

سیاست‌های طرف تقاضا و آثار واقعی آن در اقتصاد ایران

ادموند خشادریان

در این مقاله، یک الگوی عمومی که دیدگاه‌های مکاتب اقتصادی مختلف بر سرمهی اقتصادی مبنای تلقی نموده براورد شده برای یک میانه‌ای مبادله‌های طرف تقاضا با مکاتب تجارتی پاره‌نمایی برآورده شده برای یک میانه‌ای مبادله‌ای خلاصه می‌کند. معرفی منظور و برای اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۷ تا ۱۳۷۸ مورد برآورده شده است. نتایج حاصل از برآورده بیانکر آن است که آثار واقعی (وابتدی) کوتاه مدت سیاست‌های طرف تقاضا (از قبیل سیاست‌های مالی یا پولی) بر اقتصاد ایران، معملاً از ۴۰٪ تا ۶۰٪ محدود است به این ترتیب، از روی افزایش در درآمد انسان (بعض اوقایق ممکن است افزایش اهداف یک میانه‌ای انتسابی) در هایان سال دوم، به صورت افزایش در سطح عمومی قیمت نموده می‌باشد. از این برآورده است که در طبقی میانگاهی کلان اقتصادی، محوریت تغییرات برمحوریت رفت اقتصادی تولید خود را بالاتر

مقدمه: نظریه اقتصاد کلان و ضریب داد و ستد تولید و تورم
شالوده اصلی تحلیل‌های اقتصاد کلان را می‌توان در مطالعات ارزشمند مارشال در اوایل قرن حاضر جست و جو کرد. روش‌شناسی مارشالی با بهره‌گیری از مفهوم بازار در اقتصاد خرد، در تحلیل کلان اقتصادی نیز با اعمال یک ساده‌سازی قهرمانانه، بازاری را در نظر می‌گیرد که در اثر تقابل نیروهای عرضه و تقاضا در آن، میزان جمعی تولید و یک سطح متوسط قیمت‌های پولی را تعیین می‌سازد. به جرأت می‌توان گفت که مجموعه نظریات و دیدگاه‌های مکاتب فکری مختلف در اقتصاد کلان، در نهایت، در همین ایده ساده مارشال خلاصه می‌شود.

در بررسی تطبیقی این دیدگاه‌ها، زمینه اصلی اختلاف نظر، تلقی هریک از مکاتب اقتصادی از وضعیت عرضه کل در اقتصاد است. مطابق با نگرش کلاسیک، یک سیاست پولی ابساطی باعث انتقال تابع تقاضای کل در اقتصاد خواهد شد. اما چون تابع عرضه کاملاً بی‌کشش است، افزایش درآمد انسانی تنها به صورت افزایش سطح عمومی قیمت نمود می‌باید.

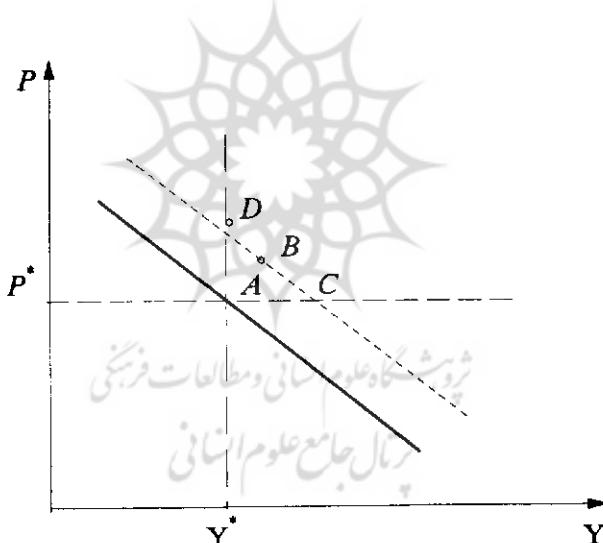
خلاصه این‌که، سیاست پولی در اقتصاد تورم‌زا است. سیاست مالی نیز اگر به صورت افزایش مخارج دولت از محل مالیات یا سایر ابزارهای مشابه به جز خلق مستقیم پول اعمال شود، تنها اثر ازدحام خارج‌کننده^۱ را به دنبال خواهد داشت و صرفاً به‌شکل آثار باز توزیع ثروت و درآمد جلوه‌گر می‌شود. به عبارتی، در نگرش کلاسیک، سیاست پولی اقتصاد را از وضعیت A در شکل شماره ۱، به وضعیت D منتقل خواهد کرد و همچنین یک سیاست مالی محض، تغییری در وضعیت نقطه A ایجاد نخواهد کرد.

از طرف دیگر، در دیدگاه رادیکال کیتیزی، سیاست پولی، وضعیت نقطه A را در شکل شماره ۱ تغییر نخواهد داد، زیرا افزایش عرضه پول مستقیماً با حرکت خلاف جهت سرعت گردش پول خنثی می‌شود. اما یک سیاست مالی انساطی به‌دلیل وجود چسبندگی ساختاری در میزان دستمزد اسمی با افزایش تقاضای کل، تقاضا برای نیروی کار را افزایش می‌دهد، و اگر چسبندگی کامل باشد، اقتصاد به وضعیت C در شکل شماره ۱ در می‌آید.

نظریه ترازهای واقعی، با رد دیدگاه کیتیزی، سیاست پولی را در کوتاه مدت دارای آثار واقعی می‌داند. براساس این نظریه، سرعت گردش پول تابعی مستقیم و با ثبات از میزان تورم مورد انتظار و نرخ بهره است. بنابراین، تغییرات سرعت گردش پول همجهت با تغییرات عرضه پول و در راستای تشدید آثار آن است. اما، براساس نظریه ترازهای واقعی، مکانیسم شکل‌گیری انتظارات در اقتصاد به گونه‌ای است که تعدیل سطح عمومی قیمت را به فرایندی زمان‌بر بدل می‌سازد. در این حالت، اعمال سیاست انساطی پولی تازمان تکمیل شدن فرایند تعدیل قیمت، اقتصاد را به وضعیت B در شکل شماره ۱ منتقل می‌کند. به تدریج، با کامل شدن فرایند تعدیل سطح قیمت‌ها، اقتصاد به وضعیت D گرایش می‌یابد.

نظریه پردازی جدید در قلمرو اقتصاد کلان، که در چارچوب مکاتب نوکلاسیک و نوکیتیزی متبلور شده است، اصول بنیادین دیدگاه‌های ارثودکس (ستی) قبلى را به زیر سوال می‌برد. با معرفی جنبه‌های گوناگون از عدم قطعیت، هر دوی این مکاتب به‌نوعی معتقد به بی‌ثباتی وضعیت تابع عرضه‌اند. نوکلاسیک‌ها معتقدند که عرضه کل تابعی از میزان تورم انتظاری است. اگر با اعمال یک سیاست انساطی، تقاضای کل به‌سمت راست منتقل شود،

عوامل اقتصادی مطابق با فرضیه انتظارات عقلایی، با تجدید نظر در میزان مورد انتظار تورم، تابع عرضه را به بالا انتقال می‌دهند، به صورتی که تلاقي توابع عرضه و تقاضا در وضعیت جدید، اقتصاد را به نقطه D هدایت خواهد کرد. از این‌رو، تابع عرضه وضعیتی قطعی ندارد. اما، طبق دیدگاه نوکیزی، در اثر اعمال یک سیاست انساطی، وضعیت تعادل می‌تواند هریک از سه نقطه C ، B یا D باشد. این‌که تعادل پایدار کدام نقطه است، بستگی تام به میزان متوسط تورم در اقتصاد دارد. نقطه C ، در وضعیتی که تورم معادل صفر باشد، قابل حصول است و نقطه D ، نتیجه‌ای است که در این شرایط تورمی حاصل می‌شود. در این تحلیل، مکانیسم شکل‌گیری انتظارات مهم نیست، بلکه آنچه مهم است میزان چسبندگی قیمت‌ها است که رابطه‌ای معکوس با متوسط میزان تورم در اقتصاد دارد.



شکل شماره ۱ : اثر انتقال تابع تقاضا

به این ترتیب، بخشی مهم از مطالعات نظری به تصویر کردن اثر تکانه‌های سیاستی (یا غیرسیاستی) طرف تقاضا بر تولید واقعی در اقتصاد متمرکز شده است، که در اصطلاح بدان ضریب داد و ستد تولید و تورم^۱ اطلاق شده است. این ضریب، که در واقع کشش منحنی

1. output-inflation trade off

کوتاه‌مدت فیلیپس را نشان می‌دهد، بیان می‌دارد که چه سهمی از افزایش درآمد اسمی (افزایش تقاضای کل در اقتصاد) به صورت افزایش در تولید متجلی می‌شود و چه سهمی به پویایی سطح عمومی قیمت می‌انجامد. با توجه به آنچه ذکر شد، در این مطالعه سعی می‌شود با بهره‌گیری از الگوی عمومی چاند (۱۹۹۷) و با استخراج روند غیرخطی تولید طبیعی، براساس روش پیشنهادی پرون (۱۹۹۴) ضریب داد و ستد میان تولید و تورم در اقتصاد ایران محاسبه و مورد تفسیر واقع گردد.

معرفی الگو

اگر x معرف لگاریتم درآمد اسمی (تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری)، p معرف لگاریتم سطح عمومی قیمت (شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی) و λ معرف لگاریتم تولید واقعی (تولید ناخالص داخلی) باشد، با توجه به این که نقطه روی هر یک از متغیرها بیان‌گر تفاضل مرتبه اول آن متغیر خواهد بود، اتحاد اساسی درآمد اسمی در اقتصاد به صورت زیر قابل ارائه است:

$$\dot{x} = \dot{p}_t + \dot{\lambda} \quad (1)$$

اگر λ معرف میزان رشد تولید طبیعی باشد، رابطه بالا را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$(\dot{p}_t - p_{t-1}) + (\dot{\lambda} - \lambda_t) = (\dot{x}_t - x_{t-1}) \quad (2)$$

چاند (۱۹۹۷)، سمت راست رابطه ۲ را شکاف اضافه درآمد^۱ می‌نامد. اگر فرض کنیم که

۱. اگر در رابطه ۱ به جای نرخ‌های رشد متغیرها، به طور ساده از لگاریتم سطح آن‌ها استفاده می‌شود، رابطه زیر بعدست می‌آید:

$$(p_t - p_{t-1}) + (y_t - y_{t-1}) = x_t - x_{t-1} \quad (3)$$

به‌هرحال در ادامه، روابط بر حسب تفاضل‌های لگاریتمی (نرخ‌های رشد) در نظر گرفته خواهد شد. طبیعی است، که از نظر پارامترهای مدل هیچ تفاوتی بین این دو وجود ندارد.

2. excess income gap (EIG)

« کمیتی بین صفر و یک باشد، در این صورت، شکاف اضافه درآمد به دو جزء زیر قابل تجزیه خواهد بود :

$$(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) = \alpha (\dot{x}_t - (\dot{p}_{t-1} + \dot{y}_t^*)) \quad (3)$$

$$(\dot{y}_t - \dot{y}_t^*) = (1 - \alpha) (\dot{x}_t - (\dot{p}_{t-1} + \dot{y}_t^*)) \quad (4)$$

در مدل چاند (۱۹۹۷)، این روابط به وضوح نشان‌دهنده رفتار پویای متغیرهای تورم و رشد تولید، در قبال نوسان‌های طرف تقاضا هستند. فرض کنید که در رابطه مقداری پول کمپریج، ضریب k (سرعت گردش درآمد) ثابت باشد. در این صورت، می‌توان نشان داد که $\dot{x}_t = \dot{m}_t$ = رشد تقاضای اسمی پول) خواهد بود. اینک، فرض کنید که در اثر اعمال یک سیاست انساطی پولی، میزان رشد درآمد اسمی افزایش یابد. بسته به کمیت ضریب «»، میزان تورم نسبت به سال گذشته افزایش خواهد یافت. اما، سهمی از افزایش میزان رشد درآمد اسمی، براساس رابطه ۴ به وضوح میزان رشد اقتصادی را متأثر خواهد ساخت. به هر حال، با گذشت زمان و افزایش میزان تورم، شکاف اضافه درآمد کوچک و کوچک‌تر خواهد شد و به این صورت اثر سیاست انساطی به تدریج از میان خواهد رفت. این مثال، نشان‌دهنده رفتار پویای متغیرها در مدل یاد شده است که در آن تأثیر سیاست بر میزان تورم و رشد اقتصادی و نیز سرعت تعدیل آن‌ها بستگی تام به کمیت «» و یا به عبارتی ضریب داد و ستد تولید و تورم دارد. در تعیین مدل خود، چاند امکان تأثیرگذاری متغیرهای واقعی \dot{z}_t را نیز در نظر می‌گیرد.^۱ اگر فرض کنیم n متغیر واقعی بر میزان تورم و رشد اقتصادی تأثیرگذار هستند، می‌توان این روابط را به صورت زیر تبدیل کرد :

$$(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) = \sum_{i=1}^n \beta_i (z_{it} - \dot{p}_{t-1}) + \alpha (\dot{x}_t - (\dot{p}_{t-1} + \dot{y}_t^*)) \quad (5)$$

۱. معرفی این متغیرها، همان‌گونه که در ادامه به آن اشاره می‌شود، با هدف تکمیک تکانه‌های طرف تقاضا است.

$$(\dot{y}_t - \dot{y}_t^*) = \sum_{i=1}^n -\beta_i (\dot{z}_{it} - \dot{p}_{t,i}) + (1 - \alpha)(\dot{x}_t - (\dot{p}_{t,1} + \dot{y}_t^*)) \quad (6)$$

توجه کنید که جمع این دو رابطه کما کان رابطه بنیادین ۱ را به دست می‌دهد. به این ترتیب، روشن است که آثار قیمتی و آثار تولیدی متغیرهای واقعی، برخلاف متغیرهای اسمی، مخالف جهت همیگر خواهد بود. با استفاده از دو رابطه ۳ و ۴ و ۵ و ۶ به راحتی می‌توان اثر افزایش در میزان رشد درآمد اسمی را در چارچوب دیدگاه‌های مکاتب اقتصادی مختلف خلاصه کرد. در اینجا، به منظور راحتی، اگر مجموعه معادلات ساده ۳ و ۴ را در نظر بگیریم، روابط مورد نظر برای هریک از دیدگاه‌های رقیب به سادگی قابل استخراج خواهد بود.

مدل کلاسیک

اگر ضریب α معادل واحد باشد، میزان تورم معادل $\dot{y}_t - \dot{x}_t = \dot{p}_t$ خواهد بود. با استفاده از فرض ثبات سرعت گردش درآمد در رابطه مقداری کمترین، خواهیم داشت: $\dot{y}_t - \dot{x}_t = \dot{m}_t = \dot{p}_t$. لازم به ذکر است که در این نگرش، تولید طبیعی در اقتصاد تابع عوامل ساختاری است و در کوتاه‌مدت ثابت در نظر گرفته می‌شود.

مدل کینزی

به منظور دستیابی به نتایج مدل کینزی، کافی است ضریب α را مساوی صفر قرار دهیم. در این حالت داریم: $\dot{p}_{t,1} - \dot{x}_t = \dot{y}_t$. این رابطه، منعکس‌کننده نگرش اصولی کینز در باره اثر تفاضلی مؤثر بر رشد تولید در اقتصاد است.

مدل منحنی فیلیپس

منحنی فیلیپس، بیان‌گر رابطه مثبت میان میزان تورم و شکاف میان میزان رشد واقعی از میزان رشد طبیعی است. اگر مقدار EIG را از رابطه ۳ محاسبه و در رابطه ۴ جایگزین کنیم، خواهیم داشت: $(\dot{y}_t - \dot{y}_t^*) = \frac{\alpha}{1 - \alpha} (\dot{p}_{t,1} - \dot{p}_t)$ ، که این رابطه شکلی کلی از منحنی فیلیپس کوتاه مدت در فضای تولید و تورم است.

مدل منحنی فیلیپس تعییم یافته

اگر روابط ۳ و ۴ را با اضافه کردن رابطه تغییر دستمزدها به صورت $(\dot{p}_t - \dot{w}_t)$ ، تعییم بخشم، و اگر فرض کنیم که $\dot{p}_t^e = \dot{w}_t$ است، با دنبال کردن فرایندی که به حاصل شدن منحنی فیلیپس انجامید، اینک مدل منحنی فیلیپس تعییم یافته را می‌توان به شکل زیر به دست آورد:

$$(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) = \frac{\alpha}{1-\alpha} (\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}^*) + \frac{\beta}{1-\alpha} (\dot{p}_t^e - \dot{p}_{t-1}^e)$$

مدل نوکلاسیک لوکاس

نتایج مدل نوکلاسیک، مستلزم معرفی الگوی عقلایی شکل‌گیری انتظارات خواهد بود. انتظارات عوامل اقتصادی در مورد روند آینده حوادث می‌تواند تأثیر خودرا به اشکال مختلف نشان دهد. یک روش ساده، معرفی انتظارات از طریق معادله میزان تورم به شکل $(\dot{p}_t + \omega_t) = E_{t-1} \dot{p}_t$ است که جمله اختلال آن (ω_t) یک نویه سفید^۱ است. کمیت انتظاری رابطه ۳ را در نظر بگیرید: $((\dot{x}_t^* + \dot{y}_t^*) - \dot{p}_{t-1}^e) = \dot{p}_t - E_{t-1}$. در اینجا \dot{x}_t^* معرف کمیت انتظاری رشد درآمد اسمی است. اگر با استفاده از رابطه $\dot{p}_t + \omega_t = E_{t-1}$ ، $\dot{p}_t = E_{t-1}$ ، کمیت انتظاری رابطه قبلی را جایگزین کنیم، به رابطه زیر دست خواهیم یافت:

$$((\dot{x}_t^* + \dot{y}_t^*) - \dot{p}_t) = \alpha ((\dot{x}_t^* - \dot{p}_{t-1}^e) + \omega_t)$$

جمله خطای رابطه اخیر می‌تواند شامل اجزای متعددی باشد. یکی از اجزای این خطای می‌تواند منعکس‌کننده اختلاف میزان رشد محقق شده درآمد اسمی با میزان رشد طبیعی آن باشد. به این ترتیب، اگر این جمله خطای رابطه دو جزء تقسیم کنیم یعنی $(\dot{x}_t^* - \delta \dot{x}_t^* + \delta \dot{x}_t^* + \varphi) = \omega_t$ ، جمله φ می‌تواند منعکس‌کننده خطای ناشی از سایر عوامل باشد. با جایگذاری این نتیجه در رابطه قبل، شکل کلی رابطه میزان رشد تورم در نظریه نوکلاسیک به دست می‌آید:

$$(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) = \alpha (\dot{x}_t^* - (\dot{p}_{t-1}^e + \dot{y}_t^*)) + \delta (\dot{x}_t^* - \dot{x}_t^*) + \varphi$$

1. white noise

اگر در این رابطه $\alpha = \delta \leq 1$ باشد، رابطه‌ای از نوع لوکاس (۱۹۷۳) بدست آمده است. همچنین، اگر داشته باشیم $\delta = \alpha = 1$ ، به شکل تصادفی مدل کلاسیک دست یافته‌ایم.

مدل نوکینزی

از نظر شکل رابطه، مدل نوکینزی‌ها تفاوتی با مدل نوکلاسیک ندارد. تفاوت موجود در کمیت پارامترها است؛ به این ترتیب که اگر در رابطه پیشین $1 \leq \alpha < \delta$ باشد، تایجی مشابه مدل‌های نوکینزی حاصل خواهد شد. هرچه کمیت این پارامتر به صفر نزدیک شود، دیدگاه کینزی تقویت می‌شود.

برآورد مدل

به منظور برآورد تجربی نحوه تقسیم درآمد اسمی میان تولید و قیمت، ابتدا شکل تصادفی معادلات ۴ و ۶ را در نظر می‌گیریم:

$$(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) = \alpha (\dot{x}_t - (\dot{p}_{t-1} + \dot{y}_t^*)) + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$(y_t^* - \dot{y}_t^*) = (1 - \alpha)(\dot{x}_t - (\dot{p}_{t-1} + \nu_t)) + \eta_t \quad (8)$$

در اینجا، دو نوع رابطه علیٰ را می‌توان در نظر گرفت. در حالت اول، رابطه علیٰ از درآمد اسمی جاری می‌شود و بر اساس رابطه ۱ هر تغییر درآمد اسمی به اجزای آن، یعنی به تورم و رشد تولید، تفکیک می‌شود. این حالت، در معادلات پیشین بدان معنی خواهد بود که جمع ضرایب متغیر شکاف اضافه درآمد در دو معادله برابر واحد و جمع ضرایب مربوط به تکانه‌های تصادفی در دو معادله برابر صفر هستند. اگر رابطه علیٰ را به شکل اخیر در نظر بگیریم، در این صورت کافی است تنها یکی از دو معادله پیشین مورد برآورد قرار گیرند. و اما در حالت دوم، علیٰ از رشد تولید و میزان تورم به سمت تعیین رشد درآمد اسمی جاری می‌شود. بدیهی است که در این حالت قیود اعمال شده در حالت اول برداشته خواهد

شد و دو معادله مستقل برای برآورد وجود خواهد داشت.^۱ به هر صورت، یک روش عملی برای بررسی جهت علیّت، برآورد همزمان معادلات و بررسی اعتبار قبود معرفی شده در آن‌ها خواهد بود.

قبل از آن‌که به مرحله برآورد الگو در مورد اقتصاد ایران پردازیم، بهتر است به چند نکته مهم اشاره کنیم. همان‌گونه که ذکر شد، عوامل طرف عرضه نیز می‌توانند درآمد اسمی را تحت تأثیر قرار دهند. در متون اقتصادی، معمولاً این گروه از عوامل را عوامل واقعی و تغییرات آن‌هارا نوسان‌های واقعی می‌نامند. سؤال در اینجا است که در بررسی اثر سیاست‌های طرف تقاضا چگونه می‌توان اثر عوامل واقعی را متمایز یا کنترل کرد؟ توجه به این نکته لازم است که این موضوع ارتباطی با عدم قطعیت وضعیت تابع عرضه ندارد، بلکه صرفاً به انتقال تابع در اثر تکانه‌های ساختاری مربوط می‌شود. بدیهی است که تکانه‌های ساختاری طرف عرضه خود می‌توانند همانند تکانه‌های طرف تقاضا، درآمد اسمی را تحت تأثیر قرار دهند و بنابراین تفکیک اثر تغییر در درآمد اسمی بر تولید و سطح عمومی قیمت باید پس از احتساب یا کنترل شوک‌های ساختاری در سمت عرضه انجام پذیرد. نمونه این مسئله را می‌توان در مطالعه لوکاس (۱۹۷۲) ملاحظه کرد. اگر فرض کنیم که تابع تقاضای کل دارای کشش واحد نسبت به سطح عمومی قیمت است، تغییرات عوامل حقیقی تنها بر ترکیب درآمد اسمی و نه بر مقدار آن تأثیر خواهد گذاشت. البته، بحث در مورد کشش تابع تقاضای کل موضوعی است که باید از نظر تجربی به آزمون گذاشته شود.

اما، به عنوان روشنی دیگر، می‌توان با ملحوظ کردن متغیرهای طرف عرضه در کنار متغیرهای طرف تقاضا در معادلات، همانند الگوی پیشنهادی چاند (۱۹۹۷)، اثر خالص متغیرهای طرف تقاضا و به عبارتی ضریب داد و ستد تولید و تورم را بررسی کرد.^۲

در این مطالعه، رویه عمل تاحدودی متفاوت است. در اینجا به منظور دقت در تفکیک آثار تکانه‌های طرف عرضه، این تکانه‌ها به دو دسته دائمی و موسمی تقسیم می‌شوند. تکانه‌های دائمی اثر خود را بر روند تولید طبیعی در اقتصاد بر جا می‌گذارند، حال آن‌که

۱. به طور مثال اثر یک شوک طرف عرضه (که از طریق جملات تصادفی در دو معادله مورد نظر وارد می‌شوند)، در حالت استقلال این معادلات، آثار معادل اما خلاف جهت را بر تورم و رشد نخواهد داشت.

۲. روش سومی که برای تفکیک تکانه‌ها توصیه شده مبنی بر مطالعه بال، منکبو و رومر (۱۹۸۸) است.

تکانه‌های موقتی روند واقعی تولید را متاثر می‌سازند. در حالی که چاند هزینه نیروی کار در بخش صنعت را به عنوان یک متغیر طرف عرضه به معادلات مورد برآورده خود برای کشورهای صنعتی جهان اضافه می‌کند، در این مطالعه از ارزش واقعی واردات کالاهای واسطه‌ای برای ملاحظه کردن اثر تکانه‌های موقتی طرف عرضه استفاده می‌شود. این تفاوت در انتخاب متغیرهای واقعی طرف عرضه اقتصاد به دو دلیل قابل توجیه است. نخست، اگر اقتصاد مواجه با ظرفیت‌های تولیدی بلا استفاده باشد، هزینه نیروی کار شاخصی مناسب برای ارزیابی نوسان‌های تولید نخواهد بود. دوم، از آنجاکه بافت تولیدی اقتصاد کشور تا حد زیادی به واردات مواد سرمایه‌ای و واسطه‌ای وابسته است، و خامت وضعیت تراز پرداخت‌های کشور، که عمدها حاصل تحولات بازار جهانی نفت است، روند واردات این کالاهای را در مقاطعی از زمان با اختلال مواجه می‌سازد و به رغم وجود تقاضای مؤثر امکان افزایش تولید در کوتاه مدت را از اقتصاد سلب می‌کند.

نکته دیگری که در رابطه با برآورده سری زمانی معادلات ۷ و ۸ در اینجا لازم به اشاره است، آن است که با توجه به حالت تفاضلی متغیرها، وجود ریشه واحد در هیچ‌کدام از متغیرهای سری زمانی قابل تأیید نیست.^۱ اما نکته مهم تری که در رابطه با برآورده الگوی مورد بحث وجود دارد، به نحوه استخراج روند تولید طبیعی در اقتصاد باز می‌گردد. به طور متدائل، چندین روش برای این منظور توصیه شده است. در ساده‌ترین روش، روند زمانی تولید (حاصل یک رگرسیون ساده تولید بروزمان) برای این منظور توصیه شده است. اما در این روش امکان جذب تکانه‌های دائمی امکان پذیر نخواهد بود. برای رفع این نقیصه، روش دیگر استفاده از رگرسیون یاد شده در مقاطع زمانی مختلف است که نهایتاً روند طبیعی تولید را به صورت خط یا خطوطی شکسته تصویر می‌کند. این روش نیز نارسایی‌های فراوانی دارد که پرداختن به آن‌ها از حوصله این بحث خارج است.

روش سوم برای این منظور، استفاده از فیلتر معروف هودریک - پرسکات است که در مطالعات مربوط به نظریه چرخه‌های تجاری واقعی به کرات از آن استفاده شده است و مبنای آن استخراج یک روند غیرخطی متمایل به گام تصادفی است. (اندرس ۱۹۹۵)، و م. ه. پران

۱. در مورد نحوه ارزیابی حواص آماری سری‌های زمانی می‌توانید به خشنادوریان (۱۳۷۸) مراجعه کنید. وجود ریشه واحد در تعابیش سری زمانی واردات واسطه‌ای نیز به کمک همین روش‌ها غیر قابل پذیرش بوده است.

و ب. پس از آن جا که فیلتر هودریک - پرسکات در واقع تمام تکانه‌های تصادفی سری زمانی را بجزء طبیعی (رونده غیرخطی) متغیر مورد نظر پیاده می‌کند، استفاده از آن در این مطالعه چندان مطلوب تشخیص داده نشد. در عوض، روش مورد استفاده در این مطالعه، استخراج روند غیرخطی تولید از طریق آزمون مانایی به روش شکستگی پرون (۱۹۹۴) است. در این روش، عمدت ترین شکست یا تکانه دائمی در سری زمانی استخراج شده و بر اساس آن روند طبیعی تولید به دست آمده است. لگاریتم سطح متغیر تولید واقعی، بحسب آزمون‌های متداول، حکایت از وجود ریشه واحد دارد (خشنادوریان ۱۳۷۸). اما با استناد به مطالعات پرون (۱۹۸۹ و ۱۹۹۴ و ۱۹۹۷)، تغییرات ساختاری در متغیرها توان آزمون‌های معمولی از نوع دیکی - فولر را به سمت صفر میل خواهد داد، و به همین دلیل است که استفاده از آزمون پرون در این موارد توصیه می‌شود، چرا که با نگاهی اجمالی بر روند تولید ناخالص داخلی واقعی در ایران، به راحتی می‌توان به وجود یک شکستگی ساختاری عمدت در آن پی برد. نتایج آزمون مانایی بر متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت بازار در جدول شماره ۱ معکس شده است.

در انجام این آزمون، سال ۱۳۵۵ نقطه شکستگی سری زمانی در نظر گرفته شد. به این ترتیب، با توجه به کل طول دوره، ضریب α معادل $1/5$ انتخاب شد و مقادیر بحرانی برای سطح اطمینان ۹۵ درصد طبق جدول VI.B پرون (۱۹۸۹) به دست آمد. در خصوص متغیرهای معرفی شده در این آزمون، لازم به ذکر است که متغیر $DUS55$ متغیری مجازی است که در تمامی طول دوره پس از نقطه شکستگی کمیت ۱ و در سایر مواقع کمیت صفر را اختیار می‌کند. متغیر $DTS55$ مقادیر تجمعی $DU55$ را در برابر می‌گیرد. $DTB55$ متغیری مجازی است که در سال بعد از نقطه شکستگی کمیت ۱ و در مابقی سال‌ها کمیت صفر را انتخاب می‌کند. نهایتاً $TREND$ یک متغیر روند است که کمیت آغازین آن در سال ۱۳۳۸ عدد صفر است. نتایج جدول شماره ۱ با استناد به پرون (۱۹۸۹ و ۱۹۹۴) و براساس رگرسیون زیر به دست آمده است.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DUS55_t + \delta DTB55_t + \gamma DTS55_t - (1 - \rho_1)y_{t-1} + \rho_1 \Delta y_{t-1} + e_t$$

جدول شماره ۱: آزمون مانابی به روش پرون بر تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت بازار

Dependent Variable: D(LOG(YM))

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1340-1375

Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۲/۱۹۱	۰/۶۳۸	۴/۹۹۴	۰/۰۰۰
TREND	۰/۰۴۶	۰/۰۰۹	۵/۰۵۱	۰/۰۰۰
DU55	-۰/۱۸۰	۰/۰۲۹	-۴/۶۲۶	۰/۰۰۰
DTS55	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۸	-۴/۳۶۶	۰/۰۰۰
DTB55	۰/۰۷۳	۰/۰۵۸	۱/۲۵۲	۰/۲۲۰
LOG(YM(-1))	-۰/۰۱۷	۰/۰۸۴	-۴/۹۲۸	۰/۰۰۰
D(LOG(YM(-1)))	۰/۰۱۹	۰/۱۳۰	۲/۲۱۴	۰/۰۰۳

این مطالعه بسیار حیاتی است، امکان استخراج روند زمانی تولید یا تولید طبیعی است. بدینهی است که در حالت وجود شکستگی در سری زمانی تولید، روند آن نیز به صورت یک خط مستقیم نخواهد بود و همین مسئله محاسبه آن را با مشکلاتی مواجه می‌کند. پرون (۱۹۹۴)، استخراج معادله روند برای یک فرایند IO را به روش زیر به انجام می‌رساند:

۱. ابتدا معادله رگرسیون برآورد شده را مجدداً به صورت لگاریتم سطح متغیر تولید می‌نویسد.

$$y_t = \hat{c} + \hat{b}t + \hat{\theta}DU55_t + \hat{\gamma}DTS55_t + \hat{\alpha}_1 y_{t-1} + \hat{\alpha}_2 y_{t-2}$$

بر اساس معادله برآورد شده می‌دانیم که

۲. معادله روند غیرخطی از طریق معادله زیر به دست می‌آید.

$$\hat{y}_t = \hat{\mu} + \hat{B}t + \hat{A}(L)^{-1}(\hat{\theta}DU55_t + \hat{\gamma}DTS55_t)$$

که در آن داریم،

$$\hat{A}(L) = 1 - \sum_{i=1}^{k+1} L^i \hat{\alpha}_i \rightarrow \hat{A}_{(1)} = ۰/۴۱۷۸$$

$$\hat{B} = \frac{\hat{b}}{\hat{A}_{(1)}} = ۰/۱۱۱۶$$

$$\hat{\mu} = \frac{\hat{c} - \hat{B}\hat{g}}{\hat{A}_{(1)}} = ۷/۵۹۴ \quad \text{داده شده} \quad \hat{g} = \sum_{i=1}^{k+1} i \hat{\alpha}_i = ۰/۱۶۲۲$$

با محاسبه چند جمله‌ای مربوط به $\hat{A}(L)^{-1}$ به کمک بسط مک‌لورن، معادله روند غیرخطی تولید طبیعی به آسانی قابل محاسبه می‌شود.^۱ به این ترتیب، اکنون اطلاعات لازم برای برآورد

^۱. براساس نتایج حاصل از محاسبات، میزان رشد طبیعی اقتصاد ایران در دوره پانزده ساله ۱۳۹۱ تا ۱۳۷۵ حدود ۲/۷ بوده است.

الگو تکمیل شده است. همان‌گونه که ذکر شد، در این مطالعه تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت بازار و شاخص ضمنی قیمت آن، به ترتیب، به عنوان متغیرهای کمیت و قیمت انتخاب شده‌اند. شکاف اضافه درآمد و درآمد اسماً نیز براساس این دو متغیر محاسبه می‌شوند. در طرف عرضه، با دردست داشتن شاخص متوسط قیمت‌های جهانی pwi که از سالنامه‌های IFS استخراج شده است و نیز با جمع واردات واسطه‌ای $mi\$$ و سرمایه‌ای $mk\$$ (هردو به میلیون دلار)، اثر نوسان‌های واردات (واقعی) برووند رشد اقتصادی و شتاب‌گیری میزان تورم بررسی می‌شود. همچنین، اثر تحولات بازار جهانی نفت در دو ساله ۱۳۵۲ و ۱۳۵۳ به صورت یک متغیر مجازی مستقل که فقط در این دو سال کمیت ۱ را انتخاب می‌کند، در هر دو معادله وارد می‌شود. دوره بررسی، سال ۱۳۴۷ به بعد، یعنی پس از برنامه عمرانی چهارم را در بر می‌گیرد.^۱

نتایج حاصل از برآورد سیستم دو معادله‌ای در جدول شماره ۲ معکس شده است. لازم به ذکر است که متغیر وابسته در معادله اول نشان‌دهنده رشد میزان تورم (یاشتاب تورم) است که آن را با DPDOT نشان می‌دهیم. همچنین، متغیر وابسته در معادله دوم نشان‌دهنده انحراف میزان رشد محقق شده از میزان رشد طبیعی در اقتصاد است که آن را با DCYCLE مشخص می‌کنیم. با مروری اجمالی بر نتایج جدول شماره ۲، ملاحظه می‌شود که برآورد حداقل مربعات سیستم، به جز در مورد ضریب متغیر مجازی، که آن را در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار ساخته است، ضرایبی معنی‌دار را برای سایر متغیرها به دست داده است. جمع این دو معادله، همان‌گونه که انتظار می‌رفت، رابطه مبنایی ۱ را حاصل می‌آورد، بدان معنی که رابطه علی تحت بررسی از طرف درآمد اسماً به سمت رشد و تورم جاری می‌شود.

در ارزیابی ثبات معادلات سیستم، آزمون‌های موسوم به *cusum* و *cusum square* نتایجی مطلوب به دست داده و همچنین بررسی نموداری ضرایب عطفی سیستم، حکایت از ثبات پارامتریک مدل داشته است. به این ترتیب، به نظر می‌رسد که میزان متوسط ضریب داد و ستد تولید و تورم در اقتصاد ایران حدود ۲۹ درصد است. در ضمن، ناگفته نماند که با حذف متغیر مجازی از معادلات، این ضریب به حدود ۲۳ درصد کاهش می‌یابد.

^۱. بهطور کلی، در این معادلات نیازی به واردکردن متغیر مجازی نیست، اما حضور این متغیر در جمع سایر متغیرهای توضیح‌دهنده می‌تواند نتیجه قابل اختهادتری را برای ضریب داد و ستد تولید و تورم به دست دهد.

جدول شماره ۲: نتایج حاصل از برآورد معادلات شتاب رشد و تورم در اقتصاد ایران

Estimation Method: Least Squares

Sample: 1347-1375

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C(1)	-0/۳۶۸	0/۱۷۰	۲/۱۶۱	0/۰۴۵
C(2)	0/۷۱۰	0/۰۷۶	۹/۲۵۷	0/۰۰۰
C(3)	-0/۰۴۰	0/۰۱۸	-۲/۱۸۴	0/۰۲۳
C(4)	0/۰۷۰	0/۰۳۷	1/۸۸۷	0/۰۶۴
C(5)	-0/۳۶۸	0/۱۷۰	-۲/۱۶۱	0/۰۴۵
C(6)	0/۲۸۹	0/۰۷۶	۳/۷۶۲	0/۰۰۰
C(7)	0/۰۴۰	0/۰۱۸	۲/۱۸۴	0/۰۲۳
C(8)	-0/۰۷۰	0/۰۳۷	-1/۸۸۷	0/۰۶۴
Determinant residual covariance		0/۰۰۰		
Equation: DPDOT = C(۱) + C(۲) * EIG + C(۳) * (LOG(MIS+MKS) - LOG(PWI)) + LOG(۱۰۰) + C(۴) D5252				
Observations: 29				
R-squared	0/۸۳۱	Mean dependent var	0/۰۰۸	
Adjusted R-squared	0/۸۱۰	S.D.dependent var	0/۱۰۹	
S.E.of regression	0/۰۴۷	Sum squared resid	0/۰۵۶	
Durbin-Watson stat	1/۵۸۸			
Equation: DCYCLE = C(۵) + C(۶) * EIG + C(۷) * (LOG(MIS+MKS) - LOG(PWI)) + LOG(۱۰۰) + C(۸) D5252				
Observations: 29				
R-squared	0/۴۲۴	Mean dependent var	0/۰۰۱	
Adjusted R-squared	0/۳۶۶	S.D.dependent var	0/۰۵۹	
S.E.of regression	0/۰۴۷	Sum squared resid	0/۰۵۶	
Durbin-Watson stat	1/۵۸۸			

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با استفاده از یک الگوی عمومی ساده، که دیدگاه‌های مکاتب فکری مختلف در اقتصاد کلان در رابطه با حدود اثرباری سیاست‌های طرف تقاضا را خلاصه می‌کند، به

یک سیستم دو معادله‌ای مرتبط برای الگوسازی تجربی گشتاورهای مرتبه دوم متغیرهای تولید واقعی و سطح عمومی قیمت در اقتصاد ایران دست یافته‌ایم. به کمک این معادلات، ضریب داد و ستد تولید و تورم برای اقتصاد ایران حدود ۲۹ درصد محاسبه شده است. نتیجه گیری عمده این مطالعه آن است که با توجه به ضریب داد و ستد محاسبه شده (حدود ۳/۰)، ساختار اقتصاد ایران، مطابق با رهیافت‌های مدل‌های پولی، بخش اعظم فرایند تعديل شوک‌های طرف تقاضا را بر عهده مکانیسم قیمت قرار می‌دهد. ضریب داد و ستد نسبتاً پایین محاسبه شده برای ایران نشان می‌دهد که به ازای هر یک ریال افزایش در تقاضای اسمی در قالب یک سیاست اقتصادی طرف تقاضا (مثلًا، از طریق افزایش خالص مخارج دولت در اقتصاد و یا از طریق نشر پول)، ۷/۰ این افزایش در سال اول به صورت افزایش سطح عمومی قیمت متابلور می‌شود و، به این ترتیب، بخشی قابل توجه از تعديل در سال اول نکمل می‌شود. در سال بعد، ۲۰ درصد این افزایش در تقاضای اسمی با افزایش سطح عمومی قیمت تعديل می‌شود و به همین روال، در دوره‌های بعد، شکاف اضافه درآمد کوچک‌تر و کوچک‌تر می‌گردد.

در نمونه مورد بررسی توسط چاند که کشورهای گروه هفت را در برابر می‌گیرد، تنها ژاپن نتایجی مشابه با نتایج ایران داشته است. ضریب داد و ستد تولید و تورم در این کشور حدود ۱۷/۰ برآورده شده است که حتی در مقایسه با ایران نیز سیار ناچیز است و نشان دهنده منحنی فلیپس متمایل به حالت عمود در این کشور دارد. در بقیه موارد، ضریب داد و ستد در دامنه‌ای بین ۴/۰ (برای کشورهای ایتالیا و کانادا) تا ۷۳/۰ (برای ایالات متحده امریکا) قرار می‌گیرد. یکی از سوالاتی که با مرور نتایج به دست آمده قابل پاسخ به نظر می‌رسد، آن است که ساختار اقتصاد ایران در طول دوره مورد بررسی، در انطباق با رهیافت‌های ثوریک کدامیک از دیدگاه‌های ارائه شده قرار دارد. در این مورد، با توجه به این که کمیت محاسبه شده برای ضریب در محدوده صفر تا یک قرار گرفته است، می‌توان چنین اظهار نظر کرد که اقتصاد ایران از نظر ساختاری در تطابق بیشتری با دیدگاه نوکینزی‌ها قرار دارد. براساس تفکرات این مکتب فکری، ضریب داد و ستد تولید و تورم رابطه‌ای معکوس با متوسط میزان تورم در اقتصاد خواهد داشت: بال، منکیو و رومر (۱۹۸۸) و دفینا (۱۹۹۱). در این مطالعه، امکان بررسی این نظریه به روشن‌های کمی وجود ندارد. با این حال، از آنجاکه کمیت ضریب

داد و ستد محاسبه شده در اقتصاد ایران در مقایسه با اکثر کشورهای پیشرفته جهان بسیار اندک است، و از سویی میزان متوسط تورم در اقتصاد کشور نیز در طول دوره مطالعه قابل توجه و در حوال وحوش ۱۵ درصد است، اعتبار چنین نظریه‌ای را با تردید کمتری می‌توان پذیرا بود. در هر صورت، لازم به یادآوری است که با افزایش میزان متوسط تورم در اقتصاد، دیدگاه مکاتب نوکیزی و نوکلاسیک به نقطه‌ای واحد متمایل می‌شود، به این ترتیب که هرقدر نرخ تورم در اقتصاد افزایش یابد، منحنی فیلیپس کوتاه مدت به وضعیت نوکلاسیک (حالت عمود) رجعت می‌کند و تحت این شرایط، هدف از سیاست‌های طرف تقاضا در اقتصاد، به جای رشد اقتصادی، الزاماً باید متوجه سیاست‌های ثابتی (کنترل شتاب تورم در وهله اول و کنترل رشد سطح عمومی قیمت در وهله دوم) شود. به نظر می‌رسد که این موضوع در طراحی برنامه‌های اقتصادی کلان در کشور در چند ساله گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

مأخذ

الف) فارسی

خشنادریان، ا. (۱۳۷۸)، بودی وجود خواص مالابی در سری‌های زمانی اقتصادی در ایران (۱۳۷۴ - ۱۳۳۸)، انتشارات مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

ب) انگلیسی

Ball, L., N.G. Mankiw, and D.Romer (1988), "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off", *Brookings Papers on Economic Activity, I.*

Chand,S.K.(1997), "Nominal Income and the Inflation-Growth Divide," *IMF Working Paper # WP/97/147.*

Defina, R.H.(1991), "International Evidence on A New Keynesian Theory of the Output-Inflation Trade-off," *Journal of Money, Credit and Banking, Vol.23, No. 3.*

Enders, W.(1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley.

Lucas, R.E.(1973),"Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs," *The American Economic Review, 63.*

- Perron, P.(1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol.57, No. 6.
- (1994), "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series," in *Cointegration*, Rao, B.B.(ed), Macmillan.
- (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, 80.
- Pesaran, M.H., and B. Pesaran (1997), *Working with Microfit 4.0 Interactive Econometric Analysis*, Camfit Data Ltd.

