مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۰ / بهار و تابستان ۸۱ / صفحات ۲۳۳-۲۰۹

وقفه‌های تولید، سیاستهای پولی و پویایی قیمت

کاظم یاوری*
حسین اصغرپور**

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، تبیین این مهم است که در اقتصاد کلان به دلیل وجود وقفه‌ها بین داده‌ها و ستانده‌ها در فرایند تولید، سیاستهای پولی توجیه تئوریک خواهند داشت و بدین ترتیب می‌توانند بر محصول حقیقی و اشتغال مؤثر بوده، موجب سیکل‌های تجاری حقیقی گردند. در پژوهش حاضر، این نظریه به طور مفصل مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در چارچوب یک مدل تعادل عمومی، برای اقتصاد ایران طی دوره ۷۹ـ۱۳۳۸ به بوتهٔ آزمون گذارده شده است. نتایج تحقیق حاکی از وجود وقفه تولید یک ساله در اقتصاد ایران می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که وجود وقفه تولید در اقتصاد ایران، نوعی چسبندگی ایجاد کرده است و شوکهای پولی در قالب یک مدل تعادل عمومی می‌تواند بر اقتصاد کشور مؤثر واقع شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

کلیدواژه‌ها

وقفه‌های تولید، سیاستهای پولی، پویایی قیمت، اقتصاد کلان و اقتصاد ایران

---

* - استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

** - دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

۱ـ مقدمه

یکی از مباحث مهم و اساسی در اقتصاد کلان، بحث سیاستهای پولی و نقش آن بر محصول واقعی و اشتغال می‌باشد. در این راستا، اقتصاددانان نئوکلاسیکی نقش هر گونه سیاست پولی فعال را بر محصول حقیقی نفی کرده و معتقدند که به‌دلیل وجود انتظارات عقلایی و انعطاف‌پذیری قیمتها و دستمزدها، عاملان اقتصادی از هر گونه اطلاعات موجود و به‌دست آمده استفاده کرده، در نهایت تأثیر سیاستهای پولی را بر محصول و اشتغال خنثی خواهند کرد. در مقابل، نئوکینزینها بحث مخالفی را مطرح کرده و بر اثرگذاری سیاستهای پولی روی محصول حقیقی و اشتغال معتقدند؛ در واقع هر کدام از اقتصاددانان نئوکینزی با استفاده از ابزارهای تحلیلی خاص خود این امر را توجیه کرده و به نئوکلاسیکها پاسخ داده‌اند. مهمترین توجیهات نئوکینزینها عبارتند از قراردادهای بلندمدت (فیشر ۱۹۷۷)، بیکاری تعادلی (استیگلتس ۱۹۷۸)، چسبندگی حقیقی در مقابل چسبندگی اسمی (بال و رومر ۱۹۹۰)، شاخص گذاری (گری ۱۹۷۶)، هزینه فهرست بها (منکیو ۱۹۸۵)، نزدیک عقلایی (اکرلف ویلن ۱۹۸۵) والخ.

آنچه در مقاله حاضر بدان پرداخته می‌شود، این مهم است که می‌خواهد با استفاده از توجیه تئوریکی خاص، نقش سیاستهای پولی را در اقتصاد توجیه کند. توجیه تئوریکی به‌کار برده شده متفاوت از توجیهات تئوریکی قبلی است.

در این مقاله، این بحث مطرح است که به‌دلیل وجود وقفه‌ها بین داده‌ها و ستانده‌ها در فرایند تولید، وقفه‌های تولید سبب می‌شوند که نرخ تورم در واکنش به شوک‌های پولی کند عمل نموده، در نتیجه محصول حقیقی را تحت تأثیر قرار دهد. این بحث اولین بار توسط لیندبک و اسناور[1] در سال ۱۹۹۹ مطرح شده است. جهت واضح‌تر شدن تفاوت نگرش این مقاله با مباحث سایر نئوکینزینها به بررسی دیدگاههای تنی چند از نئوکینزینها در ارتباط با نقش سیاستهای پولی پرداخته می‌شود.

از جمله اقتصاددانان نئوکینزی که به توجیه نقش سیاستهای پولی در اقتصاد

1- Lindbeck and Snower (1999).

پرداخته است، می توان به فیشر[1] (۱۹۷۷)اشاره نمود. ایشان با مطرح نمودن نظریه قراردادهای بلندمدت[2] به اقتصاددان نئوکلاسیکی نظیر «لوکاس» پاسخ داده است و اثبات می‌کند که قبول بحث انتظارات عقلایی مستلزم رد کردن تأثیر سیاستهای پولی نیست. سیاستهای پولی می‌توانند علیرغم وجود انتظارات عقلایی بر تولید مؤثر باشند، به شرطی که قراردادهای دستمزد بلندمدت باشند به طوری که مدت زمانی که طول می‌کشد تا سیاستهای پولی تجدید شوند، کوتاهتر از مدت زمان قرارداد دستمزد باشند؛ به بیان دیگر وجود قراردادهای بلندمدت نوعی چسبندگی کوتاه‌مدت دستمزد را در اقتصاد بوجود آورده و از این طریق سیاستهای پولی توجیه پیدا می‌کنند.

گری (۱۹۷۶)[3] یکی دیگر از نئوکینزینهاست که با بحث شاخص‌گذاری، نقش سیاستهای پولی را توجیه می‌کند. نئوکلاسیکها معتقدند که وجود شاخص‌گذاری دستمزد، اقتصاد را از شوکهای پولی مصون می‌دارد؛ لیکن «گری» استدلال می‌کند که به‌دلیل وجود شوکهای واقعی در اقتصاد، شاخص‌گذاری دستمزد کامل نیست؛ به‌دلیل اینکه شاخص‌گذاری دستمزد سبب می‌شود تأثیر شوکهای واقعی بر نوسانات اقتصادی تشدید گردد. بدین جهت ایشان استدلال کرده‌اند که سیاستهای پولی می‌توانند بر تولید حقیقی و اشتغال مؤثر باشند و سیکلهای تجاری را موجب گردند.

اکرلف و یلن[4] نیز بحثی را تحت عنوان «نزدیک عقلائی»[5] مطرح کرده‌اند که به نوعی، چسبندگی قیمتها را اثبات می‌کنند. اینها معتقدند که بخش خصوصی ممکن است در پاسخ به شوکهای اسمی تعدیل نکنند، چراکه این کار از نظر شخصی به نفع آنها می‌باشد. بخش خصوصی همواره ضرر عدم تعدیل را با هزینه تعدیل مقایسه کرده، به صورت عقلایی عمل می‌کنند. ممکن است بخشی از جامعهٔ اقتصادی تعدیل لازم را انجام ندهد و از لحاظ بخش خصوصی این امر توجیه داشته باشد، در حالی که همین عمل

1- Fisher (1977).

2- Long Term Contracts.

3- Gray (1976).

4- Akerlof and Yellen (1985).

5- Near Rationality.

بخش خصوصی نوعی چسبندگی را به‌وجود می‌آورد و این به نوبهٔ خود سبب تأثیرگذاری سیاستهای پولی بر اشتغال و تولید می‌گردد. از نظر اینها، ضرر حاصل از عدم تعدیل برای بخش خصوصی مرتبه دوم[1] بوده؛ در حالی که برای اقتصاد کشور این ضرر مرتبه اول[2] می‌باشد و یک انحراف کوچک از رفتار عقلایی، از بعد اقتصاد کلان، موجب ایجاد ادوار تجاری می‌شود.

منکیو (۱۹۸۵)[3] یکی دیگر از اقتصاددانان برتر نئوکینزی است که با طرح تئوری هزینه فهرست بها[4]، وجود چسبندگی را در اقتصاد اثبات می‌کند و معتقد است که بخش خصوصی نسبت به شوکهای منفی و مثبت به‌طور یکسان عمل نمی‌کند و در پاسخ به شوکهای پولی انقباضی، تعدیل نکرده و نوعی چسبندگی ایجاد می‌کنند. «منکیو» از این عمل بخش خصوصی به عنوان زیر بهینه[5] یاد می‌کند و معتقد است که این عمل موجب سیکلهای تجاری می‌گردد. به لحاظ اینکه بخش خصوصی در مقابل سیاستهای انبساطی تعدیلات لازم را انجام می‌دهد، لیکن در مقابل سیاستهای انقباضی عمل تعدیل را انجام نمی‌دهد. این عمل نامتقارن[6] در اقتصاد، سبب به‌وجود آمدن ادوار تجاری می‌شود و به نوعی نقش سیاستهای پولی توجیه می‌گردد.

«بال و رومر» (۱۹۹۰)[7] در ادامه بحثهای نئوکینزینها، مطلبی را تحت عنوان چسبندگی اسمی و حقیقی[8] مطرح نمودند که طبق نظریه مطرح شده، برای تأثیرگذاری سیاستهای پولی در اقتصاد، وجود هزینه فهرست بها[9] لازم بوده، لیکن

1- Second Order.

2- First Order.

3- Mankiw(1985).

4- Small Menu Cost.

5- Suboptimal.

6- Asymetry.

7- Ball & Romer (1990).

8. Nominal And Real Rigidity.

9- Small Menu Cost.

کافی نیست. برای اینکه شوکهای پولی بتواند نقش مؤثری در اقتصاد ایفاء نماید، بایستی چسبندگی واقعی نیز وجود داشته باشد؛ به عبارت دیگر، هرچه بنگاههای اقتصادی در پاسخ به شوکهای پولی قیمتهای نسبی را کمتر تعدیل کنند، در این صورت چسبندگی واقعی بیشتر می‌شود و این خود موجب گستردگی دامنه چسبندگی اسمی می‌گردد.

همانطور که ملاحظه شد، هرکدام از بحثهای نئوکینزینها در ارتباط با سیاستهای پولی، به نوعی نقش فعال شوکهای پولی را در اقتصاد مورد تأیید قرار می‌دهند؛ لیکن نگرش و نحوهٔ تحلیل این مسئله، در بین اقتصاددانان نئوکینزی متفاوت می‌باشد. علت امر، در ابزار تحلیلی مورد استفاده اقتصاددانان نئوکینزی نهفته شده است.

در بحث حاضر نیز با استفاده از ابزار تحلیلی وقفه‌های تولید، نقش سیاستهای پولی در اقتصاد توجیه می‌شود. تحلیل حاضر نشان می‌دهد که قیمت‌ها در عمل، اغلب در جهت شوکهای پولی تغییر می‌یابند. در اینجا بحث می‌شود که تعدیل تورم نسبت به شوک‌های پولی بطئی بوده و علت این پدیده وجود وقفه‌های تولید در اقتصاد است. حدس اولیه مبتنی بر این است که فعالیتهای تولیدی در اقتصاد مدرن[1] از طریق روابط پیچیده داده و ستانده[2] شکل می‌گیرد، منتها بین داده‌ها و ستانده‌ها در فرایند تولید وقفه وجود دارد.

تحلیلهای صورت گرفته در این بحث نشان می‌دهد که برای اثرات واقعی حاصل از شوکهای پولی، وقفه‌های تولید شرط لازم بوده و شرط کافی آنست که نرخ‌های بهره اسمی بایستی نسبت به نرخ تورم به صورت تدریجی تعدیل گردند.

در تمامی مدلهای بین دوره‌ای[3] که نرخ بهره اسمی نسبت به نرخ تورم بتدریج تعدیل می‌شود، اثرات واقعی موقتی شوکهای پولی متجلی خواهد شد (رجوع شود به ایروینگ فیشر[4] و جیمز توبین[5])؛ لیکن وقتی نرخ بهره به صورت بطئی نسبت به نرخ

1- Modern Economics.

2- Input - Output.

3. Intertemporal Models

4. Irving Fisher (1925)

5. James Tobin (1975)

تورم تعدیل گردد، طبق تحلیلهای حاضر، پویایی تورم به وقفه‌های تولید بستگی خواهد داشت. مهمترین پیامد این امر آنست که این به نوبهٔ خود سبب تغییرات نرخ بیکاری شده و یک مبادله کوتاه‌مدت و میان‌مدت بین نرخ تورم و بیکاری به‌وجود خواهد آمد (منحنی فیلیپس کوتاه مدت و میان مدت با شیب نزولی خواهیم داشت).

این بحث با تئوری هزینه فهرست بهاء کاملاً متفاوت است؛ به‌دلیل اینکه برخلاف تئوری مذکور، در این بحث توجیه می‌شود که چرا اغلب در عمل، قیمتها در همان جهت تعدیل تغییر می‌یابند، اما نه به مقدار قابل توجهی که برای تعدیل لازم است. همچنین بحث حاضر از تئوری بی‌ثباتی دستمزد ـ قیمت[1] نیز متفاوت است؛ چراکه در تئوری مذکور، اینرسی قیمت به طول بی‌ثباتی دوره‌های قرارداد بستگی دارد، در حالی که در بحث جاری این امر بطور تکنولوژیکی به وقفه‌های تولید بستگی دارد.

ممکن است اینطور به‌نظر رسد که این بحث شبیه مدل «اولیور - بلانچارد» (۱۹۸۷)[2] و «ساسانتو - باسا»[3] (۱۹۹۵) می‌باشد، در حالیکه تفاوتهایی با آنها دارد. وجه تمایز این بحث با مدل «بلانچارد» و «باسا» در این است که در مدل مذکور ارتباط بین پویایی تورم با قراردادهای دستمزد ـ قیمت مورد بحث قرار می‌گیرد؛ در حالی که بحث مقاله حاضر ارتباط بین پویایی تورم و وقفه‌های تولید است. این مدل همچنین از بحث یافتاری[4] «رابرت گوردن»[5] متفاوت است؛ به‌دلیل اینکه در بحث جاری، استدلال بر این است که در حقیقت بطور ضمنی پذیرفته می‌شود که اینرسی قیمت از طریق بنگاههایی ایجاد می‌شود که در پیش‌بینی صحیح تغییرات هزینه‌های سیستم پیچیده داده ـ ستانده ناتوان هستند.

---

1. Wage - Price Staggering
2 Oliver Blanchard
3. Susanto-Basa (1995)
4 Heuristic
5. Robert Gordon (1990)

۲ـ ساختار مدل[۱]

در واقع، این مدل سعی می‌کند اقتصادی را توصیف نماید که در آن تولید کالاها از طریق زنجیره داده ـ ستانده شکل می‌گیرد، به‌طوری که بین داده‌ها و ستانده‌ها وقفه وجود دارد. در چنین اقتصادی هدف از فعالیت اقتصادی هر بنگاه حداکثر کردن ارزش حال سود انتظاری محصول نهایی است. فرض می‌شود که قیمت محصول نهایی بیشتر از قیمت همین محصول در زمان ورود داده‌ها به سیستم، و فرایند تولید می‌باشد؛ متعاقباً محصول نهایی شوکهای تقاضا (شوکهای پولی) در پاسخ به شوکهای اسمی از طریق زنجیره داده ـ ستانده افزایش قیمت پیدا می‌کنند. در طول این فرایند طولانی، شوک‌های طرف تقاضا اثرات واقعی خواهند داشت؛ به عبارت دیگر، موجب مبادله منفی بین تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت و میان مدت خواهند شد.

جهت ساده‌سازی تحلیل، فرض می‌کنیم که در اقتصاد، تعداد ثابتی از کالاهای نهایی بی‌دوام وجود دارد که هر کدام از آنها توسط یکی از بنگاهها تولید می‌شود. در این تحلیل فرض می‌کنیم که بنگاهها به صورت عمودی بهم وابسته باشند؛ به‌طوری که کل سیستم زنجیره داده ـ ستانده منجر به تولید کالاهای نهایی شود. همچنین فرض می‌کنیم که شرایط هزینه و تقاضای بنگاهها یکسان بوده و قیمت کالای نهایی برای بنگاها بیشتر از دستمزدی است که در مراحل ابتدایی تولید پرداخت می‌شود. بدین ترتیب تحلیل ما به یک بنگاه موردی تقلیل می‌یابد.

پرتال جامع علوم انسانی

۱ـ۲ـ حداکثرسازی سود بنگاهها

برای سادگی، فرض کنید در مرحله اول زنجیره داده ـ ستانده کالای واسطه‌ای اولی $q_{0,t}$ بتوان بطور آنی در دوره t از طریق نیروی کار موجود N_t تولید شود:

$$q_{0,t} = a_0 N_t^{b_0} \qquad (1)$$

۱- قسمت اعظم مباحث تئوریک این مقاله، بر اساس مقاله (لیندبک و اسناور ۱۹۹۹) تهیه و تدوین شده است.

این کالای واسطه‌ای برای تولید کالای واسطه‌ای دیگر به عنوان یک نهاده محسوب می‌شود و خود این کالای واسطه‌ای دوم، کالای واسطه‌ای دیگری تولید می‌کند و به همین ترتیب تا T مرحله تولید ادامه می‌یابد. برای مرحله T ام تولید داریم:

$$q_{j,t+j} = a_j\, q^{b_j}_{j-1,t+j-1} \qquad j= 1,2, \ldots T \qquad a_j > 0, \qquad 1 > b_j > 0 \qquad (2)$$

بنابراین می‌توان رابطه محصول نهایی و نیروی کار را به صورت زیر نشان داد:

$$q_{t+T} = m_0\, N^{m_1}_t \qquad (3)$$

که در آن $q_{t+T}=q_{T,t+T}$ می‌باشد و نیز داریم:

$m_1 = \pi^{t}_{j=0}\, b_j$, $m_0 = \pi^{T}_{j=0}\, a_j$ که در آن t دوره تحلیل و T کل دوره تولید می‌باشد.

فرض کنید تقاضا برای محصول بنگاه به‌صورت فرم کشش ثابت زیر باشد:

$$q^{d}_{t+T} = A(M_{t+T}/\, P_{t+T})^{\rho}(P^{t}_{t+T} / P_{t+T})^{-\eta} \qquad (4)$$

که در آن P^{t}_{t+T} قیمت کالای نهایی بنگاه، P_{t+T} سطح عمومی قیمتها و M_{t+T} عرضه پول است. در سال t بنگاه اقتصادی تصمیم می‌گیرد که N_t واحد نیروی کار استخدام کند، با این فرض که دستمزد اسمی W_t از قبل تعیین شده باشد تا بتواند برای تولید محصل q_{t+T} برنامه‌ریزی کرده و به تولید بپردازد.

اگر قیمت محصول در دوره t+T برابر P^{t}_{t+T} فرض شود، در این صورت بنگاه می‌خواهد ارزش حال سود خود را حداکثر کند:

$$\text{Max}\ \frac{1}{R^{T}_{t+T}}\left(\frac{P^{i}_{t+T}}{P^{E}_{t,t+T}}\right) q_{t+T} - \left(\frac{W_t}{P_t}\right)N_t \qquad (5)$$

که در آن R_{t+T} متوسط نرخ بهره حقیقی در طول دورهٔ t تا t+T است؛ بنابراین $(R_{t+T})^{T}$ عامل بهره برای کل دوره تولید خواهد بود. $P^{E}_{t,t+T}$ نیز متوسط قیمت انتظاری بنگاه برای دوره t+T می‌باشد.

از شرط مرتبه اول حداکثر کردن سود به این نتیجه می‌رسیم که ارزش حال درآمد نهایی حقیقی بایستی برابر با دستمزد حقیقی باشد:

$$\frac{1}{R^{T}_{t+T}}\left(\frac{P^{i}_{t+T}}{P^{E}_{t,t+T}}\right)hm\circ N_t^{m_1} = \frac{W_t}{P_t} \qquad (۶)$$

به‌طوری که $h = 1 - \frac{1}{\mu}$ شاخص لرنز[1] بوده و نشان دهندهٔ قدرت بازاری[2] بنگاه می‌باشد. با گرفتن لگاریتم از رابطه (۶) و ساده‌سازی آن، تابع تقاضای نیروی کار بنگاه بدست می‌آید:

$$k_1 - (1-m)\, n_t = (w_t - p_t) - (p^{i}_{t+T} - P^{E}_{t,t+T}) + Tr_{t+T} \qquad (۷)$$

در رابطه (۷) K_1 مقداری ثابت، T طول دوره تولید و r_{t+T} متوسط نرخ بهره حقیقی در طول دوره تولید می‌باشند. با توجه به رابطه (۷) می‌توان گفت که تقاضای نیروی کار بنگاهها بستگی به سطح دستمزد حقیقی، قیمت نسبی، متوسط نرخ بهره حقیقی و طول دوره تولید دارد.

۲ـ۲ـ تعادل بازار نیروی کار

چنانچه فرض کنیم اندازه نیروی کار (برحسب لگاریتم) مقداری ثابت باشد، ($L_t = L$) در این صورت نیروی‌کار بیکار (نه برحسب لگاریتم) می‌تواند به صورت زیر نمایش داده شود:

$$U_t = L - n_t$$

از معادله فیشر داریم:

$$i_{t+T} = r_{t+T} + \pi^{E}_{t,t+T} \qquad (۸)$$

که در آن i_{t+T} و r_{t+T} به ترتیب لگاریتم نرخ بهره اسمی و حقیقی می‌باشند و $\pi^{E}_{t,t+T}$ متوسط نرخ تورم انتظاری بنگاه است که در دوره t برای دوره t+T پیش‌بینی شده است و به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\pi^{E}_{t,t+T} = (P^{E}_{t,t+T} - P_{t+1}) / T \qquad (۹)$$

1- Lerner's Index.

2- Market Power.

اگر فرض کنیم نرخ بهره حقیقی در بلندمدت ثابت باشد ($r_t = \bar{r}$)، و نرخ بهره اسمی نسبت به نرخ تورم به صورت تدریجی تعدیل شود، در این صورت خواهیم داشت:

$$i_{t+T} = \bar{r} + (1 - a)\pi^{E}_{t,t+T} \qquad 0 < a < 1 \qquad (10)$$

به‌طوری که در میان مدت و کوتاه مدت $0 < a < 1$ بوده و در بلندمدت برابر با $a=0$ می‌باشد. بدین ترتیب با جایگزینی رابطه (۱۰) در معادله فیشر، نرخ بهره حقیقی از طریق معادله پویای بهره زیر بدست می‌آید:

$$r_{t+T} = \bar{r} - a\pi^{E}_{t,t+T} \qquad (11)$$

با جانشینی رابطه فوق در رابطه (۷) و با در نظر گرفتن $P^{i}_{t+T} = P_{t+T}$ (به‌دلیل یکسان بودن شرایط بنگاهها) با جمعی‌سازی[1] روی بنگاهها می‌توانیم معادله تقاضای کل نیروی کار اقتصاد را بر حسب بیکاری[2] نشان دهیم:

$$U_t = K_2 + \frac{1}{1-m_1}(w_t - P_t) - \frac{\alpha T}{1-m_t}(\pi^{E}_{t,t+T}) \qquad (12)$$

جهت تمرکز روی دلالتهای وقفه‌های تولید، ارتباط آن با پویائی قیمت و مبادلهٔ تورم و بیکاری[3]، امکان وجود وقفه‌ها در تعدیل دستمزدها نسبت به سطح قیمت‌ها را نادیده می‌گیریم و فرض می‌کنیم تابع عرضه نیروی کار از شکل استاندارد زیر تبعیت نماید:

$$w_t - P^{e}_{t-1,t} = b_0 - b_1 u_t \qquad b_1 > 0 \qquad (13)$$

1- Aggregation.

۲- رابطه بیکاری و اشتغل به صورت $U_t = L - N_t$

3. Inflation - Unemployment Trade off.

که در آن $w_t - P^e_{t-1,t}$ دستمزد حقیقی پیش‌بینی شده توسط خانوارهاست که در زمان t برای t+1 پیش بینی می‌گردد. با جایگزینی معادله دستمزد (۱۳) در معادلهٔ تقاضای نیروی کار (۱۲)، شرط تعادل بازار نیروی کار بدست می‌آید:

$$u_t = K_3 - \left(\frac{\alpha T}{1-m_1+b_1}\right)\pi_{t+T} + \frac{1}{1-m_1+b_1}\left[\alpha T\, \varepsilon^f_{t,t+T} - \varepsilon^h_{t-1,t}\right] \qquad (14)$$

که در آن $\varepsilon^f_{t,t+T}$ خطای انتظاری بنگاهها و $\varepsilon^h_{t-1,t}$ خطای انتظاری خانوارها نسبت به نرخ تورم می‌باشد؛ یعنی داریم:

$$\pi_{t+T} - \pi^E_{t,t+T} = \varepsilon^f_{t,t+T}$$
$$\pi - \pi^e_{t-1,T} = \varepsilon^h_{t-1,t}$$

رابطه (۱۴) بیانگر منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت است. در بلندمدت وقتی نرخ بهره اسمی به طور کامل نسبت به نرخ تورم تعدیل شود ($\alpha=0$)، نرخ بهره حقیقی به سطح اولیه خود برمی‌گردد و نرخ بیکاری در مقدار بلندمدت خود قرار خواهد گرفت. در میان مدت زمانی که نرخ بهره اسمی بتدریج تعدیل می‌شود، میان تورم و بیکاری مبادله صورت خواهد گرفت؛ البته ممکن است در کوتاه‌مدت و میان مدت به دلیل وجود خطاهای انتظاری بنگاهها و خانوارها این ارتباط در اقتصاد وجود نداشته باشد.

همان‌طور که از رابطه (۱۴) معلوم است، با افزایش طول وقفه تولید (T)، منحنی فیلیپس در میان مدت خوابیده‌تر خواهد بود. به عبارت بهتر، با تغییرات مشخص در بیکاری، تورم کمتر از آن تغییر خواهد کرد.

۳ـ۲ـ پویایی قیمت[1]

برای تکمیل مدل، شرط تعادل بازار محصول را نیز اضافه می‌کنیم. می‌دانیم شرط تعادل بازار محصول، برابری عرضه و تقاضاست ($q^s_{t+T} = q^d_{t+T}$). اگر فرض کنیم عرضه

1- Price Dynamices.

کل به شکل $q^{s}_{t+T}= \gamma_{\circ} + m_{1}\ n_{t}$ و تقاضای کل بازار به صورت $q^{d}_{t+T}= \lambda + \rho(m_{t+T} -$ ρ_{t+T})باشد، در این صورت شرط تعادل بازار محصول بر حسب بیکاری به شرح زیر خواهد بود:

$$u_{t} = k_{۴} - \frac{\rho}{m_{1}} (m_{t+T} - P_{t+T}) \qquad (۱۵)$$

حال اگر فرض کنیم نرخ رشد عرضه پول برابر با μ_{t}باشد، با ادغام روابط (۱۴) (۱۵) به تابع پویایی تورم، که نشان‌دهندهٔ تعادل عمومی اقتصاد است، به رابطه (۱۶) دست پیدا خواهیم کرد:

$$\pi_{t+T}= z\pi_{t} + (۱\text{-}z)\ \mu_{t} + z\varepsilon^{f}_{t,t+T} + c\varepsilon^{h}_{t,t+T} \qquad (۱۶)$$

که در آن داریم:

$$Z = \frac{\alpha T m_{1}}{\alpha T m_{1} + \rho(۱\text{-}m_{1}+b_{1})} \qquad C=\frac{Z}{\alpha T}$$

در رابطه (۱۶)، Z را اصطلاحاً ضریب پایداری تورم[1] می‌نامند. اگر Z بزرگتر باشد، مفهومش این است که تورم جاری به شدت تحت تأثیر تورم گذشته قرار می‌گیرد؛ لذا وقتی که تولید محصول نهایی در اقتصاد نیاز به مدت زمان (T) دارد و نرخ بهره اسمی به صورت کند تعدیل می‌شود ($\alpha > \circ$) در این‌صورت خطاهای انتظاری اثرات بلندمدت روی تورم، تولید و اشتغال خواهند داشت. با فرض وجود انتظارات عقلایی، خانوارها و بنگاهها تورم را به طور کامل پیش بینی خواهند کرد و شکل تابع پویای تورم به صورت زیر خواهد شد:

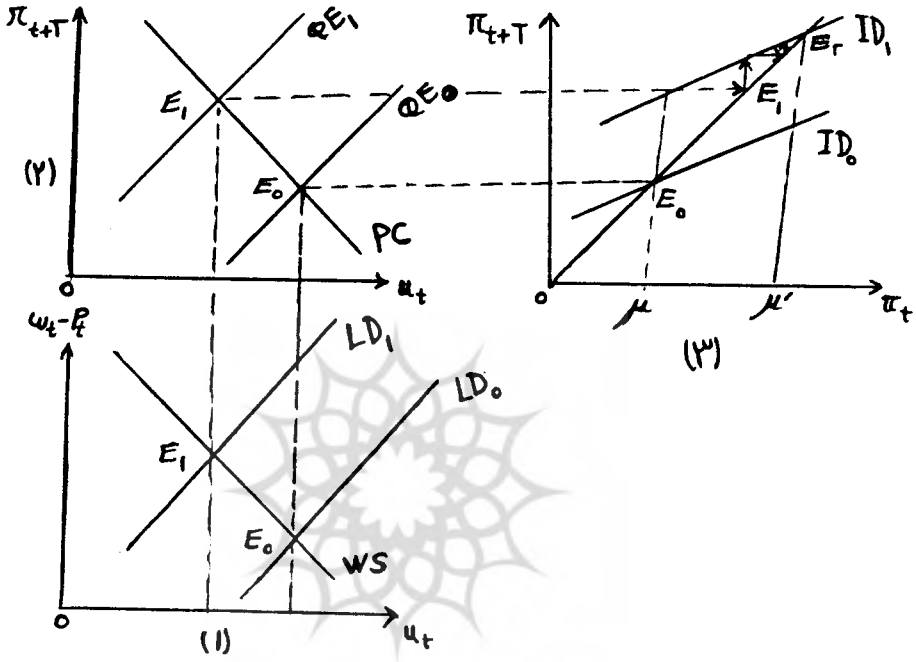
$$\pi_{t+T} = z\pi_{t} + (۱\text{-}z)\ \mu_{t+T} \qquad (۱۷)$$

برای درک بهتر رابطه (۱۷)، می‌توان با استفاده از تحلیلهای صورت گرفته در متن رابطه (۱۷) را به صورت زیر توضیح داد.

فرض کنیم که اقتصاد ابتدا در تعادل بلندمدت باشد ($\alpha = \circ$)، در اینصورت طبق رابطه

1- Inflation Persistence Coefficient.

(۱۴) نرخ بیکاری تعادلی بلندمدت برابر با $u_{\circ}=k_{۳}$ خواهد بود. چنانچه در شکل (۱) منحنی تقاضای نیروی کار را با $LD_{\circ}$ و منحنی فیلیپس میان مدت و کوتاه‌مدت را با PC نمایش دهیم، در این صورت نقطهٔ تعادل اولیه $E_{\circ}$ خواهد بود.



شکل (۱)

حال فرض کنید در دوره $t=\circ$ بانک مرکزی نرخ رشد پول را از μ به μ' افزایش دهد؛ به‌دلیل اینکه بنگاههای اقتصادی در پاسخ به شوک پولی قیمت خود را افزایش می‌دهند، متوسط نرخ تورم در طول دوره تولید از $t=\circ$ تا $t=T$ افزایش خواهد یافت و از آنجایی که فرض شده است نرخ بهره به آرامی تعدیل می‌شود، نرخ بهره حقیقی در میان مدت کاهش می‌یابد. در نتیجه، بنگاهها تقاضای نیروی کار خود را افزایش می‌دهند که این عمل در شکل (۱) از طریق انتقال منحنی تقاضای نیروی کار از LD° به LD° نشان داده شده است.

با وقوع این پدیده، تعادل بازار کار از نقطه $E_{\circ}$ و $E_{۱}$ منتقل می‌شود و نرخ بیکاری از u_0 به $u_{۱}$ کاهش می‌یابد. کاهش نرخ بیکاری و افزایش متوسط تورم از طریق حرکت نقطه $E_{\circ}$

به نقطه E بر روی منحنی فیلیپس میان مدت PC در شکل (۲) نشان داده شده است.

چنانچه شرط تعادل بازار محصول (رابطه ۱۵) به صورت تفاضلی نشان داده شود، خواهیم داشت:

$$u_t = u_{t-1} - (\frac{\rho}{m_1}) (\mu_t - \pi_{t+T} \qquad (۱۸)$$

اگر رابطه (۱۸) را در شکل شماره (۲) با QE نمایش دهیم، افزایش رشد پول از μ به μ' موجب انتقال منحنی مذکور از QE_0 به QE_1 خواهد کرد واز این طریق موجب افزایش تورم خواهد شد. به لحاظ اینکه نرخ بهره اسمی به طور جزئی تعدیل می‌گردد، افزایش قیمت کالاها توسط بنگاهها برای دورهٔ T، کمتر از افزایش عرضه پول خواهد شد. تعدیل تدریجی سطح قیمت در دوره T بر سطح دستمزد دوره T اثر گذاشته و این به نوبهٔ خود موجب افزایش متوسط تورم از دوره T تا ۲T خواهد شد و این عمل به همین ترتیب ادامه پیدا می‌کند و در نهایت متوسط نرخ تورم بتدریج به نرخ رشد جدید پول نزدیک می‌شود. این تعدیلات در شکل (۳) به تصویر کشیده شده است.

افزایش عرضه پول از μ و μ' موجب انتقال منحنی پویای تورم از ID_0 به ID_1 شده و تورم را از E_0 به E_1 افزایش می‌دهد و متعاقباً در جهت فلشها این نرخ تورم تا نقطه E_2 افزایش می‌یابد.

در بلندمدت، یکباره نرخ بهره اسمی کاملاً نسبت به نرخ تورم تعدیل شده و خط پویای تورم در نقطهٔ E_2 به صورت افقی در می‌آید؛ در نتیجه در شکل (۱)، سطح بیکاری دوباره به u_0 برخواهد گشت و مفهوم این امر آن است که در شکل (۱)، منحنی فیلیپس به صورت عمودی درآمده و منحنی تقاضای نیروی کار به LD_0 برمی‌گردد.

بدین ترتیب تحلیل‌های اخیر سه روابط مهم اقتصاد کلان؛ تعادل بازار کار (که از برخورد بین تقاضای نیروی کار و عرضه نیروی کار یا رابطه قرارداد ـ دستمزد حاصل شده است)، مبادله بین تورم و بیکاری و تابع پویای تورم را به طور همزمان مورد بحث و بررسی قرار می‌دهد.

هرچه منحنی قرارداد دستمزد (منحنی WS در شکل ۱) مسطح‌تر باشد[۱] منحنی فیلیپس در میان مدت مسطح‌تر بوده، اقتصاد به آرامی روی این منحنی حرکت خواهد کرد. افزایش طول دوره تولید (T) و افزایش نرخ بهره اسمی (α) موجب مسطح‌تر شدن منحنی فیلیپس میان مدت خواهد شد. در این صورت با تغییرات اندک نرخ تورم، بیکاری تغییرات زیادی از خود نشان خواهد داد (رابطه ۱۴). در این شرایط، مطابق معادله پویای تورم (رابطه ۱۷) ضریب پایداری تورم بزرگتر خواهد بود.[۲]

نکته پایانی اینکه در تحلیل‌های این بحث، به دلیل خطی در نظر گرفتن منحنی عرضه (رابطه ۱۳)، منحنی فیلیپس میان مدت خطی است. در عمل به‌نظر می‌رسد که منحنی فیلیپس غیرخطی باشد. چنانچه رابطه (۱۳) را غیرخطی درنظر بگیریم، منحنی فیلیپس نیز غیر خطی خواهد بود. در چنین حالتی، اقتصادهایی که در نزدیکی اشتغال کامل قرار دارند، منحنی فیلیپس شیب تندی خواهد داشت و در نرخ‌های بالای بیکاری، شیب منحنی فیلیپس کندتر خواهد بود و به ازای تغییرات مشخص در تورم، نرخ بیکاری به مقدار بیشتری تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

۳ـ برآورد مدل و تحلیل نتایج

همان‌طور که در بخش پیشین اشاره شد، شوکهای پولی می‌توانند از طریق وقفه‌های تولید، محصول حقیقی و اشتغال را تحت تأثیر قرار دهند و بدین ترتیب موجب سیکل‌های تجاری گردند. نتایج حاصل از مدل تعادل عمومی اقتصاد حاکی از آن است که درنهایت می‌توان تأثیر شوکهای پولی را از طریق تابع پویای تورم بر اقتصاد مورد آزمون تجربی قرار داد.

تابع پویای تورم با فرض اینکه بنگاههای اقتصادی و خانوارها خطای انتظاری در پیش‌بینی تورم نداشته باشند به شکل زیر خواهد شد:

$$\pi_{t+T} = z\pi_t + (1\text{-}z)\mu_{t+T}$$

۱- مسطح‌تر بودن منحنی قرارداد ـ دستمزد (منحنی WS در شکل ۱) به مفهوم کوچک بودن ضریب b_1 در رابطه (۱۳) می‌باشد.

۲- به‌دلیل اینکه رابطه ضریب پایداری تورم با T و α مثبت می‌باشد

که در آن T نشان‌دهندهٔ طول دوره تولید، π_t نرخ تورم در سال t، π_{t+T} نرخ تورم در سال t+T، μ_{t+T} نرخ رشد نقدینگی در سال t+T و Z ضریب فشار تورمی است.

مدل فوق برای اقتصاد ایران طی دوره ۷۸ـ۱۳۳۸ مورد استفاده قرار گرفت.[۱] نکته حائز اهمیت در تخمین مدل، تعیین طول وقفه بهینه تولید (T) می‌باشد که بدین منظور از معیارهای مختلفی از جمله معیارهای تعیین طول وقفه «آکائیکه» (AIC)[۲] و «شوارتز» (SB)[۳] استفاده گردید؛ علاوه بر آنها از معیارهای دیگری از جمله خوبی برازش رگرسیون، خودهمبستگی، معنی‌دار بودن ضرایب تکی و کلیت رگرسیون بهره گرفته شد که تمامی این آزمونها، بر طول وقفه تولید "یک" صحه گذاشتند؛ بدین ترتیب نتیجه حاصل از تخمین مدل به روش OLS به شرح زیر است:

$$\pi_{t+T} = ۰/۶۸۳\pi_t + ۰/۲۰۶\mu_{t+T} \qquad (I)$$

(t) (۵/۸۱) (۱/۳۳)

$R^2 = ۰/۵۳۹$ D.W = ۱/۷۹۳

$\bar{R}^2 = ۰/۵۲۶$ F= ۴۳/۲۶

با توجه به اینکه در سالهای ۷۴ـ۱۳۷۳ نرخ تعدیل تورم در اقتصاد ایران بیشترین مقدار را طی دورهٔ مورد بررسی به خود اختصاص داده و به نوعی اثرات ناشی از تعدیل اقتصادی را نشان می‌دهند، لذا متغیر موهومی (DU)، برای حذف اثرات و تصریح مدل تخمین زده شده، وارد مدل گردید.[۴] از آنجاکه متغیرهای موهومی مذکور بهبود نسبی در

۱- استفاده از آمارهای فصلی مناسب‌تر بود؛ ولی به لحاظ اینکه در ایران آمارهای فصلی تولید موجود نیست و اگر باشد از طریق تکنیک‌های اقتصادسنجی از سالیانه به فصلی تبدیل شده است، به آمار سالیانه جهت تعیین وقفه بسنده کرده‌ایم.

2- Akaike Information Criterion.

3- Swartz Baysian.

۴- متغیرهای موهومی که نشان دهنده آثار جنگ و انقلاب باشد از اهمیت آماری برخوردار نبودند و لذا از مدل حذف شده‌اند.

مدل ایجاد کرده است، لذا وجود آنها در مدل ضروری می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین به صورت زیر است:

$$\pi_{t+T} = ۰/۳۷\pi_t + ۰/۲۸۵\mu_{t+T} + ۰/۳۰۷DU$$

(t) (۲/۴۸) (۲/۶۸) (۵/۲۲) (il)

$R^2 = ۰/۷۳$ D.W = ۱/۸۴

$\bar{R}^2 = ۰/۷۰$ F= ۳۰/۷۵

۱ـ۳ـ تفسیر نتایج

با توجه به نتایج حاصله، می‌توان گفت رگرسیون برازش شده یک رگرسیون معتبری است، چراکه با توجه به آماره‌های آزمون t و F، تک تک ضرایب و کلیت رگرسیون حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد.

ضریب تعیین رگرسیون، نشان دهندهٔ آن است که حدود ۷۳ درصد تغییرات نرخ تورم توسط متغیرهای ملحوظ در مدل تبیین و توضیح داده می‌شود. ضریب پایداری تورم برآورد شده، نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران نرخ تورم جاری به‌شدت به نرخ تورم سال قبل حساسیت داشته، از آن تبعیت می‌نماید. با فرض ثابت بودن سایر متغیرهای توضیحی، با افزایش ۱۰ درصد نرخ تورم، نرخ تورم سال بعد به‌طور متوسط حدود ۳/۷۶ درصد افزایش یافته است.

ضریب نرخ رشد پول (۰/۲۸۵) حاکی از آن است که چنانچه سایر متغیرها ثابت فرض شوند، با افزایش ۱۰ درصد در نقدینگی، به طور متوسط نرخ تورم را حدود ۲/۸۵ درصد در جهت مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، افزایش نقدینگی و ایجاد شوک پولی توسط بانک مرکزی سبب می‌شود که بنگاههای اقتصادی قیمت محصول را افزایش دهند. این امر سبب کاهش نرخ بهره حقیقی و در نتیجه موجب افزایش تقاضای نیروی کار توسط بنگاهها خواهد شد. افزایش تقاضای نیروی کار از یک طرف سبب کاهش نرخ بیکاری و از طرف دیگر سبب رشد محصول می‌گردد.

مبادله بین نرخ بیکاری وافزایش قیمتها (نرخ تورم) در واقع بیانگر منحنی فیلیپس می‌باشد؛ بدین ترتیب، نرخ رشد پول منجر به نرخ رشد تورم شده، در بلند مدت، نرخ تورم به نرخ رشد جدید پول نزدیک می‌شود. چنانچه نرخ رشد پول متوقف گردد، در بلندمدت نرخ تورم به تدریج تعدیل می‌گردد و برابر با نرخ رشد پول خواهد شد و اقتصاد در حالت طبیعی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

ضریب متغیر موهومی (DU) از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهندهٔ آثار تعدیل اقتصادی (آزادسازی قیمتها، آزادسازی نرخ ارز، کاهش محدودیتهای وارداتی و...) بر اقتصاد کشور است. رقم ۰/۳۰۷ بدین معنی است که چنانچه سایر متغیرها ثابت فرض شوند، در سالهای ۷۴ و ۷۵ نرخ تورم به دلیل اجرای سیاست تعدیل اقتصادی حدود ۳۰/۷ درصد افزایش یافته است؛ به عبارت دیگر، در سالهای مذکور حدود ۳۰/۷ درصد افزایش نرخ تورم به دلیل اعمال آزادسازی اقتصادی بوده است و هیچ ارتباطی به متغیرهای مستقل لحاظ شده در مدل ندارد.

نکته مهمی که در تخمین مدل بایستی به آن توجه کنیم این است که مجموع ضرایب متغیرهای نرخ تورم (π_t) و نرخ رشد پول (μ_{t+T}) بایستی برابر یک گردد. این عمل با استفاده از «آزمون والد» (Wald) انجام گرفت و نتیجهٔ حاصل نشان می‌دهد که از لحاظ تجربی، در اقتصاد ایران این قید مورد تأیید قرار می‌گیرد؛ بدین ترتیب که آمارهٔ «آزمون کای ـ اسکور» و F هر دو ۲/۲۱۱ محاسبه شده‌اند که حتی در سطح اطمینان ۹۰ درصد نیز معنی‌دار نیست؛ به عبارت دیگر، فرضیه H_0 مبنی بر اینکه مجموع ضرایب μ_{t+T} و π_t برابر یک است، مورد تأیید قرار گرفته است و از لحاظ آماری قابل رد کردن نیست؛[1] بنابراین، نتایج رگرسیون با تئوری کاملاً همخوانی داشته و معتبر است.

۱- آماره آزمون والد دارای توزیع کای اسکور با یک درجه آزادی است. مقدار محاسباتی آن $X^2 = 0/493$ بوده که در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد قابل رد کردن نیست و بنابراین فرضیه H_0 قابل رد کردن نیست.
$H_0: C(1) = 1-C(2)$

۴ـ۳ـ آزمونهای تصریح و پایداری مدل

برای بررسی تصریح و پایداری مدل،آزمونهای مختلف تصریح و پایداری مورد استفاده قرار گرفت که خلاصه نتایج آزمونها به شرح زیر است:

آزمون خودهمبستگی

برای بررسی وجود خودهمبستگی بین پسماندهای حاصل از رگرسیون، از آزمون LM TEST استفاده شد که نتایج حاصل دال بر عدم وجود خودهمبستگی پسماندهای رگرسیون می‌باشد. آمارهٔ آزمونهای F و nR^2 (که دارای توضیح کای اسکور است) حتی در سطح اطمینان ۹۰ درصد وجود خودهمبستگی را تأیید نمی‌کنند؛ به‌طوری که مقادیر آماره آزمونهای F و nR^2 به ترتیب برابر با ۰/۳۴۲ و ۰/۲۲۱ می‌باشد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خوهمبستگی قابل رد کردن نیست.

آزمون خودهمبستگی مشروط به ناهمسانی واریانس (ARCH)[1]

معمولاً مدلهای اقتصاد سنجی مبتنی بر متغیرهای سری زمانی، ناهمسانی واریانس ندارند؛ لیکن ممکن است خودهمبستگی مشروط به ناهمسانی واریانس داشته باشند. برای انجام این آزمون (ARCH) از نسخه ۳ نرم افزار Eviews استفاده گردیده است که نتایج آزمون دال بر عدم وجود این مشکل در رگرسیون تخمین زده شده می‌باشد. آماره آزمونهای استفاده شده F و nR^2 بوده، که هر دوی آنها در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد عدم وجود خودهمبستگی مشروط به ناهمسانی واریانس را تأیید می‌نمایند؛ به عبارت دیگر، با توجه به اینکه مقدار محاسباتی F و nR^2 به ترتیب ۰/۳۱۳ و ۰/۳۲۸ می‌باشد، لذا نمی‌توان فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود خود همبستگی مشروط به ناهمسانی واریانس را رد کرد.

1- Autocorrolation Conditional Heterescedasticity.

آزمون تصریح مدل با استفاده از آزمون رمزی[1]

یکی از مشکلات مرسوم در رگرسیونهای اقتصادسنجی، تصریح مدل است؛ بدین ترتیب که مدل مورد استفاده ممکن است خطای تورش تصریح داشته باشد که در این صورت، نتایج رگرسیونی معتبر نخواهند بود. خطای تورش تصریح ممکن است به دلیل حذف متغیرهای مهم و یا اضافه نمودن متغیرهای غیر ضروری به‌وجود آمده باشد و یا شک تبعی مدل درست نباشد. برای انجام این آزمون در مدل (II)، از آزمون تصریح رمزی استفاده گردید. نتیجهٔ آزمون دلالت بر عدم وجود خطای تورش تصریح می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار محاسباتی آمارهٔ آزمونهای F و LR به ترتیب برابر با ۰/۰۱۶ و ۰/۰۱۹ می‌باشد، لذا حتی در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود خطای تورش تصریح قابل رد کردن نیست.

۳ـ۳ـ آزمون هم انباشتگی[2]

ممکن است این ایراد بر مدل تخمین زده شده وارد شود که رگرسیون برآورد شده یک رگرسیون جعلی[3] است. این اتهام از آن جهت قابل تأمل است که رگرسیونهای مبتنی بر سری زمانی چنانچه به روش OLS برآورد گردند، ممکن است معتبر نباشد؛ چرا که متغیرهای سریهای زمانی اقتصاد کلان معمولاً ساکن[4] نیستند که در این صورت، نتایج رگرسیونی به روش OLS سازگار نبوده و در چنین صورتی ضرایب به‌دست آمده در سیاستگذاری قابل اتکاء و استناد نیست.

برای اجتناب از رگرسیونهای جعلی، آزمون هم انباشتگی انگل ـ گرانجر به کار برده شد. برای این کار، ابتدا «آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر»[5] صورت گرفت که نتایج حاصل

1- Reset Ramsey Test.

2- Cointegration Test.

3- Spurious Regression.

4- Stationary.

5- Dickey - Fuller Unitroot Test.

دال بر انباشتگی[1] از مرتبه اول متغیرهای سری زمانی است؛[2] بدین ترتیب، طبق آزمون هم انباشتگی انگل ـ گرانجر آزمون ریشه واحد پسماندهای رگرسیون صورت پذیرفت که نتایج حاصل حاکی از انباشتگی از مرتبه اول متغیر سری زمانی مذکور می‌باشد. پس می‌توان گفت که یک رابطه تعادلی پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل پویای تورم وجود دارد و نتایج به دست آمده ابر سازگار[3] می‌باشند. نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد متغیرهای سری زمانی مدل

متغیرسری زمانی	مقادیربحرانی مک‌کینون			مقدارمحاسباتی آماره‌آزمون دیکی‌فولر	تعدادوقفه‌ها برای رفع خودهمبستگی
	٪۱۰	٪۵	٪۱		
μ_t	-۲/۶۱	-۲/۹۴	-۳/۶۲	-۳/۶۲	۲
π_t	-۳/۲۰	-۳/۵۳	-۴/۲۲	-۳/۱۹	۰
$D(\pi_t)$	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	-۶/۶۱	۱
$D(\mu_t)$	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	-۸/۷۹	۰
Residual	-۳/۲۰	-۳/۵۴	-۴/۲۳	-۴/۹۰	۲

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همان‌طور که از جدول فوق معلوم است، متغیرهای توضیحی مدل غیر ساکن بوده و پس از یکبار تفاضل‌گیری ساکن شده‌اند؛ لیکن متغیر پسماند مدل در سطح ساکن بوده و انباشته از مرتبه صفر می‌باشد؛ یعنی I(0) است. بدین ترتیب، تابع پویای تورم برآورد شده از لحاظ اقتصاد سنجی و آماری کاملاً معتبر بوده، در سیاستگذاریهای اقتصادی

1- Integrated.

۲- به دلیل وجود شکست ساختاری در اقتصاد ایران، استفاده از آزمون «فیلیپس ـ پرون» مناسبتر بود؛ ولی آزمون «فیلیپس ـ پرون» برای مواردی است که تعداد شکستهای ساختاری بسیار کم باشد. اقتصاد ایران با شکستهای ساختاری زیادی روبرو بوده است و لذا آزمون «دیکی ـ فولر» مناسبتر خواهد بود.

3- Super Consistent.

قابل استناد می‌باشد؛ بنابراین، می‌توان از نتایج حاصل در مطالعات و پژوهشهای بعدی استفاده نمود.

۴ـ خلاصه و نتیجه‌گیری

وجود وقفه‌های تولید در اقتصاد، سبب می‌شود که نوعی چسبندگی به‌وجود آید و از این طریق، سیاستهای پولی بر محصول حقیقی و اشتغال، در چارچوب یک مدل تعادل عمومی، مؤثر واقع شوند. البته وجود وقفه‌های تولید به تنهایی کافی نبوده و جهت مؤثر بودن شوکهای پولی فرض تعدیل جزئی نرخ بهره اسمی نسبت به نرخ تورم ضروری است.

این بحث، مشابه بحثهای اساسی نئوکینزینها، از جمله قراردادهای بلندمدت فیشر، شاخص‌گذاری مزدگری، هزینه فهرست بهاء منکیو و .... می‌باشد که همگی به نوعی اثرگذاری شوکهای پولی بر اقتصاد را مؤثر می‌دانند و معتقدند که شوکهای پولی، اشتغال و محصول حقیقی را تحت تأثیر قرار داده، موجب سیکلهای تجاری می‌گردند. تفاوت این مقاله با سایر بحثهای نئوکینزینها در نحوهٔ نگرش به مسئله و اثرگذاری سیاستهای پولی بر تثبیت نوسانات اقتصادی است. در بحث گذشته، به دلیل وجود وقفه‌ها بین داده‌ها و ستانده‌ها و تصمیم‌گیری بنگاههای اقتصادی برای تولید محصول نهایی، شوکهای پولی می‌توانند محصول حقیقی را تحت تأثیر قرار دهند. نتایج تجربی مدل برای اقتصاد ایران تأییدکننده این امر است که در اقتصاد ایران طی دوره ۷۸ـ۱۳۳۸ طول وقفه بین داده‌ها ـ ستانده‌ها تقریباً برابر با یک سال بوده و سیاستهای پولی در قالب مدل تعادل عمومی در تثبیت نوسانات اقتصادی مؤثر بوده است.

نتایج حاصل از مدل پویای تورم نشان دهنده بالا بودن ضریب پایداری تورم طی دوره مورد بررسی می‌باشد. به‌طوری که ضریب پایداری تورم برابر ۰/۳۷۶ بوده و حاکی از آن است که با افزایش نرخ تورم به اندازهٔ ۱۰ درصد، به طور متوسط نرخ تورم سال بعد حدود ۳/۷۶ درصد طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است. همچنین افزایش نرخ رشد پول به اندازهٔ ۱۰ درصد، متوسط نرخ تورم را در حدود ۲/۸۵ درصد افزایش داده است. این در

حالی است که این ضریب تنها نشان‌دهنده اثر مستقیم نرخ رشد پول بر تورم سال بعد بوده و اثر غیر مستقیم آن از طریق نرخ تورم سال جاری بر تورم سال بعد بوده است. ضریب متغیر موهومی نیز نشان‌دهندهٔ اثرات زیانبار سیاستهای تعدیل اقتصادی بر تورم بوده، به‌طوری که طی سالهای ۷۳ و ۷۴ به طور متوسط سیاست مذکور موجب شده است تا نرخ تورم حدود ۳۰ درصد افزایش یابد. از آنجایی که تمامی ضرائب تکی و کلیت رگرسیون از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار بوده و کلیهٔ آزمونهای تصریح و پایداری مدل بر معتبر بودن رگرسیون برازش شده صحّه می‌گذارند و نیز آزمون هم انباشتگی انگل گرانجر وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل را مور تأیید قرار می‌دهد، می‌توان از نتایج به‌دست آمده در اقتصاد کشور استفاده نمود. از مهمترین کاربردهای نتایج تحقیق می‌توان به تخمین منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت اشاره کرد. همچنین از جمله کاربردهای دیگر نتایج تحقیق این است که با داشتن طول وقفه تولید یک، می‌توان تأثیر مانده‌های حقیقی تقاضای پول بر نرخ بیکار و اشتغال را بررسی نمود. همچنین با فرض طول وقفه تولید یک، می‌توان آثار دستمزد حقیقی و دستمزد حقیقی انتظاری را بر اشتغال مورد بررسی قرار داد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱- اصغرپور، حسین؛ **برآورد تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان: تحلیل رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از هم انباشتگی**؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده اقتصاد، تیرماه ۱۳۷۹، فصل چهارم.

۲- **گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران**؛ طی سالهای مختلف ۱۳۷۸-۱۳۴۰.

۳- یاوری، کاظم؛ **مباحث اقتصاد کلان (۲) دوره دکتری اقتصاد**؛ دانشگاه تربیت مدرس، بهار ۱۳۸۰.

4- Akerlof, J. and Yellen (1985); **Can Small Deviation from Rationality Make Significant Differences to Economic Equilibria**? " *American Economic Review* 75, pp. 708-720.

5- Assara, Lindbeck and J. Dennis Snower (1999); **Price Dynamics and Production Lags**; The *American Economic Review*, Vol 89, No. 2, pp. 81-88.

6- Basu Susanto (1995); **Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare**; *American Economic Review*, 85(3), pp. 512-31.

7- Blanchard, Oliver (1987); **Individual and Aggregate Demand Price Adjustment**; *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 57-122.

8- Fisher, Irving (1925); **Our Unstable Dollar and the So - Called Business cycle**; *Journal of the American Statistical Association*, Vol 20 (149), pp. 179-201.

9- Gray, J.A.(1976); **Wage Indexation: A Macroeconomic Approach**; *Journal of Monetary Economics* No, 2, pp. 221-235.

10- Mankiw, N.G (1985); **Small Menu Costs and large Business Cycles: A**

Macroeconomics Model of Monopoly; *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 529-538.

11- Tobin, James (1975); **Keynesian Model of Recession and Depression**; *American Economic Review*, 65(2), pp. 195-202.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی