پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان
دانشگاه مازندران
سال چهاردهم، شماره‌ی۲۸، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۸

اثر اطلاعات ناقص بر عرضه کل: مطالعه موردی اقتصاد ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۷

سید فخرالدین فخرحسینی *
یوسف عیسی‌زاده روشن **

doi: 10.22080/iejm.2020.9084.1448

چکیده

از زمان ظهور نظریه ادوار تجاری، اقتصاددانان همیشه در تلاش برای بررسی ماهیت بازارهای ناقص بوده‌اند. دراین خصوص، سوال مطرح شده در ادبیات اقتصاد کلان، این بوده است که آیا اصطکاک (چسبندگی‌ها) موجب جایگزینی، منحنی عرضه کوتاه‌مدت به‌جای بلندمدت می‌گردد یا خیر. برای پاسخ به این سوال، دو دسته از مدل‌های اطلاعات ناقص مبتنی بر پایه‌های خردی مورد بحث قرار می‌گیرد: الف) مدل‌های با اطلاعات جزئی؛ که عاملان اقتصادی شرایط اقتصادی را با اخلال دریافت می‌کنند و ب) مدل‌های با اطلاعات تاخیری؛ که عاملان اقتصادی تغییرات اقتصادی را با وقفه دریافت می‌کنند. تمام داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ و بطور سالانه برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۸ بوده و بصورت سرانه می‌باشند. بعد از لگاریتم‌گیری از متغیرها با استفاده از فیلتر هدریک- پرسکات، متغیرها روندزدایی شده و در نهایت با مقداردهی برخی پارامترها از مطالعات گذشته، متغیرها شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی مقایسه و اعتبار مدل محک خورد. نتایج حاکی از آن است که الگوی معرفی‌شده قادر است، برای توضیح وقایع و تاثیر تکانه‌های مختلف بر متغیرهای کلان از حالت باثبات را شبیه‌سازی کند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند با یک شوک مثبت تقاضای کل، تولید و سطح عمومی قیمت‌ها افزایش پیدا خواهند کرد؛ از طرفی، با افزایش بیشتر در پارامترهای چسبندگی واقعی و اطلاعات، تولید افزایش بیشتری از خود نشان می‌دهد و تورم افزایش کمتری نسبت به زمانی که چسبندگی کمتر است، خواهد داشت.

واژگان کلیدی: اطلاعات ناقص، عرضه کل، مدل‌های با اطلاعات جزئی و تاخیری
طبقه‌بندی: D8, E1, E3

---

* نویسنده مسئول، گروه حسابداری، واحد تنکابن، دانشگاه آزاد اسلامی، تنکابن، ایران f_fkm21@yahoo.com
** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران y.eisazadeh@umz.ac.ir

۱- مقدمه

اکرلوف[1] (۲۰۰۲) در سخنرانی خود هنگام دریافت جایزه نوبل بیان نمود: "احتمالاً مهمترین رابطه در اقتصاد کلان، منحنی فیلیپس است."در حقیقت این رابطه نقش اصلی در بسیاری از نظریه‌های ادوار تجاری بیش از نیم قرن گذشته داشته است. ساموئلسون و سولو[2] (۱۹۶۰)، بعد از ارتباط تجربی صرف میان تورم و تولید در اقتصاد توسط فیلیپس[3] (۱۹۵۸)، نشان دادند چسبندگی قیمت در رابطه کوتاه‌مدت کینزی و قیمت‌ها انعطاف‌پذیر، در رابطه بلندمدت کلاسیک وجود دارد. لذا امروزه، در کتاب‌های درسی، منحنی فیلیپس یا عرضه کل، پلی بین متغیرهای واقعی و اسمی ایجاد می‌کند.

مبانی اقتصاد خرد مانند اطلاعات ناقص نقش چشمگیری در ادبیات اقتصاد کلان و مباحث اقتصادی دارد. بطور مثال، فریدمن[4](۱۹۶۸) بیان می‌کند بی‌اطلاعی عاملان اقتصادی در کوتاه‌مدت موجب انتقال منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت شده ولی اثری بر منحنی فیلیپس بلندمدت نخواهد داشت. با ایده اطلاعات ناقص، برخی از انتقادات وارد بر منحنی فیلیپس پاسخ داده شد و انقلاب انتظارات عقلایی در دهه۱۹۷۰را رقم زد. لوکاس[5] (۱۹۷۲) نشان داد برخی از عاملان اقتصادی، تغییرات قیمت کالاهای تولید خود، مطلع‌اند اما همزمان، از قیمت سایر کالاها، آگاهی ندارند. به‌علت اطلاعات ناقص، عدم تفکیک بین قیمت‌های نسبی و قیمت کل برای خانوارها یک چالش به حساب می-آید. منحنی فلیپس کوتاه‌مدت بدلیل این عدم تفکیک می‌باشد. بر طبق مدل‌های اطلاعات ناقص، عدم تشخیص درست بین تغییرات قیمت کل از تغییرات قیمت نسبی توسط بنگاه‌های اقتصادی، شاهد تفاوت در عرضه و (یا) تقاضای کالاها خواهیم بود، لذا اقتصاد نوسان بیشتری در قیمت‌های نسبی را تجربه می‌کند. در این مدل‌ها، هر چقدر نوسانات تولید و اشتغال بیشتر باشد، نوسان بیشتری در قیمت‌های نسبی

[1] George Akerlof
[2] Samuelson and Solow
[3] Phillips
[4] Friedman
[5] Lucas

ایجـاد مـی‌شود. همچنـین استاکتن[1] (۱۹۸۸) نشان داد در مدل کینزینی با فرض چسبندگی قیمت، بین تورم و نوسان قیمت‌های نسبی ارتباط وجود دارد. پس از لوکاس، ادبیات زیادی در مدل اطلاعات ناقص توسعه یافت. به عنوان مثال، بارو[2] (۱۹۷۷)، نشان داد که تمایز بین تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پول، توضیح مناسبی برای اثرات واقعی پول می‌باشد. همینطور تاونسند[3] (۱۹۸۳) تاکید کرد چگونه تحت اطلاعات ناقص، مردم می‌توانند با اطلاعات متفاوت، انتظارات متفاوتی داشته باشند. با این حال در دهه ۱۹۹۰، این ادبیات به خواب زمستانی رفت و نظریه‌های دیگر، از جمله مدل‌های ادوار تجاری واقعی و مدل‌های کینزی جدید با چسبندگی قیمت‌ها، برای توضیح نوسانات اقتصادی بکار گرفته شدند.

این مقاله به بررسی اطلاعات ناقص به عنوان کلیدی برای درک بهتر عرضه کل و منحنی فیلیپس می‌پردازد. این مطالعه نشان می‌دهد، اولاً پردازش اطلاعات احتیاج به زمان دارد، بنابراین عاملان اقتصادی اطلاعاتی که تدریجاً بدست می‌آورند در فعالیت‌های خود بکار می‌گیرند. ثانیاً، با فرض وجود پراکندگی اطلاعات در اقتصاد، تعامل بین عاملان اقتصادی می‌تواند اطلاعات متفاوتی در اقتصاد تولیدکند. لذا، جنبه نوآوری و متفاوت بودن این تحقیق در مقایسه ان با سایر تحقیق‌های داخلی استفاده از دو رویکرد مدل‌های اطلاعات ناقص یعنی اطلاعات جزئی و تاخیری[4] می‌باشد. در اطلاعات جزئی، افراد شرایط اقتصادی را با توجه به اخباری[5] که می‌شنوند، ارزیابی می‌کنند. در حالی که تحت عنوان اطلاعات تاخیری، آنها شرایط و اتفاقات اقتصادی را با تاخیر دریافت می‌کنند. این تحقیق بدنبال پاسخ به این پرسش‌ها است که پاسخ تولید و تورم به شوک مثبت تقاضای کل در این دو مدل اطلاعاتی، چگونه خواهد بود؟ و همچنین، با افزایش

---

[1] Stockton
[2] Barro
[3] Townsend
[4] Delay & partial information
[5] noise

در پارامتر چسبندگی‌ها واقعی و اطلاعات، پاسخ تولید و تورم به شوک مثبت تقاضای کل چه خواهد بود؟ از اینرو، این تحقیق از بعد بررسی دو مدل چسبندگی اطلاعات و مقایسه آن با چسبندگی واقعی می‌تواند متفاوت از مطالعات داخلی باشد.

این مقاله در شش قسمت تنظیم شده است. بعد از مقدمه به پیشینه تحقیق و در قسمت سوم به ارائه یک مدل تعادل عمومی عرضه کل با فرض اطلاعات ناقص می‌پردازد. قسمت چهارم به مقداردهی پارامترها و شبیه‌سازی متغیرها و مقایسه آن با برخی از داده‌های اقتصاد ایران اختصاص دارد و در قسمت پنجم به تحلیل این الگوها برای اقتصاد ایران پرداخته شده است. در قسمت اخر نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲- پیشینه پژوهش

با توجه به انتقادات وارد بر مدل‌های نیوکینزین، منکیو و ریس[1] (۲۰۰۲) مدل جدیدی به منظور توضیح آثار پویای تقاضای کل بر تولید و سطح قیمت ارائه دادند. مهمترین فرض مدل این است که اطلاعات در مورد شرایط اقتصاد کلان به آهستگی در میان جامعه پخش می‌شود. این انتشار آهسته می‌تواند ناشی از هزینه‌های کسب اطلاعات یا هزینه‌های بهینه‌یابی مجدد باشد. در هر یک از این دو حالت گرچه قیمت‌ها همواره تغییر می‌یابند، اما تصمیم به قیمت‌گذاری همواره بر اساس اطلاعات جاری نیست؛ این مدل الگوی اطلاعات چسبنده نامیده می‌شود. آنها فرض می‌کنند در هر دوره تنها یک نسبت از واحدهای اقتصادی اطلاعات جدید مربوط به وضعیت اقتصاد را دریافت نموده و بر اساس آن قیمت‌های بهینه را محاسبه می‌کنند. سایر واحدها بر اساس طرح‌های قبلی و اطلاعات قدیمی قیمت‌های خود را تعیین می‌کنند، بنابراین این مدل ویژگی الگوی کالوو (۱۹۸۳) مبنی بر تعدیل تصادفی را با عناصر الگوی لوکاس (۱۹۷۳) مبنی بر اطلاعات ناقص ترکیب می‌نماید. مدل

[1] Mankiw & Reis

اطلاعات چسبنده شبیه به مدل قرارداد[1] است (فیشر، ۱۹۷۷). در این الگو همانند مدل فیشر (۱۹۷۷) سطح قیمت جاری به انتظارات از سطح قیمت جاری بستگی دارد که در گذشته شکل گرفته است. سپس، نوتک[2] (۲۰۰۶)، با معرفی یک مدل کلان مبتنی بر پایه‌های خردی با در نظر گرفتن چسبندگی اطلاعات برای داده‌های فصلی ۱۹۸۳:۱-۲۰۰۵:۴ اقتصاد امریکا نتیجه گرفت، مدل چسبندگی اطلاعات به خوبی می‌تواند حقایق داده‌های قیمت در سطح خرد(بنگاه) را توضیح دهد و در پیش‌بینی‌های عرضه کل از مدل چسبندگی اطلاعات استفاده نمود.

کروسینی و همکاران[3] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های زوجی امریکا-کانادا برای تعدیل قیمت‌های ۱۶۵ کالا برای ۱۲ماه در یک مدل اطلاعات تاخیری، نشان دادند این مدل می‌تواند نوسانات و ماندگاری حرکات نرخ ارز واقعی را هم در سطح کل و هم در سطح بخشی توضیح دهد. مکویک و ویدرهولت[4] (۲۰۱۰) در یک الگوی DSGE با اطلاعات جزئی برای داده‌های ۱۹۵۹:۱-۲۰۰۴:۱ اقتصاد امریکا، نشان دادند که بی توجه بودن به جریان اطلاعاتی، موجب کاهش مطلوبیت خانوار و سود بنگاه‌ها می‌شود. دوپور و همکاران[5] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای برای داده‌های اقتصاد امریکا چسبندگی اطلاعات را با مدل تعدیل قیمت کالوو ادغام نمودند. آنها دریافتند که این مدل به لحاظ تجربی بر منحنی فیلیپس هیبریدی برتری دارد.

کاریرا و رامیرز- رونـدان[6] (۲۰۱۴) درجه چسبندگی اطلاعات را با استفاده از الگوهای آستانه‌ای[7] برای۱۲ کشور عضو OECD برآورد کردند. آنها دو رژیم «تورم بالا» و «تورم پایین» را در نظر گرفتند که در هر کدام از آنها درجه چسبندگی اطلاعات

---

[1] Contract Model
[2] Knotek
[3] Crucini, Shintani & Tsuruga
[4] Mackowiack & Wiederholt
[5] Dupor, Kitamura, & Tsuruga
[6] Carrera & Ramirez-Rondan
[7] Threshold Regression

متفاوت است. فرضیه آنها برای در نظر گرفتن این دو رژیم این بود که در شرایط ثبات اقتصاد کلان و نتیجه نرخ تورم پایین، بنگاه‌های اقتصادی انگیزه کمتری برای بروزرسانی اطلاعـات خود در رابطه با وضعیت اقتصاد کلان دارند و در نتیجه درجه چسبندگی اطلاعات در ایـن دوره متفاوت از دوره‌های است که نرخ تورم بالا است. با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۷ آنها به این نتیجه رسیدند که درجه چسبندگی قیمت در دوره‌های مختلف و برای کشورهای مختلف متفاوت است. بر اساس نتایج این مطالعه، درجه چسبندگی اطلاعات در محیطی با تورم پایین، بالاتر است. به عبارت دیگر، در شرایط تورمی، بنگاه‌ها اطلاعات خود را با سرعت بیشتری به‌روز می‌کنند.

گلیتزر[1] (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های فصلی ۱:۱۹۸۰-۴:۲۰۱۳ برای اقتصاد استرالیا، نشان می‌دهد منحنی فیلیپس با فرض وجود چسبندگی اطلاعات (SIPC)[2] یک جایگزین مناسب برای منحنی فیلیپس نیوکینزین(NKPC) فراهم می‌کند. نتایج این تحقیق نشان داد، اوایل دهه ۱۹۹۰ که اقتصاد استرالیا با کاهش تورم همراه بود، مدل SIPC سازگاری بهتری با داده‌ها نسبت به مدل NKPC از خود نشان داده است. اروسا و همکاران[3] (۲۰۱۸) در یک منحنی فیلیپس با فرض وجود چسبندگی-پراکندگی اطلاعاتی[4] نشان می‌دهند پراکندگی اطلاعات موجب می‌شود اثر شوک، زیاد اما ماندگاری آن کم خواهد بود. رمزی و قاسان[5] (۲۰۱۸) در تحقیقی به این نتایج دست یافتند، مدل چسبندگی اطلاعات در مقایسه با مدل چسبندگی قیمت به درستی واکنش‌های تورم را در مواجهه با شوک پولی، توضیح می‌دهد. همچنین، انتخاب ساختار چسبندگی اهمیت بیشتری نسبت به وجود و یا عدم وجود مقادیر با وقفه تورم در مدل دارد. اگرسون و گارجا[6](۲۰۱۹) در مقاله خود با معرفی یک مدل کینزین جدید با فرض

---

[1] Gillitzer
[2] sticky information Phillips Curve
[3] Areosa & et al
[4] Sticky-Dispersed Information Phillips curve
[5] Ramzi & Ghassan
[6] Eggertson & Garga

وجود چسبندگی‌های قیمت و اطلاعات نشان می‌دهند که تحت یک رژیم هدف‌گذاری تورمی و نرخ بهره پایین، ضریب فزاینده هزینه‌های دولت در حالت چسبندگی اطلاعات بیشتر از هنگامی است که چسبندگی قیمت‌ها وجود دارد.

در میان مطالعات تجربی که از الگوی اطلاعات چسبنده برای معرفی چسبندگی اسمی در اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند، می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود.

صارم (۱۳۹۳) برای اولین بار به ارزیابی و مقایسه الگوی اطلاعات چسبنده با الگوی قیمت‌گذاری کالوو، گذشته‌نگر(یا همان مدل کالوو با شاخص‌بندی) و هیبریدی در توضیح پویایی‌های تورم و تولید پرداخت. او در این مطالعه با فرض الگوهای قیمت-گذاری مختلفی شامل اطلاعات چسبنده، کالوو، کالوو با شاخص‌بندی و هیبریدی اثر سیاست پولی را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد با توجه به داده‌های اقتصاد ایران مدل اطلاعات چسبنده در توضیح آثار سیاست پولی نسبت به سایر الگوها عملکرد بهتری دارد، همچنین شبیه‌سازی شوک سیاست پولی نشان می‌دهد رفتار تورم و شکاف تولید در الگوی اطلاعات چسبنده سازگاری بیشتری با آنچه در واقعیت از سیاست پولی مشاهده می‌شود، دارد.

صمدی و اوجی‌مهر(۱۳۹۴) با استفاده از روش DSGE به بررسی و ارزیابی دو الگوی چسبندگی قیمت هیبرید و اطلاعات چسبنده منکیو و ریس (۲۰۰۲) پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران و مقایسه سکون و پایداری نرخ تورم در دو الگوی مطرح شده به این نتیجه رسیدند که الگوی چسبندگی قیمت هیبرید بهتر از الگوی اطلاعات چسبنده، سکون و پایداری نرخ تورم را نشان می‌دهد. در مجموع نتایج این مطالعه دلالت بر این دارد که الگوی چسبندگی قیمت هیبرید نسبت به چسبندگی اطلاعات، تطابق بیشتری با اقتصاد ایران دارد. این نتیجه در تضاد با یافته مطالعه صارم (۱۳۹۳) است. همتی و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیق خود نشان می‌دهند وجود چسبندگی اطلاعات در فرآیند قیمت‌گذاری بنگاه‌ها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران تایید می‌شود. آنها همچنین نتیجه می‌گیرند به‌طور

متوسط دو فصل طول می‌کشد تا بنگاه مجموعه اطلاعات مورد استفاده در تعیین قیمت کالای خود را به روز کند.

با توجه به مطالب ذکر شده بالا، تمایز این تحقیق با مطالعات معرفی شده داخلی این است که در این تحقیق با فرض وجود چسبندگی اطلاعات به دو صورت تاخیری و جزئی و چسبندگی واقعی در اقتصاد واکنش‌های متغیرهای تولید و تورم به شوک تقاضا چگونه است.

۳- مدل پایه‌ی عرضه کل تحقیق

خانوار

مدل این تحقیق برگرفته از مطالعه گالی[۱](۲۰۰۸) منکیو و ریس (۲۰۱۰) و بلنچارد و کیوتکی[۲](۱۹۸۷) می‌باشد. فرض کنید در اقتصاد، خانوار نمونه با شکل تبعی تابع مطلوبیت زیر، که دارای عمری نامحدود و از مصرف کالا و خدمات مطلوبیت کسب می-کند و به خاطر کار کردن از مطلوبیتش کاسته می‌شود، ارزش حال مطلوبیت‌هایی خود را حداکثر کند:[۳]

$$\max_{\{[C_t,L_t]_0^1,B_t\}_{t=0}^{\infty}} \mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[C_t - \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta}\right] \qquad (۱)$$

که در آن β≤۱ ≤۰ عامل تنزیل، $\mathbb{E}_t(.)$ نشان‌دهنده عملگر(اپراتور) انتظاری خانوار نمونه با اطلاعات کامل، L_{it} عرضه نیروی‌کار، $(\eta) = {}^{1}/_{\psi}$ عکس کشش عرضه نیروی-کار، مصرف کل C_t که در آن[۴] $i \in [0,1]$، و با تبعیت از جمعگر دکسیت و استیگلیتز[۵]

---

[1] Gali

[2] Blanchard and Kiyotaki

[۳] یک الگو پیش پرداخت نقدی(CIA) می‌باشد که کولی و هنسن(۱۹۸۹) در یک چارچوب نظری مطابق با مقاله لوکاس و استوکی (۱۹۸۷) مصرف کالاها و عرضه نیروی کار را در تابع مطلوبیت فرد وارد نمودند. برای اطلاعات بیشتر به مقاله فخرحسینی (۱۳۹۰) با عنوان الگوی DSGE برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران مراجعه شود.

[۴] این فقط یک تعریف است می‌توان هر بازه‌ی برایش تعریف نمود. معمولا در ادبیات مربوط به این مدل‌ها، بازه مورد استفاده بین صفر و یک تعریف می‌گردد.

[5] Dixit-Stiglitz

(۱۹۹۷)، مصرف کالای مختلف را می‌توان به‌صورت زیر نوشت که در آن $\gamma > 1$ کشش جانشینی ثابت است:

$$\left[\int_0^1 C_{it}^{(\gamma-1)/\gamma} di\right]^{\gamma/(\gamma-1)} = C_t \qquad (۲)$$

خانوار با توجه به نرخ دستمزد W_t به میزان L_{it} ($i \in [0,1]$) عرضه نیروی کار به i امین تولیدکننده کالا عرضه می‌کند. کل نیروی کار عرضه شده به تولید کننده‌ها توسط خانوار نمونه در هر دوره برابر است با: $L_t = \int_0^1 L_{it} di$

قید بودجه در زمان t برای خانوار برابر است با:

$$\int_0^1 P_{it} C_{it} di + B_t \leq \int_0^1 W_{it} L_{it} di + B_{t-1}(1 + R_t) - T_t + P_t \int_0^1 X_{it} di \qquad (۳)$$

سمت چپ قید بودجه؛ مخارج بروی کالاها با قیمت P_{it} و B_t اوراق مشارکت اسمی، و سمت راست، منابع بودجه‌ی مانند W_{it} دستمزد نیروی‌کار، R_t نرخ بهره اسمی، T_t مالیات و X_{it} سود واقعی که بنگاه iام به خانوار پرداخت می‌کند.

بنگاه

بنگاه iام، عرضه کننده انحصاری کالا، نیروی‌کار را از بازار رقابتی نیروی‌کار با دستمزد W_{it} استخدام می‌کند. بنگاه ارزش انتظاری سود واقعی خود را حداکثر می‌کند، یعنی:

$$X_{it}(.) = \hat{E}_{it}[(1+\tau)P_{it}Y_{it}/P_t - W_{it}H_{it}/P_t] \qquad (۴)$$

که τ یارانه به تولید هر واحد کالا و Y_{it} محصول تولید شده می‌باشد. چون این بنگاه منتخب در بازار انحصاری کالای خود را عرضه می‌کند، پس کالاهای عرضه شده برابر تقاضای بازار است یعنی، $Y_{it} = C_{it}$ و تابع تولید بصورت زیر خواهد بود:

$$Y_{it} = A_{it} H_{it} \qquad (۵)$$

H_{it} تقاضای نیروی کار و A_{it} بهره‌وری می‌باشد که بصورت $A_t = \int A_{it} di$ تعریف می‌شود. $\hat{E}_{it}(.)$ عملگر انتظاری بنگاه را نشان می‌دهد؛ اگر بنگاه اطلاعات کامل داشته باشد پس عبارت (۴) دیگر انتظاری نخواهد بود و به صورت $E(.)$ تعریف می‌شود؛ زیرا تمام متغیرها در زمان t شناخته شده هستند، لذا در این حالت گفته می‌شود، بنگاه در حالت اطلاعات کامل قرار دارد. در این مقاله فرض می‌شود، بنگاه در حالت اطلاعات

کامل قرار ندارد و متغیرها شامل قیمت‌های جاری، دستمزدها و بهره‌وری به شکل انتظاری ظاهر می‌شوند. شروط تسویه بازار بصورت $L_{it} = H_{it}$ در بازار نیروی‌کار و $B_t = 0$ در بازار مشارکت اسمی می‌باشد. با ساده‌سازی سیاست مالی، فرض می‌شود مالیات‌ها تنها دریافتی از خانوار است که برای یارانه به بخش تولید پرداخت خواهد شد لذا برابری $T_t = \tau \int P_{it} Y_{it}\, di$ را خواهیم داشت و برای سادگی کار، مخارج دولتی G_t برابر سایر درآمدهای دولت مانند درآمدهای نفتی OR_t می‌باشد لذا از آوردن آن خودداری شده است. درآمد اسمی بصورت زیر خواهد بود:

$$N_t = P_t Y_t \qquad (۶)$$

که در آن N_t تقاضا در اقتصاد تعریف شده است. تغییرات N_t همان شوک تقاضا و تغییرات در بهره‌وری نشان دهنده شوک عرضه که بصورت تصادفی برونزا تعریف می‌شود.

حال برای بهینه‌سازی خانوار با توجه به قیود بودجه، برای مصرف کل C_t، مصرف‌کننده کل هزینه‌های خود را با توجه به معادله(۲) حداقل می‌کند. شروط مرتبه اول تابع تقاضای خانوار نمونه بصورت زیر خواهد بود:

$$C_{it} = [P_{it}/P_t]^{-\gamma} C_t \qquad (۷)$$

که در آن γ–کشش قیمتی تقاضا برای کالاها و P_t شاخص قیمت که بصورت $\int P_{it} C_{it} di = P_t C_t$ تعریف می‌شود. لذا می‌توان نوشت:

$$P_t = \left[\int_0^1 {P_{it}}^{1-\gamma} di\right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \qquad (۸)$$

در قسمت دوم، مصرف‌کننده مسئله بین‌دوره‌ای را با انتخاب مصرف کل و عرضه نیروی‌کار با حداکثر نمودن رابطه(۱) و با توجه به قید بودجه، عبارت (۳) بدست خواهد آورد. معادله اولر و معادله عرضه نیروی‌کار پیوسته، از این بهینه‌سازی حاصل می‌شود:

$$1 = \beta E_t[(1 + R_{t+1}) P_t C_t / P_{t+1} C_{t+1}] \qquad (۹)$$

$$C_t {L_{it}}^{1/\psi} = W_{it}/P_t \qquad (۱۰)$$

این شروط بیان می‌کنند، مصرف‌کننده‌ها تحت اطلاعات کامل و اطلاعات ناقص بروی قسمتی از بنگاه‌ها تصمیم‌گیری می‌کنند که در ادامه بیشتر در مورد آن توضیح داده می‌شود.

تعادل اطلاعات کامل

انتظارات بنگاه را با $\hat{E}_{it}(.)$ نشان می‌دهیم که این عملگر در حالت اطلاعات کامل به صورت $E(.)$ معرفی می‌گردد. این مدل استانداردی است که در بیشتر مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این تحقیق با مدل اطلاعات ناقص مقایسه خواهد شد.

حداکثرسازی سود بنگاه تحت اطلاعات کامل توسط معادله (۴) و همچنین با توجه به قیود (۵) و (۷) بصورت زیر بدست می‌آید:

$$P_{it} = \left[\frac{\gamma}{(\gamma-1)(1+\tau)}\right](W_{it}/A_{it}) \qquad (۱۱)$$

بنگاه iام قیمتی برابر با مجموع مارک‌آپ و هزینه نهائی را انتخاب می‌کند. آنچیزی که برابر نرخ دستمزد تقسیم بر بهره‌وری نیروی‌کار است؛ یعنی آن مقدار که بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه به هزینه نهائی می‌افزایند تا برابر قیمت شود. ترکیب همه معادلات از (۷) تا (۱۱) و با کمک از معادلات جبری می‌توان نشان داد:

$$P_{it} = P_t + \mu + \alpha(y_t - a_{it}) \qquad (۱۲)$$

که در آن P_{it} قیمت کالای تولید بنگاه iام برابر است با سطح قیمت کل P_t، μ مارک‌آپ، a_{it} و α به‌ترتیب بهره‌وری و کشش قیمتی تولید بنگاه و y_t تولید کل است. مارآپ برابر با $\mu = ln[\gamma/(\gamma-1)(1+\tau)]/(1+\gamma/\psi)$ است. اگر قیمت کالا برابر هزینه نهائی باشد مارک‌آپ صفر خواهد شد و مطابق رابطه اخیر اگر γ کشش قیمتی تقاضا برای کالا، صفر باشد و با افزایش مقدار پارامتر τ مقدار مارک‌آپ به صفر میل خواهد نمود.

α کشش قیمتی تولید بنگاه مساوی با $(\psi+1)/(\psi+\gamma)$ است. α کوچکتر از یک است زیرا γ بزرگتر از یک است. با افزایش γ کشش تقاضای کالاها، α کاهش می‌آید.

با لگاریتم‌گیری خطی از معادله (۶) خواهیم داشت:

$$n_t = p_t + y_t \qquad (۱۳)$$

البته p_t همان شاخص قیمت در معادله(۸) نیست اما با یک تقریب لگاریتم-خطی برای همه قیمت‌های یکسان بصورت زیر خواهد شد:

$$p_t = \int_0^1 p_{it}\, di \qquad (۱۴)$$

ترکیب معادلات (۱۲) تا (۱۴)، تعادل به عنوان منحنی عرضه کل معرفی می‌شود:

$$y_t^F = a_t - \mu/\alpha \qquad (۱۵)$$

$$p_t^F = n_t - a_t + \mu/\alpha \qquad (۱۶)$$

این تعادل در فضای (y,p) در اثر تغییر شوک تقاضا n_t، جابجا و تغییر خواهد نمود. با اطلاعات کامل، عرضه کل عمودی خواهد بود چون تولید مستقل از شوک تقاضا است که این امر را می‌توان به لحاظ ریاضی نشان داد شیب منحنی عرضه کل برابر $\frac{\partial p_t/\partial n_t}{\partial y_t/\partial n_t}$ است. با افزایش بهره‌وریa_t، منحنی عرضه به سمت راست و با افزایش مارک‌آپ، منحنی عرضه به سمت چپ انتقال خواهد یافت. بهینه پارتو در این اقتصاد از $\mu = 0$ یا $\tau = 1/(\gamma - 1)$ بدست می‌آید یعنی، تولید برابر با بهره‌وری خواهد بود. این مدل را می‌توان برای متغیرهای نرخ بهره اسمی، مصرف، ساعات نیروی‌کار استخراج نمود، اما از آنجایکه در این مقاله هدف مشخص نمودن عرضه کل در شرایط اطلاعات کامل و ناقص است لذا از آوردن این متغیرها صرف‌نظر شده است.

تعادل اطلاعات ناقص

با فرض اطلاعات ناقص بنگاه‌ها از شرایط اقتصادی، خانوار نمونه مانند قبل بوسیله روابط(۹)-(۱۰) حداکثرسازی و بنگاه بهینه‌سازی قیمت را انجام می‌دهد:

$$\hat{E}_{it}\left[\left(\frac{P_{it}}{P_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{Y_t}{P_t}\right)\right] = \left[\frac{\gamma}{(\gamma-1)(1+\tau)}\right]\hat{E}_{it}\left[\left(\frac{P_{it}}{P_t}\right)^{-\gamma-1}\left(\frac{W_{it}}{A_{it}P_t}\right)\left(\frac{Y_t}{P_t}\right)\right] \qquad (۱۷)$$

اگر بنگاه اطلاعات کامل داشته باشد، این معادله به معادله(۱۱) تبدیل می‌شود. لگاریتم-خطی معادله (۱۷) و با فرض $\mu = 0$ به صورت زیر خواهد بود:

$$P_{it} = \hat{E}_{it}[P_t + \alpha(y_t - a_{it})] \qquad (۱۸)$$

عبارت داخل کروشه هزینه نهائی اسمی بنگاه را نشان می‌دهد. بنگاه باید شکل انتظارات سطح قیمت کل، تولید و بهره‌وری را مشخص نماید، زیرا این سه عنصر تعیین کننده هزینه نهائی است. در یک مدل ساده، بنگاه باید دستمزد کارگران و بهره‌وری آنها را باید مطابق با هزینه نهائی پرداخت نماید، اما به دور از پیچیده‌گی‌های دنیای واقعی، این مدل تلاش دارد تا آن را محاسبه نماید. در یک مدل واقعی‌تر در حساب تولید، بنگاه در بسیاری از تصمیم‌گیری خود بر اساس هزینه‌های نهائی آتی خود لحاظ می‌کنند، به طوری که شکل‌گیری انتظارات غیر قابل اجتناب است (منکیو و ریس،۲۰۱۰).

معادله (۱۸) نشان دهنده این است که قیمت در حالت اطلاعات ناقص برابر قیمت انتظاری تحت اطلاعات کامل که در معادله(۱۲) معرفی شد، می‌باشد. آنچه در اینجا آمده است خطی‌سازی شرایط بهینه‌یابی که به صورت یک تقریب درجه دوم تابع هدف است. تعادل اطلاعات ناقص با مقادیر y_t و P_t همچون معادلات (۱۳، (۱۴) و (۱۸) بدست می‌آید. برای کامل کردن مدل، تنها عنصر مورد نیاز برای افزودن، این موضوع است که چگونه بنگاه‌ها انتظارات خود را شکل می‌دهند.[۱]

۴- یافته‌های پژوهش

کالیبره کردن و نتایج شبیه‌سازی

پارامترهای مورد استفاده برای تحلیل الگوهای این تحقیق در جدول(۱) آورده شده است.

---

[۱] در حالی که مدل بالا کاملاً ساده شده است، کاملاً حالت عمومی دارد. وودفورد(۲۰۰۳) نشان می‌دهد، فرض کنید که ترجیحات مصرف‌کننده منتخب برای هر دوره برابر $u(C_t) - \int v(L_{it})di$ و تابع تولید $Y_{it} = A_{it}f(H_{it})$ باشد. که به صورت همان فرم-خلاصه شده بعد از لگاریتم-خطی حول حالت ایستای غیرتصادفی خواهد بود. تنها تغییر در پارامتر α است که حال بستگی به انحنای توابع در حالت ایستا دارد.

جدول ۱: پارامترهای مقداردهی‌شده (کالیبره‌شده)

پارامتر	تعریف	مقدار	منبع
γ	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه	۴/۳۳	متناظر با مارک آپ ۳۰ درصدی[۱]
ψ	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۲۱	صمیمی و همکاران(۱۳۹۳)
λ, τ	پارامتر چسبندگی اطلاعات	-	متفاوت[۲]

برای به‌دست آوردن شبیه‌سازی و اثر تکانه‌ها بر متغیرها با کدنویسی در محیط Matlab استفاده شده است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی، از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۶ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰، که از سری‌های زمانی منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده است. پس از لگاریتم‌گیری داده‌ها، با به‌کار گرفتن فیلتر هدریک-پرسکات (با احتساب$\lambda = 100$) روندزدایی شده‌اند. جدول (۲) خلاصه‌ای از آمارهای بدست آمده از مدل را نشان می‌دهد که برای تعیین قدرت توضیح‌دهی الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد. براین اساس، می‌توان ضریب خودهمبستگی متغیرها در وقفه‌های صفر، یک و دو را با مقادیر متناظر آن‌ها که از الگوی ادوار تجاری پولی شبیه‌سازی شده مقایسه نمود.

جدول ۲: مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه سازی شده و داده‌های واقعی

داده های شبیه سازی شده و واقعی	ضریب خودهمبستگی					انحراف معیار	
	داده واقعی			مقدار شبیه سازی شده		داده واقعی	مقدار مشاهده شده در مدل
	صفر	۱	۲	صفر	۱	۲	
تولید واقعی	۱	۰/۶۳	۰/۰۳	۱	۰/۵۳	۰/۱۶	۰/۰۳۲	۰/۰۵۶

[۱] اقتصاددانان معتقدند در بیشتر کشورها با تورم بالا مارک‌آپ بنگاهها معمولاً بین۲۰-۳۰٪ هزینه نهائی آنها می-باشد لذا مقدار θبرابر ۴/۳۳ یا ۱۱ می‌باشد، لذا α برابر ۰/۴۹ خواهد بود. $= \frac{\theta}{\theta-1}$ و $\frac{\theta}{\theta-1} = 1.2 \Longrightarrow \theta = 11$ 1.3

[۲] برای این پارامتر مقادیر متفاوت درنظر گرفته شده تا اثرگذاری آن بر دو متغیر تولید و تورم بررسی شود.

تورم	۱	۰/۳۷۸	۰/۲۲۸	۱	۰/۲۷	۰/۰۵	۰/۳۵۹	۰/۱۳۷

منبع: یافته‌های تحقیق

در این راستا، مقایسه انحراف معیار بخش ادواری متغیرها و مقادیر متناظر شبیه-سازی شده آنها از الگوی ادوار تجاری نیز متداول می‌باشد. برای این منظور ابتدا از متغیرها لگاریتم گرفته و همچنین برای روندزدایی متغیرها از رهیافت (HP) فیلتر شده استفاده می‌شود؛ جدول(۲) این مقادیر را با مقادیر متناظر به‌دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. براساس این جدول مشاهده می‌شود که الگو فوق تا حد زیادی در شبیه‌سازی این متغیرها موفق بوده است.

مبانی و تحلیل مدل‌های اطلاعات ناقص و عرضه کل

ماندگاری در مدل اطلاعات تاخیری و جزئی

فرض می‌شود به دلیل وجود اطلاعات کامل پس از یک دوره، شوک تقاضای کل، تولید را تنها برای یک دوره انتقال دهد. حال، شوک تقاضا برای بنگاه تحت اطلاعات ناقص، ممکن است این انتقال طولانی‌تر خواهد بود. در مطالعه منکیو و ریس (۲۰۰۲)، مدل اطلاعات تاخیری به نام چسبندگی- اطلاعات معرفی شده است. در این مدل، λ کسری از بنگاه‌های است که دارای اطلاعات کامل هستند؛ یعنی، این تعداد بنگاه در جامعه به طور مستقل عمل نموده و درباره شوک‌ها اطلاعات کامل دارند، بنابراین انتظاراتشان از تقاضای کل و سطح قیمت‌ها با مقادیر واقعی این متغیرها یکسان خواهد بود. حال فرض کنید، که $1-\lambda$ کسری از سایر بنگاه‌ها دیگر، اطلاعات کاملی از شوک‌های ندارند. به عبارت دیگر، این مدل فرض می‌کند که بنگاه‌ها انتظارات بهینه خود را با اطلاعات ناقص شکل می‌دهند. مدل اطلاعات تاخیری فرض می‌کند، که تنها λ درصد از بنگاه‌ها اطلاعات خود را به روز رسانی می‌کنند، در حالی که مابقی بنگاه‌ها از اطلاعات گذشته به‌روزرسانی خود را انجام می‌دهند. یک تمثیل از این مدل آن است که، هر بنگاه یک ساعت بیدار باش تصادفی دارد که در هر دوره با احتمالλ به صدا در خواهد آمد و

بنگاه بیدار می‌شود و خواهد دید چه اتفاقی افتاده است. در هر زمان سهم $\lambda\,(1-\lambda)^{j}$ از بنگاه‌ها، آخرین اطلاعات خویش را در دوره پیش j به روزرسانی نموده‌اند. در مدل پایه تحقیق فقط شوک‌های تقاضای کل وجود دارد که از یک گام تصادفی پیروی می‌کند، بنابراین $n_t = n_{t-1} + v_t$، که v_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. با استفاده از این توزیع نمایی، حال سطح قیمت تعادلی به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty}(1-\lambda)^{j} E_{t-j}[\alpha n_t + (1-\alpha)p_t] \qquad (۱۹)$$

اختلالات منتخب برای تقاضای کل $n_t = \sum_{k=0}^{\infty} v_{t-k}$ است، که در آن v_{t-k} شوک مستقل در مدل است، و می‌توان حدس زد که سطح قیمت با استفاده از ضرایب نامشخص φ_k بستگی به اختلالات منتخب $p_t = \sum_{k=0}^{\infty} \varphi_k v_{t-k}$ دارد. برای دو قسمت می‌توان نشان داد، اول اینکه $E_{t-j}(p_t) = \sum_{k=j}^{\infty} \varphi_k v_{t-k}$ و همینطور این رابطه را می‌توان برای n_t نوشت، و دوم اینکه φ_k باید برای همه شوک‌ها احتمالی یکسان باشد. معادله (۱۹) پس از تحمیل شرایط به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\varphi_k = \lambda\left[\alpha \sum_{j=0}^{k}(1-\lambda)^{j} + (1-\alpha)\varphi_k \sum_{j=0}^{k}(1-\lambda)^{j}\right] \qquad (۲۰)$$

برای $k=0,1,\ldots$ آن معادلات مدل به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$p_t = \sum_{k=0}^{\infty}\left[\frac{1-(1-\lambda)^{k+1}}{1-(1-\alpha)\left[1-(1-\lambda)^{k+1}\right]}\right] v_{t-k} \qquad (۲۱)$$

$$y_t = \sum_{k=0}^{\infty}\left[\frac{(1-\lambda)^{k+1}}{1-(1-\alpha)\left[1-(1-\lambda)^{k+1}\right]}\right] v_{t-k} \qquad (۲۲)$$

مقدار مفروض برای درجه چسبندگی حقیقی در مطالعات تجربی در دامنه ۰/۱ تا ۰/۲ قرار دارد (همتی و همکاران،۱۳۹۵). لذا در این تحقیق $\alpha = 0.2$ در نظر گرفته شده است. همچنین برای نشان دادن اینکه تغییرات در این پارامتر چگونه بر اقتصاد اثرگذار خواهد بود دو مقدار ۰/۲ و ۰/۴۹ انتخاب شده است. در مقاله منکیو و ریس (۲۰۱۰) پارامتر چسبندگی اطلاعات $\lambda = 0.25$ و در مقاله صمدی و اوجی‌مهر(۱۳۹۳) این پارامتر برابر با ۰/۵ فرض شده است. از آنجایکه این مقاله سعی در نشان دادن اثر

گذاری شوک تقاضا بر تولید و تورم با توجه به مقادیر مختلف این پارامتر را دارد لذا، مقادیر متفاوتی برای این پارامتر گزارش شده است. نمودار (۱)، پاسخ آنی هم تولید و تورم در طول زمان را نشان می‌دهد. شوک مثبت تقاضای کل، منجر به افزایش قیمت‌ها و تولید خواهد شد، افزایش در پارامترهای چسبندگی اطلاعات و واقعی اقتصاد، منجر به افزایش تولید و افزایش ضعیف‌تر قیمت‌ها می‌شوند. افزایش در تولید مربوط به آن دسته از بنگاه‌های خواهد شد که از بروز شوک مثبت تقاضای کل مطلع‌اند و مابقی بنگاه‌ها این شوک را با تاخیر درک می‌کنند. در نمودار(۱-الف) با بروز شوک مثبت تقاضای کل، پاسخ هر دو متغیر مثبت است با این تفاوت که واکنش تورم کمتر از واکنش تولید در پاسخ به این شوک بوده است. در نمودار(۱-ب)، با کاهش چسبندگی اطلاعات یعنی افزایش $\lambda = 0.5$، موجب می‌شود واکنش تولید به این شوک نسبت به حالت قبل، هم کمتر باشد و هم زودتر به صفر برسد؛ یعنی، روند نزولی این متغیر سریعتر اتفاق می‌افتد. اما تورم واکنش بیشتری نسبت به حالت قبل از خود نشان می‌دهد و زودتر به صفر خواهد گراید. به‌عبارت دیگر، با کاهش چسبندگی اطلاعات، واکنش تولید و تورم به شوک تقاضا، به ترتیب کمتر و بیشتر از حالت قبل خودشان(نسبت به حالت قبل افزایش پارامتر چسبندگی) خواهد بود و سرعت تغییر به سمت صفر و یا حالت باثبات

نمودار(۱): پاسخ آنی تولید و تورم به شوک تقاضای اسمی با اطلاعات تاخیری

الف- با $\lambda = 0.25$

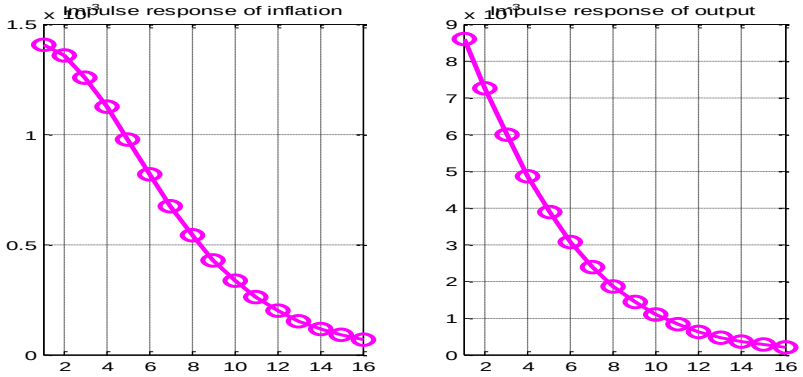
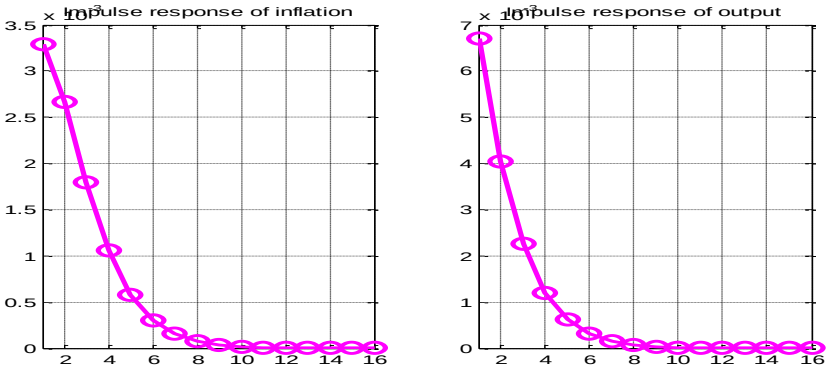


Figure ۱

ب- با $\lambda = 0.5$



2 Figure

ج- با $\alpha = 0.2$

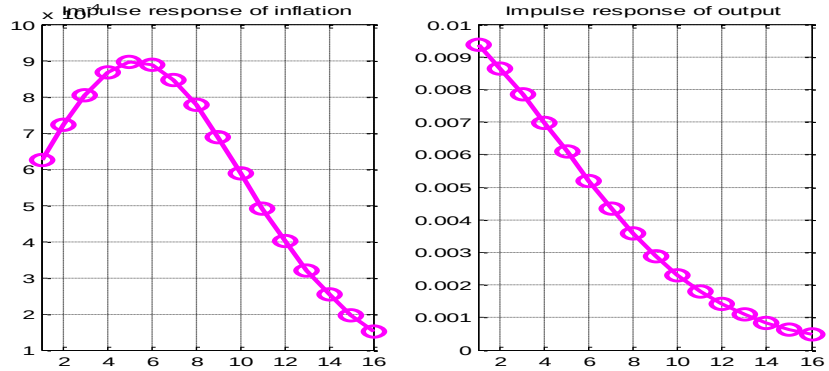


Figure ۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بیشتر بوده است. همچنین، پارامتر α نشان دهنده چسبندگی واقعی در اقتصاد است و با کاهش پارامتر α، چسبندگی واقعی در اقتصاد بیشتر خواهد شد. در نمودار(۱-ج)، با افزایش چسبندگی واقعی، یعنی کاهش پارامتر $\alpha = 0.2$، تولید افزایش بیشتری و تورم کمتر از حالت قبل افزایش داشته است و افزایش آن به صورت تاخیری مشاهده می‌شود. به‌عبارت دیگر، با افزایش چسبندگی واقعی در اقتصاد، تولید واکنش بیشتری و تورم واکنش کمتری نسبت به حالت قبل، در پاسخ به شوک مثبت تقاضای کل از خود نشان می‌دهند و این تغییرات در متغیرها با تاخیر بیشتری انجام می‌گیرد. در حالت کلی، شیب منحنی عرضه کل($\frac{\partial p_t/\partial n_t}{\partial y_t/\partial n_t}$) با افزایش در α و λ یعنی، کاهش چسبندگی‌های واقعی و اطلاعات، کاهش می‌یابد؛ یعنی عرض کل افقی‌تر خواهد شد. این موضع به این دلیل است که بنگاه‌های که اطلاعات کمتری دارند، قیمت خود را در پاسخ به یک، تغییر نمی‌دهند، که باعث می‌شود تولید و یا فروش‌شان افزایش یابد. بنابراین، اطلاعات کم برای بیشتر بنگاه‌ها، منجر به قوی‌تر شدن فرضیه غیرخنثی پول می‌شود. در عوض، برای مقادیر پایین‌تر α، بنگاه‌های که اطلاعات بیشتری در اختیار دارند، می‌خواهند قیمت خود را نزدیک قیمت‌های بنگاه‌هایدارای اطلاعات کمتر تعیین کنند، که منجر به افزایش فروش خود شده و تولید کل افزایش پیدا خواهد کرد.

حال در مدل اطلاعات جزئی؛ این مدل فرض می‌کند که بنگاه علامت z_{it} از تقاضای کل دریافت می‌کند، درست همچون قبل، اما حال نمی‌داند تقاضای کل دوره‌های قبلی چه بوده است. همانطور که بنگاه علامت جدید را دریافت می‌کند، بنگاه، انتظارتش را از شرایط جدید شکل داده و نظرات گذشته خود را نیز اصلاح می‌کند. بنابراین، در این مدل‌ها همانند مدل‌های چسبندگی اطلاعات، نهایتاً تمام بنگاه‌ها بروز شوک را با کمی تاخیر خواهند دانست. برای هر دو مدل فقط یک پارامتر جدیدλ و یا τ معرفی می‌شود، که به عنوان شاخص چسبندگی اطلاعاتی در دو مدل معرفی می‌گردد. در مدل اطلاعات جزئی، فرض می‌شود که بنگاه‌ها یک علامت خبری با دقت نسبی τ را مشاهده می‌کنند.

این مدل فرض می‌کند که تمام بنگاه‌های علامت‌های خبری مشخصی از وضعیت تقاضای کل دریافت می‌کنند. آنها علامت $z_{it} = n_t + \varepsilon_{it}$ را مشاهده می‌کنند، که در آن n_t شوک تقاضا و ε_{it} خبر مستقل در بین تمام بنگاه‌ها و برای همه زمان‌ها است و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2/τ می‌باشد.

پارامتر τ همان نقش λ در مدل چسبندگی اطلاعات را ایفا می‌کند: τ بالاتر به معنی چسبندگی کمتر اطلاعات است، و از این رو z_{it} به مقدار n_t شوک تقاضا نزدیک می‌شود. ویژگی کلیدی مدل اطلاعات جزئی فقدان دانش مشترک است. به طور خاص، علامت دریافتی هر بنگاه، اطلاعات خصوصی آن بنگاه به شمار می‌رود، لذا نمی‌توان آن را به بنگاه دیگری انتقال داد، به طوری که هیچ بنگاهی نمی‌داند که دیگران چه دانشی از شوک‌های اقتصاد دارند.

اگر فرض شود که بعد از تعداد زیادی دوره، همه عاملان اقتصادی از وضعیت شوک‌ها مطلع گردند، رویکرد بخش قبل یعنی مدل چسبندگی اطلاعات صادق است. وودفورد[1] (۲۰۰۲) یک روش حدس- اصلاح[2] با استفاده از ابزارهای استخراج-علامت[3] را پیشنهاد نمود. حدس این است که:

$$p_t = (1-\theta)p_{t-1} + \theta n_t \qquad (۲۳)$$

و می‌توان از معادله(۲۳) نشان داد که θ از راه‌حل مثبت معادله درجه دوم زیر بدست می‌آید:

$$\theta^2 + \alpha\tau\theta - \alpha\tau = 0 \qquad (۲۴)$$

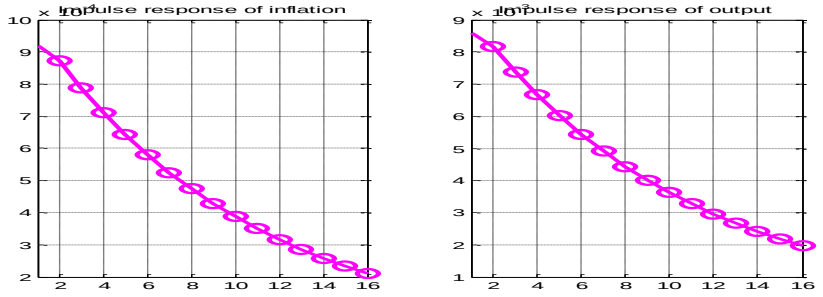
پیش‌بینی‌های مدل اطلاعات جزئی شبیه به مدل اطلاعات تاخیری می‌باشد. در این قسمت، منحنی عرضه کل با شیب مثبت می‌باشد و اثرات ماندگاری تقاضای اسمی بروی تولید بیشتر بوده است. در نمودار (۲) واکنش آنی متغیرهای تولید و تورم به

[1] Woodford
[2] guess-and-verif
[3] signal-extraction

شوک تقاضا را نشان می‌دهد. در نمودار(۲-الف) فرض شده $\tau = 0.005$ باشد، واکنش تولید و تورم به این شوک، مثبت خواهد بود اما واکنش تولید بیشتر از واکنش تورم بوده است و پاسخ تورم زودتر از پاسخ تولید به صفر نزدیک می‌شود. لازم به ذکر است هرچقدر سرعت تعدیل و رسید به حالت باثبات و یا صفر در تورم بیشتر از تولید باشد نشان دهنده افقی‌تر بودن منحنی عرضه کل و اگر این سرعت تعدیل در تولید بیشتر از تورم باشد نشان‌دهنده عمودی‌تر بودن این منحنی است. با کاهش چسبندگی اطلاعات یعنی افزایش پارامتر $\tau = 0.05$، تغییرات قیمت‌ها نسبت به شوک تقاضای کل بیشتر بوده یعنی پاسخ قیمت‌ها به این شوک نسبت به حالت قبل، بیشتر افزایش پیدا می‌کند و واکنش تولید نیز نسبت به حالت قبل خود، کمتر بوده است. به‌عبارت دیگر، سرعت تغییر و رسیدن به حالت باثبات یعنی صفر، در هر دو متغیر نسبت به حالت قبل بیشتر شده است؛ که این امر در نمودار(۲-ب) بوضوح قابل مشاهده است. همچنین در نمودار(۲-ج)، با افزایش چسبندگی واقعی یعنی کاهش پارامتر $\alpha = 0.2$، تولید افزایش بیشتری پیدا کرده و افزایش تورم کمتر از حالت قبل در پاسخ به شوک تقاضای کل شده است.

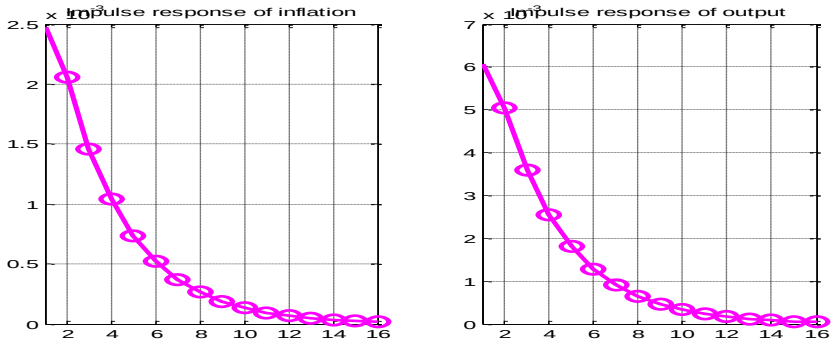
نمودار(۲): پاسخ آنی تولید و تورم به شوک تقاضای اسمی با اطلاعات جزئی

الف- با $\tau = 0.005$



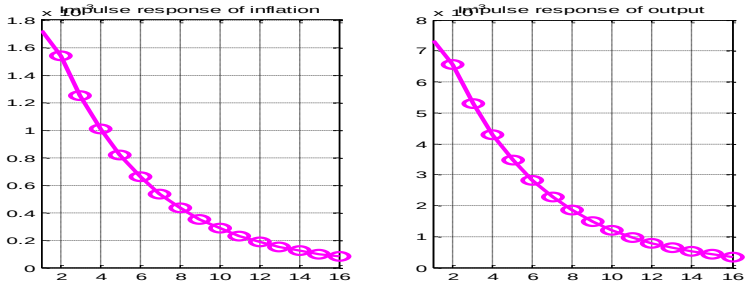
4 Figure

ب- با $\tau = 0.05$



۵ Figure

ج- با $\alpha = 0.2$



6 Figure

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به طور کلی، افزایش چسبندگی واقعی و اطلاعات قوی‌تر، حاکی از یک منحنی عرضه کل افقی‌تر است. اگر $\tau \to 0$ باشد، یعنی علامتی مبنی بر مشاهده تغییرات بازار و اقتصاد وجود ندارد، بنگاه‌ها هیچ اطلاعاتی در مورد شوک‌های فعلی ندارند، و قیمت‌ها بدون تغییر می‌مانند و یا تغییرات کمتری از خود نشان می‌دهند، بنابراین منحنی عرضه کل افقی‌تر خواهد بود. اگر $\tau \to \infty$ باشد، بنگاه‌ها اطلاعات کامل از شوک‌ها دارند و قیمت‌های خود را تغییر می‌دهند در نتیجه منحنی عرضه کل عمودی است.

در این میان، اطلاعات بهتر و کامل‌تر نشان می‌دهد که قیمت‌های بیشتر تعدیل شده و منحنی عرضه کل دارای شیب تندتر می‌شود. همچنین چسبندگی واقعی بیشتر به

معنی آن است که واکنش بنگاه‌ها به علائم قیمتی کمتر خواهد شد. به‌عبارت دیگر، بنگاه‌های که از اطلاعات بیشتری برخوردارند، می‌خواهند قیمت خود را به‌گونه‌ای تعیین کنند، که منجر به افزایش فروش خود شده و در نتیجه تولید کل افزایش پیدا خواهد نمود. بنابراین، در مدل اطلاعات جزئی، همچون مدل اطلاعات تاخیری، چسبندگی واقعی بیشتر به معنی تاییدی بر فرضیه غیرخنثی بودن پول خواهد بود.

۴-۲-۲- اطلاعات تاخیری و اختلاف نظر زمان‌های مختلف[1]

منکیو، ریس و ولفرس[2] (۲۰۰۳) در مطالعه خود با استفاده از مدل چسبندگی اطلاعات نشان دادند، اختلاف نظر در مورد پیش‌بینی‌ها وجود دارد. در یک مدل بدون اخبار، همه افراد اطلاعات مشابه دارند لذا پیش‌بینی‌های مشابه‌ی از آینده خواهد شد. اما در یک مدلی که اخبار وجود دارد در پاسخ به اخبار، برخی از مردم در مورد آن اطلاعات جدید کسب نموده و تجدید نظر در پیش‌بینی‌های خود می‌کنند، در حالی که برخی دیگر بی-اطلاعی باقی می‌مانند، بنابراین اختلاف نظر وجود دارد. هرچقدر اخبار بیشتری منتشر می‌شود آگاهی افراد نیز بیشتر خواهد شد، لذا تنوع پیش‌بینی‌های مختلف در جامعه وجود خواهد داشت. در مدل اطلاعات تاخیری، یک متغیر درون‌زا به‌عنوان مبنای اختلاف نظر انتخاب می‌شود، به‌طوریکه که با دیگر متغیرهای درونزا در اقتصاد در واکنش به تغییرات اقتصاد، هم‌حرکت باشد. متغیر تورم در اقتصاد نشان دهنده انتظارات مردم، مورد بررسی قرار گیرد.

در مدل اطلاعات تاخیری، تعریف اختلاف نظر که در اینجا با D_t نشان داده می‌شود، به عنوان انحراف استاندارد مقطعی از انتظارات تورمی تعریف می‌شود:

$$D_t = \sqrt{\lambda \sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^i \left[E_{t-i}(\Delta p_{t+1}) - \lambda \sum_j (1-\lambda)^i E_{t-j}(\Delta p_{t+1})\right]^2} \quad (۲۵)$$

[1] Time-varying disagreement
[2] Mankiw, Reis and Wolfers

با توجه معادله (۲۱) و با استفاده از روش ضرایب نامعین، می‌توان نشان داد که این عبارت برابر است با:

$$D_t = \sqrt{\sum_{i=0}^{\infty}\{\lambda(1-\lambda)^i[1-\lambda(1-\lambda)^i]\sum_{k=i}^{\infty}(\varphi_k-\varphi_{k-1})\}v_{t-i}^2} \quad (۲۶)$$

در این مدل، تنها شوک تقاضای کل وجود دارد که از یک گام تصادفی پیروی می‌کند، بنابراین $n_t = n_{t-1} + v_t$، که v_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. با مقداردهی پارامترها که در قسمت‌های قبل آورده شده است، یعنی $\lambda = 0.25$، نمودار (۳) پاسخ آنی اختلاف نظر در مورد پیش‌بینی سطح قیمت‌ها طی زمان را نشان می‌دهد.

نمودار(۳): پاسخ آنی اختلاف نظر با اطلاعات تاخیری به شوک تقاضای کل

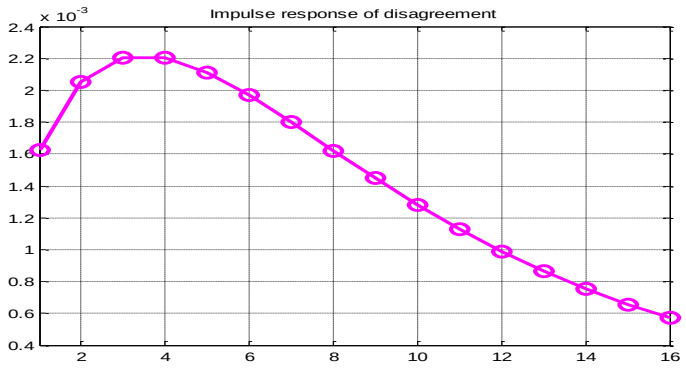


Figure ۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۳) واکنش آنی اختلاف نظر در مواجهه با شوک تقاضای کل را نشان می‌دهد. در اثر این شوک، اختلاف نظر افزایشی تقریباً ۰/۱۶٪ پیدا کرده و در نقطه بیشینه خود به ۰/۲۲٪ می‌رسد. به عبارت دیگر، هنگام بروز شوک تقاضا، بدلیل چسبندگی اطلاعات، اختلاف نظر در مورد پیش‌بینی سطح قیمتها حدود ۰/۱۶ درصد بوجود می‌آید و این اختلاف بیشتر نیز خواهد شد؛ زیرا اخبار مختلفی منتشر می‌گردد که تحلیل‌های متفاوتی را نیز در پی خواهد داشت. منکیو و همکاران (۲۰۰۳)، رابطی مثبتی بین

اختلاف نظر در پیش‌بینی و تغییرات تولید و تورم در مطالعه خود بدست آورده‌اند. همچنین، کویبین و گوردنچینکو[1] (۲۰۰۸) رابطه مثبتی بین اختلاف نظر و شوک‌های قیمت نفت در تحقیق خود بدست آوردند. لازم به ذکر است ممکن است بین مقدار برآورد شده مدل و داده‌های واقعی تفاوت وجود داشته باشد زیرا در این مدل فقط یک شوک تقاضا فرض شده است در صورتی که در دنیای واقعی شوک‌های دیگری نیز وجود دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

کینز در تئوری عمومی کلاسیک با تاکید بر عدم قطعیت، آن را به عنوان یک واقعیت کلیدی در زندگی اقتصادی به حساب می‌آورد. به طور مشابه، فریدمن (۱۹۶۸) تاکید کرد درک نادرست عاملان اقتصادی از شرایط پولی می‌تواند توضیحی برای منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت باشد؛ که این موضوعی توسط مدل‌های معرفی شده در این تحقیق بررسی شد.

مدل‌های که در این مقاله مورد بررسی قرار می‌گیرد اقتصاددانان در جریان انقلاب انتظارات عقلایی طی دهه ۱۹۷۰ حل نمودند با این تفاوت که در مقایسه با تئوری انتظارات عقلایی اولیه، این مدل‌ها به طور معمول مبتنی بر فرض تصمیمات عاملان اقتصادی بر اساس مجموعه‌ای بسیار محدود از اطلاعات می‌باشد. با توجه به مورد توجه قرار گرفتن فرض اطلاعات محدود توسط محققان، مطالعات زیادی در مورد رشد اقتصاد رفتاری با تاکید بر نقصان در تصمیمات و دانش انسان انجام گرفته است. مطابق با مطالعه همتی و همکاران (۱۳۹۵)، وجود چسبندگی اطلاعات در فرآیند قیمت‌گذاری بنگاه‌ها تایید گردید.

در این تحقیق مقادیر پارامترهای موجود در سیستم معادلات، از مطالعات مختلف اخذ شده که به آن اشاره شد. همانگونه که در اینگونه الگوها متداول است، ضرایب خود همبستگی وقفه اول و انحراف معیار شبیه‌سازی شده برای تولید واقعی و تورم قابل دفاع

[1] Coibion and Gorodnichenko

بوده و هماهنگ با مقادیر آن در اقتصاد ایران می‌باشند. به‌طور خلاصه نتایج حاکی از آن است که الگوی این تحقیق که از دو متغیر تولید و تورم تشکیل شده است، قادر خواهد بود نتایج سازگار با اقتصاد ایران را شبیه‌سازی کند.

این مقاله به معرفی دو دسته از مدل‌های اطلاعات ناقص، اطلاعات تاخیری و جزئی، پرداخته و نشان داده است که با وجود اطلاعات ناقص، عرضه کل غیرعمودی خواهد بود و یک شوک مثبت تقاضای کل منجر به افزایش تولید و قیمت خواهد شد. نتایج نشان می‌دهند که با افزایش بیشتر در چسبندگی واقعی و اطلاعات، تولید افزایش بیشتری از خود نشان می‌دهد و تورم افزایش کمتری نسبت به زمانی که چسبندگی کمتر است، خواهد داشت (هم‌سو با مطالعه منکیو و ریس (۲۰۰۲)). همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهند که شیب منحنی عرضه کل با کاهش چسبندگی‌های واقعی و اطلاعات، کاهش می‌یابد یعنی منحنی عرضه کل افقی‌تر خواهد شد. بنگاه‌های که اطلاعات کمتری نسبت به وضعیت اقتصاد و شوک‌های موجود در آن دارند، قیمت خود را در پاسخ به یک شوک مثبت تقاضای کل تغییر نمی‌دهند، اما مقدار تولید و یا فروش‌شان را افزایش می‌دهند که این امر، افقی‌تر شدن منحنی عرضه کل را در پی خواهد داشت. بنابراین، اطلاعات کم برای بیشتر بنگاه‌ها یا چسبندگی اطلاعات در جامعه، منجر به قوی‌تر شدن فرضیه غیرخنثی پول می‌شود. این نتایج برای هر دو مدل اطلاعات جزئی و تاخیر یکسان مشاهده شده است. همانطور که کاپلین و اسپالبر[1](۱۹۸۷) نشان می‌دهند که اگر برای بنگاه‌ها جمع‌آوری اطلاعات دارای هزینه باشد، آنگاه فرض وابستگی زمانی برای آنها صادق است، بنابراین در طول دوره‌ای که در حال جمع آوری اطلاعات هستند نمی‌توانند قیمت خود را تغییر دهند و این امر می‌تواند آثار حقیقی سیاست پولی را به همراه داشته باشد.

همچنین نتایج نشان داد که در یک مدل اطلاعات ناقص، اختلاف نظر در مورد پیش‌بینی قیمت‌ها در اثر بروز شوک تقاضای کل، بوجود می‌آید.

---

[1] Caplin & Spulber

در مطالعه صارم (۱۳۹۳) شبیه سازی شوک سیاست پولی نشان می‌دهد رفتار تورم و شکاف تولید در الگوی اطلاعات چسبنده سازگاری بیشتری با آنچه در واقعیت از سیاست پولی مشاهده می‌شود، دارد. اما مطالعه صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۳) نشان می‌دهد الگوی چسبندگی قیمت هایبرید نسبت به چسبندگی اطلاعات، تطابق بیشتری با اقتصاد ایران داشته و سیاستگذاران اقتصادی می توانند با اطمینان بیشتری از نتایج این الگو بهره ببرند.

فهرست منابع

Akerlof, Ge. A. (2002). Behavioral Macroeconomics And Macroeconomic Behavior. *American Economic Review*, 92 (3): 411-433.

Areosa, M., Areosa, W. & Carrasco, V. (2018). A Sticky-Dispersed Iinformation Phillips Curve: A Model With Partial And Delayed Information. *Macroeconomic Dynamics,*1-27.

Ball, N. & Mankiw, G and Reis, R (2005). Monetary policy for inattentive economies. *Journal of Monetary Economics*, 52 (4): 703-725.

Barro, R. J. (1977). Unanticipated money growth and unemployment in the United States. *American Economic Review*, 67 (2): 101-115.

Blanchard, O. and Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *American Economic Review*, 77 (4): 647-666.

Caplin, A. & Spulber, D. (1987). Menu Costs & the Neutrality of Money. *Quarterly Journal of Economics*, CII, PP. 703-725.

Carrera, C. and Ramírez-Rondán, N.R. (2019). Inflation, Information Rigidity, And The Sticky Information Phillips Curve. *Macroeconomic Dynamics*,23(7):2597-2615.

Central Bank of Iran (www.cbi.ir).

Coibion, O. & Gorodnichenko, Y. (2008). What Can Survey Forecasts Tell Us About Informational Rigidities. *NBER Working Paper* 14586.

Crucini, M. J., Shintani, M. and Tsuruga, T. (2010). Accounting for Persistence and Volatility of Good Level Real Exchange Rates: The Role of Sticky Information. *Journal of International Economics,* 81(1), 48-60.

Dupor, B Kitamura, T. and Tsuruga, T. (2010). Integrating sticky information and sticky prices. *Review of Economics and Statistic*s.

Eggertsson, G. B.and Garg, V. (2019). Sticky prices versus sticky information: Does it matter for policy paradoxes?, *Review of Economic Dynamics*, 31, 363-392.

Fakhrhosseini, S. F., Shahmoradi, A & Ehsani, M. A. (2012). Price and wage stickiness and monetary policy in the Iranian economy. *Iranian Journal of Economic Research*. 12 (1): 1-30. [In Persian]

Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Revi*ew, 58 (1):1–17.

Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework. Princeton*: Princeton University Press.

Gauti, E. & Garga, V. (2018). Sticky prices versus sticky information: does it matter for policy paradoxes? *Review of Economic Dynamics*, 31: 363-392.

Gillitzer, c. (2016). The sticky information phillips curve: evidence for australia. *The Economic Society of Australia*, 92(299): 548-567.

Hemmaty, M. & Pedram, M. and Tavakolian, H. (2016). The Role of Sticky Information on Inflation Dynamics: Evidence from Iran. *Journal of Economic Research*, 16(60):107-151. [In Persian]

Jafari Samimi, A., Tehranghian, A.M., Ebrahimi, I. & Balonezhad Noori, R. (2014). The Effect of Monetary and Non Monetary Shocks on Inflation and Output in Dynamic Stochastic General Equilibrium Model in Open Economy Condition: Case Study of Iran Economy. *Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 3(10):1-32. [In Persian]

Knotek, E. S. (2006).A Tale of Two Rigidities: Sticky Prices in a Sticky Information Environment. *Journal of money credit and banking*, 42(8), 1543-1564.

Lorenzoni, G (2009). A theory of demand shocks. *American Economic Review*, 99 (5): 2050-2084.

Lucas, R. E. Jr. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(2):103-124.

Mackowiack, B. and Wiederholt, M. (2010). Business cycles dynamics under rational inattention. *The Review of Economic Studies*, 82(4): Pages 1502–1532.

Mankiw, N. G., Reis, R. & Wolfers, J. (2003). Disagreement about Inflation Expectations. *NBER Macroeconomics Annual*, 18: 209-248.

Mankiw, N. G. and Reis, R (2007). Sticky information in general equilibrium. *J*ournal of the European Economic Association, 2 (2-3): 603-613.

Mankiw, N. G. & Reis, R (2002).Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1295-1328.

Ramzi, D. & Ghassan, H. (2018). Sticky price versus sticky Information price: empirical evidence in the New Keynesian setting. *MPRA Paper 95174.*

Samadi, A.H & Owjimehr, S.(2015). The Investigation of Persistency and Inertia of Inflation in Iran: a Comparison of Hybrid Price Stickiness and Information Stickiness Models. *Journal of Economic Modeling Research*, 5(19): 41-72. [In Persian]

Samuelson, P. & Solow, R. (1960). Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Re*view, 50 (2), 177-194.

Sarem, M. (2014). Selecting a Proper Price Setting Model for Iran Economy. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies,* 22(70):161-180. [In Persian]

Stockton, J. D. (1988). Relative price dispersion, aggregate price movement, and the natural rate of unemployment. *Economic Inquriy*, 26(1):1-22.

Townsend, R. (1983). Forecasting the Forecasts of Others. *Journal of Political Economy*, 91 (4):546-588.

Uno, Y., Naganuma, S. & Hara, N. (2018). New facts about firms' inflation expectations: simple tests for a sticky information model. *Bank of Japan Working Paper Series* 18-E-14.

Woodford, M. (2009). Information-Constrained state-dependent pricing. *Journal of Monetary Economi*cs, 56 (S1): S100-S124.