودار(۲): توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه تکنولوژی



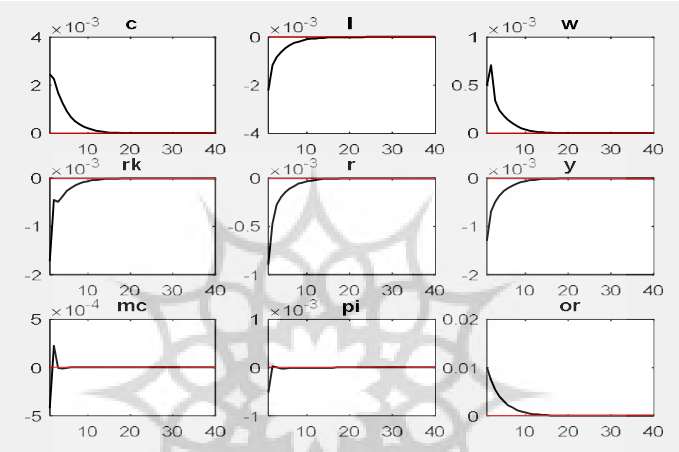
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳) توابع آنی عکس العمل متغیرها به تکانه افزایش درآمدهای نفتی را نشان می‌دهد. متغیر تولید غیر نفتی با تکانه افزایشی درآمدهای نفتی با کاهش مواجه می‌شود که بعد از یازده دوره این کاهش کاملا از بین می‌رود و دوباره تولید غیرنفتی به مسیر قبلی خود باز می‌گردد. متغیر تورم در دورهٔ اول با تکانه افزایشی درآمد نفتی به میزان ۰/۰۵ و اشتغال به میزان ۰/۲۲ درصد کاهش می‌یابد.

محققان دلایل مختلفی را برای کاهش اشتغال و تولید غیرنفتی ذکر کرده‌اند: برخی دلیل آن را رانت ناشی از درآمدهای نفتی می‌دانند که سبب انتقال منابع از بخش مولد اقتصاد به بخش غیر مولد اقتصاد شده و در نتیجه، اشتغال و تولید غیرنفتی بنگاه‌های اقتصادی را کاهش می‌دهد. برخی دیگر نیزمعتقدند پس از افزایش درآمدهای نفتی، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و به تبع آن، حجم پایه پولی افزایش می‌یابد و سیاست‌گذاران برای جلوگیری از افزایش سطح قیمت‌ها در آینده شروع به فروش ارز در بازار و کاهش ذخایر خارجی می‌کنند که به کاهش نرخ ارز ختم می‌شود. کاهش نرخ ارز، افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی و کاهش صادرات کالاهای داخلی را به همراه دارد. همچنین، با توجه به زمان‌بر بودن فرآیند بهره‌برداری از کالاهای سرمایه‌ای، اثر مثبت افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای بر تولید در دوره‌های اولیه ناچیز بوده و با گذر زمان افزایش می‌یابد، در حالی که افزایش واردات کالاهای مصرفی به همراه سخت‌تر شدن شرایط رقابتی، بنگاه‌های داخلی را تحت فشار

می‌گذارد. بنابراین، کاهش صادرات و اثرات پدیده نفرین منابع از عوامل منفی موثر بر تولید پس از یک تکانه مثبت نفتی هستند. اما در ادامه مسیر با گذر زمان از اثر منفی اولیه درآمدهای نفتی بر تولید غیرنفتی کاسته شده و به تدریج اشتغال و تولید غیر نفتی نیز افزایش یافته و به سطح باثبات خود بازمی‌گردد که به خوبی در نمودار (۳) نمایان است.

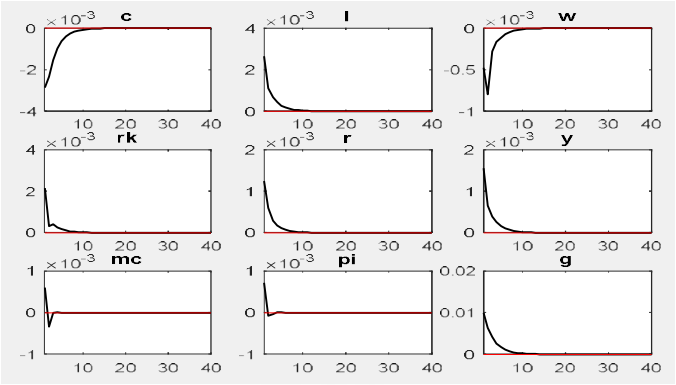
نمودار(۳): توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه نفتی



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴) توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه مخارج دولت را نشان می‌دهد. متغیر تولید غیر نفتی با تکانه افزایشی مخارج دولت با افزایش مواجه می‌شود که بعداز دَه دوره این افزایش کاملا از بین می‌رود و دوباره تولید غیر نفتی به مسیر باثبات خود باز می‌گردد. متغیر تورم با تکانه افزایشی مخارج دولت افزایش پیدا می‌کند که اثر این افزایش پس از چهار دوره از بین می‌رود. براساس مباحث نظری در اثر تکانه مخارج دولت تقاضای کل افزایش می‌یابد و منحنی تقاضای کل به سمت راست انتقال پیدا می‌کند. انتقال منحنی تقاضای کل به سمت راست باعث افزایش تورم می‌شود. افزایش تورم باعث کاهش در بخش عرضه تولید غیر نفتی، اشتغال افزایش و دستمزد حقیقی و افزایش تورم باعث کاهش عرضه حقیقی پول و افزایش نرخ بهره می‌شود. به دلیل افزایش نرخ بهره مطابق تئوری مصرف بین دوره‌ای، خانوارها مصرف جاری خود را کاهش داده و آن را به زمان آینده موکول می‌کنند. در نتیجه، مصرف نیز در اثر تکانه مخارج دولت کاهش می‌یابد.

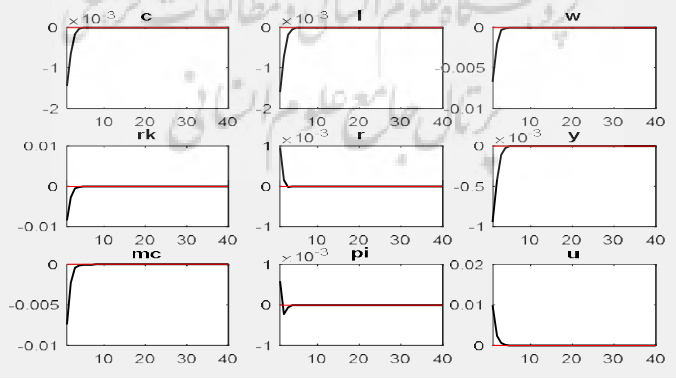
نمودار(۴): توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه مخارج دولت



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۵) توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه فشارهزینه را نشان می‌دهد. متغیر تولید غیر نفتی با تکانه فشارهزینه با کاهش مواجه می‌شود که بعداز پنج دوره این کاهش کاملا از بین می‌رود و دوباره تولید غیر نفتی به مسیر باثبات خود باز می‌گردد. متغیر تورم با تکانه فشارهزینه افزایش پیدا می‌کند که اثر این افزایش پس از چهار دوره از بین می‌رود. بر اساس مباحث نظری افزایش هزینه‌های تولید باعث کاهش بکارگیری نهاده‌های تولید در فرآیند تولید می‌شود. کاهش بکارگیری نهاده‌های تولید در فرآیند تولید باعث کاهش تولید غیرنفتی و انتقال منحنی تولید غیرنفتی به سمت پایین می‌شود و تقاضای نیروی کار (اشتغال) کاهش پیدا می‌کند. کاهش تولید باعث بودجود آمدن مازاد تقاضا در بازار کالا و افزایش سطح قیمتها می‌شود.

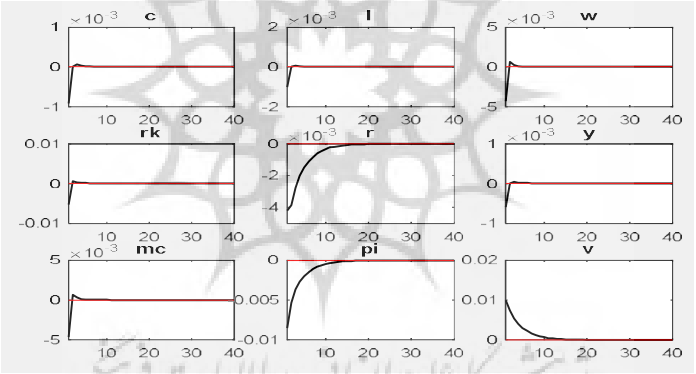
نمودار(۵): توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه فشار هزینه



منبع: یافته‌های پژوهش

توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل در پاسخ به تکانه پولی در نمودار (۶) نشان داده شده است. با توجه به نمودار (۶) تکانه پولی به اندازه یک انحراف معیار، تولید غیر نفتی را در همان دوره به اندازه ۰/۰۵۹ درصد از مقدار با ثباتش کاهش می‌دهد. همچنین تکانه پولی، اشتغال را ۰/۱ درصد و تورم را به میزان ۰/۸۴ درصد کاهش می‌دهد. براساس مباحث نظری تکانه سیاست پولی انقباضی باعث انتقال منحنی LM به سمت چپ می‌شود. با انتقال منحنی LM به سمت بالا نرخ بهره افزایش یافته و به‌دنبال آن سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. کاهش سرمایه‌گذاری باعث کاهش تقاضای کل و انتقال منحنی تقاضای کل به سمت چپ می‌شود. کاهش تقاضای کل (مازاد عرضه کل) باعث کاهش قیمت‌ها می‌شود. کاهش قیمت‌ها باعث انتقال منحنی تقاضای نیروی کار به سمت پایین وچپ می‌شود. با انتقال منحنی تقاضای نیروی کار به سمت پایین اشتغال کاهش پیدا می‌کند. کاهش اشتغال باعث کاهش تولیدفیرنفتی می‌شود.

نمودار(۶): توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه پولی



منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری

در میان موضوعات اصلی اقتصاد کلان، مطالعه پویایی‌های کوتاه مدت و بلندمدت تورم، یک موضوع اصلی در اقتصاد کلان است. ماهیت پویایی تورم از ویژگی‌های متمایز الگوهای کینزین‌های جدید است که این مورد در قالب منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید بیان شده است . متغیرهای اثر گذار بر تورم جاری در این نوع منحنی، انتظارات تورمی آینده‌نگر، انتظارات تورمی گذشته‌نگر و هزینه نهایی بنگاه هستند. در این پژوهش منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده است.

در این پژوهش دو هدف اصلی دنبال شده است؛ هدف اول تعیین این موضوع است کدامیک از انتظارات تورمی در ایران نقش بیشتری در تورم جاری دارد. در هدف دوم به دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که کدامیک از تکانه‌های اقتصادی باعث افزایش تورم و کدامیک باعث بهبود تورم می‌شود. در طراحی این مدل بخش‌های خانوار، بنگاه، نفت، دولت وبانک مرکزی لحاظ شده است. معادلات از فرآیند بهینه‌یابی خانوار و بنگاه‌ها بدست آمدند و سپس لگاریتم خطی شدند. پس از مقداردهی پارامترها مدل به روش بلانچارد کان حل شد و برای اقتصاد ایران شبیه سازی گردید. نتایج حاصل نشان می‌دهد که:

۱. مقایسه گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی بیان‌گر موفقیت مدل در شبیه‌سازی واقعیات اقتصادی ایران است.

۲. انتظارات تورمی گذشته‌نگر تأثیر بیشتری در تورم جاری دارد.

۳. تکانه مثبت مخارج دولت با ۰/۰۷۲ درصد بیشترین اثر مثبت و تکانه سیاست پولی انقباضی با ۰/۸۴ درصد بیشترین اثر منفی را بر تورم دارد.

۴. تکانه تکنولوژی با ۰/۶۷ درصد بیشترین اثر مثبت وتکانه نفتی با ۰/۱۳ بیشترین اثر منفی را بر تولید غیر نفتی دارد.

۵. بهبود تکنولوژی موجب افزایش مصرف، دستمزدحقیقی،تولیدغیرنفتی و کاهش اشتغال و تورم شده است.

۶. افزایش مخارج دولت باعث افزایش اشتغال، تولید غیر نفتی، تورم و کاهش دستمزد حقیقی و مصرف شده است.

با استناد به نتایج اتخاذ شده منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید، انتظارات در تورم نقش مهمی دارد. اگر مردم پیش‌بینی کنند که قیمت‌ها افزایش خواهد یافت، این انتظارات را در مذاکرات و چانه‌زنی‌های مربوط به تعیین دستمزدها و تعدیل قیمت قراردادها (از قبیل افزایش اجاره مسکن) لحاظ می‌کنند. این رفتار تا حدودی تورم دورهٔ بعد را تحت تأثیر قرار داده و باعث ماندگاری تورم می‌شود. اگر بانک مرکزی یک هدف مشخصی را برای تورم اعلام کند و هنگامی که تکآن‌های در اقتصاد ایجاد می‌شود اقداماتی را انجام دهد تا تورم را به مقدار هدف خود برگرداند، احتمال کمتری وجود دارد که بنگاه‌ها و خانوارها، انتظارات تورمی بلندمدت خود را افزایش دهند.

منابع

الف) فارسی

۱. اصلانی،پروانه؛ و جاوید بهرامی (۱۳۹۰)، «تأثیر شوک‌های نفتی بر نوسانات بخش مسکن ایران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی» *رساله دکتری*، گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

۲. افشاری، زهرا ؛و مرضیه بیات (۱۳۹۳)، «مقایسه قدرت پیش‌بینی منحنی فیلیپس کینزین جدید هایبریدی و مدل ARIMA از تورم»، *فصلنامه علوم اقتصادی*، شماره ۲۶، دوره ۸، صص۱-۱۱.

۳. امیری، حسین؛ و ابراهیم گرجی (۱۳۹۰)، «برآورد منحنی فیلیپس با استفاده از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳، دوره ۱،صص ۱۶۹-۱۹۰.

۴. امیری، حسین؛ رحمانی، تیمور؛ و میثم رافعی، (۱۳۹۱)، «استخراج منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید و تحلیل مدل‌های قیمت‌گذاری»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۱۹، دوره ۶صص۱-۲۰.

۵. الهی، ناصر؛ نجف‌زاده، امیر حسین؛ و میترا علیا (۱۳۹۵)، «آزمون فروپاشی منحنی فیلیپس بعد از بحران بزرگ برای کشور ایران. مطالعات و سیاست‌های اقتصادی»، *فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، شماره۲، دوره ۱۲، صص ۳۷-۷۰.

۶. پرمه، زورار؛ قربانی، محمد؛ توکلیان، حسین؛ و ناصر شاهنوشی فروشانی (۱۳۹۵)، «بررسی اثر تکانه‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۸۰، دوره ۲۰، صص ۷۵-۱۱۹.

۷. توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره۳، دوره ۴۷، صص۱-۲۲.

۸. جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز؛ و روزبه بالونژاد نوری (۱۳۹۳)، «اثر تکانه‌های پولی و غیر پولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصادباز: مطالعه موردی اقتصاد ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، شماره ۱۰، دوره ۳، صص۱-۳۲.

۹. جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ بالونژاد نوری، روزبه؛ و ایلناز ابراهیمی (۱۳۹۴)، «استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی :مطالعه موردی اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۴، دوره۱۵،صص ۱۹۳-۲۱۶.

۱۰. جلائی، عبدالمجید؛ و مهدی شیرافکن (۱۳۸۸)، «تأثیر سیاست پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نئوکینزین در ایران »، *فصلنامه اقتصاد کلان*، شماره ۳۵، دوره ۱. ۹، صص ۱۳-۳۶.

۱۱. حسینی، صفدر؛ و مریم شکوهی (۱۳۹۴)، «بررسی عوامل موثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱، دوره ۱۵، صص ۲۰۹-۲۲۸.

۱۲. رحمانی، تیمور؛ حسین و امیری (۱۳۹۰)، «تخمین منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در ایران با استفاده از رویکردهای هم انباشتگی و VAR»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۹، دوره ۱۹، صص ۸۱-۱۰۰.

۱۳. رحمانی، تیمور؛ و حسین امیری (۱۳۹۱)، «منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید و بررسی تجربی آن در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱، دوره ۴۷، صص۹۱-۱۱۲.

۱۴. رضایی‌فر، محمدرضا؛ و محمدرضا زارع مهرجردی (۱۳۹۴)، «بررسی رابطه بین تورم و بیکاری در مناطق روستایی ایران: کاربرد منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها»، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۷، دوره۵، صص۶۳- ۸۲.

۱۵. شاهمرادی، اصغر؛ و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۹)، «ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزینی»، *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۳، دوره۲،صص۳۱-۵۶.

۱۶. کازرونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسین؛ و مریم نفیسی مقدم (۱۳۹۶)، «بررسی عوامل موثر بر تورم در ایران: کاربرد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی‌های جدید(رویکرد رگرسیون کوانتایل)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی*، شماره ۱۴، دوره۲۴، صص ۱۱۵-۱۳۵.

۱۷. گرجی، ابراهیم؛ و علیرضا اقبالی (۱۳۸۶)، «برآورد منحنی فیلیپس در ایران (با رویکردی به انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۳، دوره ۸۰، صص ۱۲۱-۱۴۳.

۱۸. گرجی، ابراهیم؛ و مهدی فولادی (۱۳۸۸)، «مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران »، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، دوره ۴۴، صص ۱۹۳-۲۰۸.

۱۹. عرفانی، علیرضا؛ سمیعی، ندا؛ و فرزانه صادقی (۱۳۹۵)، «برآورد منحنی فیلیپس مرکب کینزین‌های جدید برای اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱، دوره ۱۶،صص۹۵- ۱۱۹.

۲۰. محبی، سام؛ شهرستانی، حمید؛ و کامبیز هژبر کیانی (۱۳۹۶)، «شوک‌های مالی و نقش سیاست پولی در اقتصاد ایران با فرض وجود بازار بین بانکی در یک مدل DSGE»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۸۱، دوره ۲۵، صص۱۲۳- ۱۵۳.

۲۱. مرزبان، حسین؛ و مهدی نجاتی (۱۳۸۸)، «شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲، دوره ۳، صص۱- ۲۶.

۲۲. موسوی محسنی، رضا؛ و مریم سعیدی‌فر (۱۳۸۵)، «منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱، دوره ۴۱، صص ۲۸۱-۳۰۳.

ب) لاتین:

22. Arruda, Elano Ferreira., oliveira de, Olivindo., Arruda, Maria Thaita & Castelar, Ivan (2018), " Business cycles, expectations and inflation in Brazil: a New-Keynesian Phillips curve analysis", *CEPAL review,*Vol.14.No.1.pp.143-158.

23. Baptiste,Fredo jean (2012), "Forecasting with the New Keynesian Philips curve: Evidence from survey data", *Economics Letters*,Vol. 117. No. 3.pp.811-813.

24. Bouda, Milan (2013), " Estimation of the new Keynesian Philips curve in the czech environment". *Acta Oeconomica Pragensia,* University of Economics, Prague(5). pp.31-46.

25. Calvo, Guillermo A (1983), "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework".*Journal of Monetary Ecoomics*, Vol.12.No.3. pp.383-398.

28. Chauvet, Marcelle., Hur, Jooyoung & Kim, Insu (2017)," Assessment of hybrid Phillips Curve specifications",*Economics Letters* , Vol.156.No.c.pp. 53-57.

29. Chorteas, Georgios., Magonis, George & Panagiotidis, Theodore (2012). "The Asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve in the Euro Area". *Economic Letters*, Vol. 114. No.2. pp. 161-163

30. Friedman, Milton (1968) , "The role of monetary policy", *The American Economic Review*,Vol. 58.pp. 1-17.

31. Fuhrer, Jeffrey C., Moore, George R & Schuh, Scott D (1995), " Estimating the linear-quadratic inventory: Maximum likelihood versus generalized method of moments", *Journal of Monetary Economics*, Vol.35.No.(1).pp. 115-157.

32. Gali, Jordi & Gertler, Mark (1999), "Inflation dynamics: a structural econometric approach", *Journal of Monetary Economics*, Vol.44. No.2. pp .195-222.

33. Gruen, David., Pagan, Adrian & Thompson, Christopher (1999), " The Phillips Curve in Astrelia", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44.No.2.PP. 259-278.

34. Henzel, Steffen & Wollmershaeuser, Timo (2008), "The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence From theCES ifo World Economic Survey" , *Economic Modeling*, Vol. 25. No. 5.pp. 811-832.

35. Hanson, Lydia (2017), "The Hybrid New Keynesian Philips Curve: A case study of Ghana", Master thesis, University of Oslo

36. Jondeau, Erico & Bihan, Herve Le (2005), "Testing for The New Keynesian Phillips Curve; Additional International Evidence",*Economic Modelling,* Vol. 22. No.3 pp. 521-550.

37. Lee, Dong jin & Yoonb, Jai Hyung (2016), " The New Keynesian Phillips Curve in multiple quantiles and the asymmetry of monetary policy ", *Economic Modelling,* Vol.55,pp. 102–114.

38. Phelps, Edmund s (1968), " Phillips curves, expectations of inflation and optimal employment over time" *Economica,* Vol.35.No.13.pp. 288-296.

39. Phillips,William (1958) , " The Relation between Unemployment and the Rate of Change in Money Wages in the U.K 1861-1957 *",Economica*,Vol. 25. No.100.pp. 183-99.

40. Roberts, John M (1995), " New Keynesian economics and the Phillips Curve" *Journal of Money, Credit and Banking*,Vol. 27.No.4.pp. 975-984.

41. Saz,Gokhan (2011), "The Turkish Philips Curve Experience and the New Keynesian Philips Curve: A Conceptualization and Application of a Novel Measure for Marginal Costs",*International Research Journal of Finance and Economic,*Vol.63.pp.8-45.

42. Taylor, John B (1980). "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," The Journal Of Political Economy, Vol.88.No. 1.PP. pp.1-23.
42. Vasilev, Aleksandar (2015), " New Keynesian Philips Curve Estimation: The case of Hungary (1981-2006)", *Managing Global Transitions*,Vol. 13.No.4. pp.355-367.

43. Xu, Qifa., Niu, Xufeng ., Jiang, Cuixia & Huang, Xue (2015). "The Philips curve in the USA:A nonlinear quantile regression approach*", Economic Modeling*,Vol. 49.pp.186-197.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی