نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۸
سال بیست و نهم، تابستان ۱۴۰۰، صفحه ۱۳۳ - ۹۳

ارزیابی چسبندگی دستمزد در اقتصاد ایران با مقایسه مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

الهام فرنقی
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران
efarnaghi66@gmail.com
زهرا افشاری
استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
z.afshari@alzahra.ac.ir
حسین توکلیان
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
hossein.tavakolian@atu.ac.ir

تبیین واقعیت‌های اقتصادی با مدل‌های تعادل عمومی مستلزم لحاظ فروضی است که حتی‌الامکان با واقعیت منطبق باشند. فروض مربوط به چسبندگی‌های اسمی مانند چسبندگی دستمزد و قیمت از اصول مدل‌های تعادل عمومی است که باید بر اساس رفتار کارگزاران جامعه هدف تعیین شود. در این مطالعه در قالب مدل‌های DSGE به این سؤالات پرداخته می‌شود که آیا ورود چسبندگی دستمزد به مدل اقتصاد ایران می‌تواند به برازش بهتر مدل کمک کند و چه مدل تعیین قیمت و دستمزدی می‌تواند انطباق بیشتری با واقعیت‌های اقتصاد ایران داشته باشد. از این رو با در نظر گرفتن سه حالت برای چسبندگی دستمزد (لحاظ نکردن چسبندگی، لحاظ چسبندگی ساده و لحاظ چسبندگی شاخص‌بندی‌شده) و سه حالت برای چسبندگی قیمت (کالوو شاخص‌بندی شده، چسبندگی اطلاعات و چسبندگی دوگانه قیمت-اطلاعات) در مجموع ۹ مدل DSGE طراحی شده است و با معیارهای مختلف(معیار مقایسه بیزین مدل‌ها، مقایسه توابع واکنش آنی و مقایسه درجه پایداری تورم) مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفته است. بر اساس نتایج، داده‌های شبیه‌سازی شده مدلی که در آن چسبندگی دستمزد لحاظ شده است، نسبت به مدل مشابه بدون چسبندگی دستمزد تطابق بیشتری با واقعیت‌های آشکار شده اقتصاد ایران ازجمله درجه پایداری و اینرسی تورم دارد. همچنین مدل با لحاظ شاخص‌بندی دستمزد بهتر می‌تواند نسبت به مدل مشابه بدون شاخص‌بندی پایداری تورم محقق شده را شبیه‌سازی کند.

طبقه‌بندی JEL: E31،E37،E52
واژگان کلیدی: چسبندگی دستمزد، مدل قیمت‌گذاری کالوو، چسبندگی‌های اسمی، مقایسه مدل‌ها.

تاریخ دریافت: ۱ / ۱۲ / ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۲ / ۵ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

۱. مقدمه

مدل‌های کینزی جدید که مدل‌های تعادل عمومی پویا با لحاظ چسبندگی اسمی هستند، کاربرد فزاینده‌ای در تحلیل‌های اقتصادی و مخصوصاً پولی پیدا کرده‌اند. اما با توجه به اینکه نتایج مدل پایه‌ای کینزی جدید با قیمت چسبنده (کالوو ساده[۱]) با شواهد تجربی (که عمده‌ترین آن اینرسی تورم[۲] بود) تطابق نداشت، مدل‌های متفاوت با فروض متفاوت برای چسبندگی‌های اسمی معرفی شد تا خروجی این مدل‌ها بیشتر مطابق با واقعیت‌ها باشند. از این رو تغییراتی بر نحوه تعدیل قیمت و دستمزد در مدل لحاظ شد که مدل بتواند اینرسی تورم را توضیح دهد. معرفی شاخص‌بندی به مدل قیمت‌گذاری کالوو که به منحنی فیلیپس هیبریدی[۳] منتج شد، و معرفی چسبندگی اطلاعات توسط منکیو و ریس[۴](۲۰۰۲) تلاش‌هایی در جهت وارد کردن اینرسی تورم بودند. تلاش دیگر در این راستا اضافه کردن مدلسازی تعیین دستمزد به مدل پایه بود. از آنجا که در مدل پایه کینزی جدید، دستمزد کاملاً انعطاف‌پذیر در نظر گرفته شده است، یک سری مطالعات به پیروی ایرسگ، هندرسون و لوین[۵](۲۰۰۰) فرض دستمزد اسمی چسبنده را مشابه با قیمت چسبنده وارد مدل‌ها کردند تا بتوانند عملکرد مدل را بهبود ببخشند. مطالعات بسیاری از جمله گالی[۶](۲۰۱۱)، ایرسگ و همکاران (۲۰۰۰) و کریستیانو، ایچنبام و ایوان[۷](۲۰۰۵) نشان دادند که مدل‌ها با لحاظ چسبندگی دستمزد بهتر می‌توانند واقعیت‌های محقق شده را شبیه‌سازی کنند و پایداری در تورم را بهتر نشان می‌دهند.

1. Simple Calvo Model
۲. منظور از اینرسی تورم (Inflation Inertia) تمایل تورم به باثبات بودن در مقابل شوک‌های اثرگذار است.
3. Hybrid Phillips Curve
4. Mankiw, & Reis
5. Erceg, Henderson & Levin
6. Galí
7. Christiano, Eichenbaum and Evans

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

گسترش مدل پایه کینزی جدید از طریق مدل‌سازی‌های مختلف بر روی چسبندگی‌هایی صورت گرفت که هیچ برتری تئوریک بر همدیگر نداشتند. لذا مطالعات متعددی به ارزیابی عملکرد تجربی و مقایسه این مدل‌ها پرداخته‌اند. بر اساس این رویکرد فروضی برای چسبندگی در مدل DSGE انتخاب می‌شوند که بتوانند واقعیت‌های آشکار شده‌ای مانند پایداری و اینرسی تورم را به خوبی شبیه‌سازی کنند. بررسی سری زمانی تورم در ایران نشان می‌دهد(پیوست ۲) که تورم در ایران خودهمبستگی شدیدی دارد و این خودهمبستگی را می‌توان نشانه‌ای از وجود اینرسی تورم می‌باشد. همچنین مطالعات مانند همتی (۱۳۹۵) به اثر با وقفه شوک‌های پولی بر تورم در ایران اشاره دارد که به نوعی تأیید کننده وجود چسبندگی اسمی در ایران است. همچنین مطالعه جوان و همکاران (۱۳۹۷) با به‌کارگیری مدل DSGE پارامتر چسبندگی دستمزد در ایران را ۰/۴ برآورد کرد که نشان می‌دهد که ۴۰ درصد از نیروی کار در یک دوره دستمزدشان را تعدیل نمی‌کنند. از این رو شواهد وجود چسبندگی‌های اسمی را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. اما اینکه چه نوع چسبندگی‌های اسمی عملکرد بهتری در مدلسازی ایجاد می‌کنند، باید گفت که نوع و درجه چسندگی‌های وارد شده در مدل بستگی به شرایط هر اقتصاد دارد و نمی‌توان یک نسخه را برای همه اقتصادها تجویز کرد. از این رو ضروریست برای مدل‌سازی سازگار با واقعیت‌های اقتصاد ایران، فروض و مدل‌های چسبندگی متناسب با این اقتصاد انتخاب شود. در این راستا مطالعات معدودی مانند همتی و توکلیان(۱۳۹۷) به ارزیابی عملکرد مدل‌های چسبندگی قیمت در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. با این حال مطالعه‌ای در داخل به این سؤال نپرداخته است که لحاظ یا عدم لحاظ چسبندگی دستمزد برای اقتصاد ایران می‌تواند به بهبود عملکرد مدل منتج شود و یا اینکه چگونه باید چسبندگی دستمزد وارد مدل شود. این مطالعه به دنبال پاسخ به این پرسش است که چه نوع چسبندگی قیمت و چه نوع چسبندگی دستمزدی می‌تواند سازگاری و تطابق بیشتری با واقعیت‌های اقتصاد ایران داشته باشد و اساساً وارد کردن چسبندگی دستمزد و بیکاری در کنار چسبندگی قیمت می‌تواند تطابق خروجی‌های مدل را با واقعیت‌های اقتصاد ایران بیشتر کند یا خیر. در این راستا ۹ مدل DSGE بر اساس فروض مختلف برای چسبندگی دستمزد و قیمت طراحی شده و با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

در بخش ۲ به ادبیات موضوع پرداخته شده است. در این بخش ابتدا مطالعات مربوط به نحوه به‌کارگیری چسبندگی‌های دستمزد اسمی در مدل‌ها مرور و سپس نحوه مقایسه مدل‌های DSGE با چسبندگی‌های اسمی متفاوت در مطالعات بررسی شده است. سپس در بخش سوم معادلات مدل نظری در بلوک‌های مختلف تشریح و در بخش چهارم چگونگی برآورد مدل‌ها توضیح داده می‌شود. در بخش پنجم نیز نتایج مقایسه مدل‌ها بیان و نتایج تحلیل می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مبانی نظری و مطالعات تجربی پیرامون چسبندگی دستمزد مرور شده و سپس در بخش بعدی به مطالعاتی پرداخته می‌شود که مدل‌های مختلف چسبندگی قیمت و دستمزد را در قالب مدل DSGE با یکدیگر مقایسه می‌کنند.

۲-۱. چسبندگی دستمزد اسمی در مطالعات (تئوری‌ها و به‌کارگیری در مدل)

اقتصاددان‌ها در پاسخ به این سؤال که چرا دستمزدها در واکنش به تغییرات در شرایط بازار کار و شوک‌های وارد بر این بازار خیلی کند و با تأخیر تعدیل می‌شوند نظریه‌هایی را مطرح کردند که با بررسی رفتار کارگران و کارفرمایان، این چسبندگی در دستمزدها را توضیح می‌دهد(کامپل و کاملانی[1]،۱۹۹۷). تئوری‌هایی که توانستند چسبندگی دستمزد را به‌صورت نظری اثبات کنند عبارتند از تئوری قرارداد[2] (فیشر[3]،۱۹۷۷ و تیلور[4] ۱۹۷۹) تئوری قرارداد ضمنی[5] (بیلی[6]،۱۹۷۴،گوردون[7]،۱۹۷۴و آزانادیس[8]،۱۹۷۵) تئوری دستمزد کارا[9] (سولو[10]،۱۹۷۹،

1. Campbell & Kamlani
2. Contract theory
3. Fischer
4. Taylor
5. Implicit contract theory
6. Baily
7. Gordon
8. Azanadis
9. Efficiency Wage
10. Solow

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

یلن[1]،۱۹۸۴ و استیگلیتز[2]،۱۹۸۶) نظریه دستمزد-تلاش منصفانه[3] (آکرلوف و یلن[4]،۱۹۹۰) و تئوری کارگر درونی و بیرونی (لیندبک و اسنور[5]،۱۹۸۹). تمامی این تئوری‌ها با بررسی رفتار کارگزاران اقتصادی در سطح خرد، چسبندگی دستمزد را به‌صورت منطقی و علمی توجیه کردند. از طرف دیگر مطالعاتی مانند کامپل و کاملانی(۱۹۹۷)، باراتیری و همکاران[6](۲۰۱۴) و بابکی و همکاران[7](۲۰۱۰) با استفاده از آمار خرد بازار کار پیش‌بینی‌های این تئوری‌ها را از نظر تجربی مورد بررسی و وجود چسبندگی در دستمزدها را مورد تأیید قرار دادند.

اینکه چسبندگی موجود در تعیین دستمزدها چه تبعاتی در سطح اقتصاد کلان بر روی متغیرهای مهم مانند قیمت، بیکاری و تولید دارد؛ موضوع مهمی است که مورد توجه مطالعات متعددی قرار گرفته است. در این راستا برخی مطالعات مانند هال[8](۲۰۰۵)، شیمر[9](۲۰۰۴)، گرتلر و تریگاری[10](۲۰۰۶) و گلی(۲۰۱۱) مدلسازی خود را متمرکز بر بازار کار کردند و به این نتیجه رسیدند که اصطکاک‌های دیگر بازار کار بجز چسبندگی دستمزد و دستمزدهای غیررقابتی(مانند هزینه‌بر بودن بازتخصیص نیروی کار) نمی‌تواند اندازه و ماندگاری نوسانات مشاهده شده در آمار بیکاری را توضیح دهد و لحاظ چسبندگی دستمزد در مدل می‌تواند تغییرات مربوط به متغیرهای بازار کار را بهتر توضیح دهد.

از طرف دیگر خط دیگری از پژوهش‌ها اثرچسبندگی دستمزد را در محیط کلی اقتصاد کلان مورد بررسی قرار دادند. در راستای نشان دادن اهمیت چسبندگی دستمزد در مدل‌ها، بلانچارد[11](۱۹۹۷) با یک مدل ایستا با دستمزدهای اسمی از پیش معین نشان داد که هدف‌گذاری

1. Yellen
2. Stiglitz
3. Fair wage-effort Hypothesis
4. Akerlof and Yellen
5. Lindbeck and Snower
6. Barattieri, et al.
7. Babecky, et al.
8. Hall
9. Shimer
10. Gertler & Trigari
11. Blanchard

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

تورم در پایدارسازی شکاف تولید در شرایط عدم تعدیل دستمزد موفق نخواهد بود. ایرسگ، هندرسون و لوین (۱۹۹۸) اهمیت چسبندگی دستمزد در تحلیل اثر سیاست پولی این‌گونه نشان دادند که در مدل با لحاظ چسبندگی دستمزد اسمی و چسبندگی قیمت رابطه معاوضه‌ای بین تغییرپذیری تورم و تغییرپذیری شکاف تولید وجود دارد. اما این رابطه در مدلی که تنها چسبندگی قیمت دارد و دستمزدها به‌طور کامل انعطاف‌پذیر است، از بین می‌رود. مدلسازی چسبندگی دستمزد و نحوه وارد کردن آن در مدل‌های تعادل عمومی مسئله مهمی بود که مورد توجه قرار گرفت. کلمن[1] (۱۹۹۷)، ایرسگ (۱۹۹۷) و کیم[2](۱۹۹۷) اولین مطالعاتی بودند که فرآیند تعدیل دستمزد را تابع مکانیسم کالوو در نظر گرفتند. این فرآیند با مطالعه ایرسگ، هندرسون و لوین(۲۰۰۰) تکمیل شد. ایرسگ، هندرسون و لوین(۲۰۰۰) مدل‌های مختلف که چسبندگی دستمزد اسمی و قیمت‌ها در آن لحاظ شده بود را طراحی و سیاست پولی بهینه را در شرایط مختلف با تغییر در فروض خود در مورد چسبندگی‌ها بررسی کردند. مقاله ایرسگ، هندرسون و لوین (۲۰۰۰) در واقع جز مقالات پایه‌ای در زمینه در نظرگرفتن چسبندگی دستمزد در یک مدل بهینه‌یابی تعادل عمومی است که تعدیل قیمت و دستمزد را تابع مکانیسم کالوو درنظر گرفته است. اسمتز و ووتر[3](۲۰۰۳) یک مدل DSGE برای اتحادیه اروپا برآورد کردند که پیرو مقاله ایرسگ، هندرسون و لوین(۲۰۰۰) در آن تعدیل دستمزد و قیمت پیرو مکانیسم کالوو بوده است. بر اساس نتایج برآوردهای این مطالعه، چسبندگی هم در قیمت و هم در دستمزد وجود دارد و دستمزدها نسبت به انحراف از سطح دستمزد کارا به کندی واکنش نشان می‌دهند. گرتلر، سالا و تریگاری[4](۲۰۰۸) نیز یک مدل DSGE با لحاظ دستمزد اسمی چسبنده برآورد کردند. اما نوآوری این مقاله در مقایسه با مقالات معتبر مانند ایرسگ، هندرسون و لوین(۲۰۰۰) و اسمت و ووتر (۲۰۰۳ و ۲۰۰۷) این است که فرآیند تعیین دستمزد و معادله مربوط به آن را با توجه به مقاله گرتلر

1. Kollmann
2. Kim
3. Smets, & Wouters
4. Gertler, Sala, & Trigari

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

و تریگاری (۲۰۰۶) تابع یک فرآیند چانه‌زنی تاخیری نش در نظر گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که برازش مدل با لحاظ چسبندگی دستمزد بهتر از مدل با دستمزد منعطف است. گلی و بلانچارد(۲۰۰۷) با توسعه دادن مدل کینزی جدید، چسبندگی دستمزد حقیقی را وارد مدل کردند و نشان دادند که نتایج مدل با لحاظ چسبندگی حقیقی بهتر می‌تواند پویایی رابطه بیکاری و تورم را توضیح دهد.

در مجموع باتوجه به ادبیات شکل گرفته در این حوزه می‌توان گفت نحوه مدل‌سازی تعیین دستمزد نقش مهمی در مدل‌های DSGE دارد و در برآورد مدل‌های DSGE لحاظ نکردن چسبندگی دستمزد یا واردکردن آن به شکل نامناسب می‌تواند دقت نتایج را تحت تأثیر قرار دهد. البته در برخی مطالعات داخلی نیز چسبندگی دستمزد لحاظ شده است. به عنوان مثال جوان و همکاران(۱۳۹۷) با هدف بررسی سیاست پولی بهینه در اقتصاد، مدل DSGE طراحی کردند و در فرآیند تعیین دستمزد آن از یک مدل کالوو ساده بدون شاخص‌بندی استفاده کردند.

۲-۲. مقایسه مدل‌های DSGE باچسبندگی‌های متفاوت

با توجه به تکثر در مدل‌هایی تبیین کننده چسبندگی‌های اسمی، مدل‌سازی این چسبندگی‌ها و نحوه ورود آنها به مدل‌ها نیز طیف گسترده‌ای دارد. در خصوص انتخاب نوع چسبندگی‌های اسمی و نحوه ورود آنها توافق تئوریکی وجود ندارد. مطالعات نشان دادند که در هر محیط اقتصادی با توجه به رفتار کارگزاران آن محیط نوع چسبندگی‌های متناسب با آن نیز تغییر می‌کند و ضروری است که برای هر دوره و هر کشور چگونگی لحاظ چسبندگی به صورت تجربی مورد آزمون قرار گیرد. لی و همکاران(۲۰۱۱) نشان دادند که مدل و درجه چسبندگی حتی در یک اقتصاد (ایالات متحده) در دوره‌های زمانی مختلف (بعد از جنگ جهانی دوم در مقایسه با بعد از ۱۹۸۴) نیز می‌تواند با هم متفاوت باشد. از این رو یک روش متداول برای انتخاب چسبندگی مناسب این است که مدل‌های DSGE با آلترناتیوهای مختلف چسبندگی ساخته شوند و با یکدیگر مقایسه شوند. در فرآیند ارزیابی و مقایسه مدل‌های مختلف، معیارهای متفاوتی در مطالعات به‌کار گرفته شده است که می‌توان آن‌ها را به این صورت طبقه‌بندی کرد. الف) روش مقایسه بیزی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

(مانند پاستیانی و پیتلارچیک[1] (۲۰۰۶) و لافورته[2](۲۰۰۷)) که در آن معیارهای برآورد بیزین مدل‌ها مانند احتمال وقوع تابع پسین[3] با یکدیگر مقایسه می‌شود، ب) مقایسه ویژگی‌های داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی(مانند مطالعه ربانالا و رامیرز[4](۲۰۰۵)) ج) مقایسه توابع واکنش آنی (مانند مطالعه کورنوک و سوانسون[5] (۲۰۰۷)) با پیش‌بینی که تئوری‌های معتبر برای آن واکنش دارند) و معیارهای خطای پیش‌بینی(مانند مطالعه جنت[6] (۲۰۰۹) و نالبن[7](۲۰۱۸)).

طیف قابل توجهی از مطالعات در این حوزه (مقایسه چسبندگی‌های اسمی) معطوف به مقایسه چسبندگی‌های اسمی قیمت و عمدتا مدل‌های قیمت‌گذاری کالوو و اطلاعات چسبنده منکیو و ریس(۲۰۰۲) بوده است. پاستیانی و پیتلارچیک (۲۰۰۶) دو نوع مدل کالو و اطلاعات چسبنده را با استفاده از روش بیزین مورد مقایسه قرار داده است. یافته‌های ارزیابی و مقایسه مدل‌ها نشان می‌دهد که بر اساس احتمال وقوع تابع پسین، مدل کالوو بهتر از مدل استاندارد چسبندگی اطلاعات عمل می‌کند. برازش ضعیف مدل چسبندگی اطلاعات به این بر می‌گردد که خروجی‌های این مدل نمی‌تواند به‌طور همزمان خودهمبستگی و نوسانات تورم و دستمزد واقعی را با داده‌های واقعی تطبیق دهد. دریسی و قسن[8](۲۰۱۹) نیز با باز تولید کردن اثر شوک پولی در دو مدل با لحاظ چسبندگی اطلاعات و چسبندگی قیمت به این نتیجه رسید که مدل با لحاظ چسبندگی اطلاعات بهتر می‌تواند واقعیت‌های آشکارشده در پویایی‌های تورم و تولید را بازتولید کند. همچنین مطالعه لافورته[9](۲۰۰۷) نیز با به‌کارگیری روش بیزین، سه مدل قیمت‌گذاری اطلاعات چسبنده منکیو و ریس (۲۰۰۲)، مدل قیمت‌گذاری کینزی جدید (کالو با شاخص‌بندی) و مدل قیمت‌گذاری

1. Paustian & Pytlarczyk
2. Laforte
3. posterior odds ratio
4. Rabanal & Ramírez
5. Korenok & Swanson
6. Ghent
7. Nalban
8. Drissi & Ghassan
9. Laforte

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

پیشنهادی ولمن[۱] (۱۹۹۹) را در قالب یک مدل DSGE برای اقتصاد آمریکا مورد ارزیابی و مقایسه قرار داد. نتایج کلی مقاله دلالت بر برتری مدل قیمت‌گذاری ولمن بر دو مدل دیگر دارد. ترابانت[۲](۲۰۰۷) نشان می‌دهد که مدل اطلاعات چسبنده و قیمت‌های چسبنده با شاخص‌بندی پویای تورم، هر دو به‌طور یکسان می‌توانند رفتار تورم را توضیح دهند. کورنوک و سوانسون[۳] (۲۰۰۷) با معیار توابع واکنش آنی استاندارد و معیارهای همبستگی به ارزیابی مدل RBC و انواع مدل DSGE کینزی جدید با مدل‌های قیمت‌گذاری مختلف (مدل استاندارد کالوو، شاخص‌بندی پویا و اطلاعات چسبنده) پرداخته است. همچنین ایگردسون و گارگا[۴](۲۰۱۹) نشان دادند که ضریب مخارج دولت در محدوده دامنه صفر[۵] در مدل با نظر گرفتن چسبندگی اطلاعات بیشتر از چسبندگی قیمت است و معماهای رنج[۶] و معمای انعطاف‌پذیری[۷] در مدل با چسبندگی اطلاعات بیشتر از مدل با چسبندگی قیمت است.

گروه دیگری از مطالعات در این حوزه به مقایسه چسبندگی‌های اسمی قیمت اکتفا نکردند و مدل‌های متنوع‌تری را پوشش داده‌اند. ربانالا و رامیرز[۸](۲۰۰۵) با استفاده از رویکرد بیزین، مدل پایه‌ای قیمت‌های چسبنده کالوو را با سه مدل دیگر چسبندگی مقایسه کرده است. نتایج این تحقیق نشان داد که مدل‌ها با لحاظ هر دو نوع چسبندگی دستمزد و قیمت بهتر از مدل‌های با یک نوع چسبندگی هستند. دی‌بارتولومئو و دی‌پیترو[۹](۲۰۱۷) نیز مدل‌های با فروض مختلف چسبندگی دستمزد و قیمت را برآورد و با معیار پایداری تورم آنها را مقایسه کرده است. این مقاله به این نتیجه رسید که ورود چسبندگی دستمزد برای درک پویایی‌ها و نوسانات سیکل‌های تجاری

۱. در این مدل قیمت‌گذاری احتمال اینکه بنگاه قیمتش را تغییر دهد بستگی به طول قراردادش دارد.

2. Trabandt
3. Korenok & Swanson
4. Eggertsson & Garga
5. Zero Lower Bound
6. Paradox of toil
7. Paradox of Flexibility
8. Rabanal & Ramírez
9. Di Bartolomeo & Di Pietro

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

اهمیت دارد. ریگی و تانچونی[1](۲۰۱۰) مدل‌های با چسبندگی اسمی دستمزد با چسبندگی حقیقی دستمزد مقایسه کرده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل با چسبندگی اسمی دستمزد بهتر می‌تواند پویایی‌های دستمزد را نشان دهد.

برخی مطالعات نیز به دنبال پاسخ به این سؤال بودند که آیا شاخص‌بندی در تعیین قیمت و دستمزد می‌تواند برازش مدل‌های را بهبود ببخشد یا خیر. لافورته (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که اضافه کردن شاخص‌بندی به مدل کالوو نتوانسته بهبود قابل توجهی در انطباق خودهمبستگی تورم ایجاد کند. ربانالا و رامیرز(۲۰۰۵) به این نتیجه رسید که اضافه کردن شاخص‌بندی قیمت برازش مدل کالو را بهبود می‌دهد اما وارد کردن شاخص‌بندی دستمزد بهبود معنی‌داری در برازش ایجاد نمی‌کند. همان‌طور که اشاره شد. همچنین در مطالعه کورنوک و سوانسون[2] (۲۰۰۷) لحاظ شاخص‌بندی چه در چسبندگی قیمت‌ها و چه در چسبندگی تعدیل اطلاعات باعث بهتر شدن نتایج می‌شود. البته برخی مطالعات مانند دریسی و قسن(۲۰۱۹) نیز به این نتیجه رسیدند که لحاظ کردن و نکردن شاخص‌بندی نمی‌تواند اثر قابل ملاحظه‌ای بر نتایج داشته باشد. در مطالعات داخلی نیز مطالعات محدودی به مقایسه بین مدل‌های با چسبندگی‌های مختلف پرداخته‌اند:

توکلیان (۱۳۹۱) مدل‌های قیمت‌گذاری کالوو بدون شاخص‌بندی، کالوو با شاخص‌بندی جزئی و کالوو با شاخص بندی کامل را با فرض دو تابع واکنش مختلف برای بانک مرکزی در چارچوب مدل DSGE مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه از معیارهای مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های محقق‌شده، توابع واکنش آنی و قدرت پیش‌بینی هر یک از مدل‌ها استفاده شده است. از میان مدل‌های مورد بررسی، الگوی قیمت‌گذاری کالوو با شاخص‌بندی جزئی با این فرض که در تابع واکنش بانک مرکزی واکنش به شکاف تورم و تولید لحاظ شود، با اقتصاد ایران تطابق بیشتری داشته است.

1. Riggi & Tancioni
2. Korenok & Swanson

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

صارم (۱۳۹۳) نیز به مقایسه مدل اطلاعات چسبنده با مدل قیمت‌گذاری کالوو گذشته‌نگر و هایبریدی پرداخت. نتایج مقایسه نشان می‌دهد که مدل اطلاعات چسبنده بهتر می‌تواند آثار سیاست پولی را شبیه‌سازی کند و این مدل سازگاری بیشتری با واقعیت‌های اقتصاد ایران دارد. البته صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۴) نیز به مقایسه مدل چسبندگی قیمت هایبرید و اطلاعات چسبنده منکیو و ریس در قالب مدل DSGE پرداختند که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مدل چسبندگی قیمت هایبرید تطابق و سازگاری بهتری با اقتصاد ایران دارد که البته این نتیجه در تضاد با نتیجه مطالعه صارم (۱۳۹۳) است.

همتی و توکلیان (۱۳۹۷) با استفاده از چارچوب مدلDSGE، طیفی از مدل‌های قیمت گذاری شامل مدل اطلاعات چسبنده، چسبندگی دوگانه(چسبندگی همزمان قیمت و اطلاعات)، کالوو تعمیم یافته، چندبخشی و هایبرید را مورد مقایسه و ارزیابی قرار داده است. به‌منظور مقایسه مدل‌های قیمت گذاری مختلف از ۴ معیار مقایسه احتمال پسین مدل‌ها، مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده مدل با داده‌های دنیای واقعی، مقایسه خودهمبستگی نرخ تورم و بررسی توابع عکس‌العمل آنی استفاده شده است. بر اساس نتایج، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه نسبت به سایر تصریح‌های فیلیپس با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران سازگاری و انطباق بیشتری دارد.

در مجموع می‌توان گفت که مقایسه مدل‌های DSGE برای انتخاب اصطکاک‌ها و فروض مناسب یک روش متداول است. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که در هر مطالعه به اقتضای رفتار کارگزاران، مدل مناسب برای چسبندگی اسمی قیمت و دستمزد تفاوت دارد. نگاهی به مطالعات انجام شده برای اقتصاد ایران در این حوزه نشان می‌دهد که در ارزیابی و مقایسه مدل‌ها و انتخاب چسبندگی اسمی مناسب، به چسبندگی دستمزد پرداخته نشده است. وجه تمایز این مقاله با سایر مطالعات داخلی انجام شده در این حوزه این است که هر دو چسبندگی دستمزد و قیمت لحاظ شده است و برای چسبندگی قیمت مدل چسبندگی دوگانه را در کنار مدل کالوو و چسبندگی اطلاعات در نظر گرفته است. همچنین در لحاظ چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی نیز لحاظ شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

۳. مدل نظری

مدل طراحی شده در بلوک‌های خانوار، اتحادیه کارگری، تولیدکننده کالای نهایی، تولیدکننده کالای واسطه و دولت یا بانک مرکزی ارائه شده است. با توجه به اینکه هدف این پژوهش ارزیابی چسبندگی‌های اسمی دستمزد و قیمت است، در مدلسازی بلوک‌های مختلف ویژگی‌ها و فروض لحاظ شده در معادلات و روابط به‌گونه‌ای درنظر گرفته شده‌اند که بستر لازم برای دستیابی به این هدف را فراهم سازد.

۳-۱. خانوار

در این مدل فرض می‌شود تعداد زیادی خانوار با ترجیحات مشابه و با عمر نامحدود زندگی می‌کنند. مطلوبیت خانوار نماینده i تابعی از یک کالای مصرفی مرکب، C_t^i، تراز حقیقی پول، $\frac{M_t^i}{P_t}$ و فراغت $1-\int_0^1 N_t^i(j)\,dj$ است. هر خانوار از طیفی از اعضا تشکیل شده که هر عضو خانوار با دو مشخصه $(j,s) \in [0,1] \times [0,1]$ تعریف می‌شود. اولین مشخصه j نمایانگر نوع نیروی‌کاری است که یک عضو خانوار در آن متخصص است. مشخصه دوم s عدم مطلوبیت کار را به این صورت تعیین می‌کند که اگر فرد شاغل باشد عدم مطلوبیت برابر با ψs^{σ_l} است. $N_t^i(j)$ نیز بیانگر بخشی از اعضای خانوار i است که درکار نوع j متخصص هستند و در زمان t در استخدام هستند. خانوار به دنبال حداکثر کردن ارزش تنزیل‌شده مطلوبیت خود است:

$$\max_{C_t^i, I_t^i, m_t^i, B_t^i, K_t^i, z_t^i} \quad E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varrho_t \left[log\left(C_t^i - hC_{t-1}\right) + \frac{\gamma}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right)^{1-\sigma_m} - \psi \int_0^1 \int_0^{N_t^i(j)} s^{\sigma_l}\, ds dj \right] \tag{۱}$$

$$= E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varrho_t \left[log\left(C_t^i - hC_{t-1}\right) + \frac{\gamma}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right)^{1-\sigma_m} - \psi \int_0^1 \frac{N_t^i(j)^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} dj \right]$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

در وارد کردن مصرف به تابع مطلوبیت خانوار نماینده، ویژگی شکل‌گیری عادت[1] در نظر گرفته شده است، به‌طوری که h نشان‌دهنده درجه پایداری عادت[2] است. به عبارت دیگر زمانی افزایش مصرف خانوار نماینده به افزایش مطلوبیتش منجر خواهد شد که نسبت به h درصد مصرف متوسط جامعه بیشتر باشد. همچنین در این عبارت β نرخ ترجیحات بین‌دوره‌ای مصرف یا عامل تنزیل، $\frac{1}{\sigma_m}$ کشش تراز حقیقی پولی و $\frac{1}{\sigma_l}$ کشش عرضه نیروی کار است. به علاوه ϱ_t شوک ترجیحات است که از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند.خانوار ارزش حال مطلوبیت خود را با لحاظ برخی قیدها انجام می‌دهد. مهم‌ترین قید پیش‌روی این حداکثرسازی قیدبودجه بین دوره‌ای است که به شکل زیر ارائه می‌شود.

$$C_t^i + I_t^i + \frac{M_t^i}{P_t} + \frac{B_t^i}{P_t} \le \int_0^1 \omega_t(j) N_t^i(j)\, dj + (r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i) + \frac{M_{t-1}^i}{P_t} + R_{t-1}\frac{B_{t-1}^i}{P_t} + D_t - \frac{T_t^i}{P_t} \qquad (۲)$$

که در آن I_t^i سرمایه‌گذاری ناخالص، B_t^i اوراق بدهی نگه‌داری شده، $\omega_t(j)$ دستمزد حقیقی نوع نیروی کار j، r_t^k بازده حقیقی سرمایه، z_t^i نرخ بهره‌برداری از موجودی سرمایه، $\Psi(z_t^i)$ تابع هزینه بهره‌برداری سرمایه[3]، R_t نرخ بازده اسمی ناخالص اوراق بدهی، D_t سود حقیقی دریافت شده از بنگاه بابت مالکیت آن و T_t^i مالیات پرداختی خانوار نماینده i به دولت در دوره t است. بنابراین $r_t^k z_t^i K_{t-1}^i$ درآمد ناخالص بهره‌برداری از موجودی سرمایه و $\Psi(z_t^i)K_{t-1}^i$ هزینه کل بهره‌برداری از موجودی سرمایه است.

قید دوم حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نماینده معادله انباشت سرمایه فیزیکی است که به صورت زیر بیان می‌شود:

1. Habit Formation
2. Degree of habit persistence
۳. تابع هزینه سرمایه به این صورت فرض شده است که زمانی که بهره‌برداری کامل از سرمایه صورت می‌گیرید، یعنی $z_t^i = 1$ هزینه بهره‌برداری $\Psi(1)$ برابر صفر است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

$$K_t^i = (1-\phi)K_{t-1}^i + [1 - S(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i})]I_t^i\chi_t \quad (۳)$$

که در آن ϕ نرخ استهلاک، $S(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i})$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است که بر اساس مطالعه کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) فرض می‌شود که $S(1) = S'(1) = 0$. این فرم تبعی دلالت بر این دارد که تغییر سطح سرمایه‌گذاری دارای هزینه است و این هزینه با تغییر در سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و هزینه تعدیل در وضعیت یکنواخت صفر است. بنابراین، وضعیت یکنواخت الگو به پارامتر هزینه تعدیل سرمایه $\iota = S''(1)$ بستگی ندارد، اما به‌طور قطع پویایی الگو تحت تأثیر پارامتر ι قرار می‌گیرد (همتی و توکلیان،۱۳۹۷). به علاوه χ_t شوک تکنولوژی مخصوص سرمایه‌گذاری است که تابع یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبه اول قرار می‌گیرد.

برای حداکثر کردن تابع مطلوبیت (۱) با توجه به قیود (۲) و (۳) تابع لاگرانژ را تشکیل داده و نسبت به متغیرهای تصمیم $I_t^i, m_t^i, B_t^i, K_t^i, z_t^i$ و C_t^i مشتق می‌گیریم. با به‌دست آوردن شروط مرتبه اول و انجام برخی عملیات جبری و تبدیل کردن به شکل لگاریتم خطی به معادلات زیر می‌رسیم:

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h}\hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h}E_t\hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{1+h}\left(\hat{R}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}\right) + \frac{1-h}{1+h}(\hat{\varrho}_t - E_t\hat{\varrho}_{t+1}) \quad (۴)$$

$$\hat{m}_t = \frac{1}{\sigma_m(1-h)}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) - \frac{1}{\sigma_m(\bar{R}-1)}\hat{R}_t \quad (۵)$$

$$\hat{q}_t = -\left(\hat{R}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}\right) + \left(1-\beta(1-\phi)\right)E_t\hat{r}_{t+1}^k + \beta(1-\phi)E_t\hat{q}_{t+1} \quad (۶)$$

$$\hat{I}_t = \frac{1}{(1+\beta)\iota}\hat{q}_t + \frac{1}{1+\beta}\hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{I}_{t+1} + \frac{1}{(1+\beta)\iota}\hat{\chi}_t \quad (۷)$$

که در آن علامت ^ بر روی متغیر، انحراف لگاریتم متغیر از وضعیت یکنواختش را نشان می‌دهد. به‌علاوه q_t در معادله بالا از تقسیم ضریب لاگرانژ قید انباشت سرمایه$(\lambda_{1,t})$ به ضریب لاگرانژ قید بودجه $(\lambda_{2,t})$ به‌دست می‌آید. همچنین m_t تراز حقیقی پول $(\frac{M_t^i}{P_t})$ و روابط به‌دست آمده روابط ساختاری هستند، به‌طوری‌که معادله (۴) اولر مصرف، معادله (۵) تقاضای تراز حقیقی، معادله (۶) پویایی قیمت‌گذاری سرمایه و معادله (۷) اولر سرمایه‌گذاری است.

۲-۳. تعیین دستمزد و بیکاری

خانوارها برای تعیین دستمزد، اتحادیه تشکیل می‌دهند و هر نوع تخصص j یک اتحادیه دارد که دستمزد اسمی $W_t(j)$ در آن تعیین می‌شود. با توجه به مشخص شدن $W_t(j)$ توسط اتحادیه‌ها، میزان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

اشتغال این تخصص نیروی کار $N_t(j)$ با توجه به تقاضای نیروی کار بنگاه‌ها تعیین می‌شود. لذا $w_t(j)$ و $N_t(j)$ برای خانوار معین است. در این مقاله فرض می‌شود که پیرو مطالعات کلمن (۱۹۹۷) و ایرسگ (۱۹۹۷)، فرآیند تعدیل دستمزد تخصص j نیروی کار مدل کالوو (۱۹۸۳) است. به‌طور مشخص، فرض می‌شود که در هر دوره احتمال اینکه اتحادیه هر نوع نیروی کار (j) دستمزد اسمی را تعدیل کنند برابر $(1-\theta_w)$ است. این احتمال وابسته به زمان سپری شده از آخرین مرتبه تغییر در دستمزد نیست. بنابراین با توجه به این‌که θ_w درصد از کارگران نمی‌توانند دستمزدشان را در هر دوره تغییر دهند، این پارامتر، را شاخص چسبندگی دستمزد اسمی می‌نامیم. اگر فرض کنیم که کارگران (اتحادیه) در دوره t نتوانند دستمزد خود را با بهینه‌یابی تعیین کنند، پیرو مطالعه گالی، اسمتز و ووتر (۲۰۱۱) از فرمول زیر برای تعیین دستمزد استفاده می‌شود:

$$W_t = W_{t-1}\Pi_{t-1}^{p\ \gamma_w} \qquad (۸)$$

که در آن Π_t^p تورم ناخالص است که از $\frac{P_t}{P_{t-1}}$ به‌دست می‌آید و γ_w درجه شاخص‌بندی دستمزد است. زمانی که $\gamma_w = 0$ است یعنی در فرآیند کالوو شاخص‌بندی لحاظ نمی‌شود و زمانی که کارگران نتوانند دستمزد خود را تعدیل کنند، دستمزدشان برابر دستمزد دوره قبل است. هنگامی که $\gamma_w = 1$ است یعنی شاخص‌بندی کامل انجام می‌شود و در صورتی که کارگران نتوانند در یک دوره دستمزد خود را بهینه‌یابی کنند، دستمزد آن دوره برابر دستمزد دوره قبل است که به اندازه تورم قیمت دوره قبل افزایش می‌یابد. زمانی که $0 < \gamma_w < 1$ شاخص‌بندی جزئی در تعیین دستمزد حاکم است. از طرف دیگر می‌توان شاخص دستمزد کلی را به صورت $W_t \equiv (\int_0^1 w_t(j)^{1-\epsilon_w} di)^{\frac{1}{1-\epsilon_w}}$ تعریف کرد و با توجه به فروضی که در خصوص چسبندگی دستمزد عنوان شد و با استفاده از معادله (۸) و لگاریتم خطی کردن به رابطه زیر می‌رسیم:

$$\widehat{W}_t = \theta_w\left[\gamma_w \hat{\pi}_{t-1}^p + \widehat{W}_{t-1}\right] + (1-\theta_w)\widehat{W}_{t-1}^* \qquad (۹)$$

حال برای به‌دست آوردن دستمزد بهینه W_t^*، نیروی کار (اتحادیه) در دوره‌هایی که می‌توانند تعدیل دستمزد کنند، دستمزد بهینه را با حداکثر کردن مطلوبت خانوار به‌دست می‌آورد. این مسئله حداکثرسازی را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

$$max\ E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^k U(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}, m_{t+k|t})\right\} \quad (۱۰)$$

که در آن k فاصله زمانی از آخرین دوره تعدیل دستمزد است. به‌طوری‌که $C_{t+k|t}$ مصرف خانوار در دوره t+k است به شرطی که آخرین دوره‌ای که تعدیل دستمزد صورت گرفته باشد دوره t باشد. این حداکثر سازی دو قید نیز دارد اولین آنها قید بودجه است که در معادله (۲) آورده شده است و دومین آن تقاضا برای نوع (j) نیروی کار با داده فرض کردن تقاضای کل نیروی کار $N_{t+k|t}$ است. این تقاضا خود از بهینه‌یابی به‌دست می‌آید[۱] و به صورت زیر خواهد بود:

$$N_{t+k|t} = \left(\frac{W_t^*}{W_{t+k}}\right)^{-\epsilon_w}\int_0^1 N_{t+k}(z)dz \quad (۱۱)$$

که در آن $N_{t+k|t}$ مقدار تقاضا شده از یک نوع نیروی کار در دوره t+k است که آخرین تعدیل دستمزدش دوره t بوده است و $N_{t+k}(z)$ نیز شاخص اشتغال بنگاه z است. همچنین ϵ_w کشش دستمزد در تابع تقاضای مربوطه نیروی کار است. در این مسئله فرض می‌شود که تمام متغیرهای جمعی[۲] داده شده هستند. با حل این مسئله (حداکثر کردن تابع هدف (۱۰) با توجه به قیود معادلات (۲)و (۱۱)) و مشتق‌گیری نسبت به متغیرهای $C_{t+k|t}$ و W_t^* و انجام برخی عملیات جبری به رابطه زیر می‌رسیم:

$$\widehat{W}_t^* = \mu^w + (1-\beta\theta_w)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^k E_t\{M\hat{R}S_{t+k|t} + \hat{P}_{t+k}\} \quad (۱۲)$$

که در آن $MRS_{t+k|t} = \psi\tilde{C}_t N_{t+k|t}{}^{\sigma_l}$ نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و اشتغال در دوره t+k برای کارگری است که دستمزدش را در دوره t تعدیل کرده است و $\tilde{C}_t = C_t - hC_{t-1}$. همچنین $\mu^w = logM^w = log\frac{\epsilon_w}{\epsilon_w - 1}$ معرف لگاریتم مارک‌آپ دستمزد بدون اصطکاک یا مطلوب است[۳]. زمانی

۱. اثبات و نحوه به‌دست آوردن تابع تقاضا در مقالات ایرسگ و همکاران (۲۰۰۰) و ویلاورده و رامیرز(۲۰۰۶) آمده‌است.

2. Aggregate Variables

۳. منظور از مارک‌آپ مطلوب یا بدون اصطکاک شرایطی است که در آن چسبندگی دستمزد وجود نداشته باشد ($\theta_w = 0$) و نسبت ثابتی بین دستمزد واقعی و نرخ نهایی جانشینی برقرار باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

که چسبندگی دستمزد اسمی وجود نداشته باشد ($\theta_w = 0$) دستمزد بهینه برابر $\widehat{W}_t^* = \mu^w + M\hat{R}S_t + \hat{P}_t$ خواهد بود.

با استفاده از معادلات (۹) و (۱۲) می‌توان به عبارت زیر رسید:

$$\hat{\pi}_t^w = \gamma_w \hat{\pi}_{t-1}^p + \beta E_t\{\hat{\pi}_{t+1}^w - \gamma_w \hat{\pi}_t^p\} - \lambda_w(\mu_t^w - \mu^w) + \varepsilon_t^w \quad (۱۳)$$

به‌طوری‌که $\hat{\pi}_t^w = \widehat{W}_t - \widehat{W}_{t-1}$ تورم دستمزد اسمی و μ_t^w لگاریتم مارک‌آپ دستمزد است که از اختلاف دستمزد حقیقی و نرخ نهایی جانشینی به‌دست می‌آید ($\mu_t^w = \widehat{W}_t - M\hat{R}S_t - \hat{P}_t$). به‌علاوه $\lambda_w = \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1+\epsilon_w\sigma_l)}$ خواهد بود و ε_t^w به عنوان شوک برون‌زا به تورم دستمزد تعریف می‌شود. با توجه به تعریف دستمزد حقیقی و رابطه آن با دستمزد اسمی می‌توان اتحاد زیر را در معادلات لحاظ کرد:

$$\hat{\omega}_t = \hat{\omega}_{t-1} + \hat{\pi}_t^w - \hat{\pi}_t^p \quad (۱۴)$$

۱-۲-۳. معرفی بیکاری

پیرو مطالعات گالی(۲۰۱۰) و اسمتز و ووتر و گالی(۲۰۱۱) برای به‌دست آوردن منحنی فیلیپس دستمزد، متغیر بیکاری را وارد مدل می‌کنیم. با توجه به تابع مطلوبیت خانوار، اشتغال نیروی کار از نوع j، عدم مطلوبیت ψS^{σ_l} را ایجاد می‌کند. با معیار قرار دادن رفاه خانوار و معین در نظر گرفتن شرایط بازار کار یک فرد در صورتی تمایل به مشارکت در بازار کار دارد که

$$\frac{W_t(i)}{P_t} \geq \tilde{C}_t \psi L_t(j)^{\sigma_l} \quad (۱۵)$$

به این معنی که دستمزد حقیقی برای هر تخصص نیروی کار باید بزرگ‌تر مساوی عدم مطلوبیت ناشی از عرضه نیروی کار باشد. از این رو شرایط تعادل حالت تساوی رابطه (۱۵) خواهد بود. حالت تساوی معادله (۱۵) را برای همه انواع نیروی کار تجمیع کرده و سپس از آن لگاریتم می‌گیریم و به عبارت زیر می‌رسیم:

$$\widehat{W}_t - \hat{P}_t = \sigma_l \hat{L}_t + \frac{1}{1-h}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) \quad (۱۶)$$

که در آن $\hat{L}_t \equiv \int_0^1 \hat{L}_t(i)di$ به عنوان لگاریتم مشارکت کل نیروی کار تفسیر می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

با توجه به گالی(۲۰۱۰) بیکاری را به صورت $u_t \equiv \hat{L}_t - \hat{N}_t$ و مارک‌آپ دستمزد به‌صورت $\mu_t^w = \hat{W}_t - M\hat{R}S_t - \hat{P}_t$ تعریف کرده و با و ترکیب این دو با رابطه (۱۶) به رابطه زیر دست پیدا می‌کنیم:

$$\mu_t^w = \sigma_l u_t \qquad (۱۷)$$

اگر نرخ بیکاری طبیعی u^n را نرخ بیکاری در شرایطی اتلاق کنیم که چسبندگی دستمزد اسمی وجود ندارد، آنگاه بر اساس رابطه (۱۷) ارتباط آن با مارک‌آپ دستمزد مطلوب ثابت به صورت رابطه (۱۸) خواهد بود.

$$u^n = \frac{\mu^w}{\sigma_l} \qquad (۱۸)$$

با توجه به اینکه مارک‌آپ دستمزد نشان دهنده قدرت بازاری در بازار کار است رابطه (۱۸) اینگونه تفسیر می‌شود که حتی اگر چسبندگی دستمزد اسمی نیز در بازار وجود نداشته باشد، به واسطه وجود قدرت بازاری $\mu^w > 0$ نرخ بیکاری مثبت خواهد بود. از طرف دیگر با توجه به اینکه عامل تغییر در مارک‌آپ دستمزد μ_t^w، چسبندگی‌های اسمی است با توجه به رابطه (۱۸) منبع نوسانات بیکاری را می‌توان چسبندگی دستمزد اسمی دانست.

در نهایت با ترکیب روابط (۱۳)، (۱۷) و (۱۸)، معادله فیلیپس دستمزد که رابطه تورم دستمزد و بیکاری را تشریح می‌کند، به‌دست می‌آید.

$$\hat{\pi}_t^w = \gamma_w \hat{\pi}_{t-1}^p + \beta E_t\{\hat{\pi}_{t+1}^w - \gamma_w \hat{\pi}_t^p\} - \lambda_w(u_t - u^n) + \varepsilon_t^w \qquad (۱۹)$$

همان‌طور که اشاره شد γ_w درجه شاخص‌بندی دستمزد است و ε_t^w شوک به تورم دستمزدهای اسمی است. زمانی که در فرآیند تعدیل دستمزد شاخص‌بندی لحاظ نشود و $\gamma_w = 0$ باشد منحنی فیلیپس دستمزد به شکل زیر تبدیل خواهد شد:

$$\hat{\pi}_t^w = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}^w - \lambda_w(u_t - u^n) + \varepsilon_t^w \qquad (۲۰)$$

در مطالعات مختلف با توجه به فروض مربوط به شاخص‌بندی دستمزد از معادله (۱۹) یا (۲۰) استفاده شده است. معادله (۱۹) در مطالعاتی مانند گالی، اسمتز و ووترز(۲۰۱۱) و اسمتز و ووترز(۲۰۰۳ و ۲۰۰۷) مورد استفاده قرار گرفته و رابطه (۲۰) در مطالعه گالی(۲۰۱۰) استفاده شده

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

است. اینکه برای مدل اقتصاد ایران کدام معادله لحاظ شود و یا اصولا آیا واردکردن فیلیپس دستمزد به برازش بهتر داده‌ها در اقتصاد ایران کمک می‌کند و یا خیر و اگر کمک می‌کند کدام معادله (۱۹) یا (۲۰) عملکرد بهتری دارد، سؤالاتی هستند که این پژوهش به دنبال پاسخ به آنهاست.

۳-۳. تولیدکننده کالای نهایی

فرض می‌شود که بنگاه تولیدکننده نهایی، کالاهای واسطه $y_{i,t}$ را از تولیدکننده‌های کالای واسطه خریداری می‌کند و با تابع تولید زیر کالای نهایی Y_t را تولید می‌کند:

$$Y_t \leq \left[\int_0^1 y_{i,t}^{\frac{\eta_t-1}{\eta_t}} di\right]^{\frac{\eta_t}{\eta_t-1}} \quad (۲۱)$$

$y_{i,t}$ مقدار کالای واسطه تولیدشده توسط بنگاه i است. η_t کشش جانشینی بین کالاها است. می‌توان شوک فشار هزینه ϑ_t را تقریباً معادل منفی کشش جانشینی تعریف کرد. به عبارت دیگر شوک بر فشار هزینه از طریق نوسانات در کشش جانشینی ایجاد می‌شود و تابع یک فرآیند خود رگرسیونی مرتبه اول است. مسئله بهینه‌یابی بنگاه تولیدکننده نهایی این است که سود خود را با توجه به رابطه (۲۱) حداکثر کند (سود حاصل کسر هزینه تولید (هزینه خرید کالاهای واسطه) $\int_0^1 P_{i,t}y_{i,t}\,di$ از درآمد P_tY_t است را که در آن $P_{i,t}$ قیمت کالای واسطه i و P_t قیمت کالای نهایی می‌باشد). با توجه به این بهینه‌یابی به دو معادله تقاضای کالای واسطه i و شاخص قیمت کل به شکل زیر حاصل می‌رسیم.

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{\eta_t-1}\,di\right]^{\frac{1}{\eta_t-1}} \quad (۲۲)$$

$$y_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t}\right)^{-\eta_t} Y_t \quad (۲۳)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

٤-۳. تولیدکننده کالای واسطه

فرض می‌شود که بنگاه کالای واسطه در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کند و نهاده‌های خود یعنی نیروی کار و سرمایه‌را در قیمت‌هایی که برایش مشخص شده است خریداری می‌کند و محصول خود را تولید و در قیمتی که تعیین می‌کند به فروش می‌رساند. از این رو بنگاه کالای واسطه دو تصمیم‌گیری دارد که باید برای آنها بهینه‌یابی انجام دهد. اول انتخاب میزان تقاضا از هر یک از نهاده‌ها و دوم نحوه تعیین قیمت که در دو زیربخش زیر به آنها پرداخته می‌شود.

۱-٤-۳. تقاضای نیروی کار و سرمایه

در این مدل فرض می‌شود که تابع تولید کالای واسطه به فرم کاب-داگلاس و به شکل زیر خواهد بود:

$$y_{i,t} = A_t N_{i,t}^{1-\alpha} \widetilde{K}_{i,t-1}^{\alpha} \qquad (۲۴)$$

که در آن $\widetilde{K}_{i,t}$ معرف میزان سرمایه بهره‌برداری شده است. با توجه به این که در بخش خانوار نرخ بهره‌برداری از سرمایه (z_t) تعریف شده است خواهیم داشت $\widetilde{K}_{i,t-1} = z_t K_{i,t-1}$. با توجه به خواص تابع کاب-داگلاس مشخص است که α سهم سرمایه در تولید است. همچنین A_t نشان‌دهنده شوک بهره‌وری به بنگاه‌ها است که تابع یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبه اول است. برای انتخاب بهینه میزان تقاضا از نهاده‌های سرمایه و نیروی کار، بنگاه به دنبال حداقل کردن هزینه خود $\omega_t N_{i,t} + r_t^k \widetilde{K}_{i,t-1}$ با توجه به تابع تولید رابطه (۲۴) است. این بهینه‌یابی نسبت به $N_{i,t}$ و $\widetilde{K}_{i,t-1}$ انجام می‌شود و به معادلات زیر می‌رسیم:

$$N_{i,t} = \frac{(1-\alpha) r_t^k \widetilde{K}_{i,t-1}}{\alpha w_t} \qquad (۲۵)$$

$$mc_t = \Lambda_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha} \frac{{w_t}^{1-\alpha} {r_t^k}^{\alpha}}{A_t} \qquad (۲۶)$$

با توجه به اینکه در تابع لاگرانژ به دنبال حداقل کردن هزینه به ازای تابع تولید مشخص هستیم، مفهوم ضریب لاگرانژ Λ_t هزینه نهایی را نمایندگی خواهد کرد که در معادله بالا به آن اشاره شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

۲-٤-۳. مدل تعیین قیمت پایه

تصمیم‌گیری دوم بنگاه در خصوص نحوه تعیین قیمت محصول است. در اینجا فرض می‌شود که چسبندگی اسمی قیمت وجود دارد و بنگاه‌ها نمی‌توانند هر زمان که تمایل داشتند قیمت خود را تعدیل کنند. فرآیند تعدیل قیمت پیرو مدل کالوو در نظر گرفته می‌شود. به این معنی که در هر دوره $1-\theta_p$ درصد از بنگاه‌ها (که به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند) می‌توانند از طریق بهینه‌یابی مجدد قیمت‌های خود را تعدیل کنند. این احتمال مستقل از مدت زمانی است که از آخرین تعدیل قیمت بنگاه گذشته است. در دوره‌هایی که بنگاه‌ها قادر نیستند که قیمت خود را با بهینه‌یابی مجدد تعیین کنند به صورت زیر قیمت را تعیین می‌کنند:

$$P_{i,t} = P_{i,t-1}{\Pi_{t-1}^{p}}^{\gamma_p} \quad (۲۷)$$

که در آن Π_t^p تورم ناخالص که از $\frac{P_t}{P_{t-1}}$ به‌دست می‌آید و γ_p درجه شاخص‌بندی قیمت است که بین صفر تا یک است. حال برای دوره‌هایی که بنگاه می‌تواند قیمت خود را از طریق بهینه‌یابی به‌دست بیاورد، قیمت بهینه از حداکثر کردن ارزش حال سودهای حقیقی انتظاری دوره‌های آتی به‌دست می‌آید. از این رو بنگاه با مسئله زیر روبرو است:

$$\max_{P_{i,t}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta\theta_p)^{\tau} \frac{\lambda_{2,t+\tau}}{\lambda_{2,t}} \left\{ \left(\prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \frac{P_{i,t}}{P_{t+\tau}} - mc_{t+\tau} \right) y_{i,t+\tau} \right\} \quad (۲۸)$$

که در آن $\lambda_{2,t}$ ضریب لاگرانژ قیدبودجه در مسئله حداکثرسازی خانوار است که تفسیر آن مطلوبیت نهایی مصرف خواهد بود. این حداکثرسازی با لحاظ قید تقاضا برای کالای $y_{i,t}$ که در رابطه (۲۳) آورده شده است، انجام می‌شود. شرط مرتبه اول با مشتق‌گیری از تابع هدف نسبت به $P_{i,t}$ به‌دست می‌آید.

با بازنویسی معادله شاخص قیمت کل رابطه (۲۲) و ترکیب با رابطه (۲۷) و لگاریتم خطی کردن نتیجه آن، می‌توان شاخص قیمت کل را به این صورت نوشت:

$$P_t = \theta_p P_{t-1} (\pi_{t-1}^{p})^{\gamma_p} + (1-\theta_p) P_t^{*} \quad (۲۹)$$

با ترکیب رابطه (۲۹) و شرط مرتبه اول خروجی از بهینه‌یابی رابطه (۲۸) و انجام برخی عملیات جبری به منحنی فیلیپس هایبرید زیر خواهیم رسید:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

$$\hat{\pi}_t^p = \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p}\hat{\pi}_{t-1}^p + \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p}\hat{\pi}_{t+1}^p + \frac{1}{1+\beta\gamma_p}\frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p}(\widehat{mc}_t + \hat{\vartheta}_t) \quad (۳۰)$$

۳-٤-۳. مدل‌های قیمت‌گذاری جایگزین

معادله منحنی فیلیپس قیمت (۳۰) در واقع منحنی فیلیپس متعارف مدل‌های کینزی جدید است که شاخص‌بندی در آنها لحاظ شده است. این معادله در صورتی حاصل خواهد شد که فروض مربوط به تعدیل قیمت بر اساس مدل کالوو باشد. اما مدل‌های تعدیل قیمت و لحاظ چسبندگی قیمت دیگری نیز به غیر از کالوو وجود دارد که با جایگزین شدن آنها با کالوو، منحنی فیلیپس قیمت (۳۰) تغییر خواهد کرد. در اینجابه دو مدل آلترناتیو برای مدل کالوو اشاره کرده و منحنی فیلیپس مربوطه را ارائه می‌کنیم.

اولین مدل، مدل اطلاعات چسبنده منکیو و ریس(۲۰۰۲) است. این مدل بر این فرض استوار است که چسبندگی قیمت‌ها برخلاف فرضی که در کالوو در نظر گرفته می‌شد به عدم توانایی بنگاه‌ها برای تعدیل قیمت برنمی‌گردد؛ بلکه به عدم دسترسی به اطلاعات جدید از اقتصاد برای بهینه‌یابی مجدد مربوط می‌شود. از این رو در این مدل فرض می‌شود که تنها $\delta - 1$ درصد از بنگاه‌ها اطلاعات جدید به‌دست می‌آورند و می‌توانند قیمت خود را بر اساس آن بهینه‌یابی کنند. بنابراین δ درصد از بنگاه‌ها که انتخاب آنها تصادفی است، نمی‌توانند نسبت به تغییرات اقتصاد کلان واکنش نشان دهند(چون اطلاعات ندارند) و همین امر، کندی تعدیل و چسبندگی قیمت‌ها را منجر خواهد شد. از این رو δ درجه چسبندگی اطلاعات خواهد بود. اگر فرض شود که بنگاه اطلاعات خود را s دوره قبل بروز کرده باشند در آن صورت قیمت بنگاه در دوره t، (P_t^s) به این شکل نشان داده می‌شود:

$$P_t^s = E_{t-s}P_t^* \quad (۳۱)$$

بنگاه در دوره t اطلاعات جدید به‌دست بیاورد، قیمت‌های خود را از طریق حداکثر کردن سود تعیین می‌کند. با انجام این بهینه یابی معادله منحنی فیلیپس قیمتی اطلاعات چسبنده می‌رسیم:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

$$\hat{\pi}_t^p = \frac{1-\delta}{\delta}[\widehat{mc}_t + \hat{\vartheta}_t] + (1-\delta)\sum_{s=0}^{\infty}\delta^s E_{t-s-1}[\hat{\pi}_t^p + \widehat{mc}_t - \widehat{mc}_{t-1} + \hat{\vartheta}_t - \hat{\vartheta}_{t-1}] \quad (۳۲)$$

$\hat{\vartheta}_t$ شوک فشار هزینه است که در بخش تولیدکننده نهایی برابر $-\frac{1}{1-\bar{\eta}}\hat{\eta}_t$ عنوان شد. با توجه به اینکه مدل منحنی فیلیپس کینزی جدید (γ_p در رابطه ۳۰ صفر باشد) با واقعیت‌های محقق شده تطابق نداشت، مدل اطلاعات چسبنده توسط منکیو و ریس (۲۰۰۲) برای جایگزینی با منحنی فیلیپس کینزی جدید معرفی شد. از طرف دیگر برخی مدل هیبرید کینزی جدید (رابطه ۳۰) را معرفی کردند که به‌جای منحی فیلیپس کینزی جدید کارکرد بهتری داشت. اینکه کدام مدل اطلاعات چسبنده یا مدل هیبرید قیمت چسبنده برای قرار گرفتن در مدل‌های اقتصادی بهتر بود، سؤالی بود که بسیاری از مطالعات با مقایسه خروجی‌های این مدل‌ها سعی کردند به آن پاسخ دهند. در رویکرد دیگر به جای مقایسه و انتخاب یکی از این دو مدل؛ مدلی که دربردارنده اطلاعات چسبنده و قیمت چسبنده به‌طور همزمان باشد، معرفی شد. این مدل اولین بار توسط دوپور[1] و همکاران(۲۰۰۸) معرفی شد و البته مطالعاتی مانند کروسینی و همکاران[2](۲۰۱۰) نیز مدل‌های ترکیبی ارائه دادند.

در این مطالعه مدل چسبندگی دوگانه دوپور و همکاران(۲۰۰۸) به عنوان دومین مدل قیمتگذاری آلترناتیو ارائه می‌شود. در این مدل فرض می‌شود که بنگاه‌ها در هر دوره به احتمال $1-\theta_p$ قادر به تعدیل قیمت خود بوده و با احتمال $\delta-1$ قادر به بروز کردن اطلاعات خود باشند. فرض می‌شود که این احتمال‌ها به همدیگر وابسته نیستند. در این صورت احتمال اینکه یک بنگاه بتواند به اطلاعات جدید دسترسی داشته باشد و همزمان قادر به تعدیل قیمت خود باشد $(1-\delta)(1-\theta_p)$ است. دو نوع شاخص قیمت معرفی می‌شود. $\hat{P}_t$ که لگاریتم سطح قیمت‌های اسمی کل در دوره t است و $\hat{q}_t$ که شاخص قیمت اسمی برای قیمت‌های تازه تعیین شده در دوره t است. بنابراین شاخص قیمت کل در هر دوره به صورت زیر خواهد بود:

1. Dupor, et. al.
2. Crucini, et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

$$\hat{P}_t = \theta_p \hat{P}_{t-1} + (1-\theta_p)\hat{q}_t \quad (۳۳)$$

اگر هیچ‌گونه چسبندگی اطلاعات وجود نداشته باشد، قیمت بهینه در حالت چسبندگی قیمت و با وجود اطلاعات کامل $\hat{P}_t^f$ به این صورت به‌دست خواهد آمد.

$$\hat{P}_t^f = (1-\theta_p)\sum_{i=0}^{\infty} {\theta_p}^i E_t(\widehat{mc}_{t+i}) \quad (۳۴)$$

حال اگر بخواهیم مقدار شاخص قیمت‌های تازه تعیین شده $\hat{q}_t$ را به‌دست بیاوریم باید فرض وجود چسبندگی اطلاعات را در نظر بگیریم. بر این اساس، با احتمال $(1-\delta)$ بنگاه اطلاعاتش در دوره t بروز شده، با احتمال $\delta(1-\delta)$ آخرین دوره بروز شدن اطلاعات بنگاه دوره قبل بوده و همین‌طور با احتمال $\delta^s(1-\delta)$ آخرین دوره بروز شدن اطلاعات بنگاه s دوره قبل بوده است. لذا می‌توان $\hat{q}_t$ را به صورت زیر نوشت:

$$\hat{q}_t = (1-\delta)\sum_{s=0}^{\infty}\delta^s E_{t-s}(\hat{P}_t^f) \quad (۳۵)$$

با استفاده از عبارت $\hat{P}_t^f = \Delta\hat{P}_t^f + \hat{P}_{t-1}^f$ می‌توان رابطه (۳۵) را به شکل بازنویسی کرد.

$$\hat{q}_t = \delta\hat{q}_{t-1} + (1-\delta)\hat{P}_t^f + \delta(1-\delta)\sum_{s=0}^{\infty}\delta^s E_{t-s-1}(\Delta\hat{P}_t^f) \quad (۳۶)$$

وجود چسبندگی اطلاعات، باعث می‌شود برخی بنگاه‌ها اطلاعاتشان از دوره t-1 به t تغییر نکند و همین امر منجر به عدم تغییر قیمت آن بنگاه‌ها می‌شود. لذا $\hat{q}_t$ به وقفه خود وابسته می‌شود (دوپور و همکاران، ۲۰۰۸). با ترکیب معادلات (۳۳)، (۳۴) و (۳۶) منحنی فیلیپس چسبندگی دوگانه به صورت زیر به‌دست می‌آید (همتی و توکلیان، ۱۳۹۷):

$$\hat{\pi}_t^p = \frac{\delta\theta_p}{\zeta}\hat{\pi}_{t-1}^p + \frac{\beta\theta_p}{\zeta}E_t(\hat{\pi}_{t+1}^p) + \frac{(1-\delta)\chi}{\zeta}\widehat{mc}_t + \frac{\delta(1-\delta)\chi}{\zeta}\sum_{s=0}^{\infty}\delta^s E_{t-s-1}(\Delta\widehat{mc}_t + \hat{\pi}_t^p) + \kappa_t + \frac{(1-\delta)\chi}{\zeta}\vartheta_t \quad (۳۷)$$

که در آن

$$\zeta = 1-(1-\theta_p)(1-\delta)+\beta\delta{\theta_p}^2 \quad (۳۸)$$

$$\chi = (1-\theta_p)(1-\beta\theta_p) \quad (۳۹)$$

$$\kappa_t = -\frac{\delta\beta\theta_p(1-\delta)(1-\theta_p)}{\zeta}\sum_{s=0}^{\infty}\delta^s(1-\beta\theta_p)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_p)^k E_{t-s}(\Delta\widehat{mc}_{t+k+1} + \hat{\pi}_{t+k+1}^p) - E_{t-s-1}(\Delta\widehat{mc}_{t+k+1} + \hat{\pi}_{t+k+1}^p) \quad (۴۰)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

در معادله فوق κ_t یک جز با میانگین صفر است که در واقع خطاهای پیش‌بینی تورم و تغییرات هزینه نهایی را تجمیع کرده است.

۵-۳. دولت و بانک مرکزی

قید بودجه دولت رابطه دیگری است که باید در مدل تعادل عمومی لحاظ گردد. با توجه به متغیرهایی که در مدل تعریف شده است درآمد دولت از طریق مالیات، فروش اوراق بدهی جدید و چاپ پول جدید و مصارف یا مخارج دولت نیز هزینه‌های عمومی G_t و اصل و فرع اوراق منتشر شده در دوره قبل خواهد بود. بنابراین خواهیم داشت:

$$P_t G_t + (1 + i_t)B_{t-1} = T_t + B_t + (M_t - M_{t-1}) \quad (۴۱)$$

در اینجا فرض می‌شود که مخارج حقیقی دولت G_t در حالت لگاریتم-خطی شده پیرو یک فرآیند برون‌زا و تابع وقفه خود خواهد بود.

در خصوص تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در بسیاری از مطالعات بین‌المللی پایه و مرجع، از قواعد سیاست‌گذاری پولی مانند قاعده تیلور استفاده می‌شود. سیاست‌گذاری پولی در ایران از قواعد متعارف پولی تبعیت نمی‌کند. مطالعات متعدد داخلی مانند بیات و بهرامی(۱۳۹۶) و جلالی و همتی(۲۰۱۳) به این نکته اشاره داشتند که بررسی سیاست‌ها و تغییرات بخش پولی در ایران نمی‌تواند پیروی از قاعده‌ای را تأیید کند. از این رو تابع هدف سیاست‌گذار پولی به شکاف تولید و تورم واکنش نشان نمی‌دهد و فرض می‌شود که متغیر نرخ رشد پایه پولی فقط تابع وقفه خود است.

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (۴۲)$$

که در آن ε_t^μ شوک برون‌زا به رشد پایه پولی و $\hat{\mu}_t$ لگاریتم خطی شده رشد پایه پولی است و که به‌عنوان متغیر هدف، در نظر گرفته شده و به این صورت تعریف می‌شود.

$$\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t^p \quad (۴۳)$$

در انتها شرط تسویه بازار پس از عملیات لگاریتم خطی سازی به شکل زیر خواهد بود:

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}\hat{c}_t + \frac{\bar{I}}{\bar{y}}\hat{I}_t + \frac{\bar{G}}{\bar{y}}\hat{G}_t + (\frac{1}{\beta} - 1 + \phi)\frac{\bar{k}}{\bar{y}}\kappa\hat{r}_t \quad (۴۴)$$

که در آن $\kappa = \frac{\Psi\prime(.)}{\Psi\prime\prime(.)}$ است و $\bar{y}$ نشان دهنده سطح y_t در وضعیت یکنواخت می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

٤. برآورد مدل‌ها

در بخش قبل برای مدل قیمت‌گذاری بنگاه واسطه و تعیین دستمزد اتحادیه چندین حالت در نظر گرفته شد. تفاوت این حالت‌ها به نوع چسبندگی اسمی بستگی دارد که در تعیین قیمت و دستمزد لحاظ می‌شود. به‌طور دقیق‌تر سه مدل قیمت‌گذاری برای بنگاه معرفی شد: ۱- مدل قیمت‌گذاری بر اساس کالوو با شاخص‌بندی جزئی که به منحنی فیلیپس هیبریدی منتج می‌شود (معادله (۳۰)) ۲- مدل قیمت‌گذاری اطلاعات چسبنده که به منحنی فیلیپس اطلاعات چسبنده می‌رسد (معادله (۳۲)). ۳- مدل قیمت‌گذاری دوگانه که ترکیب مدل با اطلاعات چسبنده و قیمت‌های چسبنده است (معادله (۳۷)). همچنین با توضیحاتی که در قسمت تعیین دستمزد و بیکاری آورده شد نحوه تعیین دستمزد را نیز می‌توان در سه حالت متفاوت در نظر گرفت. ۱- چسبندگی دستمزد وارد مدل نشود (در این صورت معادلات مربوط به منحنی فیلیپس دستمزد حذف می‌شوند) ۲- مدل تعیین دستمزد از فرآیند کالوو با شاخص‌بندی جزئی (معادله(۱۹)) ۳- مدل تعیین دستمزد از فرآیند کالوو بدون شاخص‌بندی (معادله(۲۰)). با توجه به اینکه نحوه تعیین دستمزد و قیمت هر کدام از سه روش متفاوت می‌تواند در مدل قرار بگیرد؛ ۹ مدل مجزا تعادل عمومی می‌توان با این حالت‌های مختلف در نظر گرفت. برای اینکه مشخص شود کدام حالت چسبندگی اسمی قیمت و دستمزد بهتر می‌تواند واقعیت اقتصاد ایران را منعکس کند، هر ۹ مدل برآورد شده و از روش‌های مقایسه که در این قسمت معرفی خواهند شد با یکدیگر مقایسه خواهند شد.

برای تعیین پارامترهای این مدل‌ها دو رویکرد وجود دارد. اولین رویکرد روش مقداردهی یا کالیبراسیون است که در آن مقدار پرامترها با توجه به مطالعات به مدل داده می‌شود و سپس مدل حل شده با توجه به پارامترها تحلیل می‌شود. روش دیگر برآورد پارامترها است. در این رویکرد عمدتاً از برآوردهای بیزی استفاده می‌شود. در برآورد بیزین برای هر پارامتر توزیع پیشین[1] در نظر گرفته می‌شود. سپس با روش حداکثر راستنمایی از داده‌ها استفاده می‌شود و اطلاعات توزیع

1. Prior Distribution

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

پسین[1] با ترکیب اطلاعات توزیع پیشین و اطلاعات استخراجی از داده‌ها ارائه می‌گردد. برآورد مدل DSGE با برآوردگر بیزی چهار مرحله دارد. در مرحله اول مدل معادلاتی که به صورت لگاریتم خطی درآمده است با استفاده از رویکرد بلانچارد و کان[2] (۱۹۸۰) به شکل مدل فضا- حالت تبدیل می‌شود و متغیرهای حالت مشخص می‌شوند. در مرحله دوم برخی پارامترها که نیاز به برآورد آنها نیست،کالیبره می‌شوند. در مرحله سوم توزیع پیشین پارامترهای مدل مشخص می‌شود. در مرحله چهارم نیز با استفاده از رهیافت الگوریتم متروپولیس هستینگز[3] پارامترها برآورده می‌شوند.

برخی پارامترها با توجه به محاسبه وضعیت باثبات متغیرها قابل تقریب هستند و نیاز به برآورد آنها نیست. از این رو با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران و در نظر گرفتن میانگین متغیرها (برای دوره ۱۳۶۹ فصل اول تا ۱۳۹۶فصل چهارم) به عنوان وضعیت باثبات متغیرها، می‌توان پارامترها را کالیبره کرد. از جمله این پارامترها $\frac{\bar{k}}{\bar{y}}$، $\frac{\bar{G}}{\bar{y}}$، $\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$و $\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$ در معادله (۴۴) هستند که عملاً از تقسیم وضعیت باثبات متغیرها به‌دست می‌آیند. پیرو مطالعه همتی و توکلیان(۱۳۹۷) $\beta = ۰.۹۷$ در نظر گرفته شده است. همچنین اگر شرط مرتبه اول حداکثرسازی مطلوبیت نسبت به N_t را در وضعیت باثبات بنویسیم $\beta = \frac{\bar{\pi}^p}{\bar{R}}$ و با توجه به اینکه $\bar{\pi}^p$ بر اساس داده‌های ایران ۱/۰۴۴ است مقدار $\bar{R}$ به‌دست می‌آید. پارامتر بعدی نرخ استهلاک ϕ است که از وضعیت باثبات معادله (۶) به صورت $\frac{\bar{I}}{\bar{k}}$ به‌دست می‌آید. مقدار این پارامتر پیرو مطالعه همتی و توکلیان(۱۳۹۷) از تقسیم تشکیل سرمایه ناخالص بر موجودی سرمایه خالص به قیمت ثابت ۱۳۸۳ به‌دست آمده است.

1. Posterior Distribution
2. Blanchard and Kahn
3. Metropolis-Hasting Algorithm

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

جدول ۱. به‌دست آوردن پارامترها با استفاده از وضعیت باثبات متغیرها برای اقتصاد ایران

پارامترهای مدل	$\frac{\bar{k}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{G}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	$\bar{\pi}^{p}$	β	ϕ
مقدار کالیبره شده	۳/۱۲	۰/۱۰۶۷	۰/۲۶۷۹	۰/۴۴۳۳	۱/۰۴۴۲۷	۰/۹۷	۰/۰۲۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعداد متغیرهای قابل مشاهده (که می‌توان از داده‌های آنها در برآورد مدل استفاده کرد) باید با تعداد شوک‌های وارد بر مدل برابر و از لحاظ ماهیت متناسب باشد. از آنجا که در مدل ۷ شوک ترجیحات ε_t^{ϱ}، سرمایه‌گذاری ε_t^{χ}، بهره‌وری ε_t^{A}، فشار هزینه ε_t^{η}، شوک پولی ε_t^{μ}، شوک به مخارج دولت ε_t^{g} و شوک دستمزد ε_t^{w} لحاظ شده است، ۷ متغیر از بین متغیرهای دورن‌زا به عنوان متغیر قابل مشاهده انتخاب می‌شود. هفت متغیری که به عنوان متغیر قابل مشاهده شناسایی شدند، تولید(y) نماینده شوک بهره‌وری، مصرف(c) نماینده شوک ترجیحات، تورم(π^{p}) نماینده شوک فشار هزینه یا مارک-آپ، سرمایه‌گذاری(تشکیل سرمایه ثابت ناخالص(I)) نماینده شوک سرمایه‌گذاری، مخارج دولت(G) نماینده شوک سیاست مالی، رشد پایه پولی(μ) نماینده شوک پولی و نرخ رشد دستمزد اسمی(π^{w}) نماینده شوک دستمزد، هستند. آمار مربوط به GDP، مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت از حساب‌های ملی بانک مرکزی و همچنین آمار مربوط به پایه پولی و تورم نیز از پایگاه داده بانک مرکزی استخراج شده است. به‌علاوه از شاخص دستمزد کارگاه‌های صنعتی بزرگ بانک مرکزی به عنوان آمار جایگزین برای نرخ دستمزد استفاده شده است. لازم به ذکر است که با توجه به اینکه مدل به شکل لگاریتم خطی تهیه شده و همه متغیرها به شکل انحراف لگاریتم متغیر از وضعیت باثباتشان، وارد مدل شدند، متغیرهای قابل مشاهده اشاره شده نیز به همین شکل محاسبه می‌شوند و در برآورد مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای محاسبه وضعیت باثبات متغیرهای اشاره شده از فیلتر هودریک-پرسکات(HP) استفاده شده که در آن ضریب فیلتر برابر ۶۷۷ درنظر گرفته شده است. همان‌طور که عنوان شد از داده‌های فصلی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ برای برآورد مدل استفاده شده است. در فرآیند پردازش داده‌ها با استفاده از روش X12 اثرات فصلی متغیرها حذف شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

۵. نتایج

پس از مهیا کردن معادلات مدل‌ها و تعیین توزیع پیشین پارامترها با استفاده از روش بیزین و رهیافت متروپولیس هستینگز، توزیع پسین پارامترها برآورد می‌شود. نتایج برآورد پارامترها در پیوست آنلاین۱ آورده شده است.[۱] نگاهی به نتایج برآورد نشان می‌دهد ضریب برآوردی چسبندگی قیمت کالوو θp در تمامی برآوردها بین ۰/۴۹۷ تا ۰/۵۳۵ است و ضریب برآوردی چسبندگی دستمزد کالوو θw بین ۰/۸۱ تا ۰/۸۴ برآورد شده است. از این رو می‌توان گفت که چسبندگی دستمزد در فرمت کالوو بیشتر از چسبندگی قیمت است که منطبق با شواهد اقتصاد ایران است. از این رو می‌توان گفت چسبندگی قیمتی که از مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به زمان پیروی می‌کند در اقتصاد ایران کم‌رنگتر است و چسبندگی قیمت از مدل‌های دیگری پیروی می‌کند. از این رو مدل چسبندگی اطلاعات درنظر گرفته شده است.

همچنین در پیوست ۴ توزیع پسین و پیشین پارامترهای مدل با چسبندگی اطلاعات و لحاظ چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده (Sinf_Iw) به عنوان نمونه‌ای از ۹ مدل برآوردی آورده شده است. پس از برآورد مدل‌ها برای ارزیابی آنها و اینکه کدام مدل و کدام چسبندگی اسمی بهتر با داده‌های اقتصاد ایران سازگاری دارد، خروجی مدل‌ها با روش‌های متعارفی که در مطالعات به‌کار برده شده مورد مقایسه قرار می‌گیرند.

۵-۱. مقایسه مدل‌ها

بررسی و کنکاش در مطالعاتی که به مقایسه بین مدل‌های DSGE پرداختند، نشان می‌دهد عمدتاً دو روش کلی برای مقایسه بین مدل‌ها و ارزیابی آنها به‌کار گرفته شده است. یک سری از معیارها بر پایه ارزیابی خوبی برازش داده‌ها با استفاده از خروجی‌های مدل بیزین است. در این رویکرد از شاخص‌هایی مانند لگاریتم راستنمایی نهایی و احتمال وقوع توزیع پسین استفاده می‌شود. رویکرد

۱. پیوست‌های ۱ تا ۴ این مقاله به دلیل حجم بالای مقاله به پیوست آنلاین در لینک https://drive. google. com/file/d/1_tzl-T2XRI-XCTUH72XCzj3xxf47fcXI/view?usp=sharing منتقل شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

دوم بررسی خروجی‌های مدل و داده‌های شبیه‌سازی شده مدل‌ها با واقعیت داده‌های محقق شده است. یکی از واقعیت‌هایی که در خصوص تورم وجود دارد؛ اینرسی در تورم است. اینرسی در تورم باعث می‌شود که اولاً تورم به تورم دوره‌های قبل وابسته باشد و شاهد پایداری در تورم باشیم که این پایداری تورم خود را در خودهمبستگی سری شبیه‌سازی شده تورم نشان می‌دهد. ثانیاً اینرسی تورم باعث می‌شود اثر شوک‌هایی مانند شوک‌های پولی با وقفه و بعد از چند دوره بر تورم اثرگذار باشند. از این رو بررسی ضریب خودهمبستگی و توابع واکنش آنی دو روش دیگر ارزیابی و مقایسه مدل‌ها است. در این قسمت ضمن معرفی این روش‌ها مدل‌های ۹ گانه نیز با استفاده از این روش‌ها مقایسه می‌شوند.

۱-۱-۵. مقایسه بیزی

مهم‌ترین ابزار برای مقایسه مدل‌های DSGE که در مقالات متعددی مانند ریگی و تانچونی (۲۰۱۰)، پاستیانی و پیتلارچیک (۲۰۰۶)، لافورته (۲۰۰۷)، کین و کونیگ[1](۲۰۱۶) و دی‌بارتولومئو و دی‌پیترو[2](۲۰۱۷) به‌کاربرده شده، استفاده از نحوه برازش داده‌ها توسط خروجی برآوردگر بیزین است. از این رو عملکرد تجربی مدل‌های A و B به‌طور طبیعی با شاخص عامل بیز[3] مقایسه می‌شود. عامل بیز نسبتی است که از تقسیم «احتمال مشاهده داده‌ها، مشروط به یک مدل»، به «احتمال مشاهده همان داده‌ها مشروط به مدل آلترناتیو» به‌دست می‌آید. بنابراین این عامل نشان می‌دهد که داده‌های مشاهده شده از خروجی کدام مدل بیشتر حمایت می‌کند (ریگی و تانچونی، ۲۰۱۰). اگر متغیرهای قابل مشاهده را با Y_T نمایش دهیم و فرض کنیم که دو مدل M_A و M_B را بخواهیم مقایسه کنیم. با لحاظ تئوری بیز و فرض اینکه هر دو مدل صحیح است عامل بیز(BF) با نسبت احتمال وقوع توزیع پسین(PO) برابر خواهد بود:

$$BF_{A,B} = PO_{A,B} = \frac{P(Y_T|M_A)}{P(Y_T|M_B)} \quad (۴۵)$$

1. Keen & Koenig
2. Di Bartolomeo & Di Pietro
3. Bayes Factor

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

روش‌های متفاوتی برای محاسبه راستنمایی نهایی وجود دارد که در این مقاله پیرو مطالعه شورفید[1](۲۰۰۰) از تقریب لاپلاس استفاده می‌شود. البته مقایسه لگاریتم راستنمایی نهایی مدل‌ها نیز می‌تواند در انتخاب مدل با برازش بهتر کمک کند، به‌طوری که لگاریتم راستنمایی نهایی بالاتر نشان‌دهنده برازش بهتر مدل با توجه به داده‌ها است. جدول ۲ نتایج مقایسه مدل‌های ۹ گانه را براساس عامل بیز و لگاریتم راستنمایی نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج گزارش شده در جدول ۲ بیشترین لگاریتم راستنمایی نهایی متعلق به مدل با چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده و مدل چسبندگی قیمت دوگانه (Dual_Iw) است که ۱۵۲۷.۹ و مدل با چسبندگی دستمزد بدون شاخص‌بندی و مدل چسبندگی قیمت دوگانه (Dual_Sw) برابر ۱۵۳۰/۳ است که از سایر مدل‌ها به‌طور قابل توجهی بیشتر است که نشان از برازش بهتر مدل با توجه به داده‌ها دراین دو مدل دارد. همچنین براساس نتایج به دست آمده در خصوص احتمال وقوع توزیع پسین همین دو مدل (Dual_Iw و Dual_Sw) به ترتیب با ۸ درصد و ۹۲ درصد مدل‌های غالب به حساب می‌آیند. از آنجا که احتمال وقوع توزیع پسین سایر مدل‌ها نزدیک صفر است از نتایج این‌گونه بر می‌آید که دو مدل اشاره شده تطابق بیشتری با داده‌ها نسبت به سایر مدل‌ها دارند. از این رو می‌توان گفت که دو مدلی که در آنها چسبندگی قیمت دوگانه در نظر گرفته شده و چسبندگی دستمزد نیز در آنها لحاظ شده است، بهترین برازش را با توجه به معیار برآورد بیزی ارائه می‌دهند. همچنین بر اساس معیار لگاریتم راستنمایی نهایی در هر سه مدل چسبندگی قیمت، مدل‌های با لحاظ چسبندگی دستمزد لگاریتم راستنمایی بالاتری نسبت به مدل بدون چسبندگی دستمزد دارد.

1. Schorfheide

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

جدول ۲. مقایسه مدل‌های نه‌گانه با استفاده از نسبت احتمال توزیع پسین و لگاریتم توزیع نهایی

چسبندگی قیمت	چسبندگی دستمزد	نماد مدل	لگاریتم راستنمایی نهایی	احتمال وقوع توزیع پسین
مدل کالو با شاخص‌بندی	بدون چسبندگی دستمزد	Hyb_Nw	۱۱۵۴/۱	۰.۰۰۰
	چسبندگی دستمزد ساده	Hyb_Sw	۱۳۲۱/۵	۰.۰۰۰
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Hyb_Iw	۱۳۱۵/۱	۰.۰۰۰
مدل چسبندگی اطلاعات	بدون چسبندگی دستمزد	Sinf_Nw	۱۱۴۹/۶	۰.۰۰۰
	چسبندگی دستمزد ساده	Sinf_Sw	۱۳۷۳/۹	۰.۰۰۰
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Sinf_Iw	۱۳۷۲/۱	۰.۰۰۰
مدل چسبندگی دوگانه	بدون چسبندگی دستمزد	Dual_Nw	۱۱۹۹/۶	۰.۰۰۰
	چسبندگی دستمزد ساده	Dual_Sw	۱۵۳۰/۳	۰/۹۲۰۱
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Dual_Iw	۱۵۲۷/۹	۰/۰۷۹۹

منبع: محاسبات پژوهش

۲-۱-۵. پایداری تورم

می‌توان با بررسی درجه پایداری تورم در داده‌های شبیه‌سازی شده مدل‌های رقیب و مقایسه آن با داده‌های واقعی در خصوص مدل بهتر، تصمیم‌گیری کرد. این رهیافت توسط مقالات متعددی مانند پاستیانی و پیتلارچیک (۲۰۰۶)، لافورته (۲۰۰۷) و ربانالا و رامیرز (۲۰۰۵) به‌کار گرفته شده است. متداول‌ترین ابزاری که در این مطالعات برای بررسی درجه پایداری سری تورم استفاده شده، ضرایب خود همبستگی وقفه‌های مختلف تورم است. از این رو می‌توان خودهمبستگی سری تورم محقق شده (در وقفه‌های مختلف) را با خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی شده مدل‌های مختلف مقایسه کرد. در این مطالعه مدل‌های خود همبستگی وقفه اول تا پانزدهم داده‌های محقق شده و شبیه‌سازی شده تورم برآورد و ضرایب خود همبستگی داده‌های محقق شده تورم و فاصله اطمینان ۹۵ درصد حول آن، به عنوان معیار در نظر گرفته شده است. مدلی که ضرایب خود رگرسیونی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

بیشتری را از ۱۵ وقفه، در بازه اطمینان ضرایب داده‌های محقق شده داشته باشد، بهتر توانسته پایداری تورم در ایران را شبیه‌سازی کند. جدول ۳ نتایج این مقایسه را نشان می‌دهد. بر این اساس ۱۱ضریب از ۱۵ضریب خودهمبستگی(برای ۱۵ وقفه) در مدل چسبندگی اطلاعات با لحاظ چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده(Sinf_Iw)، در بازه اطمینان ضرایب داده‌های محقق شده قرار داشته است و از این جهت این مدل بهتر از ۸ مدل دیگر عمل کرده است. شکل ۱ نمودار مقایسه ضرایب خودهمبستگی برای مدل منتخب را نمایش می‌دهد. همچنین نمودار مقایسه مربوط به همه مدل‌ها در پیوست ۲ به نمایش درآمده است. از این رو می‌توان گفت بر اساس این معیار مدلی بهتر می‌تواند پایداری و ماندگاری تورم در اقتصاد ایران را نشان دهد که اولاً از مدل چسبندگی اطلاعات در بخش تعیین قیمت استفاده کند و ثانیاً چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی را در مدل لحاظ کرده باشد.

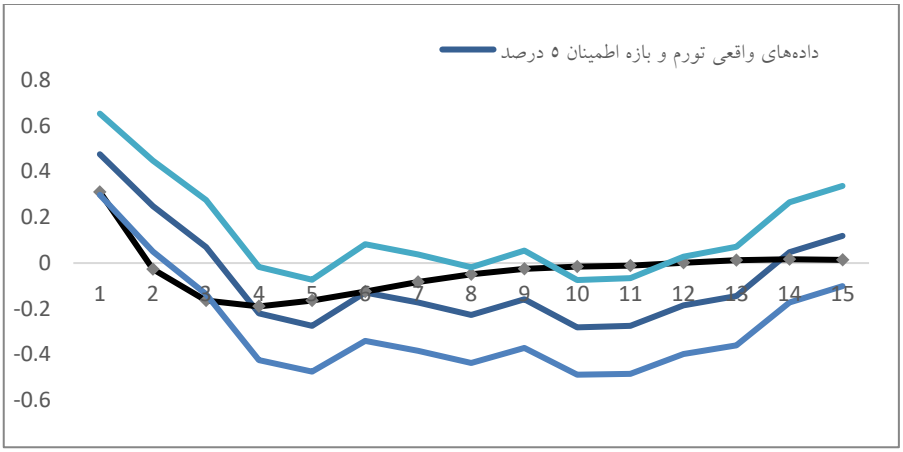
جدول ۳. مقایسه تعداد ضرایب خودهمبستگی که در بازه اطمینان ضرایب داده‌های محقق شده تورم قرار دارند

چسبندگی قیمت	چسبندگی دستمزد	نماد مدل	تعداد ضرایب خودهمبستگی که در بازه اطمینان ضرایب داده‌های محقق شده قرار دارند
مدل کالو با شاخص‌بندی	بدون چسبندگی دستمزد	Hyb_Nw	۷
	چسبندگی دستمزد ساده	Hyb_Sw	۱۰
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Hyb_Iw	۱۰
مدل چسبندگی اطلاعات	بدون چسبندگی دستمزد	Sinf_Nw	۹
	چسبندگی دستمزد ساده	Sinf_Sw	۱۰
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Sinf_Iw	۱۱
مدل چسبندگی دوگانه	بدون چسبندگی دستمزد	Dual_Nw	۱۰
	چسبندگی دستمزد ساده	Dual_Sw	۱۰
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Dual_Iw	۹

منبع: محاسبات پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]



شکل ۱. مقایسه ضرایب خود همبستگی وقفه اول تا ۱۵ تورم در داده‌های شبیه سازی شده مدل با چسبندگی اطلاعات و چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی(Sinf_Iw) و ضرایب خود همبستگی داده‌های محقق شده

منبع: محاسبات پژوهش

۳-۱-۵. مقایسه توابع واکنش آنی

منکیو و ریس (۲۰۰۲) در انتقاد به مدل قیمت‌گذاری کینزی جدید به این واقعیت آشکار شده اشاره می‌کنند که پاسخ تورم به شوک‌های پولی تپه شکل[1] است و به‌عبارت دیگر تأثیرپذیری تورم از شوک سیاست پولی با تاخیر صورت می‌گیرد. این واقعیت آشکار شده توسط مطالعات متعددی مانند کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) مورد تأکید قرار گرفت و به عنوان معیاری متعارف برای ارزیابی مدل‌های تئوریکی پولی و قیمت‌گذاری در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر ارزیابی توانایی مدل‌ها در نشان دادن واکنش تدریجی تورم به شوک پولی و حتی شوک‌های دیگر ابزاری برای مقایسه مدل‌های مختلف DSGE است که در مطالعات متعدد مانند ترابانت(۲۰۰۷)، دی‌بارتولومئو و دی‌پیترو (۲۰۱۷)، پاستیانی و پیتلارچیک (۲۰۰۶) و کورنوک و

1. Hump_shaped

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

سوانسون (۲۰۰۷) مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس این معیار مدلی بهتر می‌تواند پاسخ با تأخیر تورم را نشان دهد که درآن شوک پولی بر تورم (که از طریق توابع واکنش آنی نشان داده می‌شود) پس از چند دوره به حداکثر خود برسد. در واقع یکی دیگر از انتقادات به مدل کینزی جدید این بود که شوک پولی بر تورم در آن مدل، در همان دوره وقوع شوک بیشترین اثر را دارد و در دوره‌های بعدی به صورت مداوم کاهش پیدا می‌کند. در حالی که واقعیت‌های آشکارشده نشان دادند که پس از وقوع شوک پولی چند دوره طول می‌کشد که اثر آن بر روی تورم حداکثر شود(منکیو و ریس، ۲۰۰۲). از این رو مدلی در این بخش منتخب خواهد بود که خروجی آن تطابق بیشتری با واقعیت آشکارشده (پاسخ تپه-شکل تورم به شوک‌های پولی) داشته باشد و وقفه اثرگذاری شوک پولی بر تورم را بهتر نشان دهد. در این راستا جدول ۴ وقفه اثرگذاری حداکثری شوک مثبت پولی بر تورم (دوره‌ای که توابع واکنش آنی به اوج خود می‌رسند) را در مدل‌های مختلف با هم مقایسه کرده است. توابع واکنش آنی شوک پولی بر تورم مربوط به همه مدل‌ها در پیوست ۳ آورده شده است. بر اساس این مقایسه مدل Sinf_Iw (مدل چسبندگی اطلاعات با چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی‌شده) توانسته اینرسی تورم را بهتر از مدل‌های دیگر به نمایش بگذارد و اثر شوک پولی در این مدل بعد از ۳ دوره به حداکثر خود می‌رسد که با واقعیت بیشتر سازگار است. از این رو چه بر اساس معیار خودهمبستگی و چه بر اساس ارزیابی توابع واکنش آنی مدلی که بر پایه چسبندگی اطلاعات بوده و چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده را نیز لحاظ کرده بیشترین تطابق را با واقعیت اقتصاد ایران دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

جدول ۴. وقفه اثرگذاری حداکثری شوک پولی بر تورم در مدل‌های مختلف

چسبندگی قیمت	چسبندگی دستمزد	نماد مدل	وقفه اثرگذاری حداکثری شوک پولی بر تورم
مدل کالو با شاخص‌بندی	بدون چسبندگی دستمزد	Hyb_Nw	۰
	چسبندگی دستمزد ساده	Hyb_Sw	۱
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Hyb_Iw	۱
مدل چسبندگی اطلاعات	بدون چسبندگی دستمزد	Sinf_Nw	۱
	چسبندگی دستمزد ساده	Sinf_Sw	۲
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Sinf_Iw	۳
مدل چسبندگی دوگانه	بدون چسبندگی دستمزد	Dual_Nw	۱
	چسبندگی دستمزد ساده	Dual_Sw	۰
	چسبندگی دستمزد با شاخص‌بندی	Dual_Iw	۰

منبع: محاسبات پژوهش

بنابراین با توجه به مقایسه‌های صورت‌گرفته با سه معیار اشاره شده، زمانی که معیار بیزی احتمال وقوع پسین در نظر گرفته شده باشد مدل‌های با چسبندگی قیمت دوگانه و لحاظ چسبندگی دستمزد مدل‌های منتخب خواهد بود. اما زمانی که دو معیار دیگر که درجه پایداری و اینرسی تورم در مدل‌ها را با داده‌های واقعی مقایسه می‌کنند ملاک عمل باشد، مدل «چسبندگی اطلاعات و لحاظ چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده»، مدل منتخب خواهد بود. همچنین نتایج مقایسه هر سه معیار با نتایج مطالعه همتی و توکلیان (۱۳۹۷) که فقط مدل‌های چسبندگی قیمت را بدون لحاظ چسبندگی دستمزد مقایسه کرده‌بودند نیز سازگار است. از این‌رو اگر مدل‌هایی که چسبندگی دستمزد را لحاظ نکردند با هم مقایسه کنیم بر اساس هر سه معیار مدل چسبندگی قیمت دوگانه مدل منتخب خواهد بود. اما در کل مقایسه مدل‌های نه گانه نشان می‌دهد که در هر دو مدل منتخب چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده لحاظ شده است.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که کدام چسبندگی‌های اسمی باید در مدل تعادل عمومی پویا قرار گیرد تا خروجی مدل بهترین تطابق را با واقعیت‌های محقق شده اقتصاد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

ایران داشته باشد. در این راستا ۹ مدل تعادل عمومی تصادفی پویا با چسبندگی‌های دستمزد و قیمت متفاوت طراحی شده و مورد ارزیابی قرار گرفته است. این مدل‌ها شامل سه مدل تعیین قیمت کالوو با شاخص‌بندی(فیلیپس هایبریدی)، چسبندگی اطلاعات و چسبدگی دوگانه (اطلاعات-قیمت) به عنوان مدل‌های چسبندگی قیمت می‌باشند. همچنین بر اساس اینکه در این مدل‌ها چسبندگی دستمزد لحاظ شود یا خیر و اینکه شاخص‌بندی دستمزد در نظر گرفته شود یا خیر، سه حالت برای چسبندگی دستمزد در نظر گرفته شده است. در این مدل‌های ۹ گانه تمام موارد اعم از بلوک‌ها و معادلات دیگر یکسان درنظر گرفته شده است و تنها معادلات مرتبط به چسبندگی‌ها بین آنها متفاوت است تا بتوان اثر چسبندگی‌های مختلف را بررسی کرد.

در این مقاله سه معیار اصلی مقایسه که در مطالعات این حوزه کاربرد دارند، مورد استفاده قرار گرفته است. نخست، معیار بیزی احتمال وقوع توزیع پسین در نظر گرفته شده است. در واقع تمرکز این معیار بر قدرت برازش مدل است. دومین معیار بررسی درجه خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی شده مدل‌ها با خودهمبستگی داده‌های محقق شده است، که در واقع درجه پایداری و ماندگاری تورم را در مدل‌ها با داده‌های واقعی آزمون می‌کند. سومین معیار، مقایسه توابع واکنش آنی است که در آن به نحوه اثرگذاری شوک پولی بر تورم پرداخته می‌شود. به این مفهوم که در این معیار به دنبال آن هستیم که مشخص کنیم کدام مدل بهترین تصویر از واقعیت‌های آشکار شده را در پاسخ به شوک‌ها نشان می‌دهد. به‌طور دقیق‌تر کدام مدل بهتر می‌تواند اثرپذیری با تأخیرتورم از شوک پولی را به نمایش درآورد.

بر اساس معیار اول که قدرت برازش مدل را ملاک قرار داده بود مدل‌هایی انتخاب شدند که چسبندگی دوگانه قیمت-اطلاعات و چسبندگی دستمزد در آن‌ها لحاظ شده است. اما زمانی که دو معیار دیگر یعنی مقایسه خودهمبستگی‌ها و توابع واکنش آنی برای نشان دادن پایداری و اینرسی تورم ملاک قرار گیرد، مدل چسبندگی اطلاعات در بخش تعیین قیمت با لحاظ چسبندگی دستمزد شاخص‌بندی شده، مدل منتخب بوده و عملکرد بهتری داشته است.

از این رو، این‌گونه می‌توان جمع‌بندی کرد: اول، بر اساس هر سه معیار ارزیابی، وارد کردن چسبندگی دستمزد باعث بهبود عملکرد و برازش بهتر داده‌های محقق شده با مدل‌ها شده است و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

در نظر نگرفتن چسبندگی دستمزد فارغ از اینکه کدام مدل چسبندگی قیمت را انتخاب کنیم، عملکرد مدل را با توجه به سه معیار اشاره شده بدتر می‌کند. دوم، انتخاب مدل چسبندگی قیمت مناسب برای اقتصاد ایران باشد به اینکه انتخاب معیار ارزیابی حساس است. از این رو اگر قدرت برازش داده‌های محقق شده توسط مدل ملاک باشد، مدل چسبندگی دوگانه(قیمت-اطلاعات)، مدل بهتری خواهد بود ولی زمانی که می‌خواهیم واقعیت‌های آشکارشده مانند پایداری و اینرسی تورم را بهتر نشان دهیم، مدل چسبندگی اطلاعات بهتر خواهد بود. لازم به ذکر است که مدل فیلیپس هایبریدی بر اساس هیچ یک از معیارها، مدل منتخب نیست. سوم، لحاظ شاخص‌بندی دستمزد در مدل‌ها بهتر از مدل‌های بدون شاخص‌بندی دستمزد می‌تواند پایداری و اینرسی تورم را بازتولید کند و بر این اساس لحاظ شاخص‌بندی دستمزد می‌تواند عملکرد مدل را با توجه به معیار ذکر شده بهتر کند.

منابع

توکلیان، ح. (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۴۷)۳، صص ۲۲-۱.

جوان، موراشین؛ افشاری، زهرا و حسین توکلیان (۱۳۹۷). "سیاست پولی بهینه و بازار کار: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی"، *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۲۸-۱.

صارم، م. (۱۳۹۳) "انتخاب الگوی قیمت‌گذاری مناسب برای اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، (۷۰) ۲۲، صص ۱۸۰-۱۶۱.

صمدی، ع. و اوجی‌مهر، س. (۱۳۹۴). "بررسی ماندگاری و سکون تورم در ایران: مقایسه دو الگوی چسبندگی قیمت هیبرید و چسبندگی اطلاعات". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره۱۹، صص ۷۲-۴۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

همتی، مریم و حسین توکلیان (۱۳۹۷). "ارزیابی و مقایسه الگوهای مختلف قیمت‌گذاری بنگاه در اقتصاد ایران (رویکردDSGE)"، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال یازدهم، شماره ۳۸، صص ۶۹۸-۶۵۵.

Akerlof G.A. and J.L. Yellen (1990). "The Fair Wage-effort Hypothesis and Unemployment". *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), pp. 255-283.

Ascari G. and L. Rossi (2011). "Real Wage Rigidities and Disinflation Dynamics: Calvo vs. Rotemberg pricing". *Economics Letters*, 110(2), pp. 126-131.

Azariadis C. and J.E. Stiglitz (1983). "Implicit Contracts and Fixed Price Equilibria". *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 2-22.

Babecky J., Caju P.D., Kosma T., Lawless M., Messina J. and T. Rõõm (2010). "Downward Nominal and Real Wage Rigidity: Survey Evidence from European firms". The World Bank.

Baily M.N. (1974). "Wages and Employment under Uncertain Demand". *The Review of Economic Studies*, 41(1), pp. 37-50.

Barattieri A., Basu S. and P. Gottschalk (2014). "Some Evidence on the Importance of Sticky Wages". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(1), pp.70-101.

Blanchard O. (1997) "Comment", in NBER Macroeconomics Annual 1997, MIT Press, pp. 289-295.

Blanchard O.J., and C. Kahn (1980), "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations", *Econometrica*, No. 48, pp. 1305- 1311.

Campbell III C.M. and K.S. Kamlani (1997). "The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms". *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), pp.759-789.

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

Di Bartolomeo G. and M. Di Pietro (2017). "Intrinsic persistence of wage inflation in New Keynesian models of the business cycles". *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(6), pp. 1161-1195.

Drissi R. and H.B. Ghassan (2019). Sticky Price Versus Sticky Information Price: Empirical Evidence in the New Keynesian Setting. University Library of Munich, Germany. No. 95174.

Dupor B., Kitamura T. and T. Tsuruga (2010). "Integrating Sticky Prices and Sticky Information". *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), pp. 657-669.

Eggertsson G.B. and V. Garga (2019). "Sticky Prices Versus Sticky Information: Does it matter for policy paradoxes?". *Review of Economic Dynamics*, No. 31, pp.363-392.

Erceg C.J., Henderson D.W. and A.T. Levin (1998). *Tradeoffs between Inflation and Output-gap Variances in an Optimizing-agent model*. FRB International Finance Discussion Paper, (627).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

Erceg C.J., Henderson D.W. and A.T. Levin (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". *Journal of monetary Economics*, 46(2), pp.281-313.

Fischer S. (1977). "Long-term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply rule". *Journal of political economy*, 85(1), pp. 191-205.

Galí J. (2011a). Unemployment fluctuations and stabilization policies: a new Keynesian perspective. MIT press.

Galí J. (2011b). "The Return of the Wage Phillips Curve". *Journal of the European Economic Association*. 9(3), pp. 436-461.

Galí J. and O. Blanchard (2007). "Real wage Rigidities and the New Keynesian model". *Journal of money, credit and banking*, No. 39, pp. 35-65.

Ghent A.C. (2009). "Comparing DSGE-VAR Forecasting Models: How big are the differences?". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(4), pp. 864-882.

Gertler M., Sala L. and A.Trigari (2008). "An Estimated Monetary DSGE model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining". *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(8), pp. 1713-1764.

Gertler Mark and Antonella Trigari (2006) *Unemployment Dynamics with Staggered Nash Wage Bargaining*. NBER Working Paper No. 12498.

Gordon D.F. (1974). "A Neo-classical Theory of Keynesian Unemployment". *Economic inquiry*, 12(4), pp. 431-459.

Gupta R. and R. Steinbach (2013). "A DSGE-VAR model for Forecasting Key South African Macroeconomic Variables". *Economic Modelling*, No. 33, pp. 19-33.

Hall Robert E. (2005). "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness". *American Economic Review*. vol. 95, no. 1, pp. 50-64.

Kim J. (1997). *Monetary Policy in a Stochastic Equilibrium Model with Real and Nominal Rigidities*. Board of Governors of the Federal Reserve System.

Keen B.D. and E.F. Koenig (2018). "How Robust are Popular Models of Nominal Frictions?". *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(6), pp. 1299-1342.

Kollmann R. (2001). "The Exchange Rate in a Dynamic-optimizing Business Cycle model with Nominal Rigidities: a quantitative investigation". *Journal of International Economics*, 55(2), pp. 243-262.

Korenok O. and N.R. Swanson (2007). "How Sticky is Sticky Enough? A Distributional and Impulse Response Analysis of New Keynesian DSGE models". *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6), pp. 1481-1508.

Laforte J.P. (2007). "Pricing models: a Bayesian DSGE approach for the US economy". *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 39, pp. 127-154.

Le V.P.M., Meenagh D., Minford P. and M. Wickens (2011). "How much nominal rigidity is there in the US economy? Testing a New Keynesian DSGE Model using indirect inference". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), pp.2078-2104.

Lindbeck A. and D.J. Snower (1989). *The Insider-outsider Theory of Employment and Unemployment*. MIT Press Books, 1.

Mankiw N.G. and R. Reis (2002). "Sticky Information Versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips curve". *The Quarterly Journal of Economics*, 666(4), pp. 6225-6321.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]

Nalban V. (2018). "Forecasting with DSGE models: What frictions are important?". *Economic Modelling*. No. 68, pp. 190-204.
Shimer R. (2004). "The Consequences of Rigid Wages in Search Models". *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3), pp. 469-479.
Smets F. and R. Wouters (2003). "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area". *Journal of the European Economic Association.* 1 (5), pp. 527-549
Taylor J.B. (1979). "Staggered Wage Setting in a Macro Model". *The American Economic Review*, 69(2), pp. 108-113.
Trigari Antonella (2009). "Equilibrium Unemployment, Job Flows, and Inflation Dynamics". *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(1), pp. 1-33.
Walsh Carl (2003). *Labor Market Search and Monetary Shocks, in S. Altug, J. Chadha and C. Nolan (eds.) Elements of Dynamic Macroeconomic Analysis*, Cambridge University Press (Cambridge, UK), pp. 451-486.
Walsh Carl (2005). "Labor Market Search, Sticky Prices, and Interest Rate Rules", *Review of Economic Dynamics*, No. 8, pp. 829-849.
Paustian M. and E. Pytlarczyk (2006). *Sticky Contracts or Sticky Information? Evidence from an estimated Euro area DSGE model*. P Manuscript, Bowling Green State University.
Rabanal P. and J.F. Rubio-Ramírez (2005). "Comparing New Keynesian models of the business cycle: A Bayesian approach". *Journal of Monetary Economics*, 52(6), pp.1151-1166.
Riggi M. and M. Tancioni (2010). "Nominal vs real wage rigidities in New Keynesian models with hiring costs: A Bayesian evaluation". *Journal of economic dynamics and control*, 34(7), pp. 1305-1324.
Trabandt M. (2007). *Sticky information vs. sticky prices: A horse race in a DSGE framework.* Riksbank Research Paper Series, (209).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.93]