فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، بهار و تابستان ۱۳۹۰

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر تورم در اقتصاد ایران

دکتر محمد نوفرستی[1*]
محمدرضا بازاری اردستانی[2**]

چکیده

انفجار جمعیتی دههٔ ۶۰، امروز جمعیت جوانی را در اختیار کشور قرار داده که عمدتاً در گروه‌های سنی ۲۰ تا ۲۹ سال قرار گرفته‌اند. براساس فرضیهٔ دوران زندگی آندو- مادیگلیانی چنانچه توزیع سنی جمعیت یک کشور در حول و حوش گروه‌های سنی خاصی قرار گیرد، مصرف کل جامعه متأثر از این گروه‌های غالب خواهد بود. از طرفی تغییر در مصرف کل جامعه، تقاضای کل را تحت تأثیر قرار خواهد داد و آنگاه با استناد به نظریهٔ فشار تقاضای کینز این مسئله می‌تواند سبب تغییر در قیمت‌ها و بروز تورم شود. از این‌رو این مقاله درصدد است با تلفیق دو نظریهٔ فوق به بررسی و تحلیل اثر تغییر در ساختار سنی جمعیت بر تورم در اقتصاد ایران بپردازد.

بدین منظور با استفاده از اطلاعات سری‌های زمانی مربوط به دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۳۸ و با تکیه بر تکنیک‌های همجمعی و روش خودرگرسیون گسترده وقفه (ARDL) به برآورد الگوی تورم پرداخته شده است. نتایج مؤید آن است که ساختار سنی جمعیت عاملی تأثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران است. یک افزایش در نسبت جمعیت واقع در گروه‌های سنی ۱۵ تا ۲۴ سال و ۵۵ سال به بالا سبب افزایش تورم و یک افزایش در نسبت جمعیت واقع در

* عضو هیئت علمی دانشکدهٔ علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی تهران m-noferesti@sbu.ac.ir
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی تهران mr.bazari@gmail.com

تاریخ دریافت
۹۰/۵/۳
تاریخ پذیرش
۹۰/۱۰/۴

سنین ۲۵ تا ۵۴ سال سبب کاهش تورم خواهد شد. از طرفی گروه‌های سنی ۳۹-۳۵ و ۴۴-۴۰ سال به ترتیب بیشترین اثر را بر کاهش تورم دارند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان انتظار داشت که طی سال‌های آینده با وارد شدن جمعیت جوان حال حاضر کشور به گروه‌های سنی بالاتر، به تدریج فشارهای تورمی از جانب جمعیت کاسته شده و تورم روندی نزولی را در پیش گیرد.

طبقه‌بندی JEL: *C13, E21, E31*

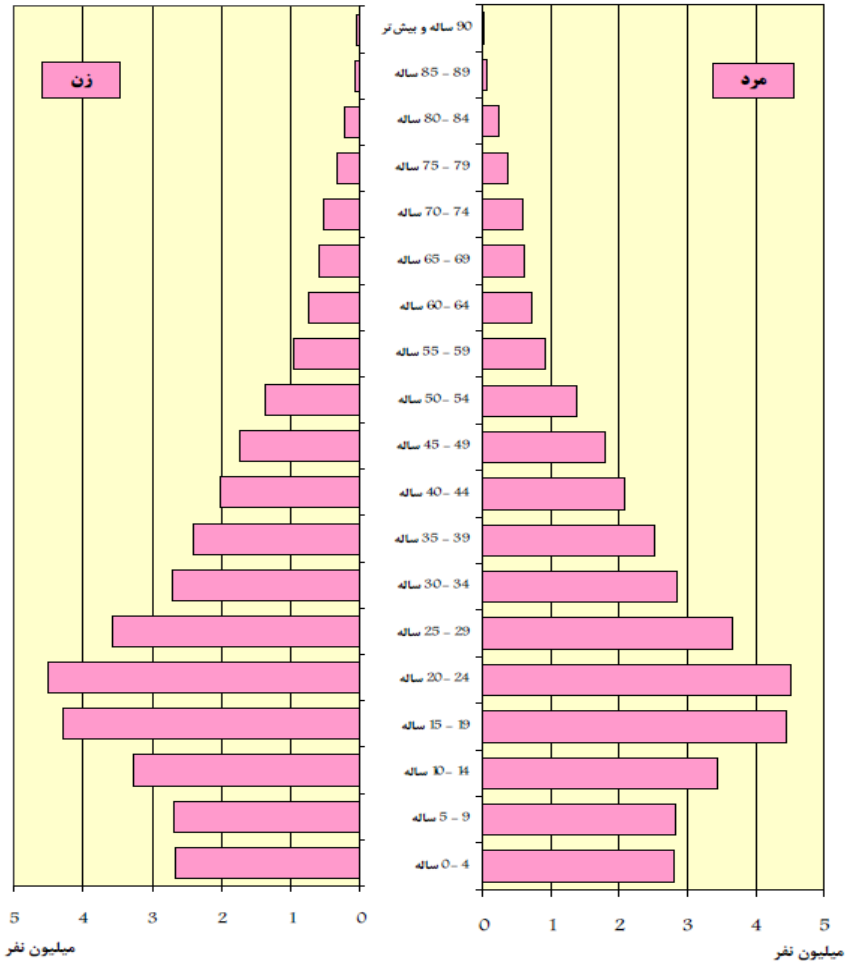
کلید واژه‌ها: *تورم، ساختار سنی جمعیت، فرضیهٔ دوران زندگی، همجمعی، الگوی خودرگرسیون گسترده وقفه(ARDL).*

۱. مقدمه

افزایش شدید جمعیت کشور در دههٔ ۶۰، گویای پدیده‌ای است که می‌توان آن را انفجار جمعیت[1] نامید. این افزایش شدید جمعیت که در پی افزایش نرخ زاد و ولد در کشور به وجود آمد سبب شد تا ساختار سنی جمعیت نیز تغییر کند. با نگاهی اجمالی به هرم سنی جمعیت کشور و روند رشد آن می‌توان به جوانی جمعیت پی‌برد، طوری که بر اساس آخرین سرشماری انجام شده توسط مرکز آمار ایران ۱۳ درصد از کل جمعیت کشور در گروه سنی ۲۴-۲۰ سال قرار دارند که ثمره همان انفجار جمعیتی دههٔ ۶۰ هستند. همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، سنین ۱۹-۱۵ و ۲۴-۲۰ ساله درصد بالایی از جمعیت کشور را به خود اختصاص داده‌اند که نشان دهندهٔ نسبت بالای جمعیت نوجوان و جوان در کشور است.

در میان نظریه‌های مصرف، فرضیهٔ دوران زندگی آندو - مادیگلیانی، تحولات سنی جمعیت و تأثیر آن بر مصرف را مورد توجه خاص قرار داده است. ارائه‌دهندگان این فرضیه، سن را متغیری برای اندازه‌گیری ارتباط بین مصرف و ثروت در نظر می‌گیرند. بر اساس فرضیهٔ دوران زندگی، کل جمعیت را می‌توان به سه گروه جوان، میانسال و پیر تقسیم کرد. خصوصیات گروه جوان و گروه پیر بسیار شبیه هم است. این دو گروه که در

1. baby boom



مأخذ: مرکز آمار ایران، سالنامهٔ آماری ۱۳۸۶

شکل ۱. هرم سنی جمعیت: آبان ۱۳۸۵

اوایل و اواخر عمر خود قرار دارند دارای درآمدی کمتر از مصرف هستند، لذا میل متوسط به مصرف بیشتری دارند. به عبارتی این افراد بیشتر مصرف‌کننده هستند. در مقابل، گروه سنی میانسال قرار دارد که شامل افرادی است که در دوران اوج فعالیت و عمر مفید خود می‌باشند و برای دوران بازنشستگی خود پس‌انداز می‌کنند. لذا این گروه دارای میل متوسط به مصرف کمتری هستند.

حال چنانچه تمرکز سنی جمعیت یک جامعه در حول و حوش یکی از این سه گروه باشد، مصرف و درآمد جامعه تغییر خواهد کرد. به عنوان مثال اگر توزیع سنی یک کشور به گونه‌ای تغییر کند که تمرکز سنی جمعیت جامعه بیشتر در حول و حوش گروه‌های سنی ابتدایی و انتهایی جمعیت قرار گیرد، با توجه به خصوصیات این گروه، مصرف کل جامعه به نسبت تولید و درآمد افزایش خواهد یافت.

از طرفی هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به عنوان یکی از متغیرهای عمدهٔ اقتصاد کلان و یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل، سهم چشمگیری از تقاضا را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین بدون شک افزایش مصرف کل (به شرط ثابت بودن سایر اجزای تقاضا)، تقاضای کل را افزایش خواهد داد. آنگاه با توجه به نظریهٔ فشار تقاضای کینز، چنانچه عرضه نتواند خود را با تقاضا هماهنگ سازد، اضافه تقاضای پدید آمده شکاف تورمی ایجاد می‌کند و قیمت‌ها آنقدر افزایش می‌یابند تا این شکاف پر شود. لذا می‌توان گفت که تغییر در ساختار سنی جمعیت می‌تواند در تعیین قیمت‌ها نقش مؤثر و معناداری داشته باشد.

از این‌رو نیاز به بررسی این مسئله که اگر ساختار سنی جمعیت یک کشور عوض شود، چه تأثیری بر متغیرهای کلان اقتصادی و به ویژه تورم خواهد داشت، در تحقیقات داخلی به شدت حس می‌شود.

این مقاله درصدد است تا با تلفیق دو نظریهٔ دوران زندگی آندو–مادیگلیانی و فشار تقاضای کینز به بررسی و تحلیل اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر تورم در اقتصاد ایران بپردازد. در این خصوص، بخش دوم این مقاله، به مرور مطالعات انجام شده اختصاص دارد. در بخش سوم مقاله، الگوی تورم تصریح شده و در بخش چهارم، شرح مختصری بر داده‌های آماری ارائه شده است. بخش پنجم به برآورد الگوی تصریح شده با استفاده از روش خودرگرسیون گسترده وقفه (ARDL) می‌پردازد. جمع‌بندی و نتیجهٔ مطالب در بخش ششم ارائه شده است.

۲. پیشینهٔ پژوهش

پژوهش و بررسی در خصوص اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی موضوعی است که در مطالعات داخلی کمتر بدان پرداخته شده است. این در حالی است که رشد شدید جمعیت آمریکا در سال‌های ۱۹۶۴-۱۹۴۶ زمینهٔ خوبی را برای ورود متغیرهای جمعیتی به تحلیل‌های اقتصادی باز کرده و در این ارتباط ادبیات اقتصادی مناسبی شکل گرفته است. فرضیهٔ دوران زندگی نیز پشتوانهٔ نظری خوبی را برای مطالعات گسترده‌ای در این زمینه فراهم آورده است. از این‌رو، مطالعات متعددی را می‌توان نام برد که به بررسی تغییر در ساختار سنی جمعیت و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی و از جمله تورم پرداخته‌اند.

مک میلان، باک و دیگان (۱۹۸۴) در پژوهشی پیرامون بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر متغیرهای اقتصادی در اقتصاد آمریکا به این نتیجه می‌رسند که گروه‌های سنی ۱۵ تا ۳۴ سال و ۶۵ سال به بالا دارای اثری مثبت بر تورم و گروه‌های سنی ۳۵ تا ۶۴ سال دارای اثری منفی بر تورم هستند.

در همین خصوص، لیند و مالمبرگ (۱۹۹۸) نیز در مطالعهٔ خود در مورد کشورهای عضو OECD، با در نظر گرفتن معادله‌ای برای تورم، شامل نسبت جمعیت واقع در گروه های مختلف سنی به عنوان متغیرهای توضیح دهنده، به این نتیجه می‌رسند که گروه‌های سنی ۴۹-۳۰ و ۶۴-۵۰ سال دارای اثری منفی بر تورم و گروه‌های سنی ۲۹-۱۵ سال و ۷۴-۶۵ سال دارای اثری مثبت بر تورم می‌باشند.

نتایج حاصل از مطالعهٔ بهشتی و احمدزاده (۱۳۸۶) در مورد ساختار سنی جمعیت و تورم در اقتصاد ایران برای دوره زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۴۵ ، با استفاده از روشی مشابه روش استفاده شده توسط لیند و مالمبرگ، حاکی از آن است که نسبت افراد واقع در گروه‌های سنی ۴۴-۳۰ سال و ۶۴-۴۵ سال دارای اثری منفی بر تورم و نسبت جمعیت واقع در گروه سنی ۲۹-۱۵ سال دارای اثری مثبت بر نرخ تورم هستند.

فیر و دومینگوئز (۱۹۹۱) در مطالعهٔ خود دربارهٔ اقتصاد آمریکا، به بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون مصرف می‌پردازند. بدین منظور

بر اساس نظریهٔ دوران زندگی، ۵۵ گروه سنی یک ساله، به عنوان گروه‌های صاحب درآمد در نظر گرفته شده و وارد تابع مصرف گردیده‌اند. سپس با فرض اینکه ضرایب این گروه‌های سنی در یک چندجمله‌ای درجهٔ دوم قرار می‌گیرند، به برآورد معادلهٔ مصرف پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد در تأیید فرضیهٔ دوران زندگی برای اقتصاد آمریکا حاکی از آن است که گروه‌های سنی ابتدایی و انتهایی جمعیت دارای اثر مثبت بر مصرف و گروه‌های سنی میانی دارای اثری منفی بر مصرف کل جامعه هستند.

روش ابداع شده توسط فیر و دومینگوئز برای وارد کردن متغیرهای ساختار سنی جمعیت به معادلات کلان اقتصادی الهام بخش بسیاری از مطالعات بعدی در این زمینه شد. از این میان می‌توان به مطالعات انجام شده توسط هیگینز در سال ۱۹۹۸ و اتفیلد و کانون در سال ۲۰۰۳ اشاره کرد.

در میان مطالعات داخلی نیز نوفرستی و مدنی تنکابنی (۱۳۸۵) و نوفرستی و احمدی(۱۳۸۷) به مطالعهٔ تأثیرگذاری متغیر ساختار سنی جمعیت بر مصرف و پس‌انداز بخش خصوصی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نیز در خصوص تأیید فرضیهٔ دوران زندگی در اقتصاد ایران است.

تولید و رشد اقتصادی از دیگر متغیرهای مهم متأثر از ساختار سنی جمعیت است. استرهلم (۲۰۰۴) در مطالعهٔ خود در مورد تأثیر ساختار سنی جمعیت بر تولید در کشور سوئد نشان می‌دهد که گروه‌های سنی ۱۴-۰ سال و ۶۵ سال به بالا دارای اثری منفی بر تولید و گروه‌های سنی ۶۴-۱۵ سال دارای اثری مثبت بر تولید ناخالص داخلی هستند.

در زمینهٔ علل و عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران نیز مطالعات متعددی انجام شده است. در این خصوص مطالعه هر اصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) در زمینهٔ بررسی اثر متغیرهای اسمی و واقعی بر تورم در اقتصاد ایران حاکی از آن است که در کوتاه مدت تکانه‌های تورم انتظاری، نقدینگی و نرخ ارز بر نوسانات تورم مؤثر است و در افق بلندمدت تکانه‌های بخش واقعی نیز تأثیر بسزایی بر تورم دارند.

قوام مسعودی و تشکینی (۱۳۸۴) نیز در مطالعهٔ خود به این نتیجه می‌رسند که در بلندمدت متغیرهای حجم نقدینگی، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، نرخ ارز و تولید

مهم‌ترین متغیرهای توضیح دهندهٔ تورم در اقتصاد ایران هستند. مطالعهٔ احمد (۱۳۸۶) نیز در مورد عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران حاکی از آن است که نرخ رشد شاخص بهای کالاها و خدمات وارداتی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد حجم نقدینگی، به ترتیب بیشترین اثر را بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارند.

۳. تصریح الگو

همان‌طور که در بخش ابتدایی این مقاله نیز عنوان شد، بر اساس فرضیهٔ دوران زندگی، ساختار سنی جمعیت یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر مصرف و پس‌انداز است. از طرفی تغییرات مصرف و پس‌انداز، به عنوان متغیرهایی مهم و تأثیرگذار بر تقاضای کل، این متغیر را به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهند. با توجه به نظریهٔ فشار تقاضای کینز این مسئله می‌تواند با ایجاد اضافهٔ تقاضا یا اضافهٔ عرضه در بازار، موجبات تغییرات قیمت‌ها را فراهم آورد. از این‌رو می‌توان گفت که گره زدن دو نظریهٔ دوران زندگی آندو- مادیگلیانی و فشار تقاضای کینز، پشتوانهٔ نظری محکمی را فراهم می‌کند تا با تکیه بر آن بتوان متغیرهای جمعیتی را وارد معادلهٔ تورم کرد و با ارائه مدلی مناسب مستقیماً به بررسی اثرات این متغیرها بر تورم در اقتصاد ایران پرداخت.

مراجعه به آمارهای جمعیتی موجود در کشور روشن می‌سازد که جمعیت کشور در قالب گروه‌های سنی ۴ ساله، شامل گروه‌های سنی ۴-۰، ۹-۵، . . . و ۸۵ سال به بالا، منتشر می‌شود که در مجموع ۱۸ گروه سنی را دربرمی‌گیرند. از این میان، ۱۲ گروه سنی، که می‌توان آنها را صاحب درآمد تلقی نمود و در زمره جمعیت فعال به حساب آورد، انتخاب شده و در مطالعهٔ حاضر مورد توجه قرار گرفته‌اند. این ۱۲ گروه سنی شامل گروه‌های سنی ۱۹-۱۵، ۲۴-۲۰، ... و ۷۴-۷۰ سال هستند.

برای بررسی تأثیر ساختار سنی جمعیت بر تورم، نسبت جمعیت واقع در گروه‌های سنی فوق وارد معادله تورم شده و الگویی به شکل زیر تصریح شده است.

$$RCPI_t = X_t\beta + \alpha_1 S_{1t} + \alpha_2 S_{2t} + \ . \ . \ . \ + \alpha_j S_{jt} + u_t \qquad (۱)$$

$t=1,2,3,\ldots,T \qquad j=1,2,3,\ldots,12$

رابطهٔ فوق را می‌توان به صورت فشرده تر زیر نوشت:

$$RCPI_t = X_t\beta + \sum_{j=1}^{12} \alpha_j S_{jt} + u_t \qquad (۲)$$

که در آن $RCPI_t$ نرخ تورم در زمان t، X_t بردار متغیرهای توضیحی، u_t جمله اخلال و S_{jt} نسبت جمعیت واقع در گروه سنی jام در زمان t به کل جمعیت در زمان t است.

حال چنانچه رابطهٔ (۱) برآورد شود، می‌توان اثر تغییر جمعیت نسبی هر گروه سنی را بر تورم مشاهده کرد. اما تخمین رابطهٔ (۱) به همان شکلی که تصریح شده است، می‌تواند برآورد ضرایب را با مشکل مواجه سازد. زیرا وارد کردن ۱۲ متغیر جمعیتی به مدل، سبب کاهش شدید تعداد درجات آزادی خواهد شد. این مسئله سبب می‌شود ضرایب برآورد شده چندان قابل اتکا نباشند، اما در عین حال هدف این مقاله آن است که اثر تغییر نسبی جمعیت در تک تک گروه‌های سنی بر تورم را با برآورد ضریبی برای هر یک به صورت جداگانه به دست آورد. لذا ما نیز روشی را که توسط فیر و دومینگوئز(۱۹۹۱) برای وارد کردن متغیرهای جمعیتی به معادلات کلان اقتصادی به کار گرفته شده است، استفاده می‌کنیم. برای این کار فرض می‌کنیم که ضرایب α مربوط به گروه‌های مختلف سنی در رابطهٔ (۲)، بر روی یک چندجمله‌ای درجهٔ دوم به صورت زیر قرار گرفته‌اند[۱]:

$$\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2 \qquad (۳)$$

قید فوق این امکان را ایجاد می‌کند که بدون از دست دادن شدید درجات آزادی، بتوان اثر تک تک گروه‌های سنی بر تورم را از یکدیگر تفکیک کرد.

حال چنانچه ضرایب γ_0، γ_1 و γ_2 مشخص شوند، با مقدار دادن به j (به ازای مقادیر $j=۲،۱،\ldots$، ۱۲) می‌توان تک تک ضرایب مربوط به ۱۲ گروه سنی مورد نظر را به‌دست آورد و اثر تغییردر نسبت جمعیت هر کدام از گروه‌های سنی بر تورم را ملاحظه نمود. بدین منظور چنانچه در رابطهٔ (۲)، α_j ها توسط رابطهٔ (۳) جایگزین شوند خواهیم داشت:

$$RCPI_t = X_t\beta + \sum_{j=1}^{12}(\gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2)S_{jt} + u_t \qquad (۴)$$

$$\Rightarrow RCPI_t = X_t\beta + \gamma_0\left(\sum_{j=1}^{12} S_{jt}\right) + \gamma_1\left(\sum_{j=1}^{12} j.S_{jt}\right) + \gamma_2\left(\sum_{j=1}^{12} j^2.S_{jt}\right) + u_t$$

۱. این فرض برگرفته از روند درآمدی مورد اشاره در فرضیهٔ مصرف آندو- مادیگلیانی است.

چنانچه عبارت‌های داخل پرانتز را Z_0 ، Z_1 و Z_2 بنامیم خواهیم داشت:

$$Z_{0t} = \sum_{j=1}^{12} S_{jt} \quad , \quad Z_{1t} = \sum_{j=1}^{12} j.S_{jt} \quad , \quad Z_{2t} = \sum_{j=1}^{12} j^2.S_{jt}$$

بنابراین معادلهٔ (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Rightarrow RCPI_t = X_t\beta + \gamma_0 Z_{0t} + \gamma_1 Z_{1t} + \gamma_2 Z_{2t} + u_t \qquad (۵)$$

در نتیجه تنها کافی است که متغیرهای Z_{0t} ، Z_{1t} و Z_{2t} را بر اساس روابط فوق و با استفاده از داده‌های مربوط به نسبت‌های جمعیتی، محاسبه و در الگو وارد کنیم. پس از برآورد الگوی فوق، ضرایب γ_0 ، γ_1 و γ_2 مربوط به هر کدام از این متغیرها به‌دست می‌آید. آنگاه با قرار دادن مقادیر برآورد شده این ضرایب در قید چندجمله‌ای درجهٔ دوم ذکر شده در رابطهٔ (۳)، می‌توان ضرایب مربوط به تک تک گروه‌های سنی را استخراج کرد.

از طرفی این مقاله قصد دارد تا الگوی مناسبی برای تورم ارائه کند که علاوه بر متغیرهای جمعیتی شامل مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران نیز باشد، به گونه‌ای که مدل مزبور از قدرت توضیح دهندگی مناسبی نیز برخوردار باشد. از این‌رو با توجه به نظریهٔ مقداری پول و مطالعات داخلی انجام شده در مورد تورم، متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان بردار متغیرهای توضیحی (X_t) در معادلهٔ (۵) وارد شده و معادلهٔ نهایی تصریح شده برای تورم که در این تحقیق به برآورد آن پرداخته خواهد شد، به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$RCPI = f\left(\overset{+}{RM_2} \ , \ \overset{-}{RGDP} \ , \ \overset{?}{Z_0} \ , \ \overset{-}{Z_1} \ , \ \overset{+}{Z_2}\right) \qquad (۶)$$

در این رابطه RCPI نرخ تورم، RM_2 نرخ رشد نقدینگی، RGDP نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و Z_0 ، Z_1 و Z_2 نیز متغیرهای جمعیتی هستند. علامت روی هر متغیر نیز نشان دهندهٔ علامت مورد انتظار ما برای آن متغیر در تابع تورم است. اثر مثبت نقدینگی و منفی تولید بر تورم از لحاظ اقتصادی کاملاً روشن است و از لحاظ مبانی تئوریکی نیز مورد انتظار می‌باشد. از طرفی با توجه به مبانی فرضیهٔ دوران زندگی امید است که منحنی ضرایب به‌دست آمده برای گروه‌های سنی، حالتی U شکل داشته باشد. از این‌رو انتظار داریم که ضریب Z_1 منفی و ضریب Z_2 مثبت برآورد شود تا تقعر منحنی رو به بالا باشد.

این در حالی است که ضریب مربوط به متغیر Z_0 به این دلیل که معادل عرض از مبدأ در چند جمله‌ای درجه دوم فرض شده می‌باشد، هر علامتی می‌تواند داشته باشد.

۴. شرحی بر داده‌های آماری و روش گردآوری

دوره زمانی مورد مطالعه، فاصلهٔ سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۳۸ بوده و اطلاعات آماری استفاده شده در این تحقیق که شامل سری‌های زمانی سالانهٔ مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، نقدینگی جاری و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ است، با مراجعه به بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نشریات مختلف مربوط به این بانک جمع آوری شده و سپس از هر کدام نرخ رشد گرفته شده است.

آمارهای جمعیتی استفاده شده در این تحقیق نیز که شامل آمار جمعیت کشور به تفکیک گروه‌های سنی ۴ ساله و جمعیت کل در طی دورهٔ مورد بررسی است، با مراجعه به سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند. نکتهٔ قابل توجه در مورد جمعیت گروه های مختلف سنی، این است که آمارهای مربوط به این متغیرها تنها در مقاطع سرشماری (سال‌های ۱۳۳۵، ۱۳۴۵، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵، ۱۳۷۰، ۱۳۷۵، ۱۳۸۵) توسط این مرکز اعلام می‌شود و برای مقاطع بین این سرشماری‌ها آمار و اطلاعات منسجمی ارائه نشده است. از این‌رو در این تحقیق نیز همانند سایر مطالعاتی که به نوعی با آمار و ارقام مربوط به گروه‌های سنی سرو کار دارند، جمعیت در فاصلهٔ بین سرشماری‌ها برآورد شده و بدین منظور از روش میزان رشد نمایی، که معمولاً برای برآورد جمعیت به‌کار می‌رود، استفاده شده است.

۵. برآورد الگو و ارائهٔ نتایج

پیش فرض استفاده از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی(OLS) وقتی که داده‌ها به صورت آمار سری زمانی هستند، این است که سری‌های زمانی مورد نظر پایا باشند. اگر چنین فرضی نقض شود، آنگاه برآوردهای سنتی اقتصادسنجی و استنتاج بر اساس آزمون‌های آماری متعارف مورد تردید خواهد بود. لذا پیش از برآورد مدل، به بررسی

پایایی متغیرهای الگو پرداخته شده است. نتایج مربوط به آزمون پایایی متغیرهای الگو با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته در جدول ۱ ارائه شده است.

همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی و رشد نقدینگی در سطح پایا هستند. متغیر تورم پس از یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شود، بنابراین جمعی از مرتبهٔ یک یا I(1) است و متغیرهای جمعیتی نیز همگی پس از دو بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند و لذا I(2) هستند. بنابراین می‌توان انتظار داشت که ترکیب خطی متغیرهای I(2) مدل با یکدیگر یک متغیری از نوع I(1) را به وجود آورند و ترکیب خطی این متغیر با متغیر تورم که خود جمعی از مرتبهٔ یک است این امکان را به وجود آورد که پسماندهای رگرسیون مربوطه I(0) شده و رابطهٔ تعادلی بلندمدت تأیید شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای الگوی تورم

متغیر	حالت تابع* (T,C)	وقفه بهینه	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	نتیجه آزمون
RCPI	(C و ۰)	۰	-۲/۶۳	-۲/۹۲	ناپایا
D(RCPI)	(۰و۰)	۱	-۷/۳۸	-۱/۹۵	پایا
RGDP	(C و ۰)	۰	-۳/۸۲	-۲/۹۲	پایا
RM_2	(C و ۰)	۰	-۳/۵۹	-۲/۹۲	پایا
Z_0	(۰و۰)	۱	۱/۵۵	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_0)$	(۰و۰)	۰	-۰/۲۹	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_0,2)$	(۰و۰)	۰	-۷/۵۶	-۱/۹۵	پایا
Z_1	(۰و۰)	۱	۱/۴۷	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_1)$	(۰و۰)	۰	-۰/۱۸	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_1,2)$	(۰و۰)	۰	-۷/۴۵	-۱/۹۵	پایا
Z_2	(۰ و ۰)	۱	۱/۳۴	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_2)$	(۰و۰)	۰	-۰/۲۹	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_2,2)$	(۰و۰)	۰	-۷/۱۵	-۱/۹۵	پایا

* C به مفهوم عرض از مبداء و T به مفهوم وجود روند زمانی است.

۱.۵. برآورد الگوی ARDL

زمانی که حجم نمونه کوچک باشد، استفاده از روش OLS در برآورد رابطهٔ بلندمدت، به دلیل در نظر نگرفتن پویایی‌های کوتاه‌مدت موجود در بین متغیرها، برآوردهای بدون تورشی را ارائه نخواهند کرد، بنابراین منطقی به نظر می‌رسد برآورد چنان الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی‌های کوتاه‌مدت را نیز در خود داشته باشد و در نتیجه موجب شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند. از این‌رو در این مقاله با استفاده از روش خود رگرسیون گسترده وقفه (ARDL) به برآورد الگوی تورم پرداخته خواهد شد. روش ARDL با در نظر گرفتن وقفه‌های مربوط به متغیرها، که تعداد بهینهٔ آنها بر اساس یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و یا $\bar{R}^2$، تعیین می‌شود، باعث می‌شود تا تورش مربوط به برآورد پارامترهای مدل بر اساس نمونهٔ کوچک از بین برود.

نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای تورم توسط نرم افزار Microfit(4) بر اساس معیار شوارز-بیزین در جدول ۲ ارائه شده است.

D_{57} یک متغیر مجازی برای انقلاب در سال ۱۳۵۷ است که مقدار آن برای سال مزبور یک و برای بقیه سال‌ها صفر است. D_{74} نیز متغیری مجازی است که به دلیل تورم شدید سال ۱۳۷۴(نرخ تورم حدوداً ۵۰ درصدی که در پی اولین شناورسازی نرخ ارز در سال مذکور به وجود آمد) وارد الگو شده و مقدار آن برای سال مذکور یک و برای بقیهٔ سال‌ها صفر است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. قدرت توضیح‌دهندگی مدل با توجه به مقدار R^2 بدست آمده، تقریبا برابر با ۸۴ درصد است، که نشان دهندهٔ توضیح دهندگی مناسب الگوی مورد نظر برای تورم است.[۱]

۱. با توجه به اینکه متغیرهای موجود در مدل، به صورت نرخ رشد هستند و مدل‌های رشد نیز معمولا R^2 پایینی دارند. مقدار R^2 به‌دست آمده خیلی خوب به نظر می‌رسد.

جدول ۲. الگوی ARDL تورم

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
RCPI(-1)	۰/۲۸۰	۲/۲۹۳[۰/۰۲۸]
RCPI(-2)	−۰/۲۵۸	−۲/۳۶۱[۰/۰۲۴]
RGDP	−۰/۳۷۳	−۳/۳۵۳[۰/۰۰۲]
RM_2	۰/۱۹۱	۲/۴۹۵[۰/۰۱۷]
Z_0	۷۵۲/۱۲۳	۴/۶۴۷[۰/۰۰۰]
Z_1	−۴۰۹/۱۰۹	−۴/۴۳۷[۰/۰۰۰]
Z_2	۳۷/۷۴۹	۴/۲۱۳[۰/۰۰۰]
D_{57}	−۱۰/۰۵۲	−۲/۰۷۰[۰/۰۴۵]
D_{74}	۱۹/۶۱۴	۴/۰۰۶[۰/۰۰۰]
R^2=۰/۸۴ D.W=۱/۸۶	F=۲۴/۷۲ [۰/۰۰۰]	
آزمون‌های تشخیصی		
نوع آزمون	**[احتمال] آماره آزمون χ^2**	**[احتمال] آماره آزمون F**
Serial Correlation	۰/۳۶۸[۰/۵۴۴]	۰/۲۹۰[۰/۵۹۳]
Functional Form	۰/۰۸۱[۰/۷۷۵]	۰/۰۶۴[۰/۸۰۲]
Normality	۰/۴۱۴[۰/۸۱۳]	NA
Heteroscedasticity	۰/۵۷۵[۰/۴۴۸]	۰/۵۵۷[۰/۴۵۹]

قسمت دوم جدول ۲ به آزمون‌های تشخیصی برای بررسی فرضیه‌های کلاسیک اختصاص دارد. با توجه به آماره‌های χ^2 و F مربوط به این آزمون‌ها و احتمال‌های به‌دست آمده برای هر کدام و مقایسهٔ آن با سطح خطای ۵ درصد، این نتیجه حاصل می‌شود که تمامی فرضیه‌های کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن جملات پسماند و وجود واریانس همسانی) برای معادلهٔ برآورد شده برقرار می‌باشد.

در گام بعدی به بررسی و آزمون وجود رابطهٔ بلندمدت در بین متغیرهای الگو پرداخته خواهد شد. یکی از آزمون‌هایی که معمولاً برای بررسی این مسئله مورد استفاده واقع می‌شود، آزمون بنرجی- دولادو و مستر[1] است. برای انجام این آزمون بایستی ضرایب برآورد شده در الگوی پویا برای متغیر وابسته (نرخ تورم که با دو وقفه در سمت راست

1. Banerjee, Dolado & Mestre

معادله ظاهر شده است) را با هم جمع کرد و مقدار به‌دست آمده را از یک کم نمود، سپس با تقسیم کردن مقدار حاصل شده بر جمع انحراف معیارهای مربوط به این ضرایب به آماره t به صورت زیر دست یافت:

$$t = \frac{۰.۲۸۰۹۷ - ۰.۲۵۸۳۲ - ۱}{۰.۱۲۲۵۳ + ۰.۱۰۹۴۰} = -۴.۲۱۴$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی- دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد، برابر ۳/۸۲- و قدر مطلق آماره آزمون محاسبه شده از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگ‌تر است می‌توان نتیجه گرفت فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو رد شده و در نتیجه رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تورم وجود دارد. این رابطهٔ تعادلی که توسط بسته نرم‌افزاری Microfit(4) برآورد شده است. در جدول ۳ زیر ارائه شده است.

جدول ۳. الگوی بلندمدت

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
RGDP	-۰/۳۸۲	-۳/۰۰۸[۰/۰۰۵]
RM_2	۰/۱۹۵	۲/۴۳۳[۰/۰۲۰]
Z_0	۷۶۹/۵۷۴	۷/۴۶۶[۰/۰۰۰]
Z_1	-۴۱۸/۵۸۶	-۶/۴۱۴[۰/۰۰۰]
Z_2	۳۸/۶۲۳	۵/۶۶۱[۰/۰۰۰]
D_{57}	-۱۰/۲۸۴	-۱/۸۸۳[۰/۰۶۸]
D_{74}	۲۰/۰۶۸	۳/۷۰۶[۰/۰۰۱]

در ادامه برای اطمینان هر چه بیشتر از کاذب نبودن رابطهٔ تعادلی بلندمدت برآورد شده، پسماندهای مربوط به این رابطه بر اساس ضرایب به‌دست آمده برای متغیرها برآورد می‌شود. سپس با انجام آزمون ریشهٔ واحد روی پسماندهای به‌دست آمده، به بررسی

همجمعی بین متغیرهای الگو با استفاده از روش انگل و گرینجر پرداخته خواهد شد. از آنجا که در این روش استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای بررسی پایایی جملات پسماند یک رگرسیون برآورد شده، بر این فرض استوار است که متغیرهای موجود در رابطهٔ رگرسیون حداکثر I(1) هستند، اما در رابطهٔ بلندمدت برآورد شده برای تورم در این تحقیق ترکیبی از متغیرهای I(1) و I(2) وجود دارد، لذا نمی‌توان از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط این آزمون برای بررسی پایایی جملات پسماند استفاده کرد. در چنین حالتی بایستی از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط هال‌دراپ استفاده نمود (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص۸۵). از این‌رو ابتدا آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته روی جملات پسماند انجام و در ادامه آماره آزمون به‌دست آمده توسط این روش با مقدار بحرانی ارائه شده توسط هال‌دراپ مقایسه می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴ زیر قابل مشاهده است:

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد پسماندهای رابطهٔ بلندمدت

متغیر	حالت تابع* (T,C)	تعداد وقفه بهینه	آماره آزمون	مقدار بحرانی هال‌دراپ در سطح ۵ درصد
Residual	(و۰)	۱	-۶/۴۰	-۴/۴۰

* C به مفهوم عرض از مبداء و T به مفهوم وجود روند زمانی است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود قدر مطلق آماره آزمون به‌دست آمده از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط هال‌دراپ در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر است که این بدان معناست که پسماندهای به‌دست آمده از رابطهٔ تعادلی بلندمدت در سطح پایا هستند (پسماندها I(0) هستند) و در نتیجه با ۹۵٪ اطمینان می‌توان چنین نتیجه گرفت که رگرسیون برآورد شده کاذب نیست.

حال می‌توان به تفسیر ضرایب به‌دست آمده و استخراج ضرایب مربوط به گروه‌های مختلف سنی پرداخت:

ضریب متغیر RGDP نشان می‌دهد که یک واحد درصد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی، سبب کاهش نرخ تورم به میزان ۰/۳۸ واحد درصد در بلندمدت خواهد شد.

ضریب متغیر RM_2 نشان می‌دهد که یک واحد درصد افزایش در رشد نقدینگی در بلندمدت، تورم را به میزان ۰/۱۹ واحد درصد افزایش خواهد داد.

ضرایب متغیرهای جمعیتی Z_0 ، Z_1 و Z_2 نیز از لحاظ علامت به همان گونه‌ای هستند که انتظار می‌رفت. ضریب مثبت متغیر Z_0 نشان دهنده عرض از مبدأ مثبت چند جمله‌ای درجه دوم مفروض است و ضرایب منفی Z_1 و مثبت Z_2 نیز تضمین کننده U شکل بودن منحنی ضرایب هستند.

۲.۵. استخراج ضرایب گروه‌های مختلف سنی

حال که ضرایب مربوط به متغیرهای جمعیتی به‌دست آمد، با استفاده از آنها می‌توان ضرایب تک تک گروه‌های سنی را استخراج کرد. بدین منظور کافی است ضرایب به‌دست آمده را در چندجمله‌ای درجهٔ دوم رابطهٔ (۳) در بخش(۳) قرار داد. با انجام این کار به معادلهٔ درجهٔ دوم زیر دست می‌یابیم:

$$a_j = ۷۶۹.۵۴۷۰ - ۴۱۸.۵۸۶۸ \times j + ۳۸.۶۲۳۷ \times j^۲ \qquad j = ۱,۲,۳,\ldots,۱۲$$

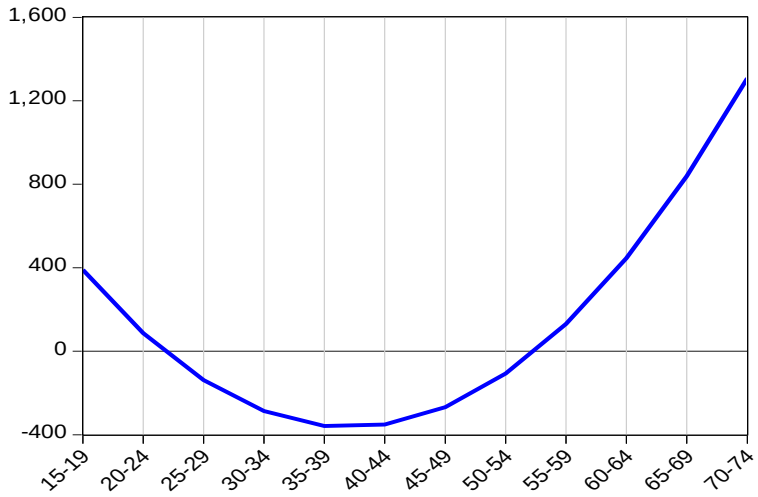
حال به ازای مقادیر مختلف j می‌توان ضرایب α_1، α_2، . . . و α_{12} مربوط به تمامی ۱۲ گروه سنی در نظر گرفته شده در الگو را به صورتی که در جدول ۵ ارائه شده است استخراج کرد.

جدول ۵. ضرایب گروه‌های سنی

گروه سنی	ضریب α
۱۵–۱۹	۳۸۹/۵۸۳۹
۲۰–۲۴	۸۶/۸۶۸۲۰
۲۵–۲۹	-۱۳۸/۶۰۰۱
۳۰–۳۴	-۲۸۶/۸۲۱۰
۳۵–۳۹	-۳۵۷/۷۹۴۵
۴۰–۴۴	-۳۵۱/۵۲۰۶
۴۵–۴۹	-۲۶۷/۹۹۹۳
۵۰–۵۴	-۱۰۷/۲۳۰۶
۵۵–۵۹	۱۳۰/۷۸۵۵
۶۰–۶۴	۴۴۶/۰۴۹۰
۶۵–۶۹	۸۳۸/۵۵۹۹
۷۰–۷۴	۱۳۰۸/۳۱۸

چنانچه مقادیر به‌دست آمده برای ضرایب فوق را در صفحه مختصات نقطه‌یابی و آنها را توسط نمودار هموار به یکدیگر متصل کنیم شکل ۲ به‌دست خواهد آمد. همان‌طور که در شکل مشاهده می‌شود، گروه‌های سنی ابتدایی جمعیت که بر اساس فرضیهٔ دوران زندگی، مصرف‌کنندگان خالص جامعه را تشکیل می‌دهند، دارای اثری مثبت بر تورم هستند. به عبارتی چنانچه جمعیت نسبی واقع در این گروه‌های سنی افزایش یابد سبب افزایش تورم خواهد شد. به تدریج هرچه سن افزایش پیدا می‌کند و به گروه‌های سنی میانی جمعیت که پس‌اندازکنندگان خالص جامعه به‌شمار می‌آیند، نزدیک‌تر می‌شویم، با کاهش مصرف متوسط، از فشار ناشی از تقاضا روی قیمت‌ها کاسته شده به طوری که در گروه سنی ۳۹–۳۵ سال به کم‌ترین مقدار خود (بیشترین اثر گذاری بر کاهش تورم) می‌رسد. از آن پس با افزایش سن، همان‌گونه که فرضیه دوران زندگی عنوان می‌کند، مصرف متوسط رو به افزایش می‌گذارد و لذا دوباره فشارهای جمعیتی از جانب تقاضا

می‌تواند موجبات صعود قیمت‌ها و افزایش نرخ تورم را فراهم آورد. به این ترتیب، افزایش جمعیت نسبی درگروه‌های سنی ۵۵ سال به بالا باعث افزایش تورم می‌شود. نتایج به‌دست آمده از سازگاری بسیار خوبی با مبانی نظری فرضیه دوران زندگی برخوردار بوده و می‌تواند مؤید صحت این نظریه در اقتصاد ایران باشد.



شکل ۲. نمودار ضرایب گروه‌های سنی

۳.۵. برآورد الگوی تصحیح خطا

همان‌طور که در قسمت پیش مشخص شد، متغیرهای موجود در مدل همجمع‌اند و یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین آنها برقرار است. با وجود این همچنان در کوتاه‌مدت، ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. از این‌رو در این قسمت به تخمین الگوی تصحیح خطا پرداخته می‌شود. یک الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که چگونه تورم در کوتاه-مدت، تحت تأثیر خطای عدم تعادل دورهٔ قبل و تغییرات متغیرهای تأثیرگذار بر تورم به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خویش حرکت می‌کند. نتایج حاصل از برآورد این الگو توسط بستهٔ نرم افزاری Microfit(4) به صورت زیر است:

$$dRCPI = ۰/۲۵۸\ drcpi(-1) - ۰/۳۷۳\ dRGDP + ۰/۱۹۱\ dRM2 + ۷۵۲/۱۲۳\ dZ0$$

$$t \quad (۲/۳۶) \quad (-۳/۳۵) \quad (۲/۴۹) \quad (۴/۶۴)$$

$$- ۴۰۹/۱۰۹\ dZ1 + ۳۷/۷۴۹\ dZ2 - ۱۰/۰۵۲\ dD57 + ۱۹/۶۱۴\ dD74 - ۰/۹۷۷\ ecm(-1)$$

$$(-۴/۴۳) \quad (۴/۲۱) \quad (-۲/۰۷) \quad (۴/۰۱) \quad (-۷/۳۴)$$

$R^2 = ۰/۷۱$ DW=۱/۸۶

همان‌طور که مشاهده می‌شود، با توجه به مقادیر t به‌دست آمده، تمامی ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادارند و ضریب تعیین R^2 که برابر ۷۱ درصد است، نشان دهندهٔ قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای الگوست.

متغیر ecm در رابطهٔ برآورد شده، همان پسماندهای مربوط به رابطهٔ تعادلی بلندمدت است که در بخش پیش پایایی آن در سطح به اثبات رسید. دیگر متغیرهای موجود در مدل نیز به جز متغیرهای dZ_0، dZ_1 و dZ_2 که I(1) هستند، همگی I(0) می‌باشند. لذا می‌توان انتظار داشت که ترکیب خطی متغیرهای I(1) موجود در مدل متغیری I(0) را نتیجه دهد و در نتیجه جملات پسماند الگوی ECM برآورد شده پایا بوده و رگرسیون انجام شده کاذب نباشد. به منظور حصول اطمینان از این موضوع، جملات پسماند مربوط به الگوی ECM برآورد شدهٔ فوق، به روشی مشابه بخش قبل، محاسبه شده و سپس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای بررسی پایایی پسماندها انجام شده است. نتایج مربوط به این آزمون در جدول ۷ ارائه شده است:

جدول ۷. نتایج آزمون ریشهٔ واحد پسماندهای الگوی ECM

متغیر	حالت تابع* (T,C)	تعداد وقفه بهینه	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد
Residual	(و،و)	۱	-۶/۱۷	-۱/۹۵

* C به مفهوم عرض از مبداء و T به مفهوم وجود روند زمانی است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود قدر مطلق آماره آزمون به‌دست آمده از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر است. در نتیجه، پسماندهای به‌دست آمده از برآورد الگوی ECM در سطح پایا هستند (پسماندها I(0) اند) و می‌توان چنین نتیجه گرفت که رگرسیون انجام شده کاذب نیست.

حال می‌توان به تفسیر نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی ECM پرداخت. ضریب جملهٔ خطا (ecm) برابر با ۰/۹۷۷۳۶- برآورد شده است، که با توجه به معنی‌داری آن می‌توان نتیجه گرفت حدود ۹۸ درصد از عدم تعادل هر دوره، در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود. بنابراین می‌توان گفت تعدیل به سمت تعادل با سرعت بسیار بالایی صورت می‌پذیرد.

۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر تورم به کمک مبانی نظری فرضیهٔ دوران زندگی آندو- مادیگلیانی در کنار نظریهٔ فشار تقاضای کینز بررسی شد. برای این منظور بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی داخلی و خارجی، الگویی برای تبیین پدیدهٔ تورم به گونه‌ای تنظیم شده است که افزون بر متغیرهای معمول توضیح دهندهٔ تورم، متغیر جمعیت نسبی مربوط به ۱۲ گروه سنی بین ۱۵ تا ۷۴ سال را در خود لحاظ کرده است. این الگو به کمک داده‌های سری زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ و با استفاده از روش اقتصاد سنجی خود رگرسیون گسترده وقفه (ARDL) برآورد شده است.

نتایج برآوردها با مبانی نظری فرضیهٔ دوران زندگی از سازگاری بسیار بالایی برخوردار است. بر این اساس، گروه‌های سنی جوان و سالخورده دارای اثری مثبت بر تورم و گروه‌های سنی میانی جمعیت، دارای اثری منفی بر تورم هستند. در عین حال، گروه‌های سنی ۳۹-۳۵ سال و ۴۴-۴۰ سال هر کدام به ترتیب، بیشترین تأثیر را بر کاهش تورم دارند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، به وضوح می‌توان به اهمیت در نظر گرفتن تحولات جمعیتی در معادلهٔ تورم پی برد. انفجار جمعیتی دههٔ ۶۰ اکنون جمعیت جوانی را در اختیار کشور گذاشته است که عمدتاً در سنین ۲۰ تا ۲۹ سال قرار دارند. انتظار می‌رود که طی سال‌های آینده این تراکم جمعیتی به تدریج وارد گروه‌های سنی بالاتر شوند و

طی ۱۵ تا ۱۶ سال آینده برجستگی هرم سنی جمعیت که اکنون در حول و حوش گروه‌های سنی ۲۰ تا ۲۹ سال قرار گرفته است، به گروه‌های سنی ۳۵ تا ۴۴ سال منتقل شود. این گروه‌ها بیشترین اثر را بر کاهش تورم دارند. لذا در صورتی که متناسب با این تراکم جمعیتی، موقعیت‌های شغلی مناسب در امور تولیدی و خدماتی وجود داشته باشد، فشارهای تورمی از جانب جمعیت (به عنوان متغیری مهم و تأثیرگذار بر تورم) کاسته خواهد شد. از این‌رو می‌توان انتظار داشت چنانچه سایر عوامل مهم و تأثیرگذار بر تورم تغییر چندانی نکنند، طی ۱۵ تا ۱۶ سال آینده نرخ تورم روندی نزولی طی کند و تورم به تدریج مهار شود. مسلماً در صورت تحقق این امر، آثار سوئی که همواره از جانب تورم متوجه اقتصاد کشور بوده است نیز تخفیف خواهد یافت. از این‌رو توجه به این مسئله از سوی تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور و ایجاد زمینهٔ لازم برای استفاده از این جمعیت جوان در حال ورود به بازار کار می‌تواند به مقابله با تورم کمک کند و سطح آن را در آینده کاهش دهد.

منابع

احمد، مولود (۱۳۸۶)، "عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران"، *ماهنامهٔ اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، شمارهٔ ۲۴۴، ص ۲۲۳-۲۱۰.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نشریات مختلف، سال‌های مختلف.

بهشتی، محمد باقر؛ خالد احمدزاده (۱۳۸۶)، "بررسی اثر ساخت سنی جمعیت روی تورم"، *فصلنامهٔ پژوهش‌های مدیریت در ایران*، سال یازدهم، شمارهٔ سوم، ص ۱۰۶-۸۵.

قوام مسعودی، زهره؛ احمد تشکینی (۱۳۸۴)، "تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران"، *فصلنامهٔ پژوهش‌های بازرگانی*، شمارهٔ ۳۶، ص۱۰۵-۷۵.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری ۱۳۸۶.

نصر اصفهانی، رضا؛ کاظم یاوری (۱۳۸۲)، "عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران- رهیافت خودرگرسیون برداری(VAR)"، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، شمارهٔ ۱۶، ص ۹۹-۶۹.

نوفرستی، محمد؛ محبوبه احمدی (۱۳۸۷)، "بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز جامعه"، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، سال هشتم، شمارهٔ اول.

نوفرستی، محمد؛ سید صهیب مدنی تنکابنی (۱۳۸۵)، "اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی"، *فصلنامهٔ دانشگاه پیام نور*، سال چهارم، شمارهٔ دوم، ص ۱۱۶-۱۰۶.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشهٔ واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران، مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

Attfield C.L.F.; E. Cannon (2003), *The Impact of Age Distribution Variables on the Long Run Consumption Function*, ESRC, University of Bristol.

Fair, Ray C., Kathryan M. Dominguez (1991), "Effect of Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations", *American Economic Review*,81(5).

Higgins, M. (1998), Demography, National Savings, and International Capital Flows, *International Economic Review*, Vol. 39, No. 2, pp. 343-369.

Lindh T.; M. Almberg B.(1998), "Age Structure and Inflation–A Wicksellian Interpretation of the OECD Data", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol.36, pp.19-37

McMillan, T.E; Louis E.Buck; James Deegan (1984), "The Fisher Theorem: An Illusion, but Whose?", *Financial Analysts Journal*, Vol.40, No.6 pp.63-69.

Osterholm, P.(2004), *Estimating the Relationship between Age Structure and GDP in the OECD Using Panel Cointegration Methods*, Working Paper 2004:13, Department of Economics, Uppsala University.

فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، بهار و تابستان ۱۳۹۰

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

تعیین رشد حجم پول بهینه در اجرای سیاست هدفمندی یارانه حامل‌های انرژی: رویکرد هدفگذاری تورمی انعطاف پذیر

دکتر حسن درگاهی*
مجتبی قربان‌نژاد**

چکیده

هدف از این مقاله، طراحی یک قاعدهٔ سیاست پولی بهینه برای بانک مرکزی با هدف ثبات سازی تولید و تورم، همزمان با اجرای سیاست هدفمندسازی یارانهٔ حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران است. بدین منظور ابتدا آثار اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و اجرای سیاست های جبرانی دولت بر متغیرهای عمدهٔ کلان اقتصاد، به‌ویژه تولید و تورم، مرور می‌شود و سپس قاعدهٔ پولی بهینه در چارچوب هدف‌گذاری تورم انعطاف پذیر و با استفاده از روش کنترل بهینه تصادفی به‌دست می آید. در این رابطه یک تابع زیان، شامل توان دوم متغیرهای تورم، رشد شکاف تولید و انحراف رشد حجم نقدینگی از دورهٔ قبل، برای بانک مرکزی انتخاب و با توجه به دو قید منحنی فیلیپس و منحنی تقاضای کل (فرم کاهش یافتهٔ یک الگوی کلان) کمینه و قاعدهٔ پولی بهینه در شرایط اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی استخراج می شود. در نهایت با جایگزینی قاعدهٔ پولی بهینه به‌دست آمده در الگوی اقتصادسنجی کلان، رشد حجم نقدینگی بهینه تحت شرایط مختلف محاسبه می شود. نتایج نشان می دهد که می‌توان با اجرای سیاست پولی بهینه، به مهار تورم حاصل از افزایش قیمت حامل های انرژی پرداخت، ضمن آنکه با روش های جبرانی مناسب برای بخش تولید و اجرای سیاست‌های طرف عرضه، از طریق افزایش بهره وری، وضعیت تولید را بهبود بخشید.

---

* عضو هیئت علمی دانشکدهٔ علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی h-dargahi@sbu.ac.ir
** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه شهید چمران

تاریخ دریافت ۹۰/۸/۱۶
تاریخ پذیرش ۹۱/۴/۱۸

طبقه‌بندی JEL: *E52, C61, E58*

کلید واژه‌ها: *هدفمندی یارانه‌ها، قیمت حامل‌های انرژی، سیاست پولی بهینه، کنترل بهینه، اقتصاد ایران*

۱. مقدمه

از سال ۱۳۸۹ دولت تصمیم به حذف یارانهٔ حامل‌های انرژی در قالب طرح هدفمندی یارانه ها داشته است. مسلماً اجرای طرح مذکور، ابعاد و اثرات مختلفی را در بر خواهد داشت. در بخش اول این مقاله آثار کلان اقتصادی اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بررسی و در بخش دوم رژیم‌های مختلف سیاست پولی مرور می‌شود. در بخش‌های سوم و چهارم به ادبیات تجربی موضوع پرداخته و در بخش پایانی، قاعدهٔ پولی بهینه برای اقتصاد ایران در شرایط اجرای طرح مذکور استخراج و رشد حجم پول برای دوره زمانی (۹۴-۱۳۹۰) برآورد می‌شود.

۲. تحلیل آثار کلان اقتصادی اصلاح قیمت حامل‌های انرژی

آثار اصلاح قیمت انرژی بر متغیرهای عمدهٔ اقتصاد کلان به اجمال عبارت‌اند از:

۱.۲. تورم

اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، با توجه به نوع حامل‌ها در مصرف نهایی یا واسطه‌ای می‌تواند در تغییر سطح عمومی قیمت‌ها نقش داشته باشد. به عبارت دیگر، اصلاح قیمت برخی حامل‌های انرژی که در سبد مصرف نهایی خانوارها قرار دارند، به‌طور مستقیم شاخص قیمت مصرف‌کننده را تغییر می‌دهد در حالی که برخی دیگر از این حامل‌ها به‌عنوان کالای واسطه‌ای برای بنگاه‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند که اصلاح قیمت آنها بر شاخص قیمت تولیدکنندگان اثر می‌گذارد و در نهایت تغییر در شاخص مذکور می‌تواند در افزایش قیمت کالاهای تولیدی بنگاه‌ها مؤثر باشد. بعلاوه تغییر قیمت حامل‌های انرژی و به دنبال آن افزایش قیمت کالاهای مصرفی واسطه‌ای و در نهایت سطح

عمومی قیمت‌ها، به نوبهٔ خود موجب شکل‌گیری انتظارات تورمی می‌شود و به تشدید تورم دامن می‌زند.

۲.۲. عرضه و تقاضای کل

اصلاح قیمت حامل‌های انرژی همچنین در کوتاه‌مدت بر سطح رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. این اثرگذاری از دو جنبهٔ عرضه و تقاضای کل قابل بررسی است. عرضهٔ کل از سه کانال شامل تغییرات قیمت نهاده انرژی در فرایند تولید بنگاه، دستمزد نیروی کار و قیمت سرمایه، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. افزایش قیمت عوامل تولید و افزایش هزینهٔ تولید بنگاه‌ها و در نهایت کاهش حاشیهٔ سود بنگاه‌های اقتصادی به‌صورت یکباره یا جهشی باعث خواهد شد که سطح تولید، کاهش و سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یابد. لذا انجام سیاست‌های جبرانی دولت برای بنگاه‌ها می‌تواند، اثرات منفی کوتاه‌مدت افزایش قیمت انرژی را تعدیل و از افت شدید تولید در کوتاه‌مدت جلوگیری نماید. در بلندمدت به دلیل تغییر در ساختار تولید و فناوری بنگاه‌های اقتصادی و صرفه‌جویی ناشی از کاهش مصرف انرژی، انتظار می‌رود که عرضهٔ کل اقتصاد افزایش یابد. هر چند باید توجه داشت که ممکن است، برخی بنگاه‌های اقتصادی در افق زمانی بیشتر، با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و تغییر سطح دستمزد نیروی کار، از جریان تولید خارج شوند. بنابراین در کوتاه مدت سیاست‌های جبرانی دولت و در بلندمدت ایجاد زمینه‌های بهبود و ارتقای فناوری به منظور افزایش بهره‌وری تعیین کننده هستند.

در سمت تقاضای کل، افزایش قیمت حامل‌های انرژی به‌صورت مستقیم باعث کاهش مصرف انرژی و در نتیجه موجب کاهش مصرف در تقاضای کل می‌شود. از طرفی، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها از طریق کاهش قدرت خرید خانوارها باعث کاهش درآمد واقعی قابل تصرف و در نتیجه کاهش مصرف کالاها و خدمات خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود مصرف کل کالاها و خدمات کاهش یابد. ولی اجرای سیاست‌های جبرانی از طریق پرداخت مستقیم یارانه‌های نقدی منجر به افزایش درآمد قابل تصرف خانوارها شده و مصرف کل را می‌افزاید. نکتهٔ مهم آنکه در این حالت ترکیب مصرف نیز دستخوش

تحول می‌گردد. طوری که به دلیل متفاوت بودن میل نهایی به مصرف گروه‌های درآمدی مختلف، سهم کالاهای کم دوام در ترکیب مصرف افزایش می‌یابد. بنابراین انتظار می‌رود که مصرف در نتیجهٔ آثار جانشینی و درآمدی فوق، افزایش یابد که به نوبهٔ خود تورم را خواهد افزود.

به طور کلی اگرچه اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، از طریق کاهش رشد اقتصادی و افزایش نرخ بیکاری، در کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به افزایش نابرابری شود، ولی بازتوزیع درآمدهای حاصل از منابع آزاد شده می‌تواند بخشی از تبعات منفی آن را تعدیل کند. با افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت، که به‌طور عمده از رشد بهره‌وری عوامل تولید ایجاد می‌شود، انتظار می‌رود بهبود توزیع درآمد حاصل شود.

۳.۲. بازار کار و دستمزدها

تأثیرپذیری بازار کار از اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی از دو بعد عرضه و تقاضا قابل تحلیل است. اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و به تبع آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، باعث کاهش قدرت خرید و در نتیجه افزایش نرخ مشارکت نیروی کار خواهد شد. در این شرایط افزایش دستمزدها، به علت تعدیل ناقص انتظارات، از افزایش قیمت‌ها کمتر بوده و موجب افزایش عرضه نیروی کار می‌شود. از جنبهٔ تقاضای نیروی کار نیز با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، دستمزدها افزایش و در نتیجه هزینهٔ تولید بنگاه‌های اقتصادی افزایش و تقاضای نیروی کار کاهش می‌یابد. این وضعیت در بنگاه‌های اقتصادی کاربر بیشتر مشهود است. البته به‌دلیل چسبندگی دستمزدها و انعطاف‌ناپذیری بازار کار کشور، ممکن است، اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در مقایسه با سایر بازارها با وقفه بیشتری تحت‌تأثیر قرار گیرد، اما در بلندمدت به‌سبب امکان تغییر ساختار تولید و فناوری، امکان جایگزینی عوامل تولید وجود دارد، زیرا اتخاذ سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، گامی مؤثر در ارتقای بهره وری در فرایند تولید است.

۴.۲. ارز و تراز تجاری

با اجرای سیاست اصلاح قیمت انرژی، سیاست‌های تجاری و ارزی از اهمیت زیادی برخوردار می‌شود. به دنبال افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و با فرض چسبندگی نرخ ارز

اسمی، انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت صادرات غیرنفتی کاهش و واردات افزایش یابد. کاهش صادرات غیرنفتی را می‌توان به افزایش تمایل صادرکنندگان برای فروش کالاهای صادراتی غیرنفتی در داخل به دلیل کسب سود بیشتر نسبت به پیش از افزایش قیمت‌ها، کاهش رقابت‌پذیری کالاهای داخلی و افزایش ظرفیت‌های بیکار تولیدی در داخل نسبت داد. در مقابل، افزایش سودآوری کالاهای وارداتی به‌دلیل کاهش نسبی قیمت آنها موجب خواهد شد که واردات افزایش یابد. بنابراین کاهش تورم و تنظیم مناسب نرخ ارز اسمی در راستای ایجاد ثبات در روند نرخ ارز حقیقی ضروری است. از سوی دیگر انتظار می‌رود که افزایش قیمت حامل‌های انرژی موجب صرفه‌جویی در مصرف انرژی شود، که در این صورت تراز تجاری کشور از این ناحیه بهبود می‌یابد.

۳. رژیم‌های مختلف سیاست پولی

در سال‌های اخیر برای ثبات قیمت‌ها به عنوان هدف بلندمدت سیاست پولی اتفاق‌نظر فزاینده‌ای پدیدار شده‌است. در این بخش برای روشن شدن این نکته، رژیم‌های مختلف سیاست پولی بررسی خواهد شد. هستهٔ اصلی غالب رژیم‌های پولی، استفاده از یک لنگر اسمی است. بنابراین پرسش این است که یک لنگر اسمی چه نقشی در ثبات قیمت‌ها بازی می‌کند. با توجه به تجربیات کشورهای مختلف در ارتباط با سیاست‌های پولی، چهار استراتژی اصلی هدف‌گذاری نرخ ارز، هدف‌گذاری پولی، هدف‌گذاری تورمی و سیاست پولی با یک لنگر اسمی ضمنی[۱] وجود دارد.

هدف‌گذاری نرخ ارز یک استراتژی برای تثبیت اقتصاد و کنترل تورم است. مزایای این روش عبارت‌اند از: ۱. مستقیماً در تثبیت نرخ تورم مشارکت دارد؛ ۲. انتظارات تورمی کشور لنگر، در ارزش پول داخلی کشور میخکوب لحاظ می‌شود؛ ۳. یک قاعدهٔ خودکار برای هدایت سیاست پولی فراهم می‌کند؛ ۴. ساده و قابل فهم است. معایب این روش نیز را می‌توان عدم استقلال سیاست پولی، احتمال خطر حملهٔ سفته‌بازان، زیان از دست دادن علایم نرخ ارز، و ناپایداری مالی در کشورهای در حال توسعه نام برد.

---

۱. نگاه کنید به (Mishkin, 1999)

هدف‌گذاری پولی به‌عنوان دومین استراتژی سیاست پولی در برخی از کشورها عملکرد مطلوبی داشته است. از مهم‌ترین شرایط موفقیت این روش وجود یک رابطهٔ باثبات بین حجم پول و تورم است. از مزایای این روش آن است که سیاستگزار پولی را قادر می‌سازد تا بر ملاحظات اقتصاد داخلی تمرکز نماید. مزیت دیگر این روش علامت‌دهی سریع برای دستیابی به هدف است.

هدف‌گذاری تورمی که از جدیدترین استراتژی‌های پولی است نیز دارای مزایا و معایبی است. این روش همانند هدف‌گذاری پولی سیاست پولی را قادر می‌سازد تا بر ملاحظات اقتصاد داخلی تمرکز نماید. در این روش وجود رابطهٔ باثبات بین حجم پول و تورم، همانند هدف‌گذاری پولی، ضروری نیست. این روش آثار شوک‌های تورمی را کاهش می‌دهد. سادگی، وجود سیاست پولی مستقل و افزایش اعتبار و پاسخ‌گویی بانک مرکزی از دیگر مزایای این روش است. کاهش تورم در این روش نیز بدون هزینه نیست. علامت‌دهی با تأخیر، ایجاد قوانین محکم و محدودکننده و نوسانات بیشتر تولید از معایب این روش است. بدین جهت روش هدف‌گذاری تورم انعطاف‌پذیر که در آن دو هدف تولید و تورم با هم در نظر گرفته می‌شود، پیشنهاد شده است اثرات منفی کاهش تورم بر تولید در یک مسیر زمانی بهینه کنترل گردد.

آخرین استراتژی پولی، سیاست پولی با یک لنگر اسمی ضمنی و نه صریح است که توسط ایالات متحده آمریکا اتخاذ شده‌است. سیاست پولی مستقل، تأکید بر ملاحظات داخلی و عدم نیاز به وجود رابطهٔ باثبات بین حجم پول و تورم، از مزایای عمدهٔ این روش است. از معایب عمدهٔ این روش، عدم شفافیت سیاست، وابستگی موفقیت سیاست به مسئولان سیاست پولی و مسئولیت اندک بانک مرکزی در پاسخگویی نام برده می‌شود.

۴. مروری بر مبانی تجربی قاعدهٔ بهینه پولی

جون‌دیو و لی‌بی‌هان (۲۰۱۰) در مقالهٔ خود دو مدل اقتصاد کلان کوچک را با اجزای آینده‌نگر برای اقتصاد آمریکا و آلمان برآورد کردند. نتیجهٔ مطالعهٔ آنها نشان می‌دهد که حتی با ترجیحات پایین سیاست‌گذار برای ثبات تولید، شکاف تولید همواره در تابع

واکنش بانک مرکزی دارای اهمیت است. گانـدر (۲۰۰۳) بـا بررسـی سیاسـت پـولی بهینـه تحت هدف گذاری تورم، یک قاعدهٔ ابـزاری را بـر اسـاس یـک مـدل اقتصـاد کـلان ارائـه کرده‌است، طوری‌که در چارچوب یک مدل آینـده‌نگـر، تـابع زیـان اقتصـادی را مینـیمم و مقادیر بهینه پارامترها را در قاعدهٔ ابزاری به‌دست می‌آورد. اسـتین سـان (۲۰۰۳) در بررسـی سیاست پولی در شرایط تورم پایدار، دو نوع قیمت‌گذاری را بـه صـورت عقلایـی و قاعـدهٔ سرانگشتی فرض می‌کند. مطالعهٔ مذکور نشان می‌دهد که در وضعیت تورم پایدار و شرایط گذشته‌نگر، تورم با یک سیاست تدریجی کاهش می‌یابـد، زیـرا در ایـن حالـت بـا کـاهش تورم، تولید نیز کاهش خواهدداشت. بنابراین به دنبال یک شوک عرضه و انحراف تورم از مقدار مورد هدف، بانک مرکزی می‌بایست با یک سیاست تدریجی تورم را به سطح مـورد هدف برگرداند. آدام (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان سیاست پـولی بهینـه بـا دانـش عمـومی ناقص به بررسی سیاست تقاضای اسمی بهینه در اقتصادی با قیمت‌های انعطاف‌پـذیر کـه در آن بنگاه‌ها اطلاعات ناقصی درباره شوک‌های اقتصاد دارند، می‌پـردازد. وی بـه ایـن نتیجـه می‌رسد که پراکندگی اطلاعات یا اطلاعات عمومی ناقص دربارهٔ شـوک‌هـا، بـه‌طـور قابـل توجهی اثرات واقعی سیاست‌های کنترل تقاضای اسمی را افزایش مـی‌دهـد. بنـابراین بـرای ثبات‌سازی سطح قیمت‌ها و یا تولید بایـد بـه درجـهٔ حساسـیت یـا پایـداری اطلاعـات و نیـز پایداری شوک‌های اقتصـادی توجـه کـرد. گـلایـن (۲۰۰۷) بـا هـدف بررسـی قاعـدهٔ بهینـه سیاست پولی برای بانک مرکزی اروپا، مسئلهٔ حداقل‌سازی تابع زیان را شـامل تـورم، شـکاف تولید و وقفه‌های نرخ بهره حل می‌کند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اگر بانک مرکزی اروپـا بخواهد تغییرات تورم را به شدت تعدیل کنـد، بایـد عـدم کـارایی ناشـی از تغییـرات شـکاف تولید را بپذیرد. بدین جهت برای بانک مرکزی اروپا بهینه است که از یک سیاسـت تـدریجی برای هموارسازی نـرخ تـورم اسـتفاده نمایـد. مارسـلو وکـاروالهو (۲۰۰۹) در مقالـهٔ خـود بـه بررسی سیاست‌های پولی اتخاذ شده در هفت اقتصاد بزرگ آمریکـای لاتـین مـی‌پردازنـد. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه برای سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۹ و روش OLS، ۱۶ قاعدهٔ تیلور جایگزین را برای کشورهای مکزیک، شیلی، کلمبیا، پرو، آرژانتین، برزیل و ونزئلا بررسی کردند. ماتسینی و نیستیکو (۲۰۱۰) در مقاله‌ای رفتار بهینهٔ بانک مرکزی در یـک اقتصـاد بـا

رشد متوازن را بررسی کردند. آنها نشان‌دادند که چگونه روند رشد بر پویایی‌های تورم، ترجیحات یک بانک مرکزی ماکزیمم کنندهٔ رفاه و سیاست پولی بهینه اثر می‌گذارد. همچنین نشان‌دادند که سیاست پولی بهینه به شوک‌های فشار هزینه واکنش نشان می‌دهد و این واکنش برای همه کشورها ثابت و یکسان نیست. کشورهایی با روند رشد پایین اساساً حساسیت بیشتری در کاربرد قواعد ساده هم از منظر رفاه و هم از منظر ثبات قیمت‌ها نشان می‌دهند.

جعفری صمیمی و طهرانچیان (۱۳۸۳) در مقاله‌ای به بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه برای دورهٔ برنامهٔ سوم توسعهٔ اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور (۱۳۸۳-۱۳۷۹) در نظام نرخ ارز شناور پرداخته‌اند. برای این منظور، ابتدا یک تابع زیان رفاهی بین‌دوره‌ای، شامل مجذور انحراف متغیرهای هدف مانند نرخ رشداقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، تراز حساب جاری و نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، از مقادیر هدف‌گذاری شدهٔ آنها در برنامهٔ سوم توسعه، در نظر گرفته شده و سپس با استفاده از الگوریتم کنترل بهینهٔ تصادفی، مقادیر بهینهٔ مخارج سرمایه‌گذاری، مصرف دولت، درآمدهای مالیاتی و حجم پول را محاسبه کرده‌اند.

درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) در مقالهٔ خود با اثبات پایداری تورم در اقتصاد ایران، قاعدهٔ بهینه پولی در چارچوب هدف‌گذاری تورم انعطاف‌پذیر را با توجه به پایداری تورم و استفاده از ابزار نرخ رشد حجم پول به جای نرخ بهره، و با توجه به دو هدف رشداقتصادی و نرخ تورم، طراحی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهدکه در تنظیم سیاست پولی به منظور دستیابی به نرخ تورم مورد هدف، باید به وضعیت شکاف تولید نیز توجه داشت. بنابراین توازن میان منافع و هزینه های دستیابی به تورم مورد هدف با در نظر گرفتن ثبات تولید وظیفهٔ خطیر سیاستگذار پولی است. خلیلی عراقی، شکوری و زنگنه (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با استفاده از روش کنترل بهینه، قاعدهٔ بهینهٔ سیاست پولی را برای اقتصاد ایران با این فرض که سیاست‌گزار از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند، استخراج کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رفتار بهینهٔ سیاست‌گزار این است که نرخ بهره را در پاسخ به نوسان مثبت در تورم، تولید و حجم پول، افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی کاهش

دهد. وقتی وزن انحراف تولید در تابع هدف سیاست‌گزار افزایش می‌یابد، باید بر شدت واکنش به تغییرات حجم پول افزوده شود. وقتی که وزن انحراف تورم در تابع هدف افزایش می یابد، لازم است نرخ بهره در مقابل تغییرات کلیه متغیرهای حاضر در تابع سیاست گذاری با شدت بیشتری تعدیل شود. یادآوری این نکته ضروری است که در اقتصاد ایران برای قانون بانکداری بدون ربا، نرخ بهره به عنوان ابزار کنترل حجم پول بانک مرکزی کاربردی ندارد.

۵. مروری بر ساختار و نتایج الگوی مورد استفاده

پس از بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران، و همچنین مرور مبانی نظری قواعد تنظیم سیاست پولی و ادبیات تجربی سیاست پولی بهینه، در این قسمت ساختار و نتایج برآورد یک الگوی کلان اقتصادسنجی ایران (قربان نژاد، ۱۳۹۰) که برای طراحی قاعدهٔ پولی بهینه در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته است، به اجمال شرح داده می‌شود.

۱.۵. ساختار الگو

آنچه طرف تقاضای الگو را شکل می‌دهد، اجزای عمدهٔ هزینهٔ ناخالص داخلی است. بدون شک در بررسی اثرات طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، مصرف بخش خصوصی از مهم‌ترین توابع مورد بررسی است. برای این منظور مصرف بخش خصوصی به سه جزء شامل مصرف کالاها و خدمات بادوام، مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام و مصرف انرژی بخش خصوصی تفکیک می‌شود. از آن‌جا که در تصمیم خانوار نسبت به خرید کالاهای بادوام، هزینه فرصت آن نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا می‌کند، از این رو علاوه بر متغیرهای عمدهٔ توضیح‌دهندهٔ مصرف یعنی درآمد قابل‌تصرف و حجم نقدینگی واقعی به عنوان عامل ثروت، در چارچوب نظریات فریدمن (۱۹۵۷)، که دیدگاهی کلاسیکی دارد و چه بر اساس فرضیهٔ ادوار زندگی اندو و مودیگلیانی (۱۹۶۳)، که در چارچوب نگرش کینزی است، متغیر نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی نیز به عنوان متغیر هزینهٔ فرصت در تابع مصرف کالاها و خدمات بادوام بخش خصوصی در نظر گرفته شده‌است.

مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام بخش خصوصی نیز تابعی از درآمد قابل‌تصرف و قیمت نسبی انرژی است. از سوی دیگر یکی از ویژگی‌های الگو، مخارج مصرف انرژی بخش خصوصی است که تابعی از درآمد قابل‌تصرف و قیمت نسبی انرژی فرض شده است. افزایش قیمت حامل‌های انرژی به‌صورت مستقیم باعث کاهش مصرف واقعی انرژی در سطح کل اقتصاد و در نتیجه موجب کاهش مصرف در تقاضای کل می‌شود و از طرفی، افزایش سطح عمومی قیمت سایر کالاها و خدمات، از طریق کاهش قدرت خرید خانوارها (در صورت عدم اجرای سیاست‌های جبرانی) باعث کاهش درآمد واقعی قابل تصرف و در نتیجه کاهش مصرف سایر کالاها و خدمات خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود مصرف کل کالاها و خدمات کاهش یابد. در صورت اجرای سیاست‌های جبرانی به صورت انتقال قدرت خرید به خانوارها، انتظار می‌رود که تقاضای مصرفی خانوارها (به‌ویژه خانوارهای با درآمد پایین) برای انرژی کاهش و برای کالاهای مصرفی غیر انرژی (به‌ویژه کالاهای بی‌دوام)، افزایش یابد. در این حالت مصرف کل افزایش می‌یابد که به نوبهٔ خود منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. لذا در تابع مصرف کالاهای بی‌دوام انتظار می‌رود که علامت متغیر قیمت نسبی انرژی مثبت و در تابع مصرف انرژی منفی باشد.

در الگوی مورد استفاده، تابع سرمایه‌گذاری خصوصی بر اساس اصل شتاب انعطاف‌پذیر بنا شده‌است که توسط گودوین (۱۹۵۱) و چنری (۱۹۵۲) معرفی شده‌است. با توجه به این اصل، عمده‌ترین عامل تعیین‌کنندهٔ سطح مطلوب انباشت سرمایه، تولید و درآمد است. سهولت واردات کالاهای سرمایه‌ای که معمولاً هنگام افزایش درآمدهای ارزی کشور بیشتر می‌شود از عوامل دیگر تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری است. نرخ سود سپرده‌های بلندمدت به عنوان نوعی هزینهٔ فرصت و همچنین اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش‌های مختلف اقتصادی عوامل مهم دیگری است که تصمیم به سرمایه‌گذاری را متأثر می‌سازد.

از اجزای دیگر تقاضای کل، مخارج دولت (شامل مخارج مصرفی و سرمایه گذاری) است. از عوامل مؤثر بر هزینه‌های دولت می‌توان به متغیرهای تولید ناخالص داخلی

(شاخصی از مقیاس فعالیت‌های اقتصادی) و درآمدهای دولت (بویژه درآمدهای نفتی) اشاره کرد. درآمد نفتی و سایر درآمدها به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده‌است، اما درآمدهای مالیاتی به صورت درون‌زا و تابعی از تولید ناخالص داخلی است.

در تصریح بخش تجارت الگو فرض این است که صادرات نفت و گاز به صورت برون‌زا، ولی صادرات غیرنفتی درون‌زا تعیین می‌شود. تقاضا برای صادرات غیرنفتی در سطح قیمت‌های جهانی کاملاً باکشش فرض شده‌است، زیرا حجم اقتصاد داخلی در مقابل بازار جهانی بسیار کوچک است و اقتصاد داخلی در این رابطه قیمت‌پذیر تلقی می‌شود. عرضهٔ صادرات غیرنفتی به صورت دلاری و به قیمت‌های ثابت تابعی از تولید ناخالص داخلی و نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی (نرخ ارز حقیقی موزون) در نظر گرفته شده‌است. از سوی دیگر، از آن‌جا که حجم واردات کشور نسبت به حجم کل تجارت جهانی کوچک است، منحنی عرضهٔ واردات در قیمت‌های حاکم در بازارهای جهانی کاملاً با کشش در نظر گرفته شده و تقاضای واردات، مطابق مبانی اقتصاد خرد، تابعی از سطح درآمد و قیمت‌های نسبی است. در این تابع از تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر درآمد و از نسبت شاخص قیمت کالاهای وارداتی به شاخص قیمت کالاهای تولید شده و مصرف شده در داخل کشور به عنوان قیمت نسبی استفاده شده‌است. تعرفه‌های وارداتی و همچنین درآمدهای ارزی از دیگر عوامل تأثیرگذار بر واردات است.

بخش عرضهٔ الگوی اقتصاد کلان ایران با توجه به مبانی اقتصاد رشد و همچنین ویژگی‌های اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. در نظریات سنتی رشد، میزان دسترسی به منابع طبیعی به عنوان عامل کلیدی دارای اهمیت بود در حالی که در نظریات جدید رشد، با تقویت شرایط علمی- فنی اقتصاد، فناوری به عنوان عامل اصلی رشد مطرح گردید. در این ارتباط ما نقش سرمایهٔ انسانی چه به عنوان عامل تولید و چه به عنوان نقش مدیریتی و کارآفرینی آن در تخصیص و بهره‌برداری منابع، و نیز نقش مؤثر دانش و دانایی در تولید و رشد اقتصادی توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده‌است. در الگوی مورد استفادهٔ تحقیق فرض این است که با توجه به تکنولوژی تولید، انرژی از جمله عواملی است

که به همراه عوامل نیروی کار و سرمایه نقش اساسی در تولید ایفا می‌کند.(برونو و سش، تاتم ۱۹۸۱).

$$Q = F[L, K, \left(\frac{PE}{P}\right)]$$

که در آن Q تولید ناخالص داخلی، L نیروی‌کار، K انباشت سرمایه و PE/P قیمت نسبی انرژی است.

از سوی دیگر با توجه به ادبیات الگوهای رشد درون‌زا که از دههٔ ۸۰ میلادی وارد عرصهٔ اقتصاد شده، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)، عامل مهمی در توضیح‌دهی تابع تولید است. نقش این متغیر در الگو از آن جهت دارای اهمیت است که هدف اصلی سیاست هدفمندسازی یارانه‌های انرژی در بلندمدت افزایش بهره‌وری انرژی (یا کاهش شدت انرژی) است. لذا در تصریح الگوی کلان مورد استفاده، متغیر TFP وارد تابع تولید شده و به عنوان یک متغیر درون زا، متأثر از شدت انرژی است. همچنین مطابق با مدل‌های رشد درون‌زا از مالیات نیز به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در تابع تولید استفاده شده است[۱]. اهمیت منظور کردن متغیر مالیات در تابع تولید آن است که این متغیر می‌تواند نشان‌دهندهٔ مکانیسم اثرگذاری سیاست جبرانی دولت در اجرای طرح اصلاح قیمت انرژی بر بخش تولید باشد. به عبارت دیگر بخشی از سیاست جبرانی دولت برای بنگاه‌های اقتصادی که به صورت پرداخت مستقیم از درآمدهای حاصل از افزایش قیمت انرژی صورت می‌گیرد، می‌تواند به عنوان کاهش مالیات بنگاه‌های اقتصادی در نظر گرفته شود. بنابراین در الگوی کلان، تابع تولید به صورت تابعی از نیروی کار، موجودی سرمایه، قیمت نسبی انرژی، بهره‌وری کل عوامل تولید و نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی تصریح شده است. با توجه به اهمیت بهره‌وری کل عوامل تولید در الگو، این متغیر تابعی از وقفه‌های خود و شاخص شدت انرژی در نظر گرفته شده‌است. تا از این طریق اثر بهبود بهره‌وری بر تولید نیز نشان داده شود. همچنین تابع تقاضای نیروی‌کار در الگو بر اساس شرط تعادل بازار در بلندمدت یعنی برابری قیمت نیروی‌کار با ارزش تولید نهایی

۱. همچنین نگاه کنید به: Arnold (2008) ؛Lee & Gordon (2004)

نیروی کار، استخراج می‌شود، طوری که در تصریح مدل نرخ رشد تقاضای نیروی کار تابعی از نرخ رشد دستمزد واقعی و رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت است.

در الگوی مورد استفاده فرض بر این است که سطح عمومی قیمت‌ها در نتیجهٔ تعامل عرضهٔ کل و تقاضای کل به‌دست می‌آید. تفاوت بین عرضهٔ کل و تقاضای کل که تغییر در موجودی انبار را تشکیل می‌دهد، سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، سطح عمومی قیمت‌های داخلی تحت تأثیر قیمت کالاهای وارداتی است. متغیر تعیین‌کنندهٔ دیگر در سطح عمومی قیمت‌ها،حجم نقدینگی است که به عنوان ابزار مهم سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی به منظور کنترل تورم می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. برای بهتر نشان دادن مکانیزم تأثیرگذاری اصلاح قیمت انرژی، شاخص قیمت انرژی نیز به عنوان متغیر تاثیرگذار دیگری در سطح عمومی قیمت‌ها منظور شده‌است.

عرضهٔ پول در الگو از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا سیاست‌های پولی و ارزی از مسیر عرضهٔ پول و اعتبارات اثر خود را بر متغیرهای هدف، همچون تولید و اشتغال برجای می‌گذارد. در اقتصاد ایران عرضهٔ پول از یک سو تحت تأثیر سیاست‌های مالی و ارزی دولت و از سوی دیگر متأثر از اهداف بانک مرکزی در ثبات سازی تولید و تورم است. بنابراین عرضهٔ پول به صورت تابعی از درآمد اسمی دلاری نفت و نسبت کسر بودجه به تولید ناخالص داخلی (به عنوان متغیرهای تأثیرگذار از کانال سیاست‌های مالی و ارزی دولت) و همچنین تفاضل مرتبهٔ اول تولید ناخالص داخلی و تورم (به عنوان متغیرهای مورد هدف بانک مرکزی برای ثبات سازی اقتصادی) در نظر گرفته شده است. این تابع در واقع تابع عکس العمل بانک مرکزی طی سال‌های اخیر است. از سوی دیگر با توجه به اینکه در سال‌های اخیر اعتبارات حجم بالایی از نقدینگی را تشکیل داده‌است، لذا در الگو رشد اعتبارات متناسب با رشد حجم نقدینگی در نظر گرفته شده‌است.

۲.۵. نتایج برآورد الگو

برای برآورد الگو ابتدا آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته به منظور اطمینان از مرتبهٔ جمعی متغیرها انجام می‌شود و سپس معادلات الگو بر اساس آمار

سری زمانی متغیرها برای ۳۲ سال و با استفاده از روش خودتوضیح گسترده وقفه (ARDL) (پسران و شین، ۱۹۹۹) تخمین و وجود رابطهٔ همجمعی بلندمدت بین متغیرها از طریق آزمون بنرجی-دولادو-مستر بررسی می‌شود. همچنین آزمون‌های خود همبستگی پیاپی، واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیون و نرمال بودن جملات خطا و نیز آزمون تصریح صحیح مدل بررسی شده است. با توجه به روش برآورد، الگو شامل سه دسته معادلات پویای الگو، معادلات تعادلی بلندمدت و الگوی تصحیح خطا (ECM) است و در مجموع شامل ۱۲ معادلهٔ رفتاری، ۵ معادلهٔ ارتباطی و ۶۱ رابطهٔ تعریفی و اتحادی است. نتایج برآورد معادلات الگو و هچنین شرح متغیرهای الگو در پیوست ارائه شده است.

۳.۵. بررسی آثار سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی

آثار اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر متغیرهای کلان اقتصاد، از طریق شبیه‌سازی الگو تحت سه گزینه برای دورهٔ ۹۴-۱۳۹۰ بررسی و با نتایج گزینهٔ پایه (حالت عدم اجرای طرح) مقایسه شده است. فروض گزینه‌های مذکور به شرح زیر است:

الف. گزینهٔ پایه: در این گزینه پیش‌بینی متغیرهای کلان بدون اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی انجام می‌گیرد. به عبارت دیگر، در این گزینه فرض آن است که هیچ‌گونه سیاستی اعمال نشود و اقتصاد روند گذشتهٔ خود را ادامه دهد. اهمیت گزینهٔ پایه در آن است که تحولات متغیرهای کلان به دلیل اجرای سیاست اصلاح قیمت انرژی در گزینه‌های دیگر، می‌تواند با نتایج این گزینه مورد مقایسه قرار گیرد.

ب. گزینهٔ اول: در این گزینه با ایجاد تغییر در قیمت حامل‌های انرژی و یا به عبارتی اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی از اواخر آذرماه سال ۱۳۸۹، به پیش‌بینی متغیرهای درون‌زای الگو می‌پردازیم. در این گزینه فرض می‌شود که قیمت حامل‌های انرژی، بدون اجرای سیاست‌های جبرانی دولت برای خانوارها و بنگاه‌ها، افزایش یابد. بدین ترتیب اختلاف مقادیر شبیه‌سازی شده برای متغیرهای درون‌زای الگو بعد از اجرای طرح و مقادیر گزینه پایه را می‌توان گویای اثر اعمال سیاست فوق دانست. افزایش قیمت حامل‌های انرژی مطابق جدول ۱، که در آذر ماه سال ۱۳۸۹ اعلام گردید، برای سال‌های

پیش‌بینی اعمال شده‌است. در مورد بنزین چون دو قیمت سهمیه‌ای معادل ۴۰۰۰ ریال، و دیگری بنزین آزاد به قیمت ۷۰۰۰ ریال وجود دارد، میانگین وزنی این قیمت‌ها، که در آن وزن‌ها میزان مصرف سهمیه‌ای و مصرف آزاد طی ماه‌های اولیه اجرای طرح هستند، در نظر گرفته شد.

جدول ۱. تغییرات قیمت حامل‌های انرژی در اجرای سیاست هدفمندی یارانه ها

حامل انرژی	گاز مایع (لیتر)	بنزین (لیتر)	نفت سفید (لیتر)	نفت سفید (لیتر)	گازوئیل (لیتر)	نفت کوره (لیتر)	گاز طبیعی (مترمکعب)	برق (کیلو وات ساعت)
قیمت قبلی	۴۰	۱۰۰۰	۱۶۵	۱۶۵	۱۶۵	۹۸	۱۳۰	۱۷۳
قیمت جدید	۱۰۰۰	۵۰۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰	۲۰۰۰	۷۰۰۰	۴۵۰

ج. گزینهٔ دوم: در این گزینه اثرات اصلاح قیمت انرژی به‌همراه اجرای سیاست جبرانی برای خانوارها و بنگاه‌ها بررسی می‌شود. بنابراین مقادیر پیش‌بینی الگو بیان کنندهٔ ترکیب دو سیاست افزایش قیمت انرژی و همچنین باز پرداخت درآمد حاصل از افزایش قیمت انرژی به خانوارها و بنگاه‌ها توسط دولت است. با توجه به مصوبهٔ مجلس در بودجهٔ سال ۱۳۹۰، پرداخت سیاست جبرانی به خانوارها به میزان ۴۳۲۰۰ میلیارد تومان و برای بخش تولید به میزان ۱۰۸۰۰ میلیارد تومان در نظر گرفته شده است.

د. گزینهٔ سوم: در این گزینه علاوه بر فروض گزینهٔ دوم در مورد افزایش قیمت انرژی و همچنین اجرای سیاست‌های جبرانی، فرض می‌شود که آثار مطلوب اجرای سیاست افزایش قیمت انرژی به تدریج منجر به افزایش بهره‌وری تولید گردد. باید توجه داشت که از دلایل مهم اجرای طرح، تخصیص نامناسب منابع انرژی و بالا بودن شاخص شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی) در کشور است. بنابراین با تحقق تمامی شرایط و الزامات اجرای موفق سیاست هدفمندی یارانه‌ها، این طرح می‌بایست به بهبود در بهره‌وری

منجر شود. داده‌ها نشان می‌دهد که متوسط بهره‌وری انرژی جهان طی سال‌های بعد از شوک نفتی دوم تقریباً همواره روندی صعودی داشته‌است به طوری که رقم مذکور طی این دوره از ۲۴۲ به ۷۳۶ رسیده‌است. لذا انتظار می‌رود اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها بر بهره‌وری انرژی در ایران و به تبع آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید تاثیرگذار باشد. لذا در گزینه سوم، علاوه بر فروض گزینه دوم، با توجه به تجربیات جهانی فرض می‌شود که بهره‌وری انرژی سالانه معادل ۳ درصد رشد کند. با توجه به فروض گزینه‌های مختلف، نتایج پیش‌بینی متغیرهای رشد تولید، تورم و رشد نقدینگی برای دورهٔ ۹۴-۱۳۹۰، با استفاده از شبیه سازی الگوی کلان به شرح جداول ۲ تا ۴ است:

جدول ۲. مقادیر پیش بینی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (درصد)

سال	گزینه پایه	گزینه ۱	گزینه ۲	گزینه ۳
۱۳۸۷	۰۳۴	۰.۳۴	۰.۳۴	۰.۳۴
۱۳۸۸	۳.۴۰	۳.۴۰	۳.۴۰	۳.۴۰
۱۳۸۹	۱.۲۴	۱.۲۴	۱.۲۴	۱.۲۴
۱۳۹۰	۲.۲۵	-۰.۵۴	۰.۴۸	۳.۶۸
۱۳۹۱	۲.۵۱	۰.۷۸	۱.۳۴	۵.۱۸
۱۳۹۲	۲.۴۴	۱.۲۴	۱.۵۶	۵.۱۳
۱۳۹۳	۲.۶۴	۱.۸۴	۲.۰۲	۵.۲۴
۱۳۹۴	۲.۶۹	۲.۲۳	۲.۳۱	۵.۴۶

جدول ۳. مقادیر پیش بینی نرخ تورم (درصد)

سال	گزینه پایه	گزینه ۱	گزینه ۲	گزینه ۳
۱۳۸۹	۱۲.۸	۱۲.۸	۱۲.۸	۱۲.۸
۱۳۹۰	۱۰.۸	۲۶.۷	۲۶.۹	۲۶.۷
۱۳۹۱	۱۰.۸	۲۳.۵	۲۳.۸	۲۳.۵
۱۳۹۲	۱۰.۷	۲۰.۸	۲۱.۲	۲۰.۷
۱۳۹۳	۱۰.۶	۱۸.۴	۱۸.۹	۱۸.۳
۱۳۹۴	۱۰.۶	۱۶.۵	۱۷.۲	۱۶.۳

جدول ۴. مقادیر پیش بینی رشد حجم نقدینگی

سال	گزینه پایه	گزینه ۱	گزینه ۲	گزینه ۳
۱۳۸۹	۲۵.۰	۲۵.۰	۲۵.۰	۲۵.۰
۱۳۹۰	۲۵.۷	۲۵.۴	۲۵.۴	۲۵.۳
۱۳۹۱	۲۷.۰	۲۵.۹	۲۶.۲	۲۶.۸
۱۳۹۲	۲۷.۴	۲۶.۲	۲۶.۵	۲۷.۷
۱۳۹۳	۲۸.۱	۲۷.۰	۲۷.۲	۲۸.۶
۱۳۹۴	۲۸.۵	۲۷.۶	۲۷.۷	۲۹.۲

نتایج نشان می‌دهد که اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در صورتی که با سیاست‌های جبرانی همراه نباشد (گزینهٔ اول) تأثیر منفی شدیدی بر رشد اقتصادی خواهد داشت و رشد اقتصادی در سال اول اجرا به اندازهٔ ۲/۸ درصد نسبت به گزینهٔ پایه کاهش خواهد یافت. این اثر منفی در سال‌های بعد کاهش می‌یابد طوری‌که در سال پنجم اجرای طرح، اختلاف رشد اقتصادی از گزینهٔ پایهٔ تنها ۰/۴ درصد خواهدبود. در صورتی که سیاست‌های جبرانی خانوار و بنگاه‌ها انجام شود (گزینهٔ دوم)، اثر منفی اجرای طرح بر رشد اقتصادی نسبت به گزینه اول کمتر است و رشد اقتصادی در سال اول اجرا، نسبت به گزینه پایه ۱/۸ درصد کاهش خواهد یافت و این اختلاف طی سال‌های بعدی کمتر خواهدشد. اما چنانچه گزینهٔ سوم محقق شود و افزایش در بهره‌وری انرژی اتفاق افتد، اجرای طرح حتی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی خواهد داشت و در همان سال اول اجرا، رشد اقتصادی حدوداً ۱/۴ درصد نسبت به گزینهٔ پایه افزایش خواهد یافت. این اختلاف حتی در سال‌های بعد بیشتر خواهد شد. طوری‌که در سال پنجم اجرا، رشد اقتصادی گزینهٔ سوم نسبت به گزینهٔ پایه نزدیک به ۲/۸ درصد بیشتر می‌شود. این نتایج نشان دهندهٔ اهمیت بالای بهره‌وری در بخش تولید است. لذا میزان و نحوهٔ اجرای سیاست‌های جبرانی دولت برای بنگاه‌ها در زمان اجرای طرح بسیار تعیین‌کننده است و بایستی دولت توجه بیشتری نسبت به سیاست‌های طرف عرضه و سیاست‌های جبرانی بنگاه‌ها داشته باشد.

اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در تمام گزینه‌ها باعث افزایش نرخ تورم می‌شود. با توجه به فروض الگو، نرخ تورم در سال اول اجرای طرح حدود ۲۷ درصد پیش‌بینی می‌شود. با توجه به نرخ تورم در گزینهٔ پایه، تورم حاصل از اجرای طرح نزدیک به ۱۷ درصد است که به تدریج طی سال‌های بعد کاهش خواهد یافت، اما ملاحظه می‌شود که طی دورهٔ مورد پیش‌بینی هیچ‌گاه تورم در گزینه‌های مختلف به میزان گزینهٔ پایه بر نمی‌گردد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که اجرای طرح علاوه بر ایجاد جهش در نرخ تورم در سال اول اجرای طرح، باعث افزایش سطح نرخ تورم در سال‌های بعدی خواهد شد، که می‌تواند نشان‌دهنده شکل‌گیری انتظارات تورمی و بحث پایداری تورم در اقتصاد ایران باشد.

اثر اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر رشد حجم نقدینگی تحت گزینه‌های مختلف نشان می‌دهد که اگرچه در تمام گزینه‌ها رشد حجم نقدینگی در دورهٔ مورد پیش‌بینی در دامنهٔ ۲۵ تا ۲۹ درصد است ولی باید توجه داشت که عوامل مؤثر بر رشد نقدینگی در گزینه‌های مختلف، متفاوت است. در گزینهٔ پایه افزایش در کسر بودجهٔ دولت دلیل اصلی افزایش رشد حجم نقدینگی است. در حالی که تحولات تولید و تورم در گزینه‌های اول و دوم در مقایسه با گزینهٔ پایه عوامل تعیین کننده هستند، اما در گزینهٔ سوم هرچند نسبت کسر بودجه به تولید ناخالص داخلی نسبت به روند پایه کمتر است اما رشد اقتصادی بالا در این گزینه نسبت به گزینه پایه می‌تواند علت افزایش رشد حجم نقدیگی نسبت به سایر گزینه‌ها باشد.

با توجه به آثار اجرای طرح، می‌توان گفت که تحت گزینه‌های اول و دوم تورم افزایش و تولید کاهش می‌یابد. ولی در مورد گزینهٔ سوم، با فرض افزایش بهره‌وری، اجرای طرح اگرچه باعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود، اما تولید افزایش می‌یابد. اما این نتایج با این فرض است که بانک مرکزی هم‌چون رویه گذشته خود، مطابق با قاعده پولی منظور شده در الگوی کلان عمل نماید. در بخش بعد به دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که اگر بانک مرکزی با هدف ثبات در تولید و تورم، و در چارچوب هدف‌گذاری تورم

انعطاف پذیر بخواهد سیاست پولی بهینه اجرا نماید، در این صورت رشد حجم نقدینگی بهینه متناظر با اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها چقدر است؟

۶. قاعدهٔ پولی بهینه برای اقتصاد ایران

تجربه نشان می دهد که با رعایت انضباط پولی می توان مهار تورم و ثبات قیمت‌ها را حاصل کرد و در چنین بستری است که حصول رشد اقتصادی و افزایش اشتغال پایدار امکان پذیر خواهد بود. تجربه سیاستگذاری اقتصادی ایران نیز طی سال های اخیر از منظر سیاست های پولی و بانکی و تأکید شدید بر نقش نقدینگی و شکل دادن انتظارات خوش بینانه نسبت به اثربخشی آن بر رشد اقتصادی و ایجاد اشتغال و نادیده گرفتن تجربیات گذشته اقتصاد ایران و سایر کشورها این واقعیت را آشکار کرده است که رشد نقدینگی بیش از آنکه موجب افزایش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی شود بر افزایش قیمت‌ها اثربخش بوده است. در اقتصاد ایران، سیاست‌های پولی کشور عموماً منفعل و متأثر از سیاستگذاری مالی بوده است، به طوری که در راستای تأمین کسری بودجه دولت تغییرات دو جزء مهم پایه پولی یعنی خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی و خالص دارایی های خارجی بانک مرکزی از اجزای مسلط پایه پولی و در نتیجه از عوامل مؤثر بر رشد نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها به شمار می آید. باید توجه داشت که در بخش اسمی اقتصاد، نرخ تورم مهمترین متغیر در انعکاس عدم تعادل های بخش واقعی اقتصاد بوده و مناسب ترین سنجه در ارزیابی عملکرد کوتاه مدت این بخش است. از ویژگی های مهم روند تورم در اقتصاد ایران بالا بودن میانگین آن همراه با نوسانات زیاد است که هر دو ویژگی می تواند از شاخصهای بی ثباتی اقتصاد شمرده شود.

از سوی دیگر مطالعات تجربی نشان می‌دهد که تورم در اقتصاد ایران پایدار است[۱]. در چنین شرایطی انتخاب اهداف و ابزارهای پولی در اجرای سیاست پولی بسیار مشکل می شود زیرا سیاست های انبساطی اگرچه در کوتاه مدت ممکن است به رشد اقتصادی منجر شود ولی با ظهور تدریجی آثار تورمی، روند تولید بلندمدت اقتصاد را با کاهش مواجه

۱. نگاه کنید به: درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹)

می‌سازد. از سوی دیگر سیاست های انقباضی اگرچه ممکن است موجب کاهش رشد کوتاه مدت شود ولی با کاهش تدریجی روند تورم زمینه افزایش رشد اقتصادی بلندمدت را فراهم می سازد. بنابراین طراحی یک قاعده بهینه سیاستگذاری پولی با هدف کنترل تورم و ایجاد ثبات تولید با توجه به ماهیت تورم در اقتصاد ایران بسیار دارای اهمیت است.

در این بخش، برای استخراج قاعدهٔ پولی بهینه ابتدا تابع زیان بانک مرکزی با متغیرهای مناسب انتخاب شده و سپس قیود این تابع زیان با توجه به ساختار اقتصاد ایران تصریح می‌شود.

۱.۶. انتخاب تابع زیان بانک مرکزی

بر خلاف مطالعات انجام شده در مورد سایر کشورها که نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی انتخاب می‌شود، در اقتصاد ایران با توجه به قانون بانکداری بدون ربا، نرخ رشد حجم نقدینگی دارای اهمیت است. بنابراین فرض می‌شود که بانک مرکزی در چارچوب هدف‌گذاری تورم انعطاف‌پذیر[1]، با توجه به شکاف تولید و با ابزار حجم نقدینگی می خواهد ثبات در تورم ایجاد نماید. بنابراین تابع هدف بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t \sum_{r=0}^{\infty} \delta^r L_{t+r} \qquad (۱)$$

که در آن $0<\delta<1$ عامل تنزیل است. تابع بین‌دوره‌ای زیان برابر است با:

$$L_t = \Pi_t^2 + \lambda Y_T^2 + \nu(RM_t - RM_{t-1}) \qquad (۲)$$

Π_t نرخ تورم، RM_t نرخ رشد حجم نقدینگی، Y_t رشد شکاف تولید (یا رشد انحراف تولید از مقدار تولید بالقوه) است. جمله انحراف رشد حجم نقدینگی از مقدار وقفهٔ خود نشان‌دهندهٔ اثر وابستگی مسیر در تنظیم سیاست پولی است. به عبارت دیگر بیان می‌کند تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضهٔ پول در دورهٔ جاری وابسته به میزان عرضه در دورهٔ گذشته است. λ و ν نیز به ترتیب وزن‌های شکاف تولید و انحراف نرخ رشد حجم نقدینگی از مقدار وقفه خود است.

1. Flexible inflation targeting

بنابر تعریف سونسون (۱۹۹۷) هدف‌گذاری تورم محض وقتی است که فقط تورم در تابع زیان باشد ($\lambda=\nu=0$) در حالی‌که در روش هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر سایر متغیرهای هدف، چون شکاف تولید نیز وجود دارد. مقدار λ وابسته به ترجیح سیاست‌گزار در مورد تولید یا تورم است. هرچه λ به طور نسبی بزرگتر باشد اهمیت شکاف تولید در مقایسه با اهمیت تورم در تنظیم حجم نقدینگی بهینه افزایش می‌یابد. هر اندازه بانک مرکزی از اعتبار بالاتری در میان فعالان اقتصادی برخوردار باشد، وزن کمتری به جمله انحراف رشد حجم نقدینگی خواهد داد و سعی می‌نماید اهداف سیاستی را دنبال نماید. برعکس در شرایطی که مقام پولی احساس کند از توان کمتری برای دستیابی به اهداف سیاستی برخوردار است، انتظار می‌رود وزن بیشتری به خطای دورهٔ قبل بدهد. می‌توان مسئله بهینه‌سازی (۱) را برای $\delta=1$ تعریف کرد (در مبانی نظری مقدار δ معمولاً برابر ۰/۹۹ فرض می‌شود) که در آن صورت تابع زیان بین‌دوره‌ای به عنوان میانگین غیر شرطی و مساوی با جمع وزنی واریانس‌های غیر شرطی متغیرهای هدف تفسیر می‌شود:

$$E[L_t] = \mathrm{var}(\pi_t) + \lambda * \mathrm{var}(Y_t) + \nu * \mathrm{var}(RM_t - RM_t) \qquad (۳)$$

معادله فوق تابع هدف بانک مرکزی است که با توجه به قیود مدل آن را کمینه می‌کند. قیود مدل بهینه‌سازی شامل معادلات منحنی تقاضای کل و منحنی فیلیپس است که از فرم کاهش‌یافته الگوی کلان بخش قبل بدست می‌آید.

۲.۶. برآورد قیود مسئله بهینه‌سازی بانک مرکزی

با استفاده از فرم کاهش یافته پارامتری معادلات الگوی کلان، قیود تابع زیان بانک مرکزی در قالب دو معادله منحنی فیلیپس و منحنی تقاضای کل به شرح زیر مورد برآورد قرار گرفت:

$$\begin{aligned} Y_t = {} & 0.42*Y_{t-1} + 0.102*Rmp_t + 0.0877*Rewr_t + 0.034*Roil_t - 0.18*RR \\ & (3.4) \quad (1.61) \quad (2.36) \quad (2.44) \quad (-3.03) \\ & -0.064*T - 15.36*D59 - 7.63*D65 - 6.03*D66 \\ & (-3.15) \quad (-7.88) \quad (-2.86) \quad (-2.29) \end{aligned} \qquad (۴)$$

$$Inf_t = 0.805*inf_{t-1} + 0.25*Y_t + 0.126*infpe_t + 22.8*D58 + 31.8*D72 + 14.9*D74$$
$$(10.2) \quad (2.6) \quad (2.03) \quad (2.5) \quad (34) \quad (1.6) \quad (۵)$$

که در آن inf_t نرخ تورم، Y_t رشد شکاف تولید (که به صورت $\frac{(y_t - y_t^p)}{y_t^p}$ محاسبه می‌شود، طوری که y_t^p تولید بالقوه است)، $infpe_t$ رشد قیمت نسبی انرژی، Rmp_t رشد حجم نقدینگی واقعی، $Roil_t$ رشد درآمد ارزی نفت به قیمت ثابت و $Rewr_t$ رشد نرخ ارز حقیقی است. متغیر نرخ ارز حقیقی که نشان‌دهنده معیاری برای سطح رقابت‌پذیری اقتصاد یک کشور است، از ضرب نرخ ارز اسمی در شاخص قیمت کشورهای OECD و تقسیم بر شاخص قیمت داخلی به‌دست آمده‌است. تولید بالقوه نیز از سه روش روند تولید واقعی، فیلترینگ هودریک-پرسکات و هموارسازی نمایی محاسبه و در نهایت به خاطر نتایج بهتر، روش هموارسازی نمایی استفاده شد. در جدول‌های ۵ و ۶ آزمون‌های انجام شده برای دو معادله گزارش شده است.

جدول۵. آزمون‌های مربوط به معادله تقاضای کل

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس از کمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
خودهمبستگی جملات اخلال	F=0.26	P=0.77	جملات خطا دارای خودهمبستگی پیاپی نیستند
تصریح صحیح مدل	F=2.2	P=0.15	تصریح الگو درست انجام شده‌است
نرمال بودن جملات اخلال	X^2=0.63	P=0.73	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
واریانس ناهمسانی	F=0.59	P=0.8	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند

جدول۶. آزمون‌های مربوط به معادلهٔ منحنی فیلیپس

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس از کمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
خودهمبستگی جملات اخلال	F=0.05	P=0.95	جملات خطا دارای خودهمبستگی پیاپی نیستند
تصریح صحیح مدل	F=0.72	P=0.65	تصریح الگو درست انجام شده‌است
نرمال بودن جملات اخلال	X^2=1.49	P=0.47	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
واریانس ناهمسانی	F=1.11	P=0.3	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند

۳.۶. نمایش مسئله بهینه‌سازی در فضای حالت

شکل ماتریسی معادلات (۵) و (۶) به صورت زیر است:

$$\mathrm{X_{t+1}} = A.\mathrm{X_t} + B.\mathrm{RM_t} + \omega_t \qquad (۶)$$

که در آن $\mathrm{X_t}$ یک ماتریس (۱×۹) از متغیرهای حالت، A یک ماتریس (۹×۹)، B یک ماتریس (۱×۹) و ω_t نیز بردار ستونی جملات اخلال (۱×۹) است که به صورت مستقل و یکسان در طول زمان توزیع شده‌اند. در نمایش فضای حالت مسئله بانک مرکزی، ماتریس‌های معرفی شده، به شکل زیر خواهند بود:

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0.8 & 0.12 & 0.25 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.085 & 0 & 0 & 0 & 0.42 & 0.087 & 0.035 & -0.18 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$X_t = \begin{bmatrix} \mathrm{inf_t} \\ \mathrm{inf_t} \\ \mathrm{infpe_t} \\ \mathrm{y_t} \\ \mathrm{y_{t-1}} \\ \mathrm{rewr_t} \\ \mathrm{roil_t} \\ rr_t \\ rm_{t-1} \end{bmatrix} \quad \mathrm{B} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0.102 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad \omega_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ \eta_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

ماتریس‌های فوق قیود مسئله را نمایش می‌دهند. برای نمایش تابع هدف (زیان) یک بردار (۱×۳) از متغیرهای هدف را تعرف می‌کنیم.

$$Y_t = C_x X_t + C_i RM_t \qquad (۷)$$

که در آن بردار Y_t، یک ماتریس (۱×۳) از متغیرهای تابع هدف، C_i ماتریس (۱×۳) و C_x ماتریس (۹×۳) به شکل زیر هستند:

$$Y_t = \begin{bmatrix} inf_t \\ Y_t \\ RM_t - RM_{t-1} \end{bmatrix} \quad C_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad C_x = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{bmatrix}$$

با توجه به ماتریس‌های بالا فرم درجهٔ دوم تابع زیان بانک مرکزی به صورت زیر خواهد بود.

$$L_t = Y_t' K Y_t \qquad K = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & \nu \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

در نهایت نمایش فضای حالت مسئله کنترل بانک مرکزی ما را قادر خواهد ساخت تا بتوانیم مسئله را به صورت یک مسئله تنظیم‌کننده بهینه تنزیل‌شده تصادفی[1] به شرح زیر در نظر بگیریم، به‌طوری‌که در آن تابع زیان (۸) را با توجه به قید (۷) کمینه می‌کند.

$$\max -E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{Y_t' K Y_t\} = \max -E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{X_t' R X_t + 2 RM_t W X_t + RM_t' Q RM_t\} \qquad (۹)$$

$$\text{s.t.} \quad X_{t=1} = A.X_t + B.RM_t + \omega_t$$
$$R = C_x' R C_x \qquad W = C_i' K C_x \qquad Q = C_i' K C_i$$

۴.۶. حل مسئلهٔ بهینه‌سازی بانک مرکزی

در این تحقیق برای حل مسئلهٔ بهینه‌سازی بانک مرکزی از روش حل برنامه‌ریزی پویا استفاده شده‌است[2]. به‌طور خلاصه در روش برنامه‌ریزی پویا با به‌کارگیری اصل بهینگی، رابطهٔ اساسی بازگشتی به‌دست می‌آید، که با برخی مفروضات اضافی، رابطهٔ مذکور یک معادله با مشتقات جزئی پایه‌ای به‌دست می‌دهد که معادلهٔ بلمن[3] نام دارد. در این بخش حالتی از مسائل برنامه‌ریزی پویا در نظر گرفته می‌شود که در آن تابع بازدهی (معادلهٔ ۹)

1. Discounted optimal linear regulator

۲. برای آشنایی بیشتر با مسئلهٔ کنترل می‌توانید به کتاب بهینه‌سازی ریاضی نوشته میشل اینتریلیگیتور ترجمه محمد حسین پورکاظمی مراجعه نمایید.

3. Bellman's equation

درجهٔ دوم و تابع انتقال (معادله ۷) خطی است. این حالت منجر به استفاده از مسئلهٔ تنظیم‌کنندهٔ خطی بهینه می‌شود طوری‌که معادلهٔ بلمن می‌تواند با استفاده از جبرخطی حل شود. در استخراج قاعدهٔ بهینه پولی فرض می‌شود که تابع بازدهی و تابع انتقال هر دو مستقل از زمان بوده و مسئله تصادفی نیست. زیرا این فروض محاسبات را ساده کرده و در نتایج نیز تغییری ایجاد نمی‌کند. نکتهٔ قابل توجه اینکه بر اساس اصل حتمی[1] این نتایج با نتایج توابعی که مستقل از زمان نباشند برابر خواهد بود. تنها تفاوت آنها این است که در تعریف تابع مقدار[2] عبارت d در مسایل غیرتصادفی وجود ندارد. نقطه شروع برای حل مدل یک حدس اولیه برای فرم تابع مقدار $V(x)$ است. فرم این تابع درجهٔ دوم و به صورت زیر فرض می‌شود:

$$V(x) = -x'PX - d$$

که در آن P یک ماتریس متقارن شبه معین است و d برابر است با:

$$d = [\delta(1-\delta)^{-1}\mathrm{tr}(P\sum_{\omega\omega})$$

که tr، اثر ماتریس p ضرب‌در کوواریانس بردار اختلال‌ها می‌باشد. با استفاده از قانون انتقال در جهت حذف حالت دورهٔ بعدی، معادلهٔ بلمن به صورت زیر خواهدبود:

$$-X'PX = \max_{RM}\{-X'RX - 2RMwX - RM'QRM - (AX+BRM)'P(AX+BRM)\} \qquad (۱۰)$$

شرط لازم مرتبه اول برای ماکزیمم کردن مسئله عبارت است از:

$$(Q+\delta B'PB)RM=-(w+\delta B'PA)X \qquad (۱۱)$$

که بیان‌کنندهٔ نقش بازخور برای RM است.

$$RM=FX \qquad (۱۲)$$

$$F=-inv(Q+\delta B'PB)(w+\delta B'PA) \qquad (۱۳)$$

F یک بردار (۹×۱) است که شامل پاسخ بهینهٔ ضریب رشد حجم نقدینگی به هر عنصر بردار X است. با جایگزین کردن مقدار بهینهٔ (۱۳) در سمت راست معادله (۱۰) و مرتب کردن دوباره آن داریم.

$$P = R+\delta A'PA-(w'+\delta A'PB)(inv(Q+\delta B'PB))(w+\delta B'PA) \qquad (۱۴)$$

این معادله به معادلهٔ جبری ماتریس ریکاتی[3] معروف است. این معادله ماتریس p را به‌صورت تابع ضمنی از ماتریس‌های A, Q, R, B بیان می‌کند. تحت شرایط خاص، معادلهٔ

1. Certainty equivalence principle
2. Value function
3. Matrix Riccat

(۱۴) دارای یک جواب مثبت شبه معین واحد است که در حد وقتی j به سمت بی نهایت میل کند؛ با تکرار معادله تفاضلی ماتریس ریکاتی زیر به‌دست می‌آید:

$$P_{t+j} = R + \delta A' P_j A - \left(w' + \delta A' P_j B\right)\left(\text{inv}\left(Q + \delta B' P_j B\right)\right)\left(w + \delta B' P_j A\right) \quad (۱۵)$$

با شروع از $P_0 = 0$ تابع سیاست وابسته به P_j عبارت است از:

$$F_{j+1} = -\text{inv}\,(Q+\delta B' P_j B)\,(w+\delta B' P_j A) \quad (۱۶)$$

با نوشتن برنامهٔ حل مسئله بهینه‌سازی بانک مرکزی (با استفاده از برنامه olrp نرم‌افزار متلب)، مقادیر ضرایب بهینهٔ قاعدهٔ پولی تحت مقادیر مختلف برای λ و ν (وزن‌های سیاستی در تابع هدف) به شرح جداول ۷ و ۸ بدست آمد. بنابراین در تعیین قاعده سیاست پولی بهینه ایران، متغیرهای نرخ تورم، رشد قیمت نسبی انرژی، رشد شکاف تولید، رشد نرخ ارز حقیقی، رشد درآمد حقیقی نفت، نرخ سود حقیقی و رشد حجم نقدینگی دورهٔ قبل از عوامل تعیین کننده رشد حجم نقدینگی بهینه دوره جاری به شمار می‌آیند.

$$RM_t = \alpha_1 \text{inf}_t + \alpha_2 \text{inf}_{t-1} + \alpha_3 \text{infpe}_t + \alpha_4 y_t + \alpha_5 y_{t-1} + \alpha_6 \text{Rewr}_t + \alpha_7 \text{Roil}_t + \alpha_8 RR_t + \alpha_9 RM_{t-1}$$

جدول ۷. ضرایب قاعدهٔ پولی بهینه با وزن‌های مختلف شکاف تولید و $\nu = ۱$

λ	۰	۰.۰۱	۰.۱	۰.۵	۱	۵
ν	۱	۱	۱	۱	۱	۱
inf	−۰.۱۹۲۱۳	−۰.۱۹۱۹۲	−۰.۱۹۰۲۲	−۰.۱۸۵۱۳	−۰.۱۸۲۱۸	−۰.۱۹۱۷۱
Inf_{-1}	−۰.۱۲۶۱	−۰.۱۲۵۸۶	−۰.۱۲۳۷۸	−۰.۱۱۶۷۳	−۰.۱۱۰۰۹۹	−۰.۰۹۶۴۷
infpe	−۰.۰۱۹۸۶	−۰.۰۱۹۸۲	−۰.۰۱۹۵	−۰.۰۱۸۳۸	−۰.۰۱۷۴۸	−۰.۰۱۵۱۹
Y	−۰.۰۷۰۱۶	−۰.۰۷۰۵	−۰.۰۷۳۵۴	−۰.۰۸۶۶۱	−۰.۱۰۱۸۴	−۰.۱۹۰۳۴
Y_{-1}	−۰.۰۳۷۶۴	−۰.۰۳۸۱۶	−۰.۰۴۲۸	−۰.۰۶۲۷۲	−۰.۰۸۶۱۷	−۰.۲۳۹۷۳
Rewr	−۰.۱۰۰۳۴	−۰.۱۰۰۸۶	−۰.۱۰۵۴۲	−۰.۱۲۳۰۸	−۰.۱۴۱۰۲	−۰.۲۲۳۸۱
Roil	−۰.۰۳۰۳۳	−۰.۰۳۰۴۹	−۰.۰۳۱۸۷	−۰.۰۳۷۲۱	−۰.۰۴۲۶۴	−۰.۰۶۷۶۶
RR	۰.۲۱۸۱۷۶	۰.۲۱۹۳۱۳	۰.۲۲۹۲۲۵	۰.۲۶۷۶۳۱	۰.۳۰۶۶۴۷	۰.۴۸۶۶۶۱
Rm_{-1}	۰.۸۷۳۹۹۴	۰.۸۷۳۳۳۸	۰.۸۶۷۶۱۴	۰.۸۴۵۴۳۳	۰.۸۲۲۸۹۹	۰.۷۱۸۹۳۴

جدول ۸: ضرایب قاعده پولی بهینه با وزن‌های مختلف شکاف تولید و ν =۰/۵

λ	۰	۰.۰۱	۰.۱	۰.۵	۱	۵
ν	۰.۵	۰.۵	۰.۵	۰.۵	۰.۵	۰.۵
Inf	−۰.۳۱۳	−۰.۳۱۲۴۷	−۰.۳۰۸۰۶	−۰.۲۹۴۴۱	−۰.۲۸۵۲۳	−۰.۲۸۴۶۴
inf_{-1}	−۰.۱۹۱۷۸	−۰.۱۹۱۲۱	−۰.۱۸۶۳۹	−۰.۱۷۰۲	−۰.۱۵۶۹۷	−۰.۱۱۹۵۷
infpe	−۰.۰۳۰۲۱	−۰.۰۳۰۱۲	−۰.۰۲۹۳۶	−۰.۰۲۶۸۱	−۰.۰۲۴۷۲	−۰.۰۱۸۸۳
Y	−۰.۱۰۵۷۸	−۰.۱۰۶۳۱	−۰.۱۱۱۰۱	−۰.۱۳۰۸۴	−۰.۱۵۳۱۲	−۰.۲۶۷۴۳
Y_{-1}	−۰.۰۶۰۳۳	−۰.۰۶۱۲۷	−۰.۰۶۹۶۲	−۰.۱۰۴۸۸	−۰.۱۴۵۴۹	−۰.۳۹۷۳۴
Rewr	−۰.۱۲۵۶۶	−۰.۱۲۶۳۹	−۰.۱۳۲۷۳	−۰.۱۵۶۶۵	−۰.۱۸۰۱۹	−۰.۲۸۲۸۶
Roil	−۰.۰۳۷۹۹	−۰.۰۳۸۲۱	−۰.۰۴۰۱۳	−۰.۰۴۷۳۶	−۰.۰۵۴۴۸	−۰.۰۸۵۵۲
RR	۰.۲۷۳۲۴۲	۰.۲۷۴۸۳۲	۰.۲۸۸۶۰۱	۰.۳۴۰۶۳	۰.۳۹۱۸۱	۰.۶۱۵۰۵۱
Rm_{-1}	۰.۸۴۲۱۹۲	۰.۸۴۱۲۷۴	۰.۸۳۳۳۲۱	۰.۸۰۳۲۷۳	۰.۷۷۳۷۱۴	۰.۶۴۴۷۸۳

۵.۶. رشد حجم نقدینگی بهینه برای سال‌های ۹۴-۱۳۹۰

پس از به‌دست آوردن قاعدهٔ پولی بهینه برای اقتصاد ایران در شرایط اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، به دنبال آن هستیم تا مقدار رشد حجم نقدینگی بهینه را برای یک دورهٔ پنج ساله (۹۴-۱۳۹۰) به‌دست آوریم. برای این منظور می‌بایست قاعدهٔ پولی بهینه را جایگزین معادلهٔ رشد حجم نقدینگی در الگوی کلان‌سنجی بخش چهارم نماییم و الگو را تحت سناریوهای مختلف حل کنیم. در جدول‌های ۹ و ۱۰ مقادیر رشد حجم نقدینگی تحت قاعده‌های پولی بهینهٔ مختلف به‌دست آمده و با مقادیر مورد پیش بینی این متغیر در الگوی کلان، تحت گزینهٔ دوم (یعنی افزایش قیمت حامل‌های انرژی به‌همراه انجام سیاست جبرانی) مورد مقایسه قرار گرفته است.

جدول ۹. نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در گزینهٔ دوم
با مقادیر مشابه در شرایط استفاده از قاعدهٔ پولی بهینه $(\nu = 0.5)$

سال	مقادیر پیش بینی در گزینهٔ دوم	مقادیر پیش بینی با استفاده از قاعدهٔ پولی بهینه		
		λ=0	λ=1	λ=5
	رشد اقتصادی	رشد اقتصادی	رشد اقتصادی	رشد اقتصادی
۱۳۹۰	۰.۴۸	۰.۵۰	۰.۵۶	۰.۶۴
۱۳۹۱	۱.۳۴	۱.۲۰	۱.۳۹	۱.۶۲
۱۳۹۲	۱.۵۶	۱.۲۵	۱.۵۷	۱.۹۶
۱۳۹۳	۲.۰۱	۱.۶۰	۲.۰۱	۲.۵۵
۱۳۹۴	۲.۳۱	۱.۸۱	۲.۳۰	۲.۹۴
	تورم	تورم	تورم	تورم
۱۳۹۰	۲۶.۹	۲۶.۳	۲۷.۳	۲۸.۶
۱۳۹۱	۲۳.۸	۱۸.۱	۲۰.۱	۲۲.۹
۱۳۹۲	۲۱.۲	۱۳.۷	۱۶.۶	۲۰.۷
۱۳۹۳	۱۸.۹	۱۱.۷	۱۵.۲	۲۰.۳
۱۳۹۴	۱۷.۱	۱۰.۷	۱۴.۶	۲۰.۳
	رشد حجم نقدینگی	رشد حجم نقدینگی	رشد حجم نقدینگی	رشد حجم نقدینگی
۱۳۹۰	۲۵.۴	۱۳.۵	۱۷.۸	۲۴.۱
۱۳۹۱	۲۶.۲	۸.۹	۱۶.۲	۲۷.۳
۱۳۹۲	۲۶.۵	۹.۱	۱۸.۲	۳۲.۱
۱۳۹۳	۲۷.۲	۱۱.۱	۲۱.۱	۳۶.۵
۱۳۹۴	۲۷.۷	۱۳.۳	۲۳.۷	۳۹.۴

جدول ۱۰. مقایسه مقادیر رشد حجم نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در گزینهٔ دوم با مقادیر مشابه در شرایط استفاده از قاعدهٔ پولی بهینه $(\nu = 1)$

سال	مقادیر پیش بینی در گزینه دوم	مقادیر پیش بینی با استفاده از قاعدهٔ پولی بهینه		
		λ=0	λ=1	λ =5
	رشد اقتصادی	رشد اقتصادی	رشد اقتصادی	رشد اقتصادی
۱۳۹۰	۰.۴۸	۰.۵۷	۰.۶۱	۰.۶۶
۱۳۹۱	۱.۳۴	۱.۳۸	۱.۴۸	۱.۶۳
۱۳۹۲	۱.۵۶	۱.۵۱	۱.۶۹	۱.۹۶
۱۳۹۳	۲.۰۱	۱.۸۸	۲.۱۴	۲.۵۲
۱۳۹۴	۲.۳۱	۲.۰۸	۲.۴۰	۲.۸۹
	تورم	تورم	تورم	تورم
۱۳۹۰	۲۶.۹	۲۷.۴	۲۷.۹	۲۸.۷
۱۳۹۱	۲۳.۸	۲۰.۰	۲۱.۲	۲۳.۱
۱۳۹۲	۲۱.۲	۱۵.۹	۱۷.۷	۲۰.۶
۱۳۹۳	۱۸.۹	۱۳.۸	۱۶.۱	۱۹.۹
۱۳۹۴	۱۷.۱	۱۲.۵	۱۵.۳	۱۹.۷
	رشد حجم نقدینگی	رشد حجم نقدینگی	رشد حجم نقدینگی	رشد حجم نقدینگی
۱۳۹۰	۲۵.۴	۱۸.۴	۲۱.۰	۲۵.۱
۱۳۹۱	۲۶.۲	۱۵.۳	۱۹.۹	۲۷.۵
۱۳۹۲	۲۶.۵	۱۵.۰	۲۱.۱	۳۱.۱
۱۳۹۳	۲۷.۲	۱۵.۸	۲۲.۹	۳۴.۶
۱۳۹۴	۲۷.۷	۱۶.۹	۲۴.۶	۳۷.۲

در جدول ۹ ستون دوم، مقادیر مورد پیش بینی رشد اقتصادی، نرخ تورم و رشد حجم نقدینگی بر اساس الگوی کلان، تحت گزینهٔ دوم، را نشان می‌دهد (گزینهٔ افزایش قیمت انرژی و اجرای سیاست‌های جبرانی). ستون‌های سوم تا پنجم، مقادیر بهینهٔ این متغیرها را تحت قاعدهٔ پولی بهینه با اوزان صفر، یک و پنج برای λ (وزن شکاف تولید در تابع زیان

بانک مرکزی) نشان می‌دهند. هرچه این وزن افزایش یابد بانک مرکزی در تنظیم سیاست پولی به شکاف تولید، در مقایسه با تورم اهمیت بیشتری می‌دهد. در جدول مذکور وزن اختلاف رشد حجم نقدینگی از وقفهٔ خود در تابع زیان (ν) معادل ۰/۵ در نظر گرفته شده است. جدول ۱۰ محاسبات مشابه جدول قبل را با فرض $\nu = 1$ نشان می‌دهد. افزایش وزن مذکور نشان دهندهٔ وابستگی بیشتر سیاست پولی جاری به سیاست‌های گذشته است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در ستون سوم که اهمیت تورم برای سیاست‌گزار بیشتر از شکاف تولید است، رشد اقتصادی براساس قاعدهٔ پولی بهینه نسبت به رشد اقتصادی گزینهٔ دوم کمی کاهش یافته، اما نرخ تورم به‌واسطهٔ کاهش شدید در رشد حجم نقدینگی بهینه، کاهش معناداری نسبت به گزینهٔ دوم دارد. در واقع این ستون نشان‌دهندهٔ رشد حجم نقدینگی بهینه تحت هدف‌گذاری تورم محض است که درآن وزن تورم و وزن شکاف تولید (λ) در تابع زیان بانک مرکزی به ترتیب یک و صفر است. در ستون چهارم جدول‌ها که وزن شکاف تولید و تورم برای سیاست‌گزار یکسان و معادل یک است، رشد اقتصادی بر اساس قاعدهٔ پولی بهینه نسبت به رشد اقتصادی گزینهٔ دوم تفاوت چندانی ندارد و نرخ تورم به‌واسطهٔ کاهش در رشد حجم نقدینگی، نسبت به تورم گزینهٔ دوم، کمی کاهش یافته است. اما در ستون پنجم جدول‌ها که وزن شکاف تولید نسبت به تورم برای سیاست‌گزار بیشتر شده‌است، رشد اقتصادی بر اساس قاعدهٔ پولی بهینه نسبت به گزینهٔ دوم، به‌واسطهٔ افزایش در رشد حجم نقدینگی بهینه و انجام سیاست‌های پولی انبساطی، کمی افزایش یافته است، اما افزایش در حجم نقدینگی بهینه، از سوی دیگر باعث افزایش نرخ تورم شده‌است، تا جایی که مقادیر آن حتی نسبت به مقادیر گزینهٔ دوم نیز بیشتر است.

با توجه به مقادیر جدول‌های فوق می‌توان مشاهده کرد که با افزایش وزن شکاف تولید در تابع زیان سیاست‌گذار، رشد حجم نقدینگی افزایش می‌یابد تا به‌واسطهٔ انجام سیاست‌های پولی انبساطی، تولید افزایش یابد. به عبارت دیگر در اقتصاد ایران بین تولید و تورم یک رابطهٔ مراوده[1] قابل مشاهده است.

1. Trade off

به‌طور کلی نتایج الگوی اقتصادسنجی کلان نشان داد که با اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها از طریق افزایش قیمت حامل‌های انرژی و به همراه سیاست‌های جبرانی (گزینهٔ دوم)، اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۰ با تورم ۲۷ درصدی مواجه شده که تا سال ۱۳۹۴ به ۱۷ درصد کاهش خواهد یافت. در این گزینه رشد حجم نقدینگی از ۲۵/۵ درصد در سال ۱۳۹۰ به حدود ۲۸ درصد در سال ۱۳۹۴ افزایش می‌یابد.

بر اساس نتایج ناشی از وضعیت متغیرهای اقتصاد کلان در شرایط استفاده از قاعدهٔ پولی بهینه (ستون سوم جدول ۱۰) و در چارچوب روش هدفگذاری تورم محض، (که در آن وزن شکاف تولید در تابع زیان بانک مرکزی مساوی صفر است)، رشد حجم نقدینگی بهینه می‌بایست در سال ۱۳۹۰ به ۱۸/۵ درصد کاهش یابد و تا سال ۱۳۹۴ به حدود ۱۷ درصد برسد. در این حالت نرخ تورم از ۲۷/۵ درصد در سال ۱۳۹۰ به ۱۲/۵ درصد در سال ۱۳۹۴ کاهش می‌یابد که اختلاف معناداری با پیش بینی تورم در گزینهٔ دوم دارد.

بر اساس نتایج وضعیت متغیرهای اقتصاد کلان در شرایط استفاده از قاعدهٔ پولی بهینه (ستون چهارم جدول ۱۰) و در چارچوب روش هدفگذاری تورم انعطاف پذیر (که در آن وزن شکاف تولید در تابع زیان بانک مرکزی مساوی وزن تورم و معادل یک است)، رشد حجم نقدینگی بهینه می‌بایست در سال ۱۳۹۰ به ۲۱ درصد کاهش یابد و تا سال ۱۳۹۴ به حدود ۲۴/۵ درصد برسد. در این حالت نرخ تورم از ۲۸ درصد در سال ۱۳۹۰ به ۱۵/۳ درصد در سال ۱۳۹۴ کاهش می‌یابد.

نکتهٔ مهم و شایان توجه آن که می‌توان با سیاست پولی بهینه، به مهار تورم پرداخت، و با سیاست‌های جبرانی مناسب برای بخش تولید و اجرای سیاست‌های طرف عرضه، تولید را نیز بهبود بخشید و از بدتر شدن شکاف تولید، جلوگیری کرد.

۷. نتیجه گیری

اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی سبب افزایش نرخ تورم می‌شود. با توجه به فروض الگوی تحقیق، نرخ تورم در سال اول اجرای طرح حدود ۲۷ درصد پیش بینی می‌شود که به تدریج طی سال‌های بعد کاهش خواهد یافت، اما ملاحظه می‌شود که طی

دورهٔ مورد پیش‌بینی هیچ‌گاه تورم در گزینه‌های مختلف به میزان گزینهٔ پایه بر نمی‌گردد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که اجرای طرح علاوه بر ایجاد جهش در نرخ تورم در سال اول اجرای طرح، باعث افزایش سطح نرخ تورم در سال‌های بعدی خواهد شد، که می‌تواند نشان‌دهندهٔ شکل‌گیری انتظارات تورمی و بحث پایداری تورم در اقتصاد ایران باشد. از سوی دیگر، رشد حجم نقدینگی در دورهٔ مورد پیش بینی در دامنهٔ ۲۵ تا ۲۹ درصد است. با توجه به آثار اجرای طرح، افزایش تورم با کاهش رشد تولید همراه است. ولی با فرض افزایش بهره‌وری، رشد تولید افزایش می‌یابد. در ادامه به دنبال پاسخ به این پرسش بودیم که اگر بانک مرکزی با هدف ثبات در تولید و تورم، و در چارچوب هدف‌گذاری تورم انعطاف پذیر بخواهد سیاست پولی بهینه را اجرا نماید، رشد حجم نقدینگی بهینه متناظر با اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها چقدر است؟ در این رابطه، برای استخراج قاعدهٔ پولی بهینه ابتدا تابع زیان بانک مرکزی با انتخاب متغیرهای مناسب، قیود مدل بهینه‌سازی، شامل معادلات منحنی تقاضای کل و منحنی فیلیپس، از فرم کاهش‌یافتهٔ الگوی کلان بخش اول تحقیق به‌دست می‌آید.

بر اساس نتایج حاصل از وضعیت متغیرهای اقتصاد کلان در شرایط استفاده از قاعده پولی بهینه و در چارچوب روش هدفگذاری تورم انعطاف پذیر که در آن وزن شکاف تولید در تابع زیان بانک مرکزی مساوی وزن تورم است، رشد حجم نقدینگی بهینه می‌بایست در سال ۱۳۹۰ به ۲۱ درصد کاهش و تا سال ۱۳۹۴ به حدود ۲۴/۵ درصد برسد. در این حالت می‌توان انتظار داشت که نرخ تورم به ۱۵/۳ درصد در سال ۱۳۹۴ کاهش یابد. نکتهٔ مهم و شایان توجه آنکه می‌توان با سیاست پولی بهینه، به مهار تورم پرداخت و با سیاست‌های جبرانی مناسب برای بخش تولید و اجرای سیاست‌های طرف عرضه، تولید را نیز بهبود بخشید.

۸. پیوست

۸.۱. نتایج برآورد معادلات رفتاری الگو

۱. مصرف کالاها و خدمات بادوام بخش خصوصی

الف. الگوی پویا

$$LCD = 0.634*LCD(-1) + 0.307*LYD + 0.077*LM2P - 0.28*LR - 0.299*D6566$$
$$(5.25) \quad (3.13) \quad (3.93) \quad (-2.96) \quad (-4.31) \quad R^2 = 0.97$$

ب. رابطهٔ بلندمدت

$$LCD = 0.84*LYD + 0.209*LM2P - 0.778*LR - 0.817*D6566$$
$$(23.2) \quad (3.72) \quad (-2.53) \quad (-2.68)$$

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

$$DLCD = 0.307*DLYD + 0.077*DLM2P - 0.284*DLR - 0.298*D6566 - 0.366*ECM(-1)$$
$$(-4.94) \quad (-3.77) \quad (-3.3) \quad (3.59) \quad (3.27)$$

۲. مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام بخش خصوصی

الف. الگوی پویا

$$LCND = 0.71*LCND(-1) + 0.697*LYD - 0.43*LYD(-1) - 0.068*LPEP +$$
$$(12.94) \quad (9.16) \quad (-4.26) \quad (-2.21)$$
$$0.0904*LPEP(-1) - 0.073*D59 + 0.08*D63$$
$$(3.22) \quad (-3.55) \quad (4.16) \quad R^2 = 0.99$$

ب. رابطهٔ بلندمدت

$$LCND = 0.94*LYD + 0.079*LPEP - 0.259*D59 + 0.283*D63$$
$$(633) \quad (1.68) \quad (-2.81) \quad (3.59)$$

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

$$DLCND = 0.7*DLYD - 0.068*DLPEP - 0.073*DD59 + 0.08*DD63 - 0.283*ECM(-1)$$
$$(9.16) \quad (-2.21) \quad (-3.54) \quad (4.16) \quad (-5.13)$$

۳. مصرف انرژی بخش خصوصی

الف. الگوی پویا

$$LCE = -9.9 + 0.355*LCE(-1) + 0.67*LYD - 0.53*LPEP + 0.355*LPEP(-1) - 0.21D71$$
$$(-5.3) \quad (3.08) \quad (5.24) \quad (-5.67) \quad (4.11) \quad (-5.31)$$
$$R^2 = 0.98$$

ب. رابطهٔ بلندمدت

$$LCE = 1.038*LYD - 0.267*LPEP - 15.39 - 0.325*D71$$
$$(16.75) \quad (-2.92) \quad (-20.04) \quad (-3.40)$$

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

$$DLCE = 0.67*DLYD - 0.529*DLPEP - 9.93 - 0.21*DD71 - 0.65*ECM(-1)$$
$$(5.24) \quad (-5.67) \quad (-5.3) \quad (-3.55) \quad (-5.61)$$

۴. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

الف. الگوی پویا

LIP = 0.424*LIP(-1) + 0.044*LZGDP + 0.436*LMKP – 0.286*LMKP(-1) +
(2.52) (2.06) (5.3) (-2.72)
0463*LGDP – 0.249*LR
(3.54) (-1.6) $R^2 = 0.90$

ب. رابطهٔ بلندمدت

LIP = 0.077*LZGDP + 0.26*LMKP + 0.80*LGDP - 0.43*LRP
(2.54) (2.16) (7.12) (-1.8)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLIP = 0.044*DLZGDP + 0.44*DLMKP + 0.46*DLGDP - 0.25*DLR - 0.576*ECM(-1)
(2.06) (-5.3) (3.54) (-1.6) (-3.42)

۵. مخارج مصرفی دولت

الف. الگوی پویا

LCG = 0.544*LCG(-1) + 0.323*LGDP + 0.091*LTR – 0.01*T
(5.29) (3.55) (2.58) (-3.13) $R^2 = 0.89$

ب. رابطهٔ بلندمدت

LCG = 0.709*LGDP + 0.2*LTR - 0.022*T
(9.75) (2.44) (-7.3)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLG = 0.323*DLGDP + 0.091*DLTR - 0.01*DT - 0.456*ECM(-1)
(3.55) (2.58) (- 3.13) (- 4.43)

۶. درآمدهای مالیاتی

الف. الگوی پویای درآمد مالیاتی

LT = -3.14 + 0.57*LT(-1) + 0.59*LGDP – 0.4*D72
(-2.64) (4.99) (4.16) (-2.52) $R^2 = 0.86$

ب. رابطه بلندمدت

LT = - 7.3 + 1.366*LGDP - 0.928*D72
(- 2.37) (5.52) (- 2.12)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLT = - 3.142 + 0.587*DLGDP - 0.399*DD72 - 0.43*ECM(-1)
(- 2.64) (4.16) (- 2.52) (- 3.77)

۷. صادرات غیرنفتی

الف. الگوی پویا

LXNO = -5.0 + 0.71*LXNO(-1) + 0.404*LGDP – 0.726*LEWR + 0.863*LEWR(-1)
(-1.99) (7.44) (1.62) (-2.08) (2.26)
0.59*D60 + 0.55*D70
(-2.86) (2.86) $R^2 = 0.95$

ب. رابطهٔ بلندمدت

LXNO = -16.96 + 1.36*LGDP + 0.465*LEWR – 2.0*D60 + 1.88*D70
(-2.37) (1.88) (1.244) (-1.92) (2.02)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLXNO = -5.00 + 0.403*DLGDP + 0.72*DLEWR – 0.59*DD60 + 0.55*DD7- 0.3*ECM(-1)
(-1.99) (1.62) (2.08) (-2.86) (2.86) (-3.11)

۸. واردات

الف. الگوی پویا

LIM = 0.46*LIM(-1) + 0.366*LGDP – 0.122*LPMD + 0.32*LX1 – 0.24*LATF –
(3.07) (3.38) (-2.56) (3.29) (-1.98)
0.54*D58 – 0.33*D67 – 0.43*D73
(-3.28) (-1.93) (-2.81) $R^2 = 0.93$

ب. رابطهٔ بلندمدت

LIM = 0.68*LGDP – 0.227*LPMD + 0.595*LX1 – 0.439*LATF – 1.01*D58 –
(8.76) (-4.8) (4.89) (-1.72) (-2.73)
0.61*D67 – 0.793*D73
(-1.62) (-2.03)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLIM = 0.365*DLGDP - 0.122*DLPMD + 0.319*DLX1 - 0.235*DLATF -
(3.38) (-2.56) (3.29) (-1.98)
0.54*DD58 - 0.33*DD67 - 0.43*DD73 - 0.54*ECM(-1)
(-3.28) (- 1.93) (-2.81) (-3.56)

۹. تابع عرضهٔ کل

الف. الگوی پویا

LGDP = 0.84*LGDP(-1) + 0.949*LL – 0.87*LL(-1) + 0.45*LK – 0.38*LK(-1) – 0.0167*LPEP
(19.5) (6.4) (-4.8) (4.5) (-4.1) (-2.33)
+ 0.01*TFP – 0.008*TFP(-1) – 0.01*LTI - 0.02*D62 + 0.01*(LTI*D84-86)
(26.3) (-10.7) (-1.5) (-2.7) (1.64) R2 = 0.99

ب. رابطهٔ بلندمدت

LGDP = 0.5*LL + 0.48*LK - 0.1*LPEP + 0.015*TFP – 0.06*LTI - 0.13*D62 +
(2.1) (3) (-1.4) (4.47) (-1.2) (-1.54)
0.006*(LTI*D84-86)
(1.56)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLGDP = 0.94*DLL + 0.45*DLK - 0.016*DLPEP + 0.01*DTFP – 0.01*DLTI -
(6.5) (4.5) (- 2.33) (26.2) (- 1.5)
0.02*DD62 + 0.001*(DLTI*D84-86) - 0.36*ECM(-1)
(-2.7) (1.64) (-2.1)

۱۰. شاخص قیمت ضمنی تولید

الف. الگوی پویا

LPGDP = -1.6 + 0.459*LPGDP(-1) – 0.01*LINV + 0.26*LM2 + 0.42*LPM –
(-3.22) (3.45) (-1.67) (3.34) (5.33)
0.21*LPM(-1) + 0.076*LPE + 0.18*D72 – 0.095*D77
(- 1.95) (2.12) (4.2) (-2.3) $R^2 = 0.99$

ب. رابطهٔ بلندمدت

LPGDP = -3.00 - 0.03*LINV + 0.48*LM2 + 0.38*LPM + 0.14*LPE + 0.33*D72 - 0.18*D77
(-7.89) (-1.98) (10.34) (6.2) (1.92) (2.56) (-1.98)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DLPGDP = -1.62 - 0.016*DLINV + 0.196*DLM2 + 0.4*DLPM + 0.104*DLPE +
(- 3.23) (-1.67) (3.34) (5.33) (2.12)
0.21*DD72 – 0.09*DD77 - 0.37*ECM(-1)
(4.2) (- 2.3) (-4.07)

۱۱. تقاضای نیروی کار

الف. الگوی پویا

RLD = 1.54 + 0.396*RLD(-1) + 0.188*RGDPBO – 0.12*RGDPBO – 0.036*RWN +
(3.78) (2.44) (7.1) (-3.24) (-2.13)
1.61*D58 – 1.84*D68 – 1.56*D71
(2.49) (-2.53) (2.39) $R^2 = 0.766$

ب. رابطهٔ بلندمدت

RLD = 2.55 + 0.112*RGDPBO -0.06*RWN + 2.68*D58 - 0.3.056*D8 – 2.59*D71
(10.13) (2.49) (-1.63) (1.87) (-1.9) (-1.92)

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

DRLD = 1.54 + 0.188*DRGDPBO - 0.036*DRWN + 1.62*D58 – 1.84*D68 -
(3.78) (7.09) (-2.13) (2.48) (-2.53)
1.56*D71 - 0.604*ECM(-1)
(-2.39) (-3.72)

۱۲. عرضهٔ اسمی پول

الف. الگوی پویا

$$DLM2 = 0.576*DLM2(-1) + 0.0324*DLROILSJ + 0.0123*DLBDGDP +$$
$$(7.24) \qquad (1.73) \qquad (1.99)$$
$$0.0363*LRGDP(-1) + 0.112*D58 - 0.11*D6263 - 0.17*D76$$
$$(5.76) \qquad (3.3) \qquad (-4.4) \qquad (-4.7) \qquad R^2 = 0.8$$

ب. رابطهٔ بلندمدت

$$DLM2 = 0.076*DLROILSJ + 0.029*DLBDGDP + 0.086*LRGDP(-1) +$$
$$(1.64) \qquad (1.84) \qquad (15.2)$$
$$0.265*D58 - 0.26*D6263 - 0.4*D76$$
$$(2.94) \qquad (-3.87) \qquad (-3.24)$$

ج. رابطهٔ کوتاه‌مدت

$$dDLM2 = 0.0324*dDLROILSJ + 0.0123*dDLBDGDP + 0.023*dLRGDP(-1) +$$
$$(1.73) \qquad (1.98) \qquad (5.57)$$
$$0.12*dD74 - 0.11*dD75 - 0.17*dD76 - 0.42*ECM(-1)$$
$$(3.3) \qquad (-4.4) \qquad (-4.7) \qquad (-5.3)$$

پیوست ۲.۸. شرح متغیرهای الگو

نماد متغیر	نام متغیر
LATF	لگاریتم متوسط نرخ تعرفه کالاهای وارداتی
LCD	لگاریتم مصرف واقعی کالاهای بادوام بخش خصوصی
LCE	لگاریتم مصرف واقعی انرژی بخش خصوصی
LCND	لگاریتم مصرف واقعی کالاهای بی‌دوام بخش خصوصی
LCG	لگاریتم مخارج حقیقی دولت
LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۷۶
LGDPBO	لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۷۶
LIG	لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی
LIM	لگاریتم کل واردات حقیقی
LINF	لگاریتم نرخ تورم
LINV	لگاریتم تغییر در موجودی انبار

نماد متغیر	نام متغیر
LIP	لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی
LK	لگاریتم موجودی سرمایه
LL	لگاریتم اشتغال کل
LD	لگاریتم تقاضای نیروی کار
LM2P	لگاریتم حجم واقعی پول
LM2	لگاریتم حجم اسمی نقدینگی
LMKP	لگاریتم واردات حقیقی کالاهای سرمایه‌ای
LPE	لگاریتم شاخص قیمت انرژی
LPEP	لگاریتم شاخص قیمت نسبی انرژی
LPGDP	لگاریتم شاخص قیمت ضمنی تولید
LPM	لگاریتم شاخص قیمت کالاهای وارداتی
LPMD	لگاریتم نسبت شاخص قیمت کالاهای وارداتی به شاخص قیمت کالاهای تولید شده و مصرف شده در داخل
LR	لگاریتم نرخ سود سپرده‌های بلندمدت (پنج ساله)
LROILSJ	لگاریتم درآمد ارزی اسمی نفت
LRP	لگاریتم نرخ سود حقیقی
LT	لگاریتم کل مالیات دریافتی دولت
LTR	لگاریتم کل درامدهای حقیقی دولت
LV	لگاریتم تولید کل
LWN	لگاریتم شاخص دستمرد موزون واقعی
LX1	لگاریتم صادرات واقعی نفت و گاز
LXNO	لگاریتم صادرات غیر نفتی واقعی
LYD	لگاریتم درآمد قابل تصرف
LZG	لگاریتم نسبت تسهیلات اعطایی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی
TFP	شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید

۹. منابع

جعفری صمیمی، احمد؛ امیر منصور طهرانچیان (۱۳۸۳)، "بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمده اقتصاد کلان در ایران: کاربردی از نظریهٔ کنترل بهینه"، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۶۵.

خلیلی عراقی، منصور؛ حامد شکوری؛ محمد زنگنه (۱۳۸۸)، "تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه"، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۸۸.

درگاهی، حسن؛ کبری شربت اوغلی (۱۳۸۹)، "قاعدهٔ بهینه سیاست پولی در شرایط تورمی اقتصاد ایران"، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، دانشگاه تهران، شماره ۸۸.

Adam, k. (2006), "Optimal Monetary Policy with Imperfect Common Knowledge", *Journal of Monetary Economics* 54, pp 267-301.

Arnold, J. (2008), "Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth? Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries", *Economics Department Working Paper*, No 643.

Bruno, M.; Sachs, J. (1982), "Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the Dutch Disease", *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 5, pp 845-859.

Glain, P. (2007), *The Optimal Monetary Policy Rule for the European Central Bank*, Department of Economics, University of Pisa.

Guender, V.A. (2003), Optimal Monetary Policy under Inflation Targeting based on an Instrument Rule", *Economics Letters*, Vol 78. Issue 1. pp 55-58.

Jondeau, E; Bihan, H. L. (2010), "Evaluating Monetary Policy Rule in Estimated forward-Looking Models, A Comparison of US and German Monetary Policies". *The Econometrics of Policy Evalution*, pp 357-388.

Lee, Y.; Gordon, R. H. (2004), "Tax Structure and Economic Growth", *Journal of Public Economics* 89, Elsevier, pp 1027-1043.

Mattesini, F.; Nistico, S (2010), "Trend Growth and Optimal Monetary Policy", *Journal of Macroeconomics* 32, Elsevier, pp 797-815.

Mishkin, F. S. (1999), "International Experiences with Different Monetary Policy Regimes", *Journal of Monetary Economics*, Vol 43. No 3, pp 579-605.

Moura, M. L.; Carvalho, A. (2009), "What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America?" *Journal of Macroeconomics* 32, Elsevier, pp 392-404.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999), *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, in S Strom (ed), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, 1999, chapter 11. Cambridge University Press, Cambridge.

Steinsson, (2003), "Optimal Monetary Policy in an Economy with Inflation Persistence". *Journal of Monetary Economics* 50. pp 1425-1456.

Tatomm, A. J. (1981), "Energy Prices and Short-run Economic Performance", *Federal Reserve Bank of St. Louis, issue*, Jan, pages 3-17.

Woodford, M. (2003), *Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy*, Annual economic policy conference, Federal Reserve Bank of St. Louis.